

Análisis del B-YAACQ en consumidores de alcohol desde la teoría de respuesta al ítem

Analysis of the B-YAACQ in Alcohol Consumers Using Item Response Theory

Aaron Caycho-Caja^{a,*}, Eder Orihuela Manrique^b, Zoraida Barrios-Sallo^c, Betty Peña Tomas^d

^aUniversidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

^bUniversidad Privada del Norte, Lima, Perú

^cUniversidad César Vallejo, Trujillo, Perú

^dUniversidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú

Recibido: 21 de enero de 2025

Aceptado: 20 de mayo de 2025

Resumen

Antecedentes: el B-YAACQ es un instrumento con opción de respuesta dicotómica que mide las consecuencias de consumo de alcohol. **Objetivo:** evaluar sus propiedades psicométricas y su posible empleo como medida politómica. **Método:** se recolectó una muestra de 691 universitarios peruanos que declaran haber consumido alcohol durante los últimos doce, seis, tres meses o en el último mes. Se desarrolló (1) un modelo de teoría de respuesta al ítem (TRI) no paramétrico con un procedimiento *kernel smoothing* (KS-TRI) y, posteriormente, (2) un modelo TRI de respuesta graduada (MRG) con tratamiento del funcionamiento diferencial del ítem (DIF) según el género de los participantes. Adicionalmente, se planteó (3) un modelo predictivo de las consecuencias del consumo de alcohol a partir de una medida de depresión en un grupo de riesgo ($n = 414$). **Resultados:** el modelo no paramétrico KS-TRI reflejó como más adecuada la opción de respuesta con tres categorías. En el modelo de respuesta graduada se hallaron parámetros elevados de discriminación en todos los ítems ($a > 1.4$). El tratamiento del DIF evidenció la no invarianza en los ítems 1, 14 y 19. Finalmente, se encontró que la depresión predice las consecuencias de consumo de alcohol. **Conclusión:** el B-YAACQ refleja una estructura unidimensional con características psicométricas favorables.

Palabras clave: alcohol, depresión, teoría de respuesta al ítem, *kernel smoothing*.

Abstract

Background: The B-YAACQ is an instrument with a dichotomous response format that assesses alcohol consumption consequences. **Objective:** The study aimed to evaluate its psychometric properties and potential utility as a polytomous measure. **Method:** A sample of 691 Peruvian university students who reported alcohol use in the past twelve, six, three, or one month was collected. Analyses included: (1) a nonparametric item response theory (IRT) model using kernel smoothing (KS-IRT); (2) a graded response model (GRM) accounting for differential item functioning (DIF) by participant gender; and (3) a predictive model of alcohol consequences based on depression scores in a risk subgroup ($n = 414$). **Results:** The KS-IRT model supported a three-category response format as optimal. The GRM revealed high discrimination parameters for all items ($a > 1.4$). DIF analysis identified non-invariance in items 1, 14, and 19. Finally, depression significantly predicted alcohol-related consequences. **Conclusion:** The B-YAACQ demonstrates a unidimensional structure with favorable psychometric properties.

Keywords: alcohol, depression, item response theory, kernel smoothing.

Para citar este artículo:

Caycho-Caja, A., Orihuela, E., Barrios-Sallo, Z., & Peña, B. (2025). Análisis del B-YAACQ en consumidores de alcohol desde la teoría de respuesta al ítem. *Liberabit*, 31(1), e1048. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2025.v31n1.1048>

© Los autores. Este es un artículo Open Access publicado bajo la licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional (CC-BY 4.0).



Introducción

El consumo de alcohol es una práctica común, pero su uso excesivo puede ser riesgoso. Se señala que este suele afectar a personas entre 20 y 39 años (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2024) y un 7% de la población en el mundo mayor de 15 años tiene problemas asociados a su uso. Asimismo, en el 2019, se dieron 2.6 millones de muertes relacionadas a este, siendo más frecuente en hombres (OMS, 2024). En América, Europa y Pacífico occidental, más del 50% de personas consumen alcohol; de estos, Europa es el de mayor consumo per cápita con prevalencias de 14.8% en varones y 3.5% en mujeres (Organización Panamericana de la Salud [OPS], 2024). En Estados Unidos, el trastorno por consumo del alcohol es el más común en jóvenes mayores de 12 años (National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism, 2024). Mientras que, en América, el consumo es un 40% superior al promedio global y se asocia a problemas de salud mental, violencia y baja productividad (OPS, 2024). Lamentablemente, se espera un aumento de este consumo en los últimos 10 años, sobre todo en Asia y América (OMS, 2018).

En Perú, se destaca que un 35% de personas afrontarían un consumo problemático (Instituto Nacional de Salud Mental Honorio Delgado-Hideyo Noguchi [INSM HD-HN], 2023) que se relacionaría a diferentes tipos de violencia y accidentes (Ministerio de Salud del Perú, 2024). A pesar de los problemas señalados, su uso se ha incrementado en un 14%; del total de casos, el 76% corresponde a varones y el 24% a mujeres, con una mayor proporción de 56% de adultos, seguida de jóvenes (29%) y adolescentes (15%) (Diario Oficial El Peruano, 2023). En el caso de los universitarios, se ha hallado que un 66% de ellos bebe hasta emborracharse, un 30% de ellos señala haber tenido relaciones sexuales bajo los efectos del alcohol y este consumo puede generar preocupación en la familia de origen en un 18% de estos (Diario Oficial El Peruano, 2018), lo cual alerta del uso peligroso en esta población joven.

Se destaca que un uso social del alcohol puede progresivamente convertirse en un trastorno. Sobre esto, el Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales (DSM-IV-TR, American Psychiatric Association [APA], 1994), separaba el abuso de la dependencia alcohólica. Para la dependencia alcohólica se consideraban tres o más de diversos criterios, entre estos tolerancia y abstinencia; en el caso de abuso, bastaba un único criterio para considerar el trastorno. Ambos diagnósticos fueron integrados en el DSM-V-TR (APA, 2022) en once criterios a los cuales se les añadieron el *craving* y se retiraron los problemas legales de abuso. La nueva categoría llamada trastorno por consumo de alcohol (AUD, por sus siglas en inglés) ahora considera su gravedad según la cantidad de síntomas identificados.

Los criterios señalados (DSM-IV) fueron considerados para la creación del Cuestionario breve de consecuencias de consumo de alcohol en jóvenes (B-YAACQ, por sus siglas en inglés), elaborado por Kahler et al. (2005). Kahler et al. (2004), a partir de un estudio con el *Young Adult Alcohol Problems Screening Test* (YAAPST, Hurlbut & Sher, 1992), emplearon un enfoque no paramétrico de teoría de respuesta al ítem (TRI) basado en un ajuste suavizado Kernel (Ramsay, 1991) en el cual los autores encontraron que el YAAPST, instrumento inicialmente de opción múltiple, se adapta mejor a una medida dicotómica. A partir de este estudio, Read et al. (2006) construyeron el YAACQ de 48 ítems como medida dicotómica, al igual que el B-YAACQ (Kahler et al., 2005). Se destaca que el YAACQ fue analizado desde un modelo análisis factorial confirmatorio (AFC), mientras que el B-YAACQ fue analizado desde un enfoque Rasch, lo cual llama la atención, ya que en ninguno de estos fue considerada alguna estrategia para la elección del formato dicotómico, a excepción del estudio previo con el YAAPST. Incluso el *Drinkers Inventory of Consequences* (Miller et al., 1995), que también se tomó en cuenta para la construcción del YAACQ, tiene un formato de opción de respuesta Likert (0-3), lo cual hace pertinente la interrogante con

relación a si la elección dicotómica realmente puede ser la más adecuada.

