

# **Propiedades Psicométricas de la Escala de Actitud hacia Personas que Viven con VIH/ SIDA en Estudiantes de Medicina Mexicanos**

José Moral de la Rubia<sup>1</sup>  
Adrián Valle de la O<sup>2</sup>

## **Resumen**

Medir la actitud hacia personas que viven con virus de inmunodeficiencia humana y síndrome de inmunodeficiencia adquirida (PVVS) es de gran importancia para determinar si son necesarios los programas de lucha contra la discriminación hacia PVVS y poder evaluarlos. Se tiene una escala breve de siete ítems que mide esta actitud traducida al español, la Escala de Actitud y Evitación hacia PVVS (EAE-PVVS-7). Su validez de contenido ha sido comprobada, pero todavía existen muchos huecos de información sobre su estructura factorial, su distribución y sesgos en el autorreporte. Los objetivos del presente estudio son comprobar la confiabilidad por consistencia interna de la EAE-PVVS-7, determinar su estructura factorial, describir su distribución, comparar las puntuaciones en la escala entre ambos sexos y evaluar el sesgo por deseabilidad social. En este estudio instrumental, se recolectó una muestra no probabilística de 202 estudiantes de medicina mexicanos. Se aplicó la EAE-PVVS-7 y el Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder. El ítem 2 fue eliminado debido a la falta de consistencia interna en la escala. La consistencia interna de la escala integrada por seis ítems (EAE-PVVS-6) fue aceptable. El modelo de dos factores hipotetizado mostró buen ajuste a los datos cuando un parámetro de correlación entre residuos de medida fue liberada, pero no hubo validez discriminante entre los dos factores. El análisis paralelo, coordenadas óptimas y la media mínima de las correlaciones parciales elevadas al cuadrado indicaron un factor. El ajuste del modelo unifactorial fue bueno cuando el mismo parámetro fue liberado, y equivalente al de dos factores con esta corrección. La distribución de las puntuaciones en EAE-PVVS-6 mostró normalidad. La actitud promedio fue de aceptación hacia PVVS. La aceptación fue mayor en mujeres que en hombres, pero la diferencia de medias dejó de ser significativa al parcializar la deseabilidad social (puntuación total) o el autoengaño. La correlación entre EAE-PVVS-6 y la deseabilidad social fue significativa, pero su fuerza de asociación fue débil. Se concluye que la EAE-PVVS-6 presenta consis-

<sup>1</sup>Universidad Autónoma de Nuevo León. Correo electrónico: jose\_moral@hotmail.com

<sup>2</sup>Tecnológico de Monterrey. Correo electrónico: adrianvalle@usa.net

tencia interna, estructura unidimensional y sesgo de deseabilidad social pequeño debido al autoengaño.

**Palabras clave:** actitud, VIH/SIDA, estudiantes, psicometría, deseabilidad social.

### **Abstract**

Measuring the attitude toward people living with human immunodeficiency virus and acquired immunodeficiency syndrome (PLWHA) is of great importance to determine whether programs to fight against the discrimination towards PLWHA are necessary and to be able to evaluate them. There is a brief 7-item scale that assess this attitude translated into Spanish, the Scale of Attitude and Avoidance toward PLWHA (SAA-PLWHA-7). Its validity of content has been verified, but there are still many gaps in information about its factorial structure, its distribution and biases in the self-report. The objectives of the present study are to verify the internal consistency reliability of SAA-PLWHA-7, to determine its factor structure, to describe its distribution, to compare scores on the scale between both sexes, and to evaluate the bias due to social desirability. In this instrumental study, a non-probability sample of Mexican 202 medical students was collected. The SAA-PLWHA-7 and the Balanced Inventory of Desirable Responding were applied. Item 2 was removed due to the lack of internal consistency in the scale. The internal consistency of the scale composed of six items (SAA-PLWHA-6) was acceptable. The hypothesized two-factor model showed close data fit when a parameter of correlation between measurement residuals was freed, but there was no discriminant validity between its two factors. The parallel analysis, optimal coordinates, and the minimum average of partial correlations raised to square indicated one factor. The fit of the unifactorial model was close when the same parameter was freed, and equivalent to that of two factors with this correction. The distribution of scores on SAA-PLWHA-6 showed normality. The average attitude was of acceptance toward PLWHA. The acceptance was greater in women than in men, but the mean difference ceased to be significant after partializing out the social desirability (total score) or self-deception. The correlation between the scale and social desirability was significant, but its strength of association was weak. It is concluded that the scale shows internal consistency, a one-factor structure, and a small bias of social desirability due to self-deception.

**Keywords:** attitude, HIV/AIDS, students, psychometrics, social desirability.

## Introducción

Se han investigado los efectos o consecuencias de las comunicaciones que los organismos públicos realizan acerca del virus de inmunodeficiencia humana y síndrome de inmunodeficiencia adquirida (VIH/SIDA) (Fairchild et al., 2018). Más allá de aportar información basada en evidencias sobre la peligrosidad, la epidemiología, el agente viral y los factores de riesgo y protección de infección, está el efecto atemorizante para motivar la evitación de conductas de riesgo mantenidas por reforzadores positivos tanto biológicos como psicosociales, como sexo no protegido, múltiples parejas sexuales y uso de drogas por vía intravenosa compartiendo jeringuillas (Fairchild et al., 2018). Otro efecto que esta comunicación social produce es el miedo y la evitación de ciertos grupos de población, que son los más afectados por la epidemia, usualmente por estar expuestos a más factores de riesgo (Placek, Nishimura, Hudanick, Stephens y Madhivanan, 2019). La información negativa puede convertirse en estigmatización y el miedo no sólo expresarse a través de la evitación sino también a través de la agresión abierta, especialmente si hay prejuicios preexistentes que lo alimentan (Rangel, 2015). El foco de interés del presente estudio empírico de corte psicosocial recae sobre esta segunda consecuencia.

Al hallarse que el estilo comunicativo inicial tuvo un efecto estigmatizante, se ha cambiado dicho estilo y se está estimulando el desarrollo de una actitud de aceptación y no discriminación hacia PVVS (Rangel, 2015). Además, las intervenciones para modificar la actitud no sólo se están enfocando hacia población general, sino también hacia profesionales y alumnos de ciencias de la salud (Phillips et al., 2018). Para la evaluación de estas estrategias de cambio actitudinal, es importante tener un instrumento breve que mida la actitud hacia PVVS de una forma confiable y válida (Phillips et al., 2018). Precisamente, la presente investigación se centra en la comprobación de las propiedades métricas de una escala de actitud en estudiantes de ciencias de la salud mexicanos.

Se entiende por *actitud* un juicio evaluativo sobre un objeto del pensamiento, ya sea concreto o abstracto, y en su evaluación se distingue entre componentes cognitivo-emocionales y conductuales (Tobias y Wanke, 2016). La investigación cualitativa revela que las PVVS como objeto social cargado de significados reciben un juicio valorativo por su entorno y por sí mismas, que usualmente es negativo (Rangel, 2015), lo que es corroborado por investigaciones cuantitativas con instrumentos de medida para la evaluación de la actitud hacia PVVS, como las escalas de Neumann, Hülsenbeck y Seibt (2004), Varas, Neilands, Guilamo y Cintrón (2008), Prati y Pietrantonio (2016), así como Pineda y Campo (2018).

De las escalas de actitud, la más breve es la Escala de Actitud y Evitación hacia PVVS con siete ítems (EAE-PVVS-7) de Neumann et al. (2004) creada en

Alemania. Está traducida al español y fue sometida a un juicio de expertos para valorar su validez de contenido (Moral y Valle, 2019). De este estudio, se concluye que presenta validez de contenido para evaluar actitud hacia PVVS y podría ser usada con fines de investigación en el ámbito de estudiantes y profesionales de ciencias de la salud con el valor agregado de su brevedad.

Neumann et al. (2004) reportaron una consistencia interna por el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach mayor que .60 para las dos subescalas de la EAE-PVVS-7 y una correlación entre las subescalas media ( $r = .34$ ). Su valor de consistencia interna global fue aceptable ( $\alpha$  estratificada = .79). No obstante, sus autores no aportaron datos para sustentar la supuesta estructura de dos factores: actitud global y rechazo hacia manifestaciones públicas de PVVS (emocional-cognitivo) y evitación intencional (conductual).

Además, existen otros huecos de información sobre la EAE-PVVS-7. Se desconoce su distribución y si existen diferencias en el nivel de actitud entre mujeres y hombres. A su vez, la evaluación de la actitud hacia PVVS a través de un instrumento de autorreporte podría estar afectada por un sesgo de deseabilidad social, al haber una presión considerable hacia la aceptación en el ambiente docente y clínico (Sherbuk y Barakat, 2019), es decir, que la auto-descripción dada no sea sincera sino sólo inflada de forma conveniente a la situación, lo que tampoco se ha evaluado.

Por tales razones, se planteó un estudio con los siguientes cinco objetivos: 1) describir la distribución y propiedades de discriminabilidad y confiabilidad de los siete ítems que integran la EAE-PVVS-7, 2) determinar la estructura factorial con la verificación de la consistencia interna de los factores y su validez discriminante (grado de certeza de que las varianzas entre los factores son distinguibles), 3) describir la distribución de la escala, 4) comparar las puntuaciones en la escala entre ambos sexos, y 5) medir el sesgo debido a deseabilidad social.

