

Artículo Original

Análisis psicométrico de la escala de actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas en adolescentes tardíos y adultos jóvenes peruanos

Psychometric analysis of the attitudes toward early sexual relationships scale in late adolescents and young adults in Peru

Dyaneth Lorena Gálvez Carrizales¹ 

Nélida Mamani Ilaquita¹ 

Andy Sánchez-Villena² 

Mariné Estefa Huayta-Meza³ 

Oscar Javier Mamani-Benito² 

¹Universidad Peruana Unión , Escuela de Posgrado. Lima, Perú

²Universidad Señor de Sipán , Facultad de Ciencias de la Salud. Chiclayo, Perú

³Universidad Peruana Unión , Facultad de Ciencias Empresariales. Lima, Perú

Editor responsable: Ángel Ricardo Rolón Ruiz Díaz , Ministerio de Salud Pública y Bienestar Social, Centro Médico Nacional- Hospital Nacional , Departamento de Docencia e Investigación. Itauguá, Paraguay.

Revisor 1: Luis Palao-Loayza , Universidad Villanueva , Madrid, España.

Revisor 2: José Miguel Palacios González , Universidad Nacional de Asunción , Facultad de Filosofía, Carrera de Psicología, Asunción – Paraguay.

Autor Correspondiente: Oscar Mamani-Benito. Universidad Señor de Sipán, Facultad de Ciencias de la Salud. Chiclayo, Perú.
Correo electrónico: mamanibe@uss.edu.pe

Artículo recibido: 13 de enero de 2026. **Artículo aprobado:** 24 de abril de 2026

 Este es un artículo de acceso abierto, distribuido bajo los términos de [Licencia de Atribución Creative Commons](#), que permite uso, distribución y reproducción en cualquier medio, siempre que se acredite el origen y la fuente originales.

Como citar este artículo: Gálvez Carrizales DL, Mamani Ilaquita N, Sánchez-Villena A, Huayta-Meza ME, Mamani-Benito OJ. Análisis psicométrico de la escala de actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas en adolescentes tardíos y adultos jóvenes peruanos. Rev. Nac. (Itauguá). 2026;18:e1800103.

RESUMEN

Introducción: la falta de instrumentos para evaluar actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas en adolescentes tardíos y adultos jóvenes limita las intervenciones preventivas en salud sexual.

Objetivo: diseñar y validar la Escala de Actitudes hacia las Relaciones Sexuales Tempranas (E-ARST).

Metodología: corresponde a un estudio instrumental, donde participaron 995 adolescentes y jóvenes de entre 18 a 24 años de edad ($M = 20,43$; 50 % varones), seleccionados mediante un muestreo no probabilístico intencional en las tres regiones del Perú. Para la construcción de la prueba se tomó en cuenta las 10 etapas que recomiendan expertos en psicometría, teniendo una versión inicial de 60 ítems. Para el análisis estadístico se recurrió al coeficiente V de Aiken, análisis de redes (EGA), análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC), análisis de consistencia interna e invarianza de medición.

Resultados: según el juicio de expertos, 20 ítems demostraron ser claros, relevantes y representativos. El análisis EGA sugirió eliminar 04 ítems, sobre ello, el AFE ($KMO=0,953$, $Bartlett=X^2_{(120)} = 2220,1$; $p = 0,000$) evidenció una estructura unidimensional (63,81 % de la varianza total) y el AFC validó una estructura final de 10 ítems, con una fiabilidad adecuada ($CFI = 0,985$; $TLI = 0,981$; $RMSEA = 0,118$; $SRMR = 0,027$; $\omega = 0,957$). Finalmente, la escala demostró ser invariante según sexo, edad, región y estado sentimental.

Conclusión: la E-ARST es la primera escala validada para medir actitudes hacia relaciones sexuales tempranas en adolescentes y jóvenes peruanos de entre 18 a 24 años, facilitando la posibilidad de hacer investigaciones con fines de prevención y promoción de políticas de salud reproductiva.