Si bien el B-YAACQ es un instrumento que ha evidenciado características psicométricas favorables y usualmente se ha estudiado como instrumento de respuesta dicotómica, el uso de instrumentos en escala politómica podría proveer más información respecto a la intensidad de los síntomas del consumo de alcohol o su severidad. Por ejemplo, algunos autores han encontrado que los instrumentos mantienen sus propiedades, ya sea con opciones dicotómicas o politómicas (Capik & Gozum, 2015; Domínguez-Lara, 2013; Lei et al., 2020; McLauchlan et al., 2020); otros han hallado mejores resultados con opciones Likert (Rogowska et al., 2021). Hilbert et al., (2016) ha señalado que la elección del formato no solo debe atenderse a las propiedades psicométricas deseables sino a criterios prácticos. Si bien en el caso de la medición de habilidades el formato dicotómico es el más adecuado (Domínguez-Lara, 2013), la elección de este dependerá del atributo medido, lo cual debería llevar a una elección cuidadosa de la cantidad de opciones de respuesta en la cual se considere, en el presente contexto, su utilidad clínica.

Respecto a la TRI, surge como propuesta alternativa a las limitaciones de la teoría clásica de los test (TCT), y considera los ítems como unidad de sus análisis siempre y cuando se cumplan algunos supuestos (Abad et al., 2011). Este enfoque ha desarrollado diversos modelos aplicados, ya sean ítems dicotómicos, politómicos o mixtos los que se empleen en un instrumento unidimensional o multidimensional. Una variante de este es el modelo de respuesta Graduada (MRG) propuesto por Samejima (1969). En este modelo la relación entre rasgo latente y la probabilidad de respuesta viene descrita gráficamente por la curva característica del ítem (ICC). También existen modelos TRI no-paramétricos en los cuales los supuestos rígidos de la TRI son más flexibles (Rajlic, 2020), dentro de estos se encuentra el modelo de Ramsay (1991) en el cual se aplica un procedimiento *kernel smoothing* (KS-TRI). Ambos modelos son poco

empleados, incluso a pesar de la versatilidad que poseen. En el caso del B-YAACQ, el uso del procedimiento KS-TRI se ha aplicado a una versión anterior a este (YAAPST), mientras que el MRG aún no, dado que sus ítems son dicotómicos.

Diversos estudios han analizado la estructura del YAACQ y el B-YAACQ empleando tanto el AFC como enfoques basados en la TRI y se ha reportado la invarianza y el funcionamiento diferencial del ítem (DIF), respectivamente. Desde el enfoque Rasch, Zhang et al. (2019), en universitarios chinos, han dado respaldo de la medida unidimensional del B-YAACQ, aunque ha referido DIF del género en los ítems 3, 6, 8, 15 y 19; Ferreira et al. (2014), con universitarios portugueses, también apoyaron la tesis unidimensional de este; Poulton et al. (2019), con universitarios estadounidenses, señalan que los ítems 21 y 24 se muestran redundantes, además de encontrar DIF en los ítems 15 y 17; y Stamates et al. (2023), con bebedores estadounidenses hallaron seis ítems con DIF. Desde el AFC, Zamboanga et al. (2021) con muestra de universitarios de Nueva Zelanda, Australia, Canadá, USA y Argentina, aplicaron un AFC multigrupo (AFCMG) con un método de alineación (*alignement*) y reportaron DIF del B-YAACQ para la muestra argentina en el ítem 6. Bravo et al. (2019), desde un AFCMG con estudiantes de España, USA y Argentina, analizaron la versión extensa y señalaron un mejor ajuste con un ítem menos del total; Campbell et al. (2021), con muestra estadounidense, reportaron invarianza de cargas, umbrales y varianzas del YAACQ, según aspectos sociodemográficos, pero retiraron al ítem 40; de igual manera, Keough et al. (2016), con universitarios canadienses, reportaron un ajuste favorable del instrumento extenso con invarianza según el género. Espejo-Tort (2020), en muestra española, también dio respaldo para la versión breve, aunque destaca un mejor ajuste sin dos de los ítems de esta (13 y 18). Si bien el análisis de invarianza de estos estudios ha mostrado aportes importantes, algunos, como limitación, no reportan la invarianza métrica a causa de la medida dicotómica empleada (Bravo et al., 2019; Campbell et al. 2021). Se señala

que el YAACQ se ha analizado como instrumento de ocho dimensiones y se ha reportado ajuste favorable (Bravo et al., 2019; Campbell et al., 2021; Keough et al., 2016); en el caso de la versión breve, se ha sustentado la tesis unidimensional, aunque el estudio de Poulton et al. (2019) se encontró dos factores en un análisis factorial exploratorio (EFA).

Dada la excesiva demanda de atención de los servicios de adicciones, se hace necesario contar con instrumentos útiles para la evaluación de consumo de alcohol. Considerando que el B-YAACQ es un instrumento que evalúa diversos criterios del DSM, este podría de ser mucha utilidad en el contexto del diagnóstico del AUD en el cual es necesario integrar el juicio clínico con medidas adecuadas del uso de alcohol. La identificación de la gravedad del consumo mediante el B-YAACQ también permitiría un tratamiento especializado dada la severidad de este. Desde el enfoque TRI, la obtención de los parámetros de discriminación y dificultad permiten conocer aquellos ítems más útiles para identificar la severidad del consumo de alcohol y facilita la ubicación de los sujetos con un consumo problemático.

En tal sentido, el presente se justifica porque, a excepción de Argentina, no existen estudios que hayan analizado las propiedades del B-YAACQ en una muestra universitaria en el contexto latinoamericano. Asimismo, se brinda un aporte metodológico relacionado a una mayor precisión de la medida de las opciones de respuesta del instrumento desde un enfoque no paramétrico TRI, un procedimiento escasamente empleado en los estudios del YAACQ o B-YAACQ.

A partir de lo señalado, dadas las cifras alarmantes del uso de alcohol en el país andino, se hace necesario contar con un instrumento con una estructura definida, capaz de captar toda la variabilidad en las respuestas de los universitarios, un grupo de riesgo por la frecuencia de su consumo de alcohol. En tal sentido, el objetivo del presente estudio es analizar las opciones de respuesta del B-YAACQ y determinar

la pertinencia de su medida politómica o dicotómica. Asimismo, se pretende brindar evidencia de su estructura latente e invarianza según el género de los participantes desde una estrategia integrativa entre AFC y TRI (paramétrico y no paramétrico).

Método

Diseño

Es un estudio de tipo instrumental ya que analizan las características métricas de un instrumento que mide las consecuencias del consumo de alcohol (Ato et al., 2013).

Participantes

Se empleó un muestreo no probabilístico por conveniencia considerando como criterio de inclusión el haber consumido alcohol al menos una vez en su vida y durante los últimos doce meses (prevalencia de vida y anual). Fueron evaluados 691 universitarios limeños (97%), y el restante de provincias ($M = 20.5$; $DS = 4.5$); el 84% de ellos proviene de universidades privadas y el restante de públicas; el 46% son varones y un 54% mujeres. Del total, el 100%, 92%, 82% y 64% refieren haber consumido alcohol alguna vez en su vida o durante los últimos doce, seis, tres o último mes, respectivamente.