En relación con los cinco objetivos enunciados, se esperaba:

1) Unos promedios en los ítems correspondientes a valores de aceptación y unas distribuciones con asimetría positiva en los ítems, es decir, con mayor concentración de puntuaciones por debajo de la media, debido a una actitud poblacional de aceptación y pocos casos de fuerte rechazo (Kuetz et al. 2016; Rickles, Furtek, Malladi, Ng y Zhou, 2016); así como capacidad discriminativa y consistencia interna en los siete ítems propuestos por Neumann et al. (2004) para justificar su retención.

2) Una estructura de dos factores (F1: actitud global y rechazo hacia manifestaciones públicas de PVVS y F2: evitación intencional) con consistencia interna

aceptable en la escala y validez discriminante entre los dos factores (Neumann et al., 2004).

3) Una distribución normal por ser un fenómeno actitudinal con función adaptativa social (Smerlak y Youssef, 2017) o con ligera asimetría positiva por efecto de la deseabilidad social (Milfont, 2009), reflejando el promedio de la escala una actitud global de aceptación hacia PVVS, como se reporta entre estudiantes de ciencias de la salud (Kueete et al. 2016; Ouzouni y Nakakis, 2012; Rickles et al., 2016).

4) Mayor aceptación en mujeres que en hombres en correspondencia con la actitud femenina de mayor aceptación hacia las personas que sufren discriminación (Kite y Bryant-Lees, 2016), y los resultados de estudios de actitud hacia PVVS (Kikwasi, Lukwale y Mwageni, 2017; Tang et al., 2016).

5) Efecto de la deseabilidad social sobre la escala, debido más al factor del manejo de la impresión de la deseabilidad social (deliberado) que al factor de autoengaño (automático), en correspondencia con la independencia de las dos subescalas de la EAE-PVVS con la conducta de evitación automática, pero la relación de sus factores con conducta deliberada (Neumann et al., 2004); no obstante, se espera que este efecto de la deseabilidad social sea pequeño, de tal forma que no invalide a la escala por sesgo.

## **Método**

Esta investigación instrumental tuvo un diseño ex post facto de corte transversal. Su muestreo fue no probabilístico y se usó un cuestionario de autorreporte impreso.

## **Participantes**

Se reclutó una muestra incidental de 202 participantes voluntarios en una facultad de medicina de una universidad privada de Monterrey, México. El criterio de inclusión fue ser estudiante de medicina. El criterio de exclusión fue no dar el consentimiento informado. El criterio de eliminación fue tener datos incompletos en la EAE-PVVS-7.

Todos los alumnos a los que se les invitó a formar parte de la investigación dieron su consentimiento informado. Debido al criterio de eliminación se quitaron tres casos. La aplicación del cuestionario fue colectiva en salones de clase correspondiente a segundo y tercer año de licenciatura. La colecta de los datos fue realizada entre los meses de agosto a diciembre de 2017.

El tamaño de la muestra mínimo se determinó desde los requerimientos para el análisis factorial confirmatorio de dos factores correlacionados o de un

factor y pesos de medida entre .50 y .70. Wolf, Harrington, Clark y Miller (2013) determinaron a través de un estudio con la simulación de 10,000 muestras que, al contrastar un modelo de dos factores correlacionados con tres indicadores cada uno con pesos de medida de .65, una correlación entre factores de .30 y una potencia de .80, se requiere un tamaño muestral de 180. Si la correlación entre los factores subiese a .50, entonces con 170 participantes se alcanzaría una potencia de .85. De ahí que se consideró que una muestra en torno a 200 participantes sería suficiente.

## Procedimiento

Se solicitó el consentimiento informado para participar en el estudio. Este aparecía en la primera hoja del cuestionario. No se pidió ningún dato de identificación personal para garantizar el anonimato de las respuestas. Se proporcionó el nombre de los responsables del estudio y sus direcciones de correo electrónico para solicitar información en relación con cualquier duda suscitada por este estudio. De este modo, se cumplió con las normas éticas de investigación de la American Psychological Association (2017).

## Instrumentos de medida

Escala de Actitud y Evitación hacia Personas que Viven con VIH/SIDA (EAE-PVVS-7; Neumann et al., 2004). Consta de siete ítems. Se aplicaron con un formato de respuesta cerrado con cinco categorías ordenadas de desacuerdo. Los ítems son afirmaciones sobre aspectos actitudinales y comportamentales hacia PVVS. Una mayor puntuación en la escala refleja una actitud de mayor rechazo. Se compone de dos factores: actitud global y rechazo hacia manifestaciones públicas de PVVS con cuatro indicadores (ítems de 1 al 4) con consistencia interna de  $\alpha = .61$ , y evitación intencional con tres indicadores (ítems 5 al 7) con consistencia interna de  $\alpha = .60$  (Neumann et al., 2004).

Para su traducción al español se usó el método de traducción inversa (Tsang, Royse y Terkawi, 2017). Los ítems 1 "mi actitud hacia las personas con VIH/SIDA es muy positiva", 3 "me gustaría participar en campañas por los derechos de las personas con VIH/SIDA" y 6 "no tendría ningún problema en compartir un departamento con una persona con VIH/SIDA" están redactados en sentido de aceptación (inversos) y se puntúan: 1 = "definitivamente de acuerdo", 3 = "de acuerdo", 5 = "ni de acuerdo ni en desacuerdo", 7 = "en desacuerdo" y 9 = "completamente en desacuerdo". Los ítems 2 "las personas con VIH/SIDA son demasiado exigentes en su lucha por la igualdad", 4 "es difícil tener a una persona con VIH/SIDA como amigo", 5 "yo tendría miedo de tocar a una persona con VIH/SIDA" y 7 "no me gustaría tener contacto físico con una persona con SIDA" están enuncia-

dos en sentido de rechazo (directos) y se puntúan: 9 = “definitivamente de acuerdo”, 7 = “de acuerdo”, 5 = “ni de acuerdo ni en desacuerdo”, 3 = “en desacuerdo” y 1 = “completamente en desacuerdo”. Se usó los valores 1-3-5-7-9 en lugar de 1-2-3-4-5 como una transformación lineal admisible para facilitar el ajuste a la normalidad (Bishop y Herron, 2015). En este estudio, la puntuación en la escala se obtuvo sumando las puntuaciones en los ítems y dividiendo por el número de ítems sumados, con lo que su rango potencial queda en un intervalo continuo con un valor mínimo de 1 y máximo de 9.

Previamente al presente estudio, se comprobó la validez de contenido (Moral y Valle, 2019), usando el método de Escobar y Cuervo (2008). Se usó un panel de cinco jueces. Todos ellos tenían el grado de doctor y eran expertos en psicometría y psicología social. En una escala de 1 “no cumple” a 4 “alto nivel de cumplimiento”, evaluaron cuatro propiedades: suficiencia (¿la dimensión se puede medir con el conjunto de ítems?), claridad (¿el ítem está bien escrito y se comprende fácilmente?), coherencia (¿el ítem tiene relación lógica o de contenido con la dimensión?) y relevancia (¿el ítem es esencial o importante para ser incluido en la dimensión?). Los promedios de los siete ítems en claridad, coherencia y relevancia y de las dos dimensiones en suficiencia variaron de 3.2 a 4 con una media de 3.80 ( $DE = 0.23$ ). El ítem 2 fue el que tuvo los promedios más bajos. La proporción de acuerdo (evaluación con el valor máximo) entre los cinco jueces varió de 60% a 95% con una media de 79.8% ( $DE = 12.9$ ). El acuerdo más bajo fue en suficiencia (Tabla 1).

**Tabla 1. Promedio y porcentaje de acuerdo en las cuatro características evaluadas para establecer la validez de contenido**

| EAE-PVVS              |        | Claridad | Coherencia | Relevancia | Suficiencia |
|-----------------------|--------|----------|------------|------------|-------------|
| F1                    | ítem 1 | 3.8      | 4          | 4          |             |
|                       | ítem 2 | 3.4      | 3.2        | 3.8        |             |
|                       | ítem 3 | 4        | 4          | 4          | 3.6         |
|                       | ítem 4 | 3.6      | 4          | 4          |             |
| F2                    | ítem 5 | 3.8      | 3.8        | 4          |             |
|                       | ítem 6 | 3.6      | 4          | 4          | 3.6         |
|                       | ítem 7 | 3.8      | 3.8        | 3.8        |             |
| Porcentaje de acuerdo | F1     | 70%      | 80%        | 95%        | 60%         |
|                       | F2     | 73.3%    | 86.7%      | 93.3%      |             |

Fuente: elaborada por los autores.

Notas.  $k = 5$  jueces. F1 = actitud global y rechazo hacia manifestaciones públicas de PVVS y F2 = Evitación intencional hacia PVVS.

Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder (BIDR; Paulhus, 1998). Desde los resultados de la adaptación en México (Moral, García y Antona, 2012), se redujo el inventario a sus 20 ítems directos. La escala de respuesta de los ítems es tipo Likert con siete categorías ordenadas a las que se asignan valores en un rango de 1 (no cierto) a 7 (muy cierto). Las puntuaciones en el inventario y sus dos factores se obtienen por la suma simple de las puntuaciones en los ítems. Mayor puntuación refleja una mayor tendencia a inflar el autorreporte en un sentido socialmente deseable. A sus 20 ítems subyace una estructura de dos factores. Un factor es manejo de la impresión con 10 ítems, su consistencia interna fue aceptable ( $\alpha = .71$ ) y evalúa la tendencia a sobrevalorar las cualidades propias. El otro factor es autoengaño con 10 ítems, también su consistencia interna fue aceptable ( $\alpha = .76$ ) y evalúa la tendencia a minusvalorar los propios defectos. La consistencia interna de los 20 ítems directos fue aceptable ( $\alpha = .77$ ) (Moral al., 2012). En la presente muestra, los 20 ítems del inventario tuvieron una consistencia interna aceptable ( $\alpha$  ordinal = .79), los 10 ítems de manejo de la impresión aceptable ( $\alpha$  ordinal = .76) y los 10 ítems de autoengaño próxima a aceptable ( $\alpha$  ordinal = .69).

### Análisis de datos

Para el primer objetivo de analizar los ítems, la discriminabilidad se comprobó por dos criterios. Un criterio fue una diferencia significativa entre los grupos de puntuaciones altas (iguales o mayores que el percentil 75) y bajas (iguales o menores que el percentil 25) en la escala (suma de ítems puntuados en sentido de rechazo), al ser contrastada por la prueba U de Mann-Whitney. El otro criterio fue que la diferencia media fuese mayor que un octavo del rango:  $> (9-1)/8 = 1$ . La consistencia interna se verificó por la correlación poliserial del ítem con la suma de los restantes ítems ( $r_{PS(i, i)}$ ) y la alfa ordinal de la escala sin incluir al ítem ( $\alpha_{-i}$  ordinal). Una correlación significativa y mayor o igual que .30 y un descenso de la alfa ordinal en comparación con su valor al ser incluido el ítem fueron los criterios de consistencia interna.

Para el segundo objetivo de determinar la estructura factorial, se usó análisis factorial confirmatorio (AFC) y exploratorio (AFE). Ambos análisis se aplicaron sobre la matriz de correlación policórica. Dichas correlaciones se estimaron por el método de Dos Pasos para Máxima Verosimilitud. Se contrastó el supuesto de normalidad bivariada en cada correlación por la prueba chi-cuadrado y el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA). Se consideró que el supuesto se cumplía en caso de mantenerse la hipótesis nula de bondad de ajuste con una probabilidad  $> .05$  por la prueba chi-cuadrado y con una probabilidad  $> .10$  para la hipótesis nula de  $RMSEA < .05$  (Jöreskog, 2005).

Primero se contrastó el modelo factorial esperado y ante su falta de validez discriminante se optó por explorar uno nuevo y someterlo a contraste por AFC. Cabe matizar que, al aplicarse este segundo AFC sobre la misma muestra en la que se hizo el AFE, se trata de un análisis complementario al exploratorio para reportar la bondad de ajuste del modelo en la muestra, no es propiamente un contraste o evidencia adicional de validez de constructo, lo que requeriría una muestra independiente (Lloret, Ferreres, Hernández y Tomás, 2014).

En el AFC, la función de discrepancia se optimizó por el método de Máxima Verosimilitud. Se estimaron los parámetros con un intervalo de confianza del 95%. La bondad de ajuste se valoró por medio de ocho índices: prueba chi-cuadrada ( $p$  de  $\chi^2$ ), probabilidad de Bollen-Stine por muestreo repetitivo con la simulación de 2,000 muestras aleatorias ( $BS_p$ ), índice de bondad de ajuste ( $GFI$ ) y su variante ajustada ( $AGFI$ ), índices normado de ajuste ( $NFI$ ), índice comparativo de ajuste ( $CFI$ ), error de aproximación cuadrático medio ( $RMSEA$ ) y residuo cuadrático medio ( $SRMR$ ). Siguiendo a Byrne (2016), valores de  $p$  de  $\chi^2 > .05$ ,  $BS_p > .05$ ,  $GFI$ ,  $RFI$ ,  $NFI$  y  $CFI \geq .95$ ,  $AGFI \geq .90$  y  $RMSEA$  y  $SRMR \leq .05$  reflejan un buen ajuste; y valores de  $p$  de  $\chi^2 > .01$ ,  $BS_p > .01$ ,  $GFI$ ,  $RFI$ ,  $NFI$  y  $CFI \geq .90$ ,  $AGFI \geq .85$ ,  $RMSEA \leq .075$  y  $SRMR < .10$  reflejan un ajuste aceptable. La parsimonia de los modelos se evaluó por el índice de parsimonia ( $PR$ ). Valores de  $PR$  entre 1 y .75 se interpretaron como parsimonia alta, entre .74 y .50 media, entre .49 y .25 baja y < .25 muy baja.

Se comparó la bondad de ajuste entre el modelo esperado y el modelo especificado a partir de los resultados del AFE por la diferencia entre los estadístico chi-cuadrado ( $\Delta\chi^2$ ) y las diferencias entre los índices  $NFI$  ( $\Delta NFI$ ) y  $CFI$  ( $\Delta CFI$ ). Hay diferencia significativa cuando  $p$  de  $\Delta\chi^2 \leq .05$  y  $\Delta NFI$  and  $\Delta CFI \geq .01$  (Byrne, 2016).

La consistencia interna de la escala y de sus factores se estimó por el coeficiente omega ( $\omega$ ), debido a que los ítems eran congenéricos (Chalmers, 2018). Se interpretó que valores de  $\omega$  entre .60 y .69 indican una consistencia interna cuestionable, entre .70 y .79 aceptable, entre .80 y .89 buena y entre .90 y 1 excelente. La validez discriminante se comprobó por una correlación al cuadrado entre los factores menor que dos tercios y menor que la varianza media extraída de cada factor (Voorhees, Brady, Calantone y Ramirez, 2016). La varianza media extraída y el coeficiente  $\omega$  se calcularon desde los pesos de medida en el AFC y las cargas en la matriz estructural en el AFE.

En el AFE, el número de factores se determinó por la convergencia entre los resultados del análisis paralelo, coordenadas óptimas y promedio mínimo de las correlaciones parciales al cuadrado (Courtney, 2013). Se utilizó el método de

Residuos Mínimos para extraer factores y Promax para rotar la matriz de cargas factoriales.

En relación al tercer objetivo de describir las distribuciones, se contrastó el ajuste a la normalidad por las pruebas de Kolmogorov y Smirnov con la corrección de Lilliefors ( $|D_{max}|$ ) y de D'Agostino y Pearson ( $K^2$ ).

Para el cuarto objetivo de comparar las puntuaciones entre ambos sexos, se usó la prueba t de Student para dos muestras independientes. Debido al incumplimiento del supuesto de normalidad, los intervalos de confianza se estimaron por muestreo repetitivo con la simulación de 2,000 muestras aleatorias. El tamaño del efecto se estimó por el estadístico g corregido de sesgo. La comparación de medias entre factores se hizo por la prueba t de Student para datos emparejados y el tamaño del efecto se estimó por la d de Cohen. Valores en el estadístico g o d menores que .20 se consideró un tamaño del efecto trivial, de .20 a .49 pequeño, de .50 a .79 mediano y mayor o igual que .80 grande (Moeyaert, 2017).

Para el quinto objetivo de medir el sesgo de deseabilidad social, se calculó la relación lineal entre la escala y el BIDR por el coeficiente de correlación producto momento de Pearson. Se comprobó el supuesto de normalidad bivariada por las pruebas de asimetría y curtosis para normalidad multivariada. Se compararon las correlaciones entre mujeres y hombres por la prueba q de Cohen. La fuerza de asociación de una correlación en valor absoluto entre .10 y .30 se consideró pequeña, entre .30 y .49 media, entre .50 y .69 grande, entre .70 y .89 muy grande y  $\geq .90$  unitaria (Byrne, 2016). Se parcializó la varianza de la deseabilidad social, al comparar las medias en EAE-PVVS entre ambos sexos, usando análisis de covarianza, para comprobar la sustantividad de la relación entre sexo y actitud.

Los contrastes fueron bilaterales y el nivel de significación fue de .05. Los cálculos se hicieron con SPSS 24, módulo R versión 2.4 para SPSS 24, AMOS 16, LISREL 8.52 y Excel 2013

## Resultados

### Descripción de la muestra

Con respecto al sexo, 9 de los 199 participantes (4.5%) no respondieron a esta pregunta. Entre los 190 participantes que sí indicaron su sexo, 51.1% eran mujeres y 48.9% hombres. El porcentaje de ambos sexos fue estadísticamente equivalente por la prueba binomial ( $p = .828$  probabilidad exacta bilateral). Todos ellos dijeron ser solteros. La media de la edad fue 19.81 con una desviación estándar de 1.16 y un rango de 9 (entre 17 y 26). Su distribución mostró ligera asimetría

positiva,  $S_k = 0.70$ , IC al 95% (0.36, 1.04), y fuerte leptocurtosis,  $K_3 = 4.33$ , IC al 95% (3.66, 5.01), debido a que las edades se concentraron en los valores de 20 (44.7%) y 19 (26.6%) años, ya que eran alumnos de segundo (67.7%) y tercer año de carrera (32.3%). El 79% indicó ser cristiano católico, 8% cristiano no católico, 10.5% ateo o agnóstico, 1.5% creyente sin religión definida y 1% budista.