Palabras clave: actitud, relaciones sexuales, estudio de validación, adolescencia, Perú

ABSTRACT

Introduction: the lack of instruments to assess attitudes toward early sexual relationships in late adolescents and young adults limits preventive interventions in sexual health.

Objective: to design and validate the Early Sexual Relationships Attitudes Scale (E-ARST).

Methodology: this is an instrument development and validation study, in which 995 adolescents and young adults aged 18 to 24 years ($M = 20,43$; 50 % male) participated, selected through intentional non-probabilistic sampling in the three regions of Peru. For the construction of the test,

the 10 stages recommended by psychometric experts were taken into account, resulting in an initial version of 60 *items*. Statistical analysis included Aiken's V coefficient, network analysis (EGA), exploratory factor analysis (EFA), confirmatory factor analysis (CFA), internal consistency analysis, and measurement invariance.

Results: according to expert judgment, 20 *items* proved to be clear, relevant, and representative. The EGA analysis suggested removing 4 *items*. Subsequently, the EFA (KMO = 0,953, Bartlett's: $X^2(120) = 2220,1$; $p = 0,000$) revealed a unidimensional structure (63,81 % of total variance), and the CFA validated a final structure of 10 *items*, with adequate reliability (CFI = 0,985; TLI = 0,981; RMSEA = 0,118; SRMR = 0,027; $\omega = 0,957$). Finally, the scale proved to be invariant by sex, age, region, and relationship status.

Conclusion: the E-ARST is the first validated scale to measure attitudes toward early sexual relationships in Peruvian adolescents and young adults aged 18 to 24 years, facilitating research for prevention and the promotion of reproductive health policies.

Keywords: attitude, sexual relationships, validation study, adolescence, Peru

INTRODUCCIÓN

Investigar las actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas en los adolescentes es vital para entender cómo estas predisposiciones influyen en el comportamiento sexual y la vez en el bienestar emocional⁽¹⁾. Por lo visto en la literatura disponible, las actitudes llegan a afectar las decisiones sobre algunos comportamientos, como es el caso del uso de anticonceptivos, la comunicación en la relación de pareja y la autoeducación sobre salud sexual reproductiva⁽²⁾. Es por ello que, investigar este tema puede ayudar a identificar variables de riesgo, así como factores de protección, contribuyendo notablemente al desarrollo de estrategias educativas y de intervención, que promuevan relaciones saludables y responsables⁽³⁾.

Para una mejor comprensión, la variable actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas se puede definir como las predisposiciones en relación a sentir, pensar y actuar ante estímulos relacionados con el sexo, influenciadas a su vez por factores psicológicos, sociales y culturales⁽⁴⁾. Estas predisposiciones pueden ser favorables o desfavorables, y están influenciadas por factores como las creencias personales, las normas sociales, las actitudes de los padres y amigos, y la información disponible en internet⁽⁵⁾. Por ende, este tipo de actitudes vienen a ser el resultado de la conjugación entre las creencias personales y las normas sociales, incluyendo elementos como la orientación sexual, los roles de género y el erotismo. Aunado a ello, vienen a estar moldeadas por diversos

factores, como por ejemplo las experiencias familiares, educación recibida e influencia de los amigos⁽⁶⁾. Precisamente, es en este escenario que determinadas actitudes llegan a orientar la disposición de los adolescentes a ser parte o no de relaciones sexuales tempranas, incluso asumiendo conductas de riesgo, lo cual resalta la importancia de una adecuada educación sexual que forme actitudes responsables⁽⁷⁾.

A nivel teórico, este tipo de actitudes ha sido estudiado bajo diferentes perspectivas psicológicas. En primer lugar, la perspectiva de las actitudes responsables y reflexivas^(8,9), que revela que una actitud reflexiva puede ayudar a los jóvenes a evaluar riesgos, consecuencias emocionales y sociales, promoviendo decisiones más informadas y responsables. En segundo lugar, la perspectiva de la cognición social bajo la propuesta de Wiltshire *et al*⁽¹⁰⁾, quienes resaltan el papel de las percepciones y creencias en la formación de predisposiciones en el pensamiento. Según esta perspectiva, la población adolescente forma sus actitudes a partir de información que recibe de su contexto, como por ejemplo la familia, los amigos y los medios de comunicación (redes sociales principalmente). Y en tercer lugar, la teoría del desarrollo moral de Lawrence Kohlberg⁽¹¹⁾, que revela que toda predisposición hacia las relaciones sexuales está influenciada principalmente por el desarrollo moral del individuo. En este caso, los adolescentes con más desarrollo moral suelen considerar componentes éticos y emocionales en sus decisiones de tipo sexual, lo que puede generar actitudes más responsables y reflexivas.