Instrumentos

El B-YAACQ (Kahler et al., 2005) es una versión breve del YAACQ con 24 ítems dicotómicos, los cuales se orientan a la medición de las consecuencias del consumo de alcohol considerando indicadores asociados al abuso y dependencia, además de algunos ítems relacionados a lagunas de la memoria producidas por la bebida (*blackout*). El instrumento se ha validado en muestra de universitarios españoles consumidores de alcohol (74% mujeres) entre los 17 y 22 años, obteniéndose medidas de ajuste favorable (RMSEA = .025; CFI = .968; TLI = .969) para un modelo unidimensional con consistencia interna elevada ($\alpha > .80$), aunque en esta versión fueron

retirados los ítems 13 y 18 (Espejo-Tort, 2020). Esta versión también mostró una fuerte asociación ($r = .721$) con la puntuación total del Test de identificación de trastornos por consumo de alcohol (AUDIT, por sus siglas en inglés) (Espejo-Tort, 2020).

El PHQ-9 (Spitzer et al., 1999) fue elaborado para medir depresión bajo los criterios del DMS-IV. Contiene nueve ítems que miden diversos síntomas depresivos medidos en formato Likert con cuatro opciones de respuesta (0-3). Respecto a los niveles, identifica depresión leve (5-9), moderada (10-14), moderadamente severa (15-19) y severa (20-27). En el Perú, Villarreal-Zegarra et al. (2019) analizaron una muestra de población general entre los 18 y 98 años con media de edad de 40 años y brindaron evidencia de validez mediante un AFC con ajuste favorable para un modelo de un factor ($CFI = .936$; $SRMR = .039$; $RMSEA = .089$) con consistencia adecuada ($\omega = .87$). Adicionalmente, reportaron la invarianza factorial según el sexo, la edad el nivel de educación y estatus socioeconómico.

Procedimiento

Se elaboró un formulario para la recolección de datos, el cual fue difundido mediante redes sociales o contactos personales. El formulario consideró la confidencialidad de la información, además este contó con el consentimiento informado por parte de los participantes voluntarios del estudio. Adicionalmente, el presente estudio se realizó considerando las normas éticas del Colegio de Psicólogos del Perú, la Declaración de Helsinki y se contó con la aprobación de un comité de ética de investigación de la Universidad Tecnológica del Perú (UTP) con código de registro 544-2024.

Análisis de datos

De acuerdo con la naturaleza ordinal de las variables, se procedió a identificar la proporción de respuestas a cada una de las cinco categorías consideradas (*nunca*, *casi nunca*, *a veces*, *casi siempre* y *siempre*), por lo cual se reportó el efecto

techo o piso presente cuando el porcentaje de respuestas a una categoría excede el 15%.

Posteriormente, se aplicó un análisis no paramétrico TRI con un procedimiento *kernel smoothing* (KS-TRI) para la estimación de las curvas características de la opción (OCC), análogas a las ICC paramétricas. Este enfoque permite considerar los ítems individuales y atiende a la pertinencia de las opciones de respuesta y su monotonicidad, es decir, la probabilidad de que el rasgo latente incremente conforme aumenta la probabilidad de elegir una categoría. Este enfoque se aplicó con las cinco categorías; no obstante, luego de la inspección visual fue necesario colapsar las categorías de tal forma que las categorías intermedias (*casi nunca*, *a veces* y *casi siempre*) fueron integradas en una sola mientras que *nunca* y *siempre* se mantuvieron como categorías extremas. Si bien no se consideraron los supuestos paramétricos, se analizó la monotonicidad de las CCO tanto antes y después de colapsar las categorías.

Una vez delimitada la cantidad de opciones de respuesta propicia, se realizó un análisis paramétrico TRI-MRG para lo cual se postuló un AFC para analizar el supuesto de unidimensionalidad, esperando índices de ajuste aceptables ($TLI \geq .92$; $CFI \geq .92$; $SRMR \leq .08$; $RMSEA \leq .08$). El AFC se realizó con la matriz de correlaciones policóricas y se empleó el estimador WLSMV, acorde a la métrica ordinal de las variables. También se consideraron los índices de ajuste del MRG para la revisión de la unidimensionalidad ($TLI \geq .95$; $CFI \geq .95$; $SRMR \leq .06$; $RMSEA \leq .06$). El MRG considera un parámetro de discriminación que hace referencia al grado de asociación del ítem con el constructo latente y un parámetro de dificultad que indica que dado un ítem con K categorías y K-1 umbrales, bajo un nivel específico de habilidad latente (teta), hay una probabilidad del 50% de que un individuo escoja la categoría k +1 o una superior en el umbral correspondiente a k (Abad et al., 2011). Luego, se procedió a analizar la independencia local a través

del análisis de la matriz de residuos ($< .2236$) y se analizó el ajuste individual de los ítems complementándose con los índices *infit* y *outfit* ($.5/1.5$), además del chi-cuadrado de Orlando Thissen (2003) con su p -valor asociado. Respecto a los parámetros de discriminación (a) y dificultad (b), se espera un valor aceptable del primero ($a > 1.35$) (Baker & Kim, 2001) y que la diferencia entre umbrales de cada ítem sea mayor a uno. Luego, se procedió a analizar la curva de información del ítem y del test, reportándose el coeficiente de confiabilidad marginal. Finalmente, se empleó el test de razón de verosimilitud (LRT) para el análisis del DIF a partir de una estrategia de dos pasos (Wang & Reeve, 2021). En el primero se seleccionaron ítems sospechosos de DIF y se separaron los ítems sin DIF. En un segundo paso los ítems sin DIF se usan como ancla para analizar los restantes ítems con DIF. El análisis se complementa con los criterios AIC, ABIC y otros, y se añade una interpretación de magnitud del efecto del DIF de los ítems individuales. En el caso de los ítems con DIF uniforme se espera que la diferencia de ítems con signo (SIDS) y sin signo (UIDS) coincida, en caso contrario, se observaría DIF no uniforme, el cual se interpreta desde un enfoque de magnitud de efecto (Cohen, 1988). Finalmente, se seleccionó un grupo de sujetos con prevalencia de consumo de alcohol durante los últimos doce, seis, tres meses y durante el último mes (grupo de riesgo) y se realizó un modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM) en el cual la depresión predice las consecuencias de consumo, ambos unidimensionales. En tal sentido, se consideró el estimador WLSMV y se interpretó el coeficiente beta desde un enfoque de magnitud de efecto.

Resultados

Se realizó el análisis estadístico descriptivo de las variables del B-YAACQ antes de colapsar sus categorías a partir del porcentaje de respuestas brindados en cada opción de respuesta (ver Tabla 1). Según lo observado, hay una proporción importante de respuestas en la primera categoría *nunca*

($> 15\%$), lo cual reflejaría el efecto suelo en esta opción de respuesta dada su predilección.

Análisis no paramétrico del B-YAACQ con procedimiento de kernel smoothing

Posteriormente, se realizó un análisis no paramétrico de los ítems a partir de la inspección visual de las curvas características de la opción (CCO). En este análisis preliminar se halló que en todos los casos las opciones de respuesta tienden a traslaparse entre sí, en especial las opciones de respuesta intermedias (*casi nunca*, *a veces* y *casi siempre*) (ver Figura 1). En tal sentido, se procedió a colapsar las respuestas en tres categorías. A partir de lo señalado, se procedió a encontrar un patrón más definido de respuesta para los 24 ítems del B-YAACQ sin el solapamiento observado en el caso anterior y reflejando que cada categoría se hace más probable a cierto nivel del rasgo latente y esta disminuye en otras regiones (monotonidad) (ver Figura 1). Además, las tres categorías logran obtener una probabilidad de respuesta más cercana a uno a comparación de la versión Likert de cinco opciones de respuesta donde las categorías intermedias tienden a tener una menor probabilidad de respuesta en su pico más alto. De igual manera, las pendientes de las OCC logran evidenciarse más pronunciadas indicando una mayor capacidad de discriminación del ítem. Adicionalmente, un 25% de sujetos tiende a obtener las puntuaciones más elevadas en todos los ítems, las cuales recaen entre el rango de 40 a 70 puntos (ver Figura 2).