De los 198 estudiantes que respondieron a la pregunta sobre su orientación sexual, 94.9% indicó ser heterosexual y 5.1% no heterosexual (3.5% bisexual y 1.5% homosexual). No hubo diferencias en orientación sexual por sexos ( $\chi^2[1, N = 182] = 0.17, p = .681$ ). Respecto a la prueba del VIH, 83.9% (167 de 199) reportaron no haberse hecho la prueba y 75.9% (148 de 195) no conocer su estatus de VIH. En sus prácticas clínicas, 10.1% (20 de 173) de los estudiantes reportaron haber atendido clínicamente a PVVS.

### **Distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems**

En la Tabla 2, se presentan las propiedades de los ítems. Ninguno presentó efecto suelo o techo (concentración del 90% o más de su distribución en el valor mínimo o el valor máximo, respectivamente). Al ser puntuados en sentido de mayor rechazo, la mediana correspondió a un valor de 3 (“en desacuerdo”) en seis ítems. En el ítem inverso 6 fue 5 (“ni de acuerdo ni en desacuerdo”). El rango de todos los ítems fue 8, presentando casos en los cinco valores (de 1 a 9). El rango semintercuartílico en cinco ítems representó el 12.5% de su rango total y en los ítems 1 y 6 el 25%, por tanto su variabilidad fue intermedia. Salvo el ítem 1 que fue simétrico, el resto mostró asimetría. La simetría fue positiva en cinco ítems ( $S_{kp} > .10$ ) y sólo fue negativa en el ítem inverso 6. Los ítems directos y el ítem inverso 3 mostraron platicurtosis o colas adelgazadas con respecto a una distribución normal ( $K_{pc} < -.05$ ). Los otros dos ítems inversos presentaron leptocurtosis o colas engrosadas con respecto a una distribución normal, especialmente el ítem 1. La media de las diferencias entre los grupos de puntuaciones altas y bajas en la escala fue 2.72. Con un mínimo de 1.84 y un máximo de 3.27, todas estas diferencias fueron significativas, por tanto los siete ítems fueron discriminativos. Además, presentaron consistencia interna ( $r_{PS} \geq .30$  y  $\alpha_{t-i} \text{ ordinal} < \alpha_t \text{ ordinal} = .74$ ), salvo el ítem 2 ( $r_{PS} = .16$  y  $\alpha_{t-i} \text{ ordinal} = .77 > \alpha_t \text{ ordinal}$ ).

**Tabla 2. Descriptivos, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems**

| Ítem | Porcentaje de las cinco puntuaciones de cada ítem |      |      |      |     | Estadísticos descriptivos |                        |                       |                       |                      | Discr. | Consistencia interna  |                    |
|------|---|------|------|------|-----|---------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|--------|-----------------------|--------------------|
|      | 1   | 3    | 5    | 7    | 9   | <i>Mdn</i>                | <i>R<sub>SIQ</sub></i> | <i>Sk<sub>p</sub></i> | <i>K<sub>pc</sub></i> | <i>Z<sub>U</sub></i> |        | <i>r<sub>PS</sub></i> | Ord $\alpha_{t-i}$ |
| 1*   | 30.2  | 41.7 | 22.6 | 4.0  | 1.5 | 3                         | 2                      | 0                     | 0.24                  | -6.52***             | .40    | .706                  |                    |
| 2    | 14.1  | 36.2 | 33.2 | 14.6 | 2.0 | 3                         | 1                      | 0.33                  | -0.10                 | -5.09***             | .16    | .765                  |                    |
| 3*   | 16.6  | 40.7 | 32.7 | 9.0  | 1.0 | 3                         | 1                      | 0.33                  | -0.10                 | -7.12***             | .46    | .695                  |                    |
| 4    | 21.1  | 37.7 | 28.6 | 12.1 | 0.5 | 3                         | 1                      | 0.33                  | -0.10                 | -7.63***             | .53    | .676                  |                    |
| 5    | 38.7  | 38.7 | 12.6 | 7.0  | 3.0 | 3                         | 1                      | 0.33                  | -0.10                 | -8.42***             | .55    | .670                  |                    |
| 6*   | 14.1  | 28.1 | 25.6 | 28.1 | 4.0 | 5                         | 2                      | -0.33                 | 0.07                  | -6.93***             | .40    | .710                  |                    |
| 7    | 21.1  | 33.2 | 32.2 | 10.6 | 3.0 | 3                         | 1                      | 0.33                  | -0.10                 | -7.67***             | .48    | .691                  |                    |

Fuente: elaborada por los autores.

*Notas.* Los siete ítems están puntuados en el sentido de rechazo. Se señala con un asterisco los ítems inversos, es decir aquellos que están redactados en el sentido de aceptación. *Mdn* = mediana, *R<sub>SIQ</sub>* = rango semi-intercuartílico, *Sk<sub>p</sub>* = coeficiente de asimetría percentílico, *K<sub>pc</sub>* = coeficiente de curtosis percentílico corregido, *Z<sub>U</sub>* = estadístico estandarizado de la prueba U de Mann-Whitney cuando se comparan los grupos de puntuaciones bajas ( $\leq$  percentil 25) y altas ( $\geq$  percentil 75) en la escala, *r<sub>PS</sub>* = correlación poliserial entre el ítem and el resto de la escala (sin el ítem), Ord  $\alpha_{t-i}$  = alfa ordinal de la escala excluido el ítem.

### Estructura factorial y consistencia interna y validez discriminante de los factores

El ítem 2 fue eliminado debido a la falta de consistencia interna en la escala. Se calcularon las correlaciones policóricas entre los seis ítems restantes, y éstas variaron de .19 a .47 con una media de .35. Al contrastar el supuesto de normalidad bivariada subyacente, se mantuvo por el estadístico RMSEA ( $p > .10$  para  $H_0$ : RMSEA  $< .05$ ) en las 15 correlaciones y por la prueba chi-cuadrado con una  $p > .05$  en dos casos y  $p > .01$  en doce casos; por tanto, se satisfizo adecuadamente el supuesto.

A continuación, se contrastó el modelo esperado de dos factores correlacionados sin el ítem 2. La solución fue admisible y todos los parámetros fueron significativos (Gráfica 1). Los factores de actitud global y rechazo hacia manifes-

taciones públicas de PVVS tuvo una consistencia interna cuestionable ( $\omega = .64$ ), al igual que el de evitación intencional ( $\omega = .65$ ). La varianza compartida fue muy grande ( $r^2 = .81$ ), mayor que dos tercios y mayor que la varianza media extraída de cada factor (.37 y .39, respectivamente), por tanto carecieron de validez discriminante. La bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado y la probabilidad por muestreo repetitivo de Bollen-Stine. Los índices GFI, AGFI y SRMR mostraron buen ajuste y los índices NFI, CFI y RMSEA un ajuste aceptable. La parsimonia (PR = .53) fue media (Tabla 3).

Tras revisar los índices de mejora de ajuste, se liberó un parámetro, introduciéndose una correlación entre los residuos de medida de los ítems 3 y 7. Con esta corrección, la solución fue admisible. Todos los parámetros fueron significativos (Gráfica 2). Empeoró la validez discriminante con una varianza compartida del 92.2% y la parsimonia pasó a ser baja (PR = .47). No obstante, la bondad de ajuste fue buena por todos los índices y mejoró significativamente en comparación con el modelo sin corregir. (Tabla 3).

**Tabla 3. Índices de ajuste de los modelos**

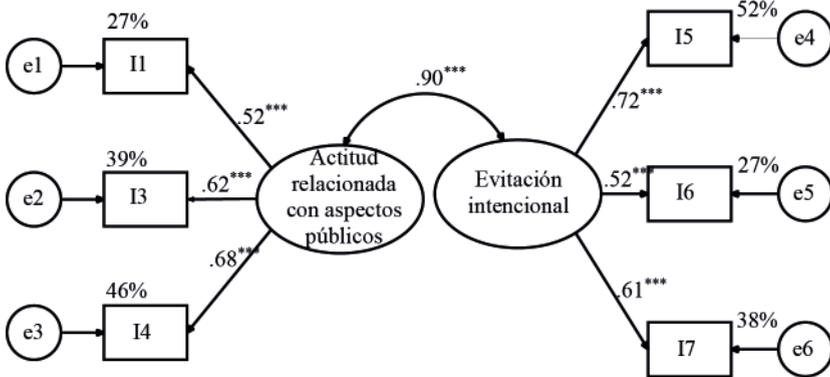
| Índice de ajuste | Interpretación |            | Modelo       |                        |              |                     |
|------------------|----------------|------------|--------------|------------------------|--------------|---------------------|
|                  | Bueno          | Aceptable  | Dos factores | Dos factores corregido | Un factor    | Un factor corregido |
| $\chi^2$         |                |            | 22.402       | 10.995                 | 24.731       | 11.291              |
| $gl$             |                |            | 8            | 7                      | 9            | 8                   |
| $p$              | > .05          | > .01      | .004         | .139                   | .003         | .186                |
| $\chi^2/df$      | < 2            | < 3        | 2.800        | 1.571                  | 2.748        | 1.411               |
| B-S $p$          | > .05          | > .01      | .003         | .134                   | .003         | .187                |
| $GFI$            | $\geq .95$     | $\geq .90$ | .963         | .981                   | .961         | .981                |
| $AGFI$           | $\geq .90$     | $\geq .85$ | .902         | .944                   | .908         | .951                |
| $NFI$            | $\geq .95$     | $\geq .90$ | .915         | .958                   | .906         | .957                |
| $CFI$            | $\geq .95$     | $\geq .90$ | .942         | .984                   | .937         | .987                |
| $RMSEA$          |                |            | .095         | .054                   | .094         | .046                |
| (90%IC)          | $\leq .05$     | $\leq .08$ | [.050, .143] | [0, .111]              | [.051, .139] | [0, .102]           |
| $p-close$        | > .10          | > .05      | .051         | .398                   | .048         | .488                |
| $SRMR$           | $\leq .05$     | $\leq .08$ | .047         | .035                   | .049         | .035                |
| $PR$             | $\geq .75$     | $\geq .50$ | .533         | .467                   | .600         | .533                |
| $\Delta\chi^2$   |                |            |              | 11.407                 |              | 13.439              |
| $\Delta df$      |                |            |              | 1                      |              | 1                   |

|                          |        |        |
|--------------------------|--------|--------|
| <i>p</i>                 | .001   | < .001 |
| $\Delta\chi^2/\Delta df$ | 11.407 | 13.439 |

Fuente: elaborada por los autores.