Cambiando de escenario mas no de tema, en cuanto a la disposición de instrumentos para evaluar las actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas, la literatura da cuenta de algunas alternativas no directas pero interesantes. Tal es el caso de la *Hurlbert Index of Sexual Fantasy* (HISF), que es una medida que mide las actitudes hacia las fantasías sexuales, la misma que ha sido validada incluso en idioma español⁽¹²⁾. Por otro lado, también se encontró a la *Negative Attitudes Toward Masturbation Inventory* (NATMI), que es un inventario que evalúa actitudes negativas hacia la masturbación, siendo útil para medir prejuicios en torno a determinadas prácticas sexuales que denotan un aporte en la investigación de la salud sexual⁽¹³⁾. También, aparecen otros estudios donde se validaron pruebas como la *Sexual Attitude Scale* (SAS), que representa un cuestionario que evalúa las dimensiones de las actitudes sexuales. A diferencia de las anteriores alternativas, aquí se incluyen componentes como la responsabilidad sexual y la aceptación de diferentes prácticas sexuales⁽¹⁴⁾. En la misma línea, aparece la *Double Standard Scale* (DSS), que es un instrumento que evalúa la doble moral en cuestión de las actitudes sexuales, midiendo el grado de cómo se perciben determinados comportamientos sexuales tanto en hombres como en mujeres⁽¹⁵⁾. Finalmente, la escala de Actitudes hacia la Sexualidad, que mide diversos factores de las actitudes hacia la

sexualidad, entre ellas la responsabilidad, la libertad y las opiniones sobre la pornografía y la masturbación⁽¹⁶⁾. Y la recién validada SABS-C8⁽¹⁷⁾, que evalúa actitudes y creencias sexuales, bajo una medida breve y unidimensional.

En el caso del contexto peruano, una revisión exhaustiva de la literatura disponible revela que no existen estudios que hayan explorado propiedades psicométricas de una medida orientada a evaluar actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas. En cambio, lo que se tiene a disposición son estudios que proponen instrumentos para evaluar actitudes hacia la sexualidad, actitudes hacia el machismo sexual, entre otros constructos relacionados⁽¹⁴⁾. Ahora, aunque en párrafos anteriores los autores describen instrumentos que bien pudieran ser utilizados como base para una posible adaptación, estas no pueden utilizarse dado que, primero, no evalúan el constructo que se analiza en el presente estudio, que son las actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas; y segundo, porque sus propiedades psicométricas no están probadas en el contexto peruano. Por tanto, este vacío en el conocimiento es la principal razón que motiva y orienta el presente estudio.

Por todo lo mencionado, el objetivo principal de esta investigación consiste en diseñar y validar la escala de actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas para adolescentes peruanos.

METODOLOGÍA

Diseño: Esta investigación se clasifica como un estudio instrumental. Según Ato *et al*⁽¹⁸⁾, este tipo de investigaciones tienen como propósito principal analizar las principales propiedades psicométricas de un instrumento de medición documental.

Participantes: En este estudio participaron 1025 estudiantes universitarios de entre 18 a 24 años de edad, clasificados como adolescentes en etapa tardía y jóvenes adultos. Los participantes fueron seleccionados a través de un muestreo no probabilístico de tipo intencional, donde, los criterios de inclusión fueron: (a) ser estudiante de educación superior (universitario, instituto u otro centro de formación técnica o pedagógica); (b) tener entre 18 y 24 años de edad; (c) residir actualmente en alguna de las tres regiones naturales del país (costa, sierra o selva); y (d) contar con acceso a internet y un dispositivo electrónico (computadora, *tablet* o teléfono inteligente) para responder el cuestionario en línea. Por otro lado, los criterios de exclusión fueron: (a) no aceptar el consentimiento informado al inicio del formulario y (b) presentar datos incompletos (casillas vacías) en alguno de los reactivos de la escala.