Posteriormente, se analizó la distribución de los puntajes observados más altos, encontrándose que la mayor proporción de sujetos se encuentra entre el primer quintil y el percentil 50 (ver Figura 2). Solo hay menos del 5% de sujetos que tienen puntajes mayores a 50 puntos en una escala que tiene como puntaje más elevado 72 puntos.

Tabla 1

Proporción de respuestas a las categorías del B-YAACQ en formato Likert de cinco categorías e índices de ajuste y parámetros de dificultad y discriminación del B-YAACQ – MRG

Ítem	k1	k2	k3	k4	k5	outfit	infit	RMSEA	p	a	b1	b2
X1	.38	.27	.25	.07	.03	.88	.93	.01	.39	1.42	-.45	3.09
X2	.59	.21	.15	.03	.02	.77	.96	.00	.71	2.24	.29	2.50
X3	.60	.20	.11	.05	.04	.83	1.01	.03	.06	1.93	.37	2.32
X4	.77	.12	.07	.02	.02	.81	1.01	.00	.53	2.86	.85	2.40
X5	.56	.22	.16	.03	.02	.82	.97	.00	.49	1.93	.22	2.75
X6	.79	.11	.07	.02	.01	.71	1.01	.02	.18	2.84	.94	2.59
X7	.61	.19	.14	.04	.03	.81	.98	.02	.28	2.09	.37	2.52
X8	.76	.14	.05	.03	.01	.79	.98	.02	.17	2.93	.83	2.71
X9	.52	.22	.17	.05	.04	.83	.95	.00	.46	1.94	.10	2.43
X10	.53	.24	.16	.04	.03	.81	.96	.00	.45	2.03	.11	2.53
X11	.79	.13	.05	.02	.01	.86	.97	.02	.16	3.13	.90	2.57
X12	.64	.17	.12	.04	.03	.75	.98	.02	.29	2.62	.45	2.24
X13	.81	.10	.06	.02	.01	.85	.96	.03	.03	2.73	1.04	2.63
X14	.82	.09	.05	.02	.02	.90	.99	.02	.18	3.40	1.03	2.39
X15	.74	.14	.09	.02	.02	.66	1.01	.02	.30	3.00	.74	2.33
X16	.71	.18	.07	.02	.02	.62	.97	.00	.71	3.49	.64	2.27
X17	.75	.13	.09	.02	.02	.71	.93	.01	.38	4.20	.71	2.25
X18	.86	.07	.04	.01	.01	1.55	.88	.05	.00	3.68	1.17	2.71
X19	.87	.06	.04	.02	.01	.79	.88	.03	.07	4.44	1.18	2.46
X20	.83	.10	.05	.02	.01	.67	.91	.03	.07	4.24	1.00	2.43
X21	.77	.13	.06	.02	.02	.48	1.00	.03	.03	3.69	.80	2.31
X22	.87	.07	.03	.01	.01	1.18	.89	.02	.15	3.82	1.22	2.60
X23	.81	.11	.05	.02	.01	.98	.95	.03	.08	3.58	.95	2.54
X24	.75	.11	.09	.03	.02	.86	1.05	.00	.45	2.43	.83	2.43

Nota: p = valor de Orlando y Thissen; a = discriminación; b = dificultad del ítem; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; k_n = umbrales de las cinco opciones de respuesta; X_n = ítem del B-YAACQ.

Figura 1

Curvas características de la opción del ítem 15 antes y después de colapsar sus categorías

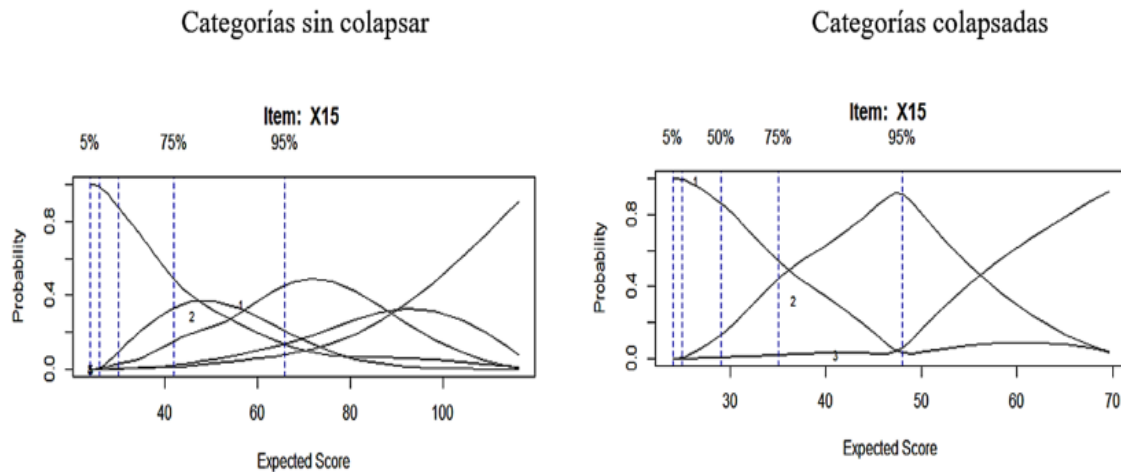
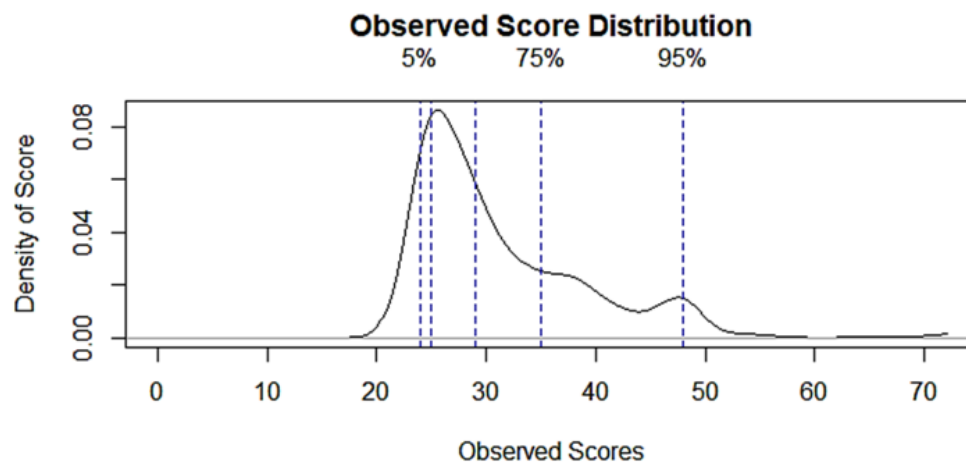


Figura 2

Distribución de los puntajes observados del B-YAACQ



Análisis paramétrico del B-YAACQ desde el modelo de respuesta graduada

Luego de colapsar las categorías a tres opciones, se procedió a plantear un análisis de respuesta al ítem desde MRG de Samejima, para lo cual inicialmente se planteó un AFC de un factor con el estimador WLSMV. Se señala que se dio respaldo para una medida unidimensional con favorable ajuste (RMSEA = .060 (95%IC .64/.56); SRMR = .054; CFI = .968;