*Notas.* Prueba de chi cuadrado:  $\chi^2$  = estadístico de contraste, *g*<sup>l</sup> = grado de libertad, *p* = valor de probabilidad para el estadístico de contraste,  $\chi^2/g^l$  = relación entre el estadístico chi cuadrado y sus grados de libertad, BS *p* = probabilidad por muestreo repetitivo de Bollen-Stine con la simulación de 2,000 muestras aleatorias, GFI = índice de bondad de ajuste, AGFI = índice de bondad de ajuste ajustado, NFI = índice de ajuste normado, CFI = índice de ajuste comparativo, RMSEA (IC 90 %) = estimación puntual del error de aproximación cuadrático medio y estimación por intervalo con nivel de confianza al 90%, *p*-close = valor de probabilidad para H<sub>0</sub>: RMSEA < .05, SRMR = residuo estandarizado cuadrático medio, PR = razón de parsimonia de James, Mulaik y Brett, prueba de la diferencia de los estadísticos chi cuadrado:  $\Delta\chi^2$  = estadístico diferencial,  $\Delta g^l$  = grado de libertad, *p* = valor de probabilidad., y  $\Delta\chi^2/\Delta df$  = cociente entre estadístico diferencial y sus grados de libertad.

**Gráfica 1. Modelo de dos factores calculado por Máxima Verosimilitud**



Fuente: elaborada por los autores.

*Notas.* Datos de entrada: Matriz correlación policórica. Método: Máxima Verosimilitud. Significación: método de muestreo repetitivo de percentiles corregidos de sesgo con la creación de 2,000 muestras al azar. \*\*\* *p* ≤ .001.

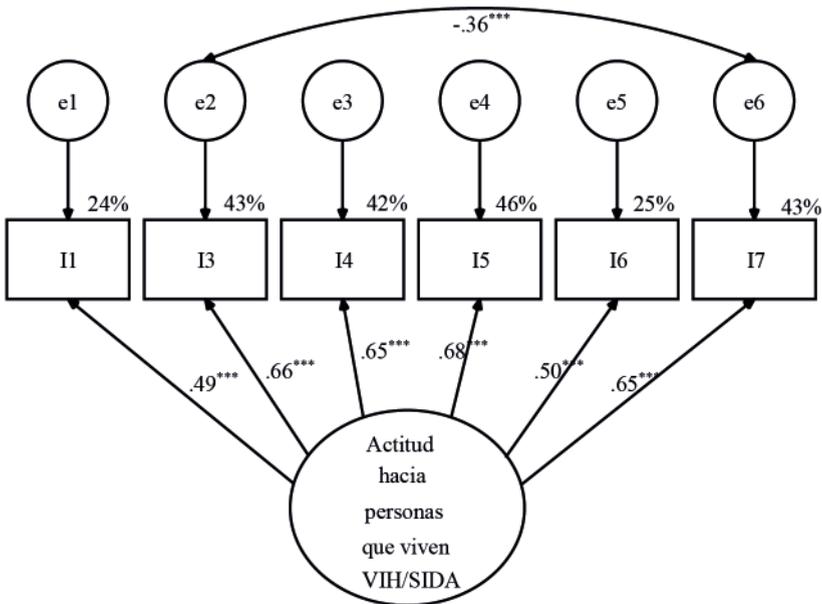
Debido a las debilidades de consistencia interna y validez discriminante en los factores, se optó por explorar una nueva estructura factorial. El análisis paralelo, coordenadas óptimas y la media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado convergieron en un factor. Al extraer el factor las cargas factoriales variaron de .51 a .70 con una media de .59. La consistencia interna fue aceptable ( $\omega = .77$ ).

A continuación, se contrastó el modelo de un factor con seis indicadores sugerido por el análisis factorial exploratorio. La solución fue admisible. Todos los parámetros fueron significativos. El factor mostró una consistencia interna aceptable ( $\omega = .77$ ). La bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado y la probabilidad por muestreo repetitivo de Bollen-Stine. Los índices GFI, AGFI y SRMR mostraron buen ajuste y los índices NFI, CFI y RMSEA un ajuste aceptable.

La parsimonia fue media (PR = .60).

Tras revisar los índices de mejora de ajuste, se liberó un parámetro, la correlación entre los residuos de los ítems 3 y 7, como se hizo en el modelo esperado. Con esta corrección, la solución siguió siendo admisible. Todos los parámetros fueron significativos (Gráfica 2). Mejoró ligeramente la confiabilidad compuesta ( $\omega = .78$ ) y el ajuste fue bueno por todos los índices. Precisamente, hubo un incremento significativo de la bondad de ajuste en el modelo revisado. Además, se conservó una parsimonia media (Tabla 3).

**Gráfica 2. Modelo de un factor con una correlación entre los residuos de medición calculado por la Máxima Verosimilitud**



Fuente: elaborada por los autores.

*Notas.* Datos de entrada: Matriz correlación policórica. Método: Máxima Verosimilitud. Significación: método de muestreo repetitivo de percentiles corregidos de sesgo con la creación de 2,000 muestras al azar: \*\*\*  $p \leq .001$ .

Al comparar los modelos de uno y dos factores sin corregir, la bondad de ajuste fue equivalente entre ellos ( $\Delta\chi^2[1] = 2.33, p = .127$ ), al igual que entre el modelo de un factor y dos factores corregidos ( $\Delta\chi^2[1] = 0.30, p = .586$ ).

El modelo de un factor presentó mejores propiedades que el de dos factores correlacionados. En ambos modelos, la bondad de ajuste fue equivalente, pero el modelo de un factor mostró mejor consistencia interna y más parsimonia. A su vez, el modelo de dos factores tuvo un problema severo de validez discriminante. La correlación unitaria entre los dos factores indica que son indistinguibles y constituyen un único factor. La división de ítems generada por los factores especificados resulta arbitraria.

Al comparar los pesos de medida del modelo de un factor con residuos independientes por la prueba  $Z$ , usando la corrección de Bonferroni para el nivel de significación ( $\alpha_c = .05/30 = .0017$ ), las diferencias en 24 de las 30 comparaciones fueron significativas. Por tanto, los ítems son congenéricos. No obstante, el coeficiente alfa ordinal, que requiere ítems tau-equivalentes (equivalencia en pesos de medida), dio el mismo valor que el coeficiente  $\omega$ , que no lo requiere. Cabe mencionar que si la confiabilidad se calculara por coeficiente  $\alpha$  de Cronbach también sería aceptable ( $\alpha = .71$ ).

### **Distribución de las puntuaciones en la escala en la muestra total y por sexo**

Debido a su unidimensionalidad pasó a denominarse escala de actitud hacia PVVS con seis ítems (EA-PVVS-6). Las puntuaciones en EA-PVVS-6 se obtuvieron sumando los seis ítems seleccionados (puntuados en sentido de rechazo) y dividiendo por seis, por lo que sus valores pueden variar en un rango continuo de 1 a 9. La media aritmética de EA-PVVS-6 fue 3.65, IC al 95% (3.47, 3.82) y su desviación estándar fue 1.27, IC al 95% (1.15, 1.41). El perfil de la distribución fue simétrico y mesocúrtico. La distribución de las puntuaciones en EA-PVVS-6 se ajustó a la normalidad por la prueba de D'Agostino y Pearson ( $K^2 = 1.02$ ,  $p = .601$ ), pero no por la prueba de Kolmogorov y Smirnov con la corrección de Lilliefors ( $|D_{max}| = 0.08$ ,  $p = .003$ ). Debido al perfil acampanado en el histograma, se consideró que la distribución de las puntuaciones en EA-PVVS-6 se aproxima a una distribución normal (Tabla 4).