Tras aplicar estos criterios se decidió eliminar a 30 participantes, y como resultado, la muestra final estuvo compuesta por 995 estudiantes con una edad promedio de 20,43 años (DE=2,23). En cuanto a la distribución por sexo, hubo un ligero predominio de varones (50,05 %). Respecto al tipo de

institución, la mayoría eran estudiantes universitarios (71,86 %), seguidos por aquellos que pertenecían a institutos (12,76 %) y de otros centros educativos (15,38 %). Los participantes fueron reclutados principalmente en la región sierra (51,36 %), luego en la costa (26,13 %) y finalmente en la selva (22,51 %). En el ámbito sentimental, el 58,09 % manifestó tener una relación de pareja, mientras que el 41,91 % no. Del total con pareja, la mayoría tenía una relación de menos de un año (56,18 %), seguido de quienes tenían 1 año (14,87 %), 2 años (12,46 %) y más de 3 años (16,48 %). Por último, en cuanto a la experiencia sexual, el 55,88 % declaró no haber tenido relaciones sexuales aún, mientras que el 44,12 % sí contaba con dicha experiencia.

Diseño del instrumento: El instrumento fue diseñado en función de las 10 etapas que recomienda Muñiz y Fonseca-Pedrero⁽¹⁹⁾:

- Primero, desarrollo del marco general. En este caso, la explicación detallada y precisa de cuáles son las razones que motivan el desarrollo de esta escala se encuentran en el apartado de la introducción.
- Segundo, definición de la variable de medida. Aquí, se conceptualizó el constructo como la predisposición en relación a sentir, pensar y actuar ante estímulos relacionados con el sexo, influenciadas a su vez por factores psicológicos, sociales y culturales.
- Tercero, especificaciones. En función de la revisión de la literatura se determinó que la escala fuera de tipo documental con opciones de respuesta escaladas en formato Likert de cinco puntos.
- Cuarto, construcción de los *ítems*. En este caso, se extrajeron indicadores de cuatro modelos teóricos: la perspectiva de las actitudes responsables y reflexivas^(8,9), la teoría de la cognición social bajo la propuesta de Wiltshire *et al*⁽¹⁰⁾, y la teoría del desarrollo moral de Lawrence Kohlberg⁽²⁰⁾. En tal sentido, como primera versión la escala estuvo compuesta por 60 *ítems* distribuidos en tres factores: cognitivo, afectivo y conativo.
- Quinto, edición. Aquí se editó la escala en un formato virtual, dado que el aspecto físico de la prueba forma parte de su validez aparente.
- Sexto, estudios piloto. En este caso, se optó por el tipo cualitativo, que consistió en presentar la primera versión de la escala a un grupo de jueces expertos para que evalúen la claridad, relevancia y representatividad de la escala. Este panel estuvo compuesto por 11 profesionales de la salud, quienes vertieron una calificación de 0 a 3 en un formato de validación. Producto de este proceso se redujo la escala a 20 *ítems*.
- Séptimo, selección de otros instrumentos de medida. Este paso no fue contemplado ya que esta escala es única en su diseño y propósito, por tanto, no hay posibilidad de obtener evidencias de validez basada en la relación con otras variables.

- Octavo, aplicación del test. Este paso se detalla en el apartado de procedimientos.
- Noveno, propiedades psicométricas. Mas detalles de este proceso se contemplan en el apartado de análisis de datos y resultados.
- Decimo, versión final del test. Para facilitar su uso en próximas investigaciones se ha colocado como anexo la versión validada de 10 ítems (E-ARST).