GFI = .968); de igual manera, las cargas factoriales fueron elevadas ($\lambda > .62$) y la consistencia del factor único fue aceptable ($\omega = .95$; $\alpha = .95$). A partir de lo anterior, se sustentó la unidimensionalidad del modelo, por lo cual se prosigue con los siguientes supuestos del modelo TRI. Desde la TRI, los índices de bondad de ajuste también dan apoyo a la tesis de unidimensionalidad ($M2 = 444.6$; $df = 228$; $p = .00$; RMSEA = .037 (95%IC .31/.47); SRMR = .047; CFI = .994; TLI = .993). Al analizar la matriz de

correlación de residuales, tampoco se encontró asociaciones relevantes mayores a .2236 entre los ítems. Adicionalmente, el rango de los valores *infit* y *outfit* se encuentra entre los límites esperados (.5/1.5) y su RMSEA asociado en todos los casos es pequeño ($RMSEA < .06$), incluso el *p*-valor asociado es favorable, aunque este es sensible al tamaño de muestra (Tabla 1). De igual manera, se halló que la diferencia entre el parámetro *b* de dificultad entre el *b1* y *b2* es mayor a 1, lo cual asegura una distancia suficiente entre los umbrales para asegurar la diferenciación entre las opciones de respuesta. Asimismo, el parámetro de discriminación en el ítem 1 fue el más bajo ($a = 1.42$) y sus valores más altos son superiores a 4 (ítems 19 y 20), todos arriba del punto de corte ($a > 1.35$) (Tabla 1).

También se muestra la CCI en la que se evidencia que la distribución de las curvas es de manera decreciente, evidenciándose que cada una de las

opciones tienden a alcanzar su pico más alto cerca a la probabilidad más elevada para luego decrecer (Figura 3). Respecto a las curvas de información del ítem (CII), estas muestran que los ítems 17, 19, y 20 son los más informativos; mientras que los menos informativos son los ítems 1, 3, 10 (pertenecientes a la dimensión *blackout*) y 5, 9. Respecto a la curva de información del test (Figura 4) esta describe una meseta bimodal, lo cual indicaría que el instrumento tiende a capturar información en un grupo que experimenta menores niveles teta (θ) de consecuencias de consumo, pero conforme el rasgo latente incrementa este vuelve a disminuir; no obstante, vuelve a elevarse cerca a los dos logit para aquellos con mayores niveles de rasgo latente, lo cual haría referencia a las dos categorías consideradas en el AUD, abuso (entre 0 y 2 logit) y dependencia (entre 2 y 4 logit). Asimismo, conforme la información del test sube, el error estándar disminuye, reflejándose en una confiabilidad marginal de .862.

Figura 3

Curva característica de los ítems del B-YAACQ

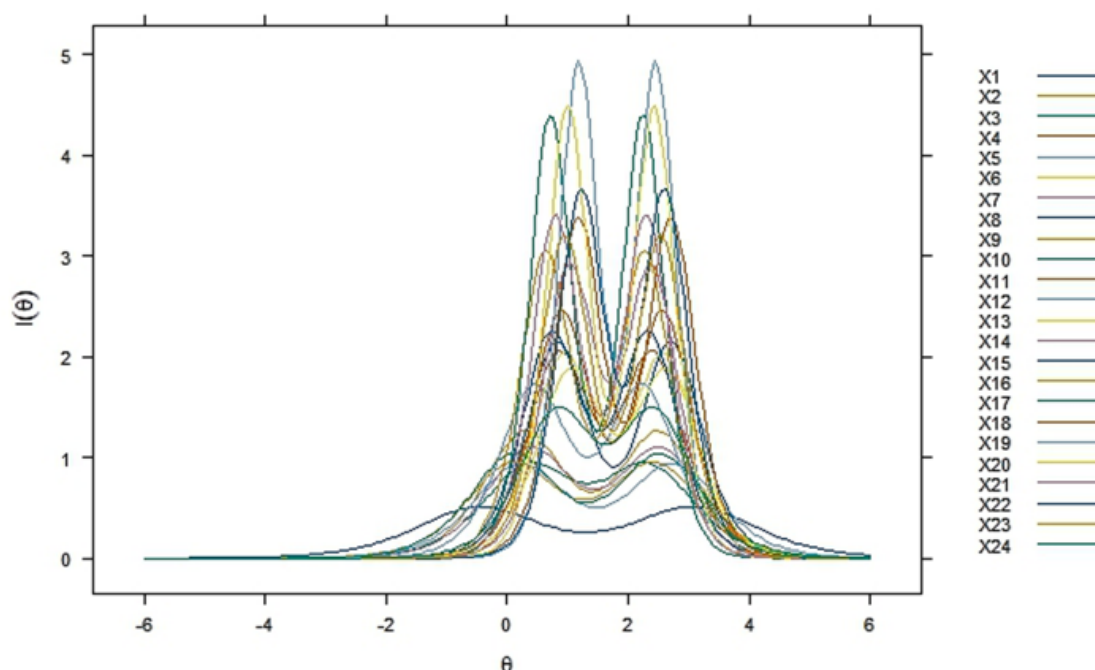
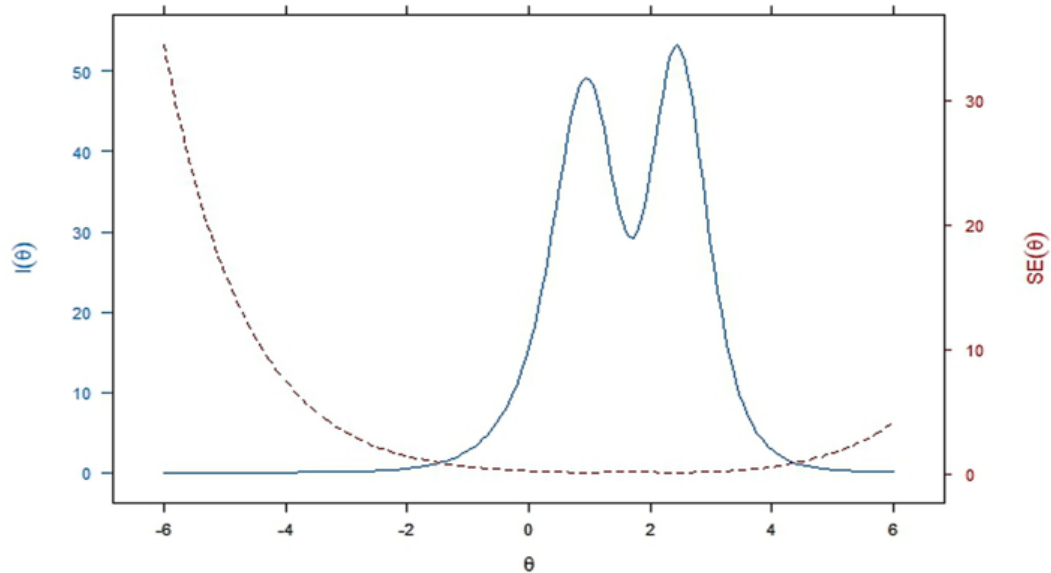


Figura 4
Curva característica del test del B-YAACQ



Funcionamiento diferencial del ítem

Posteriormente, se emplearon los índices de ajuste para poner a prueba la unidimensionalidad del modelo tanto en el grupo de varones ($M^2 = 550.4$; $df = 252$; $p = .0$; $RMSEA = .06$ [IC 95% .054/.068]; $SRMR = .067$; $TLI = .980$; $CFI = .981$) como el de mujeres ($M^2 = 466.06$; $df = 252$; $p = .00$; $RMSEA = .047$ [IC 95% .040/.054]; $SRMR = .049$; $TLI = .991$; $CFI = .992$), encontrándose que estos fueron aceptables. En ambos grupos el RMSEA es menor a .05 a excepción del ítem 18 en varones (.059).