La distribución de la EA-PVVS-6 se ajustó a la normalidad en la muestra de hombres tanto por la prueba de Kolmogorov y Smirnov con la corrección de Lilliefors como por la prueba de D'Agostino y Pearson con un nivel de significación de .05. En la muestra de mujeres, la hipótesis nula de normalidad se mantuvo por la prueba de D'Agostino y Pearson con un nivel de significación de .05 y por la prueba de Kolmogorov y Smirnov con la corrección de Lilliefors con un nivel de significación de .01 (Tabla 4).

La media en EA-PVVS-6 de los hombres ( $M = 3.86$ ) fue significativamente

mayor que la de las mujeres ( $M = 3.45$ ) por la prueba t de Student ( $t[188] = -2.23$ ,  $p = .027$ , asumiendo igualdad de varianzas:  $F[1, 188] = 2.07$ ,  $p = .152$ ). El tamaño del efecto del sexo sobre la actitud fue pequeño,  $g = 0.32$  (Tabla 4).

**Tabla 4. Descriptivos y contraste de la normalidad para las puntuaciones en EAE-PVVS-6**

| Estadístico          | Total           | Mujer           | Hombre          |       |
|----------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------|
| <i>N</i>             | 199             | 97              | 93              |       |
| <i>Min-Max</i>       | 1-7.67          | 1-6             | 1-7.67          |       |
| <i>M</i>             | 3.645           | 3.447           | 3.857           |       |
| (IC al 95%)          | (3.468, 3.822)  | (3.213, 3.680)  | (3.575, 4.139)  |       |
| <i>DE</i>            | 1.267           | 1.159           | 1.369           |       |
| (IC al 95%)          | (1.153, 1.405)  | (1.055, 1.285)  | (1.246, 1.518)  |       |
| <i>Sk</i>            | 0.168           | -0.022          | 0.191           |       |
| (IC al 95%)          | (-0.170, 0.506) | (-0.502, 0.458) | (-0.299, 0.681) |       |
| <i>K<sub>3</sub></i> | 0.090           | -0.328          | 0.085           |       |
| (IC al 95%)          | (-0.582, 0.763) | (-1.279, 0.623) | (-0.885, 1.056) |       |
| 10                   | 1.667           | 1.667           | 2               |       |
| 20                   | 2.667           | 2.533           | 2.933           |       |
| 25                   | 3               | 2.667           | 3.000           |       |
| 30                   | 3               | 3               | 3.067           |       |
| 40                   | 3.333           | 3.333           | 3.333           |       |
| Percentil 50         | 3.667           | 3.333           | 3.667           |       |
| 60                   | 4               | 3.667           | 4               |       |
| 70                   | 4.333           | 4               | 4.667           |       |
| 75                   | 4.333           | 4.333           | 4.667           |       |
| 80                   | 4.667           | 4.467           | 5               |       |
| 90                   | 5.333           | 5               | 5.667           |       |
| K-S-L                | $ D_{max} $     | 0.081           | 0.095           | 0.072 |
|                      | <i>p</i>        | .003            | .031            | .200  |
| DP                   | $K^2$           | 1.019           | 0.465           | 0.612 |
|                      | <i>p</i>        | .601            | .793            | .737  |

Fuente: elaborada por los autores.

*Notas.* *N* = tamaño de la muestra, *Min* = valor mínimo, *Max* = valor máximo, *M* = media aritmética, *DE* = desviación estándar para muestra, *Sk* = coeficiente de asimetría para muestra basado en el momento central de tercer orden, *K<sub>3</sub>* = exceso de curtosis para muestra basado en el momento central de cuarto orden, (IC al 95%) = intervalo de confianza al 95% basado en la distribución normal. Prueba de Kolmogorov y Smirnov para la normalidad con corrección de significación de Lilliefors:  $|D_{max}|$  = estadístico de contraste, y *p* = valor de probabilidad. Prueba de normalidad de D'Agostino y Pearson:  $K^2$  = estadístico de contraste y *p* = valor de probabilidad.

## Evaluación del sesgo por deseabilidad social

La correlación entre la EA-PVVS-6 y la puntuación total del BIDR fue significativa, negativa y con una fuerza de asociación pequeña en mujeres y la muestra total (Tabla 5). A más deseabilidad social se reporta menos rechazo hacia PVVS. No obstante, la EA-PVVS-6 fue independiente del BIDR en hombres y no hubo diferencias entre las correlaciones de ambos sexos,  $q$  de Cohen = -0.17, IC

al 95% (-0.45, 0.13),  $Z = -1.11$ ,  $p = .267$ , lo que apunta hacia la debilidad de esta asociación.

Un resultado semejante se obtuvo con el factor de autoengaño, pero con correlaciones más altas en mujeres y muestra total, así como diferencia significativa entre ambos sexos,  $q$  de Cohen = -0.33, IC al 95% (-0.62, -0.04),  $Z = -2.25$ ,  $p = .024$ , lo que indica que la asociación es sustantiva y atribuible a las mujeres.

La actitud hacia PVVS fue independiente del factor de manejo de la impresión en la muestra total, de mujeres y hombres, y no hubo diferencias entre las correlaciones de ambos sexos,  $q$  de Cohen = -0.02, IC al 95% (-0.31, 0.27),  $Z = -0.15$ ,  $p = .884$ . El supuesto de normalidad bivariada se mantuvo en las tres correlaciones en las tres muestras por las pruebas de asimetría y curtosis para normalidad multivariada (Tabla 5).

Al parcializar la varianza de la puntuación total del BIDR o del autoengaño, la diferencia de medias en EA-PVVS-6 entre ambos sexos dejó de ser significativa ( $F[1, 185] = 3.48$ ,  $p = .064$  y  $F[1, 186] = 3.82$ ,  $p = .052$ , respectivamente).

**Tabla 5. Correlaciones entre EAE-PVVS-6 y discapacidad social**

| BIDR | Muestra | <i>n</i> | <i>r</i> (IC al 95%) | Significación |          | Test multivariado |          |          |          |
|------|---------|----------|----------------------|---------------|----------|-------------------|----------|----------|----------|
|      |         |          |                      |               |          | Asimetría         |          | Curtosis |          |
|      |         |          |                      | <i>t</i>      | <i>p</i> | <i>U</i>          | <i>p</i> | <i>W</i> | <i>p</i> |
|      | Total   | 197      | -.15 (-.29, -.01)    | -2.07         | .040     | 3.22              | .200     | 1.70     | .793     |
| PT   | Mujer   | 95       | -.20 (-.40, -.01)    | -1.99         | .049     | 0.67              | .715     | 5.55     | .343     |
|      | Hombre  | 93       | -.04 (-.25, .17)     | -0.39         | .697     | 2.19              | .335     | 2.31     | .705     |
|      | Total   | 198      | -.18 (-.32, -.04)    | -2.57         | .011     | 2.40              | .301     | 1.09     | .881     |
| AE   | Mujer   | 96       | -.35 (-.54, -.16)    | -3.65         | <.001    | 1.90              | .387     | 3.28     | .576     |
|      | Hombre  | 93       | -.04 (-.24, .17)     | -0.33         | .740     | 2.54              | .281     | 0.79     | .922     |
|      | Total   | 198      | -.09 (-.23, .05)     | -1.28         | .202     | 0.05              | .978     | 3.10     | .599     |
| MI   | Mujer   | 96       | -.06 (-.26, .15)     | -0.54         | .590     | 0.31              | .856     | 3.92     | .501     |
|      | Hombre  | 93       | -.03 (-.24, .17)     | -0.33         | .745     | 0.29              | .865     | 0.96     | .899     |

Fuente: elaborada por los autores.

*Notas.* *n* = observaciones emparejadas, *r* (IC al 95%) = coeficiente de correlación producto-momento de Pearson, y su estimación por intervalo con un nivel de confianza al 95%. Significación del coeficiente *r*: *t* = estadístico de contraste, y *p* = probabilidad a dos colas. Test multivariado = prueba de normalidad multivariada basada en la asimetría (*U* = estadístico de contraste, y *p* = valor de probabilidad) y en la curtosis (*W* = test estadístico de contraste, y *p* = valor de probabilidad). BIDR: PT = Puntuación total en el Inventario Balanceado de Discapacidad Social al Responder, AE = Autoengaño y MI = Manejo de la impresión.

## Discusión

Se formuló como primer objetivo analizar los ítems de la EAE-PVVS-7 para descartar aquéllos con anomalías distribucionales o que incumplieran con los criterios de discriminabilidad y confiabilidad. Conforme a otros estudios en población de estudiantes de ciencias de la salud (Kuetz et al. 2016; Rickles et al., 2016) y a las políticas de no discriminación implementadas por los programas docentes y servicios sanitarios (Secretaría de Salud de Nuevo León, 2018), la mediana de ningún ítem fue de rechazo. Las medianas en seis de los siete ítems correspondieron a un valor de aceptación no extremo y el promedio fue de respuesta neutra en el ítem 6, redactado en sentido inverso a la actitud de rechazo medida, y cuyo contenido hace referencia a tener problemas en compartir un departamento con una PVVS. Probablemente, este mayor promedio sea atribuible al implicar esta situación personal un mayor riesgo de exposición accidental por descuidos. Asimismo, se cumplió la expectativa de asimetría positiva en cinco de los siete ítems. La mayoría de las puntuaciones fueron de aceptación y pocas puntuaciones correspondieron a valores de fuerte rechazo (cola a la derecha). El ítem 1 fue simétrico centrado en un promedio de aceptación y sólo ítem 6 mostró una asimetría opuesta, ya que la mayoría de los participantes optaron por respuestas de indiferencia (valor 5) o rechazo (valor 7) y pocos por respuestas de aceptación (1 o 3). Precisamente, fue el ítem con promedio de actitud indiferenciada. Por tanto, ningún ítem ameritó eliminarse por anomalías distribucionales.