Procedimientos: La técnica utilizada para la recolección de datos fue la encuesta virtual. Para ello, se diseñó un cuestionario en línea y se distribuyó a los participantes a través de redes sociales, específicamente *Facebook* y *WhatsApp*, mediante un enlace de acceso directo. Se decidió por este recurso por varias razones^(21,22). Primero, la rapidez y eficiencia que permiten los formularios en línea, con datos que se almacenan automáticamente, reduciendo así el tiempo y esfuerzo en la gestión y procesamiento de la información. Segundo, la reducción de algunos errores humanos, especialmente aquellos asociados con la transcripción y codificación manual, mejorando así la precisión de los datos. Tercero, la accesibilidad y alcance, ya que las encuestas en línea pueden llegar a participantes ubicados en diferentes regiones geográficas, siempre que tengan acceso a Internet, facilitando la obtención de muestras más heterogéneas y numerosas. Cuarto, la flexibilidad para los participantes, quienes pueden responder en el momento y lugar de su elección, lo que incrementa la comodidad y la probabilidad de respuestas reflexivas y honestas. Finalmente, por los costos más bajos, ya que se eliminan gastos de impresión, desplazamientos y personal al aplicar la encuesta, siendo una opción más económica, especialmente para estudios con recursos limitados.

La estructura del formulario tuvo el siguiente contenido: en la sección inicial se presentó el consentimiento informado y una explicación del propósito del estudio, destacando que la participación era completamente voluntaria y anónima, además, que no existían respuestas correctas o incorrectas. Luego se presentaron en secciones los ítems del instrumento, siendo el tiempo estimado para completar el formulario entre 5 a 8 minutos. Finalmente, no se implementaron estrategias adicionales para controlar el sesgo de deseabilidad social, más allá de garantizar el anonimato y la inexistencia de respuestas correctas.

Análisis de datos: El análisis de datos se llevó a cabo en varios momentos y se realizó con los *software RStudio 4.4.3* y *Factor Analysis* versión 12.06.08, recurriendo a los paquetes *lavaan*, *dplyr* y *Psy Metric Tools*. En el primero, se hizo una limpieza de datos, para lo cual se eliminaron casillas vacías y se filtraron las respuestas de quienes no aceptaron el consentimiento informado. Luego, se realizó un análisis descriptivo de los datos, usando la media, desviación estándar, curtosis y asimetría, así como la tasa de respuestas por cada opción. En cuanto a la curtosis y asimetría se tuvo en cuenta un punto de corte de $\pm 1,5$.

A continuación, la muestra se dividió en dos grupos. La primera fue utilizada para realizar un análisis de redes y análisis factorial exploratorio, considerando 200 casos aleatorios, que es un número mínimo requerido para llevar a cabo análisis psicométricos⁽²³⁾. Además, la práctica dividir la muestra para una fase exploratoria y otra confirmatoria es recomendable para evitar el sobre ajuste⁽²⁴⁾. En esta etapa, se tuvo como objetivo explorar la estructura interna de la prueba, utilizando la función *Unique Variable Analysis* (UVA)⁽²⁵⁾; para identificar ítems redundantes. Esta función utiliza el coeficiente *Weighted Topological Overlapt* (wTO), cuyos valores por encima de 0,25 muestra ítems con problemas de independencia local. Ante ello, se eliminaron los ítems 3,12,14 y 16. Posteriormente, se ejecutó un análisis exploratorio de grafos (EGA), con el modelo *glasso*; esto es un EBIC con el hiperparámetro de penalización $\gamma = 0.50$, que es el valor por defecto, debido a que es conservador y produce redes estables y parsimoniosas⁽²⁶⁾. Las correlaciones entre los nodos se estimaron automáticamente de acuerdo al tipo de variable (correlaciones policóricas para ítems ordinales o Pearson si se detectan como continuas). El parámetro de regularización (λ) seleccionado por el modelo fue de $\lambda = 0.091$. En cuanto al algoritmo utilizado, se optó por *louvain* ya que si bien, los estudios de simulación indican que tanto *walktrap* como *louvain* funcionan bien con el modelo *glasso* (y de hecho son comparables), este último suele ser ligeramente superior en precisión⁽²⁷⁾. Por otro lado, para evaluar el modelo, se tuvo en cuenta el *Total Entropy FitIndex* (TEFI) como índice de bondad de ajuste, esperando que el valor más pequeño sea el mejor⁽²⁸⁾. Respecto a las cargas de red se consideraron puntos de corte de 0,15,0,25 y 0,35 para cargas bajas, moderadas y grandes, respectivamente⁽²⁵⁾. Adicionalmente, se analizó la estabilidad de la red con 1000 bootstraps esperando valores de 0,75 para concluir que las dimensiones, y los ítems sean estables. Finalmente, se calculó la consistencia estructural, que es el análogo de la confiabilidad por consistencia interna en la psicometría de redes, para la cual se esperan valores por encima de 0,75⁽²⁹⁾.