Luego se identificó la presencia de ítems sospechosos de DIF. Aquellos fuera de este grupo se emplearon como ancla en un segundo paso. En un segundo momento, se utilizaron los ítems ancla sin DIF para confirmar la presencia de DIF de los ítems dudosos (ítems 1, 3, 14 y 19). En ambos pasos se hallaron ítems con DIF en 1, 3, 14 y 19. Asimismo, en la Tabla 2 se observa que el valor negativo del SIDS para el ítem 1 señala que el grupo focal tiene una media más baja que el grupo de referencia, lo cual se puede observar en las medias de los puntajes

esperados para el grupo focal y de referencia. Además, cuando se observa que tanto el UIDS y el SIDS coinciden, se muestra un DIF uniforme (ítem 19, 1), pero cuando este es diferente muestra el DIF no uniforme. No obstante, en relación a la magnitud de efecto, únicamente el ítem 1 y 19 mostrarían un grado mínimo necesario y los restantes serían irrelevantes.

Adicionalmente, al analizar el grupo con prevalencia de consumo de doce, seis, tres meses y de último mes (grupo de riesgo), se reporta que la depresión tuvo un efecto directo de magnitud moderada sobre las consecuencias de consumo de alcohol ($\beta = .55$; $p < .001$; $R^2 = .31$) evidenciando un ajuste favorable del modelo ($RMSEA = .045$ (95%IC .49/.50); $SRMR = .059$; $CFI = .974$; $GFI = .993$) en la población de usuarios de riesgo. Asimismo, se revela que este grupo tiene una prevalencia de depresión leve (24.7%), moderada (18.5%), moderadamente severa (13.3%) y severa (6%); mientras que el 37.4% restante no mostró depresión. Se señala que del total ($N = 691$; 100%), el grupo de riesgo es un 60% ($n = 414$).

Tabla 2*Funcionamiento diferencial del ítem (DIF) y tamaño de efecto del DIF*

	AIC	SABIC	BIC	<i>p</i>	SIDS	UIDS	ESSD	MESF	MESG
X1	-10.24	-6.15	3.37	.00*	-.15	.15	-.53	.59	.73
X3	-1.43	2.66	12.19	.06	.03	.07	.08	.46	.43
X14	-14.54	-10.45	-.93	.00*	.06	.07	.19	.22	.16
X19	-10.74	-6.65	2.88	.00*	.06	.06	.22	.16	.10

Nota: AIC = criterio de información de Akaike; BI = criterio de información bayesiano; SABIC = BIC ajustado a la muestra; *p* = *p*-valor; * = ítems con DIF; DIF = funcionamiento diferencial del ítem; SIDS = diferencia en la muestra del ítem con signo; UIDS = diferencia en la muestra del ítem sin signo; ESSD = tamaño de efecto estandarizado; MESF = media esperada del grupo focal; MESR = media esperada del grupo de referencia.

Discusión

El análisis paramétrico y no paramétrico desde la TRI, revela hallazgos interesantes en relación a la muestra de estudio, evidenciándose que el B-YAACQ es un instrumento que puede considerar tres categorías de respuesta y al mismo tiempo mostrar una estructura latente unidimensional, lo cual se discute en las líneas posteriores.

Se ha señalado que dentro de las ventajas de la TRI sobre otros enfoques es que provee mayor análisis de cada ítem que, en el caso del B-YAACQ, alude a la severidad de las consecuencias. En el presente, el análisis no paramétrico ha identificado tres categorías de respuesta asociadas de B-YAACQ, lo cual también se ha reflejado en el análisis paramétrico MRG. Bajo tal premisa, se podría considerar que las preguntas dicotómicas del instrumento limitarían la severidad de cada ítem, sobre todo si se considera que están destinados a medir abuso y dependencia al alcohol. Además, los usuarios con mayores problemas de uso de alcohol pueden enmascarar respuestas en aquellos ítems más sensibles a la gravedad de cada caso, lo cual depende de factores motivacionales asociados al reconocimiento del uso de alcohol (Miller & Rollnick, 2015). En tal sentido, la opción Likert de tres categorías permitiría un mayor margen de respuesta considerando los factores motivacionales a su uso en el cual la opción

de respuesta intermedia podría capturar a estos usuarios. Desde el AFC, el B-YAACQ también ha mostrado resultados favorables (Espejo-Tort, 2020; Zamboanga et al., 2021), aunque el formato dicotómico limita el estudio de la invarianza métrica por su medida dicotómica, lo cual da mayor sustento para el uso de la medida de tres opciones.

Al igual que otros estudios realizados con AFC o TRI, el B-YAACQ suele mostrarse como una medida unidimensional (Espejo-Tort, 2020; Ferreira et al., 2014; Stamates et al., 2023; Zamboanga et al., 2021, Zhang et al., 2019), a excepción del estudio Poulton et al. (2019). En el presente caso, tanto el AFC como las medidas de ajuste del modelo TRI refiere que el B-YAACQ es unidimensional. En relación al MRG aplicado, su uso se sustenta por lo ya señalado por Kahler et al. (2004) quienes enfatizan la ventaja de estos modelos dada la severidad de los síntomas medidos. En el presente, se mantuvo la independencia local, monotonicidad y los demás índices de ajuste favorables. En relación al MRG, todos los ítems discriminan favorablemente, aunque los más elevados fueron los ítems 17 (problemas familiares), 19 (conducir un auto) y 20 (descuido de obligaciones), útiles para diferenciar a los sujetos con mayor severidad de consecuencias experimentadas de aquellos con menor severidad; estos ítems al mismo tiempo son los más informativos.

Además, el ítem 8 (descuido de apariencia), 19 (conducir un auto) y 22 (desmayo) muestran mayor grado de dificultad en cada uno de sus umbrales, lo cual permitiría ubicar a los sujetos con mayor presencia del rasgo latente y severidad del consumo. Asimismo, respecto a la curva de información, esta muestra una forma bimodal que hace referencia tanto al abuso de alcohol y a la dependencia alcohólica. La función de información estaría ubicando a los sujetos de mayor gravedad al extremo izquierdo, es decir, hacia donde el rasgo latente incrementa. Se señala que los ítems 1 (tener resaca), 3 (lagunas de memoria) y 10 (dolor de estómago o vómito) de *blackout* no fueron muy informativos, en el contexto de lo evaluado mediante el B-YAACQ, los criterios de abuso y dependencia. Al parecer estos aportarían muy poco, por lo cual una posible versión breve podría omitir a estos.

Respecto al análisis del DIF, se identificó tres ítems con DIF de magnitud de efecto mínima necesaria. El ítem 1; 14 (despertar en lugares inesperados), con DIF en estadounidenses (Poulton et al., 2019; Zamboanga et al., 2021); y 19, con DIF en chinos (Zhang et al., 2019) y estadounidenses (Zamboanga et al., 2021). En el caso de los ítems señalados, los puntajes suelen ser más altos en el grupo de varones a excepción del ítem 1, lo cual tiene sentido, ya que hacen referencia a comportamientos más arriesgados en este grupo joven de universitarios con una prevalencia alta de uso de alcohol. En relación al ítem 1, los puntajes bajos para el grupo de varones probablemente se asocian a una mayor tolerancia por parte de estos a comparación de las mujeres.