Aunque el ítem 2 cumplió con los dos criterios de discriminabilidad, no satisfizo los dos criterios de confiabilidad, por lo que ameritó eliminarse. El resto de los ítems cumplieron con los criterios de discriminabilidad y confiabilidad. El ítem 2 califica a las PVVS como muy exigentes en su lucha por la igualdad. Es el ítem más impersonal en su redacción y se asemeja más a los ítems de las escalas de autoritarismo (Onraet, Van Hiel, De Keersmaecker y Fontaine, 2017), por lo que pudo resultar menos homogéneo en su contenido al resto de la escala. Precisamente, este ítem obtuvo los promedios más bajos en coherencia, claridad y relevancia al comprobarse la validez de contenido de la escala a través de un juicio de expertos.

El segundo objetivo enunciado fue determinar la estructura factorial de la escala. Se esperaba una estructura de dos factores correlacionados desde las dos subescalas propuestas por Neumann et al. (2004), así como validez discriminante entre los factores, pero no se cumplió la expectativa. Al explorar el número de factores, los distintos criterios empíricos convergieron en un factor. Al especificar un factor, se resolvió el problema de validez discriminante. Se logró una consistencia interna aceptable en el factor único cuando los dos factores tuvieron niveles de confiabilidad cuestionables por el coeficiente omega. Todos los pesos de medida fueron mayores que .50 y el promedio alcanzó un valor de .59. Además, el ajuste

fue bueno una vez liberado un parámetro, la correlación entre los residuos de los ítems 3 y 7, conservándose una parsimonia media.

Esta corrección evidencia que existe una relación inversa entre estos dos ítems fuera del modelo unidimensional de actitud. Indica la existencia de un subgrupo de estudiantes quienes no tienen ningún inconveniente en tener contacto físico con PVVS, pero no participarían en campañas a favor de los derechos de estas personas. Se trata de una relación paradójica, independiente de la actitud general y existente en un subgrupo de la muestra.

Neumann et al. (2004) no reportaron la consistencia interna global de la EAE-PVVS. En la sección de introducción, se estimó un valor de .79 a través del coeficiente alfa estratificado. Otro método para hacer esta estimación es a través de la fórmula de Spearman que relaciona la confiabilidad con la longitud de un test unidimensional (Eisinga, Te-Grotenhuis y Pelzer, 2013). Desde este planteamiento, la confiabilidad del test también sería aceptable. Si se amplía el primer factor de cuatro ítems con una confiabilidad cuestionable de .61 a siete ítems, su confiabilidad subiría a aceptable ( $\alpha = .73$ ); si se amplía el segundo factor de tres ítems con una confiabilidad cuestionable de .60 a siete ítems, su confiabilidad también sería aceptable ( $\alpha = .78$ ). Este rango de valores entre .73 y .78 es concordante con los resultados de la presente investigación, con lo que se confirmó la expectativa de un nivel aceptable en la confiabilidad global de la escala.

El tercer objetivo fue describir la distribución de la escala. Se esperaba normalidad al medirse un rasgo actitudinal con función adaptativa en el entorno social (Smerlak y Youssef, 2017). Alternativamente, pudiera existir una ligera asimetría positiva por efecto de la deseabilidad social (Milfont, 2009), ya que la presión ambiental a aceptar a PVVS podría motivar que la mayoría expresase aceptación y muy pocos estudiantes mostrasen actitudes de rechazo y rechazo radical. El ajuste a la normalidad de la distribución de EA-PVVS-6 fue bueno en la muestra de hombres y presentó una buena aproximación a la normalidad en la muestra de mujeres y en la muestra total. Precisamente, la deseabilidad social no tuvo ningún efecto en el reporte de la actitud en hombres y su efecto fue pequeño en mujeres y en la muestra total. A su vez, se esperaba una actitud global de aceptación hacia PVVS en correspondencia con otros estudios (Kuetze, et al. 2016; Ouzouni y Nakakis, 2012; Rickles et al., 2016) y la política pública (Secretaría de Salud de Nuevo León, 2018). La hipótesis se confirmó claramente. La actitud tanto en mujeres como en hombres y en la muestra conjunta fue de aceptación. Conforme al modelo de distribución normal al que se aproximan las puntuaciones en la escala, la actitud parece tener una función adaptativa, ya que existe una presión social hacia la aceptación dentro del entorno clínico-académico al que pertenecen los participantes del estudio (Sherbuk y Barakat, 2019).

El cuarto objetivo era comparar las medias en la escala entre ambos sexos. Se esperaba una mayor aceptación entre mujeres que en hombres en consonancia con una actitud de mayor aceptación hacia las personas que sufren estigmatización y discriminación (Kite y Bryant-Lees, 2016), menor autoritarismo y mayor empatía (Onraet et al., 2017), asimismo, por los resultados de otros estudios sobre actitud hacia PVVS (Kikwasi et al., 2017; Tang et al., 2016). Los datos sin considerar el efecto de la deseabilidad social apoyaron esta expectativa. No obstante, al parcializar la varianza de la puntuación total en deseabilidad social o del autoengaño, la relación entre sexo y actitud no fue sustantiva. El menor promedio de las mujeres es efecto de una mayor tendencia a elegir de forma automática (no intencional) las opciones de respuestas socialmente mejor juzgadas, lo que podría ser explicado por los esquemas de rol de género femenino internalizados (Baez et al., 2017).

Finalmente, el quinto objetivo formulado fue medir el efecto de la deseabilidad social sobre la escala. Se consideró que el modelo de dos factores para deseabilidad social: manejo de la impresión y autoengaño (Farrow, Burgess, Wilkinson y Hunter, 2015; Paulhus, 1998). Neumann et al. (2004) hallaron que la actitud implícita (tiempo de reacción al elegir entre dos adjetivos de valencia positiva o negativa para calificar imágenes de personas con o sin VIH/SIDA) está relacionada con conducta de evitación automática, pero no con conducta de evitación deliberada o propositiva. Por el contrario, la actitud explícita está relacionado con conducta de evitación deliberada, pero es independiente de la conducta de evitación automática. De estos hallazgos, se podría sospechar de un sesgo provocado por la deseabilidad social y en concreto de manejo de la impresión que es un proceso deliberado (Farrow et al., 2015). No se cumplieron las expectativas. Los presentes datos indican que la varianza compartida entre la deseabilidad social y la actitud sólo es del 2.1% en la muestra total. La escala es independiente del manejo de la impresión (más deliberado) y está relacionada con el autoengaño (más automático). En hombres, la escala está libre de sesgo y, en mujeres, hay un sesgo muy pequeño provocado por el autoengaño. Por tanto, estos resultados no confirman claramente el resultado previo de Neumann et al. (2004) con una muestra pequeña de estudiantes de psicología, por lo que se requiere un nuevo estudio en el que se mida actitud implícita, pudiéndose considerar las matizaciones metodológicas indicadas por Blanton y Jaccard (2015).

Como limitaciones del estudio cabe señalar que la técnica de muestreo empleada fue no probabilística, por lo que las inferencias deben tomarse con la debida cautela dentro de la población de estudiantes de medicina en la que se hizo el estudio; asimismo, hay que considerar el contexto académico en el que se colectaron los datos. No obstante, el tamaño muestral fue suficiente para las técnicas de análisis usadas, alcanzándose una potencia mayor que .99 en el modelo

de un factor con seis indicadores y mayor que .85 en el modelo de dos factores correlacionados (Wolf et al., 2013).

En conclusión, en esta muestra de estudiantes de medicina de una universidad privada del noreste de México, la EAE-PVVS-7 presenta un ítem con problemas de confiabilidad. Tras su eliminación, resulta una medida de actitud unidimensional y con consistencia interna aceptable. La distribución de sus puntuaciones muestra una buena aproximación a la normalidad. El promedio de los hombres es mayor que el de las mujeres, pero esta diferencia finalmente es espuria al parcializar la varianza de la deseabilidad social (puntuación total) o del autoengaño, cuyo efecto sobre la escala es pequeño. La EA-PVVS-6 es independiente del manejo de la impresión en hombres y mujeres, pero no del autoengaño en mujeres.

Se aconseja el uso y estudio de la EA-PVVS-6 entre estudiantes y profesionales de la salud con el valor agregado de su brevedad y simplicidad. Se requieren aportar evidencias de validez de constructo concurrente con escalas que midan conceptos relacionados, como homonegatividad, autoritarismo de ala derecha y religiosidad. Asimismo, se requiere comprobar su validez criterial con otros instrumentos que evalúen actitud y estigmatización hacia PVVS. También, se sugiere comprobar la invarianza del modelo unidimensional entre ambos sexos y su estabilidad temporal.