Superada la etapa del análisis de redes, se aplicó un análisis factorial exploratorio en el software FACTOR versión 12.06.08, basado en matrices de correlación de Pearson, con el estimador *Maximum Likelihood* debido a la normalidad de los datos y el análisis paralelo óptimo. Previo a ello, se realizó la prueba de *Kaiser Meier Olkin* (KMO), esperando valores por encima de 0,70 y el test de esfericidad de Bartlett, esperando valores inferiores a .05 en el p-valor; además, para identificar ítems con potencial eliminación, se usó el criterio de $MSA < 0,50$ en el límite del intervalo inferior después del Bootstrap. Del mismo modo, para identificar ítems con baja carga factorial se consideró un valor de 0,50.

En tercer lugar, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando WLSMV como estimador, dada la naturaleza ordinal de los datos y para evaluar el ajuste se utilizaron los índices CFI >0,90, TLI >0,90, RMSEA <0,08 o que el límite superior del intervalo de confianza sea inferior a 0,100 y SRMR <0,08. Sin embargo, se dio mayor prioridad al SRMR antes que al RMSEA debido a que este suele penalizar a modelos con grados de libertad relativamente bajos⁽³⁰⁾; de hecho, ante esta situación se han propuesto puntos de corte más flexibles como .200 como un valor adecuado ante estructuras donde las cargas factoriales son elevadas, lo cual es usual en modelos simples⁽³¹⁾. En esta etapa, se crearon dos modelos, el primero (M1), cuya estructura sigue lo señalado por el EGA y el AFE (eliminando los *ítems* 3,12,14 y 16) y eliminando el ítem 6 por baja carga factorial y baja carga de red; el segundo (M2) fue unidimensional, pero eliminando los *ítems* 4,20,18,1 y 9, ya que, al analizar las correlaciones entre residuales, eran los que tenían constantemente, vínculos con los otros *ítems*, lo cual indicaría redundancia o una violación de la independencia local.

En seguida, se calculó la confiabilidad utilizando el coeficiente omega ordinal, esperando valores superiores a $\omega = 0,70$. También, se comprobó la invarianza factorial según sexo, edad, región, estado sentimental e inicio de vida sexual. Para lo cual se siguieron las recomendaciones de Wu y Estabrook⁽³²⁾ teniendo en cuenta los puntos de corte a $\Delta CFI < 0,010$ y $\Delta RMSEA < 0,015$.

Consideraciones éticas: Esta investigación fue realizada en absoluta concordancia con los criterios establecidos en la declaración de Helsinki para investigaciones con seres humanos. Así mismo, cuenta con la autorización del comité de ética en investigación de la Escuela de Posgrado de la Universidad Peruana Unión (Número 2025-CEEPG-00176)

RESULTADOS

Validez basada en el contenido: La Tabla 1 muestra los resultados del proceso de valoración de 11 jueces expertos (tres psicólogos educativos, cuatro psicólogos clínicos, dos enfermeras y dos trabajadores del ámbito social), quienes evaluaron la relevancia, representatividad y claridad de los *ítems*. En este caso, todos los *ítems* fueron evaluados favorablemente, obteniendo valores mayores al .70 según el coeficiente V de Aiken.