Finalmente, se observó que la depresión logra ser un predictor de las consecuencias del consumo de alcohol y se halló un 60% de universitarios con prevalencia anual, semestral, trimestral y mensual de consumo de alcohol, por lo cual se considera un grupo de riesgo. En este grupo un 62.6% de ellos tiene algún tipo de depresión, lo cual debe alertar a las instituciones universitarias para el abordaje de este posible trastorno.

El presente estudio destaca su carácter metodológico, ya que los procedimientos empleados permiten una evaluación más realista del consumo de sustancias en el cual la gravedad de la respuesta es considerada. Asimismo, dado los problemas asociados a la atención en el contexto sanitario peruano (INSM HD-HN, 2023) y su elevada prevalencia en estudiantes, se aporta en la validación de un instrumento breve que mide las consecuencias del consumo en universitarios.

En tal sentido, los hallazgos señalan al B-YAACQ como un instrumento con propiedades psicométricas favorables para su uso en el contexto de la evaluación del consumo de alcohol. Este destaca por ser un aporte importante para la identificación de los universitarios con problemas de consumo o AUD, lo cual puede ser útil para desarrollar prevención en los sujetos sin riesgo o planes de intervención breve en los casos de menor riesgo o tratamientos más complejos en los casos más severos. Asimismo, desde la evaluación clínica, el conocimiento de los ítems más representativos a partir de su dificultad y discriminación, permiten al especialista identificar la severidad del uso de alcohol y a los sujetos con mayor o menor riesgo de consumo.

Como limitación del estudio se señala la dificultad de acceso a alguna «*gold standard*» que confirme la presencia de algún AUD o trastorno depresivo. Asimismo, al colapsarse las categorías, los análisis *post hoc* se realizaron con la misma muestra, por lo que se sugiere poner a prueba el B-YAACQ en estudios posteriores con las tres opciones sugeridas. Adicionalmente, el tipo de muestreo no probabilístico limita la generalización de los resultados a otros grupos, por lo cual se sugiere análisis posteriores con otro tipo de muestras. Además, considerando que el B-YAACQ se ha elaborado a partir de los criterios del DSM-IV, se sugiere añadir al dominio del B-YAACQ el criterio actual de AUD asociado al «deseo de consumo»; de igual manera, los ítems asociados a abuso que evalúan los «problemas de tipo judicial» también deberían ser reconsiderados dada su ausencia en la versión DSM-V-TR.

Se concluye señalando que el B-YAACQ puede ser empleado como un instrumento de opciones de respuesta politómico de tres categorías. Asimismo, cuenta con propiedades psicométricas favorables asociados a ítems altamente discriminativos, útiles para medición de la severidad del consumo de alcohol. Adicionalmente, los ítems 1, 14 y 29 mostraron DIF, por lo cual se sugiere omitirlos en los estudios con muestra peruana. También se destaca la elevada tasa de prevalencia de depresión en el grupo de consumidores de riesgo.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Responsabilidad ética

Se señaló la finalidad de la investigación a todos los participantes, además de brindarse de manera explícita el alcance de esta. Asimismo, en cada momento se mantuvo los principios éticos regulatorios de la investigación científica y se respetó el bienestar, la confidencialidad y la voluntariedad de los participantes.

Contribución de autoría

ACC: conceptualización, análisis formal, redacción borrador y original.

EOM: metodología, recursos, redacción borrador y original.

ZBS: metodología, supervisión, recursos redacción borrador y original.

BPT: metodología, recursos, redacción borrador y original.

Referencias

- Abad, F. J., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Síntesis.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th ed., [DSM-IV]). <https://psychiatryonline.org/doi/book/10.1176/appi.books.9780890420249.dsm-iv-tr>
- American Psychiatric Association. (2022). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed., text rev.). <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425787>
- Baker, F. B., & Kim, S. (1992). *Item Response Theory: Parameter Estimation Techniques*. Marcel Dekker.
- Bravo, A. J., Pilatti, A., Pearson, M. R., Read, J. P., Mezquita, L., Ibáñez, M. I., & Ortet, G. (2019). Cross-Cultural Examination of Negative Alcohol-Related Consequences: Measurement Invariance of the Young Adult Alcohol Consequences Questionnaire in Spain, Argentina, and USA. *Psychological Assessment*, 31(5), 631-642. <https://doi.org/10.1037/pas0000689>
- Campbell, K. W., Pebley, K., MacKillop, J., & Murphy, J. G. (2021). Measurement Invariance of the Young Adult Alcohol Consequences Questionnaire Across College Status, Race, and Childhood SES in a Diverse Community Sample. *Psychology of Addictive Behaviors*, 36(7), 824-836. <https://doi.org/10.1037/adb0000789>
- Capik, C., & Gozum, S. (2015). Psychometric Features of an Assessment Instrument with Likert and Dichotomous Response Formats. *Public Health Nursing*, 32(1), 81-86. <https://doi.org/10.1111/phn.12156>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed). Erlbaum.
- Diario Oficial El Peruano. (2018, 5 de setiembre). *Consumo de drogas habría aumentado en universidades*. <http://surl.li/qxracl>
- Diario Oficial El Peruano. (2023, 15 de noviembre). *¡Alerta! En 14% aumentaron las atenciones médicas relacionadas con el consumo de alcohol en Perú*. <http://surl.li/rsgyqf>
- Domínguez, S. A. (2013). ¿Ítems Politómicos o Dicotómicos? Un estudio empírico con una escala unidimensional. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 5(3), 30-37. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v5.n3.5562>
- Espejo-Tort, B. (2020). Adaptación y estudio de las propiedades psicométricas del Cuestionario de consecuencias de consumo de alcohol en jóvenes, forma breve, en muestra española. *Informació Psicològica*, 33-48. <https://doi.org/10.14635/ipsic.2020.119.5>