## Referencias

- American Psychological Association. (2017). Ethical principles of psychologists and code of conduct. With the 2016 amendment to standard 3.04. Washington, DC: APA. Recuperado de <https://www.apa.org/ethics/code/>
- Baez, S., Flichtentrei, D., Prats, M., Mastandueno, R., García, A. M., Cetkovich, M., y Ibáñez, A. (2017) Men, women...who cares? A population-based study on sex differences and gender roles in empathy and moral cognition. *PLoS ONE*, 12(6), e0179336. doi: 10.1371/journal.pone.0179336
- Bishop, P. A., y Herron, R. L. (2015). Use and misuse of the Likert item responses and other ordinal measures. *International Journal of Exercise Science*, 8(3), 297-302.
- Blanton, H., y Jaccard, J. (2015). Not so fast: ten challenges to importing implicit attitude measures to media psychology. *Media Psychology*, 18(3), 338-369. doi: 10.1080/15213269.2015.1008102
- Byrne, B. (2016). *Structural equation modelling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming (3a ed.)*. New York: Routledge Academic. doi: 10.4324/9781315757421
- Chalmers, R. P. (2018). On misconceptions and the limited usefulness of ordinal alpha. *Educational and Psychological Measurement*, 78(6), 1056-1071. doi: 10.1177/0013164417727036
- Courtney, M. G. R. (2013). Determining the number of factors to retain in EFA: Using the SPSS R-Menu v2.0 to make more judicious estimations. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 18(8). doi: 10.2147/JHL.S35483
- Eisinga, R., Te-Grotenhuis, M., y Pelzer, B. (2013). The reliability of a two-item scale: Pearson, Cronbach or Spearman-Brown? *International Journal of Public Health*, 58(4), 637-642. doi: 10.1007/s00038-012-0416-3
- Escobar, J., y Cuervo, A. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación a su utilización. *Avances en Medición*, 6(1), 27-36.
- Fairchild, A. L., Bayer, R., Green, S. H., Colgrove, J., Kilgore, E., Sweeney, M., y Varma, J. K. (2018). The two faces of fear: A history of hard-hitting public health campaigns against tobacco and AIDS. *American Journal of Public Health*, 108(9),

1180-1186. doi: 10.2105/AJPH.2018.304516.

Farrow, T. F. D., Burgess, J., Wilkinson, I. D., y Hunter, M. D. (2015). Neural correlates of self-deception and impression-management. *Neuropsychologia*, 67(1), 159-174. doi: 10.1016/j.neuropsychologia.2014.12.016.

Jöreskog, K. G. (2005). Structural equation modeling with ordinal variables using LISREL. Recuperado de <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/ordinal.pdf>

Kikwasi, G. J., Lukwale, S. R., y Mwageni, E. A. (2017). A study of first year students' attitude towards HIV and AIDS. *Global Journal of Health Science*; 9(7), 117-126. doi: 10.5539/gjhs.v9n7p117

Kite, M. E., y Bryant-Lees, K. B. (2016). Historical and contemporary attitudes toward homosexuality. *Teaching of Psychology*, 43(2), 164-170. doi: 10.1177/0098628316636297

Kuete, M., Huang, Q., Rashid, A. Lan-Ma, X. Yuan, H. F., Escalera, J. P., ... Zhang, H. P. (2016). Differences in knowledge, attitude, and behavior towards HIV/AIDS and sexually transmitted infections between sexually active foreign and Chinese medical students. *BioMed Research International*. Article ID 4524862, 1-10. doi: 10.1155/2016/4524862.

Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., y Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361

Milfont, T. L. (2009). The effects of social desirability on self-reported environmental attitudes and ecological behavior. *The Environmentalist*, 29(3), 263-269. doi: 10.1007/s10669-008-9192-2

Moeyaert, M., Ugille, M., Beretvas, S. N., Ferron, J., Bunuan, R., y Van den Noortgate, W. (2017). Methods for dealing with multiple outcomes in meta-analysis: a comparison between averaging effect sizes, robust variance estimation and multi-level meta-analysis. *International Journal of Social Research Methodology*, 20(6), 559-572. doi: 10.1080/13645579.2016.1252189

Moral, J., García, C. H., y Antona, C. J. (2012). Traducción y validación del Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder en una muestra probabilística de estudiantes universitarios mexicanos. *Revista de Psicología GEPU*, 3(2), 54-72.

Moral, J., y Valle, A. (2019). Correlatos y predictores de la homonegatividad en estudiantes de medicina mexicanos. *Revista Interacciones*, 5(3), e187. Disponible

en: <http://dx.doi.org/10.24016/2019.v5n3.187>

Neumann, R., Hülsenbeck, K., y Seibt, B. (2004). Attitudes towards people with AIDS and avoidance behavior: Automatic and reflective bases of behavior. *Journal of Experimental Social Psychology*, 40(4), 543-550. doi: 10.1016/j.jesp.2003.10.006.

Onraet, E., Van Hiel, A., De Keersmaecker, J., y Fontaine, J. R. J. (2017). The relationship of trait emotional intelligence with right-wing attitudes and subtle racial prejudice. *Personality and Individual Differences*, 110, 27-30. doi: 10.1016/j.paid.2017.01.017.

Ouzouni, C., y Nakakis, K. (2012). HIV/AIDS knowledge, attitudes and behaviours of student nurses. *Health Science Journal*, 6(1), 129-150.

Paulhus, D. L. (1998). *Manual for balanced inventory of desirable responding: Version 7 (BIDR-7)*. Toronto: Multi-Health Systems.

Phillips, C. J., Caine, V., Dewart, G., de Padua, A., de la Cruz, A. M., Rickards, T., ... Gagnon, M. (2018). Teaching HIV-specific content for pre-licensure nursing and health professions students: a review and synthesis. *AIDS Care*, 30(12), 1614-1621. doi: 10.1080/09540121.2018.1510108

Pineda, C. A., y Campo, A. (2018). Estudio psicométrico de una escala de actitud frente al VIH-SIDA en estudiantes de psicología de dos escuelas colombianas. *Duazary*, 15(1), 51-59. doi: 10.21676/2389783X.2022.

Placek, C. D., Nishimura, H., Hudanick, N., Stephens, D., y Madhivanan, P. (2019). Reframing HIV stigma and fear. *Human Nature*, 30(1), 1-22. doi: 10.1007/s12110-018-09335-z

Prati, G., y Pietrantonio, L. (2016). Bifactor and item response theory analyses of health care workers' attitudes toward HIV-infected people. *European Journal of Psychological Assessment*, 1-8. doi:10.1027/1015-5759/a000379.

Rangel, Y. Y. (2015). Narrativas del riesgo respecto del VIH/sida en México. De letal a crónica y del estigma a los derechos humanos. *Revista de El Colegio de San Luis*, 5(9), 200-219. doi: 10.21696/rcsl592015612

Rickles, N. M., Furtek, K. J., Malladi, R., Ng, E., y Zhou, M. (2016). Pharmacy student attitudes and willingness to engage in care with people living with HIV/AIDS. *American Journal of Pharmaceutical Education*, 80(3), article 45. doi: 10.5688/ajpe80345

Secretaría de Salud de Nuevo León (2018). Programa y plan de trabajo 2018 con estrategias para educación primaria, prevención combinada, diagnóstico oportuno y acompañamiento del Consejo Estatal para la Prevención y Control del (COESI-DA) del Estado de Nuevo León. Recuperado de [http://transparencia.nl.gob.mx/archivos/Anexo\\_1\\_SS\\_1527195337.pdf](http://transparencia.nl.gob.mx/archivos/Anexo_1_SS_1527195337.pdf)

Sherbuk, J. E., y Barakat, L. A. (2019). Training the next generation of HIV providers: impact of trainees on patient satisfaction in an urban HIV clinic. *AIDS Care*, 31(1), 41-44. doi: 10.1080/09540121.2018.1476663

Smerlak, M., y Youssef, A. (2017). Limiting fitness distributions in evolutionary dynamics. *Journal of Theoretical Biology*, 416, 68-80. doi: 10.1016/j.jtbi.2017.01.005

Tang, W., Zhuang, X., Zhao, H., Pang, C., He, Y., Liu, F., ... He, D. (2016). HIV/AIDS-related stigma among medical students in Beijing, China. *International Journal of Clinical and Experimental Medicine*, 9(5), 8743-8748.

Tobias, T., y Wanke, M. (2016). *Attitudes and attitude change* (2a ed.), London: Psychology Press. doi: 10.4324/9781315754185

Tsang, S., Royse, C. F., y Terkawi, A. S. (2017). Guidelines for developing, translating, and validating a questionnaire in perioperative and pain medicine. *Saudi Journal of Anaesthesia*, 11(Suppl 1), S80-S89. doi: 10.4103/sja.SJA\_203\_17

Varas, N., Neilands, T. B., Guilamo, V., y Cintrón, F. N. (2008). Desarrollo de la Escala sobre el Estigma Relacionado con el VIH/SIDA para Profesionales de la Salud mediante el uso de métodos mixtos. *Revista Puertorriquena de Psicología*, 19(1), 183-215.

Voorhees, C. M., Brady, M. K., Calantone, R., y Ramirez, E. (2016). Discriminant validity testing in marketing: an analysis, causes for concern, and proposed remedies. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 44(1), 119-134. doi: 10.1007/s11747-015-0455-4

Wolf, E. K., Harrington, K. M., Clark, S. L., y Miller, M W. (2013) Sample size requirements for structural equation models an evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and Psychological Measurement*, 76(6), 913-934. doi: 10.1177/0013164413495237.