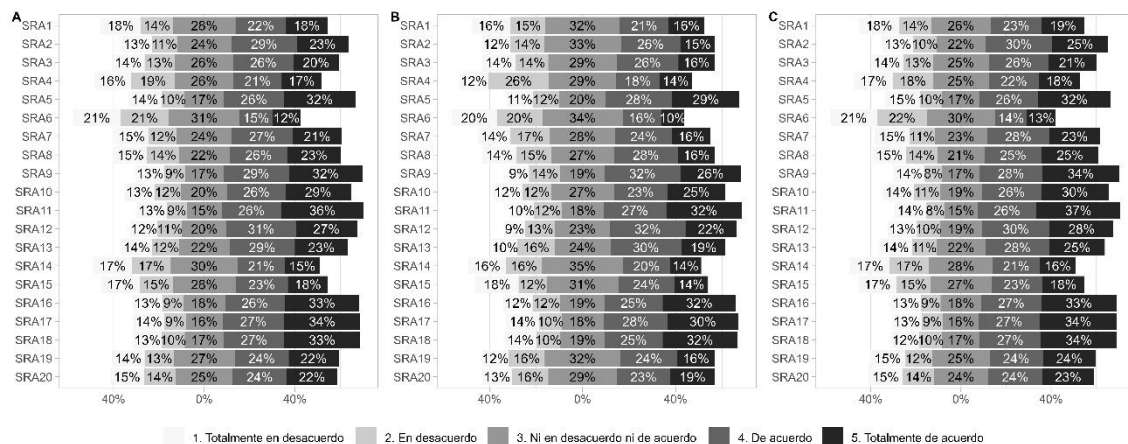
Tabla1: V de Aiken para la evaluación de la relevancia, representatividad y claridad de los ítems de la E-ARST

Ítems	Relevancia (11)		Representatividad (11)		Claridad (11)	
	V	IC 95 %	V	IC 95 %	V	IC 95 %
1	0,96	0,80 - 0,99	0,96	0,80 - 0,90	0,92	0,74 - 0,98
2	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
3	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
4	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
5	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
6	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
7	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
8	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
9	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
10	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
11	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
12	0,96	0,80 - 0,99	0,96	0,80 - 0,90	0,92	0,74 - 0,98
13	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
14	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
15	1,00	,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
16	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
17	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
18	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00	1,00	0,86 - 1,00
19	0,96	0,80 - 0,99	0,96	0,80 - 0,90	0,92	0,74 - 0,98
20	0,96	0,80 - 0,99	0,96	0,80 - 0,90	0,92	0,74 - 0,98

Análisis descriptivo: En la Tabla 2 se observa que el ítem con mayor media es el SRA11 ($M = 3,63$; $DT = 1,39$), mientras que el que tiene menor media fue el SRA6 ($M = 2,76$; $DT = 1,27$). En cuanto a la normalidad univariada, la asimetría y curtosis de todos los ítems se encuentran por debajo de 1,5. La tendencia es similar en la submuestra exploratoria y confirmatoria. Asimismo, se observa una tendencia a marcar opciones de respuesta intermedias con mayor concentración en las opciones 3 y 4 (**Figura 1**)