- Ferreira, J. A., Martins, J. S., Coelho, M. S., & Kahler, C. W. (2014). Validation of Brief Young Adult Alcohol Consequences Questionnaire (B-YAACQ): Portuguese Version. *Spanish Journal of Psychology*, 17(2). <https://doi.org/10.1017/sjp.2014.74>
- Hilbert, S., Küchenhoff, H., Sarubin, N., Nakagawa, T. T., & Bühner, M. (2016). The Influence of the Response Format in a Personality Questionnaire: An Analysis of a Dichotomous, a Likert-Type, and a Visual Analogue Scale. *TPM - Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 23(1), 3-24. <https://doi.org/10.4473/TPM23.1.1>
- Hurlbut, S. C., & Sher, K. J. (1992). Assessing Alcohol Problems in College Students. *Journal Of American College Health*, 41(2), 49-58. <https://doi.org/10.1080/07448481.1992.10392818>
- Instituto Nacional de Salud Mental Honorio Delgado-Hideyo Noguchi. (2023, 30 de noviembre). *El 35% de la población peruana tendría problemas de consumo problemático de alcohol sin reconocerlo*. <http://surl.li/seyvvi>
- Kahler, C. W., Strong, D. R., & Read, J. P. (2005). Toward Efficient and Comprehensive Measurement of the Alcohol Problems Continuum in College Students: The Brief Young Adult Alcohol Consequences Questionnaire. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 29(7), 1180-1189. <https://doi.org/10.1097/01.ALC.0000171940.95813.A5>
- Kahler, C. W., Strong, D. R., Read, J. P., Palfai, T. P., & Wood, M. D. (2004). Mapping the Continuum of Alcohol Problems in College Students: A Rasch Model Analysis. *Psychology of Addictive Behaviors*, 18(4), 322-333. <https://doi.org/10.1037/0893-164X.18.4.322>
- Keough, M. T., O'Connor, R. M., & Read, J. P. (2016). Replication and Validation of the Young Adult Alcohol Consequences Questionnaire in a Large Sample of Canadian Undergraduates. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 40(5), 1093-1099. <https://doi.org/10.1111/acer.13039>
- Lei, W., Liu, K., Zeng, Z., Liang, X., Huang, C., Gong, K., He, W., Xiang, B., Zhang, J., Zheng, X., & Chen, J. (2020). The Psychometric Properties of the Chinese Version Internet Gaming Disorder Scale. *Addictive Behaviors*, 106. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2020.106392>
- McLauchlan, J., Browne, M., Russell, A. M. T., & Rockloff, M. (2020). Evaluating the Reliability and Validity of the Short Gambling Harm Screen: Are Binary Scales Worse than Likert Scales at Capturing Gambling Harm? *Journal of Gambling Issues*, 44, 103-120. <https://doi.org/10.4309/jgi.2020.44.6>
- Miller, W. R., & Rollnick, S. (2015). *La entrevista motivacional: ayudar a las personas a cambiar*. Paidós.
- Miller, W. R., Tonigan, J. S., & Longabaugh, R. (1995). *The Drinker Inventory of Consequences (DrInC): An Instrument for Assessing Adverse Consequences of Alcohol Abuse*. Test Manual. (Project Match Monograph Series, Vol. 4). National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism. <https://www.niaaa.nih.gov/sites/default/files/match04.pdf>
- Ministerio de Salud del Perú. (2024). *Consecuencias del consumo de alcohol*. <https://www.gob.pe/30488-consecuencias-del-consumo-de-alcohol>
- National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism. (2024, noviembre). *Alcohol's Effects on Health*. <https://www.niaaa.nih.gov/publications/compreension-del-trastorno-por-consumo-de-alcohol>
- Organización Mundial de la Salud. (2018, 21 de setiembre). *El consumo nocivo de alcohol mata a más de 3 millones de personas al año, en su mayoría hombres*. <https://www.who.int/es/news/item/21-09-2018-harmful-use-of-alcohol-kills-more-than-3-million-people-each-year--most-of-them-men>
- Organización Mundial de la Salud. (2024, 9 de mayo). *Alcohol*. <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/alcohol>
- Organización Panamericana de la Salud. (2024, 25 de junio). *Cada año fallecen más de tres millones de personas, sobre todo varones, debido al consumo de alcohol y drogas*. <https://www.paho.org/es/noticias/25-6-2024-cada-ano-fallecen-mas-tres-millones-personas-sobre-todo-varones-debido-al>
- Orlando, M., & Thissen, D. (2003). Further Investigation of the Performance of S - X2: An Item Fit Index for Use with Dichotomous Item Response Theory Models.

- Applied Psychological Measurement*, 27(4), 289-298. <https://doi.org/10.1177/0146621603027004004>
- Poulton, A., Mata, A., Pan, J., Bruns, L. R., Sinnott, R. O., & Hester, R. (2019). Predictors of Adverse Alcohol Use Consequences Among Tertiary Students. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 43(5), 877-887. <https://doi.org/10.1111/acer.13988>
- Rajlic, G. (2020). Visualizing Items and Measures: An Overview and Demonstration of the Kernel Smoothing Item Response Theory Technique. *The Quantitative Methods for Psychology*, 16(4), 363-375. <https://doi.org/10.20982/tqmp.16.4.p363>
- Ramsay, J. O. (1991). Kernel Smoothing Approaches to Nonparametric Item Characteristic Curve Estimation. *Psychometrika*, 56(4), 611-630. <https://doi.org/10.1007/BF02294494>
- Read, J. P., Kahler, C. W., Strong, D. R., & Colder, C. R. (2006). Development and Preliminary Validation of the Young Adult Alcohol Consequences Questionnaire. *National Library of Medicine*, 67(1), 169-177. <https://doi.org/10.15288/jsa.2006.67.169>
- Rogowska, A. M., Kwasnicka, A., & Ochnik, D. (2021). Validation and Polish Adaptation of the Authorized Bratman Orthorexia Self-Test (ABOST): Comparison of Dichotomous and Continuous Likert-Type Response Scales. *Psychology Research and Behavior Management*, 14, 921-931. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S308356>
- Samejima, F. (1969). *Estimation of Latent Ability Using a Response Pattern of Graded Scores* (Psychometric Monograph N.º 17). Psychometric Society. <http://www.psychometrika.org/journal/online/MN17.pdf>
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & the Patient Health Questionnaire Primary Care Study Group. (1999). Validation and Utility of a Self-Report Version of PRIME-MD: The PHQ Primary Care Study. *JAMA*, 282(18), 1737-1744. <https://doi.org/10.1001/jama.282.18.1737>
- Stamates, A. L., Yang, M., & Lau-Barraco, C. (2023). Validation of the Brief Young Adult Alcohol Consequences Questionnaire Among Student and Nonstudent Young Adults. *Experimental and Clinical Psychopharmacology*, 31(3), 643-651. <https://doi.org/10.1037/pha0000615>
- Villarreal-Zegarra, D., Copez-Lonzoy, A., Bernabé-Ortiz, A., Melendez-Torres, G. J., & Bazo-Alvarez, J. C. (2019). Valid group comparisons can be made with the Patient Health Questionnaire (PHQ-9): A measurement invariance study across groups by demographic characteristics. *PloS one*, 14(9), e0221717. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0221717>
- Wang, M., & Reeve, B. B. (2021). Evaluations of the Sum-Score-Based and Item Response Theory-Based Tests of Group Mean Differences Under Various Simulation Conditions. *Statistical Methods in Medical Research*, 30(12), 2604-2618. <https://doi.org/10.1177/09622802211043263>
- Zamboanga, B. L., Wickham, R. E., George, A. M., Olthuis, J. V., Pilatti, A., Madson, M. B., Ford, K., & Dresler, E. (2021). The Brief Young Adult Alcohol Consequences Questionnaire: A Cross-Country Examination among University Students in Australia, New Zealand, Canada, Argentina, and the United States. *Drug and Alcohol Dependence*, 227. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2021.108975>
- Zhang, M. X., Pesigan, I. J. A., Kahler, C. W., Yip, M. C. W., Yu, S., & Wu, A. M. S. (2019). Psychometric Properties of a Chinese Version of the Brief Young Adult Alcohol Consequences Questionnaire (B-YAACQ). *Addictive Behaviors*, 90, 389-394. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2018.11.045>

Aaron Caycho-Caja

Instituto de Investigación de la Facultad de Ciencias de la Comunicación, Turismo y Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú.

Magíster en Psicología Clínica y de la Salud y egresado del doctorado en Psicología de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos. Investigador del Instituto de Investigación de la Facultad de Ciencias de la Comunicación, Turismo y Psicología de la Universidad de San Martín de Porres. Su interés en la investigación abarca la psicometría y adicciones.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1478-8954>

Autor corresponsal: acaychoc@usmp.pe

Eder Orihuela Manrique

Universidad Privada del Norte, Lima, Perú.

Magíster en Educación con mención en Docencia e Investigación Universitaria. Su interés en la investigación es la psicología experimental.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7447-1601>

eder.orihuela@upn.pe

Zoraida Barrios-Sallo

Universidad César Vallejo, Trujillo, Perú.

Magíster en Problemas de Aprendizaje. Su interés en la investigación abarca el área educativa.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0275-2340>

psc.zoraida@gmail.com

Betty Peña Tomas

Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú.

Magíster en Psicología Clínica con mención en terapia de Niños y adolescentes. Su interés en la investigación es la psicología clínica y adicciones.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5631-432X>

bpenat@unmsm.edu.pe