Tabla 2: Análisis preliminar de los ítems

Ítem	Muestra total				Exploratoria				Confirmatoria			
	M	DT	g1	g2	M	DT	g1	g2	M	DT	g1	g2
SRA1	3,09	1,34	-0,15	-1,09	3,04	1,28	-0,10	-0,97	3,10	1,35	-0,17	-1,12
SRA2	3,37	1,31	-0,44	-0,87	3,17	1,21	-0,22	-0,77	3,42	1,33	-0,51	-0,86
SRA3	3,24	1,31	-0,30	-0,98	3,15	1,26	-0,24	-0,91	3,27	1,32	-0,32	-1,00
SRA4	3,05	1,32	-0,05	-1,11	2,96	1,23	0,13	-0,94	3,07	1,34	-0,09	-1,15
SRA5	3,51	1,40	-0,57	-0,95	3,53	1,31	-0,56	-0,82	3,50	1,42	-0,57	-0,99
SRA6	2,76	1,27	0,21	-0,92	2,78	1,22	0,11	-0,85	2,76	1,29	0,23	-0,93
SRA7	3,27	1,33	-0,35	-1,00	3,13	1,28	-0,16	-1,00	3,31	1,35	-0,40	-0,99
SRA8	3,29	1,35	-0,33	-1,07	3,16	1,28	-0,25	-0,97	3,33	1,37	-0,35	-1,09
SRA9	3,59	1,36	-0,68	-0,74	3,53	1,26	-0,56	-0,75	3,61	1,38	-0,71	-0,74
SRA10	3,45	1,37	-0,48	-0,98	3,36	1,32	-0,34	-0,97	3,47	1,38	-0,51	-0,98
SRA11	3,63	1,39	-0,71	-0,77	3,59	1,33	-0,60	-0,83	3,64	1,40	-0,74	-0,77
SRA12	3,50	1,32	-0,57	-0,78	3,46	1,22	-0,49	-0,70	3,51	1,34	-0,59	-0,81
SRA13	3,37	1,33	-0,44	-0,93	3,32	1,25	-0,34	-0,89	3,38	1,35	-0,46	-0,94
SRA14	3,00	1,30	-0,05	-1,03	3,00	1,24	-0,07	-0,87	3,00	1,31	-0,05	-1,07
SRA15	3,09	1,33	-0,16	-1,06	3,04	1,30	-0,18	-1,00	3,11	1,33	-0,16	-1,08
SRA16	3,57	1,37	-0,63	-0,83	3,51	1,37	-0,52	-0,97	3,59	1,37	-0,65	-0,79
SRA17	3,58	1,39	-0,65	-0,84	3,50	1,39	-0,58	-0,93	3,60	1,39	-0,67	-0,82
SRA18	3,58	1,37	-0,64	-0,83	3,52	1,39	-0,55	-0,95	3,60	1,36	-0,66	-0,80
SRA19	3,26	1,33	-0,29	-1,00	3,18	1,21	-0,19	-0,81	3,28	1,35	-0,32	-1,04
SRA20	3,24	1,34	-0,27	-1,06	3,20	1,28	-0,19	-0,96	3,26	1,36	-0,29	-1,09

**Figura 1:** Tasas de respuesta para las opciones de la muestra total y las sub muestras (A = Muestra total; B = Muestra exploratoria; C = Muestra confirmatoria)

Análisis exploratorio de grafos: El *Unique Variable Analysis* indicó que había pares de ítems similares entre los pares 1-3 ($W_{to} = 0,329$), 6-14 ($W_{to} = 0,272$), 10-12 ($W_{to} = 0,265$) y 16-17 ($W_{to} = 0,265$), sugiriendo la eliminación de los ítems 3, 12, 14 y 16. Ante ello, se llevó a cabo un EGA omitiendo estos ítems.

Los resultados se muestran en la Figura 2, la cual indica que hay una sola dimensión con una densidad del 55 % con un índice TEFI = 0. Respecto a los pesos de las aristas, la media fue de $M = 0,111$ ($DE = 0,085$), con un mínimo de 0,000 y un máximo de 0,379 correspondiente a los nodos SRA1 – SRA4 (Figura 2, panel A). En cuanto a las cargas de red, se muestra que todos los ítems tienen pesos considerados como altos a excepción del ítem 6 que presentó una carga de red por debajo de 0,25, lo cual lo vuelve un candidato para eliminarse (Figura 2, panel B)

Con relación al análisis de estabilidad, se halló que la unidimensionalidad se replicó el 94,8 % de las veces que se desarrolló el Bootstrap; la bidimensionalidad se replicó el 0,1 % de las veces, la tridimensionalidad el 2,4 % y la tetradimensionalidad el 2,7 %. Por lo tanto, hay una alta estabilidad para la solución de una sola dimensión. De hecho, la mediana de dimensiones encontradas por el Bootstrap fue de $Me = 1$ [CI 95% -0,12 – 2,12]. Además, la consistencia estructural (confiabilidad) fue de 0,948 superando el 0,75 sugerido. Por lo tanto, la estructura unidimensional y los ítems son estables (Figura 2, panel C).

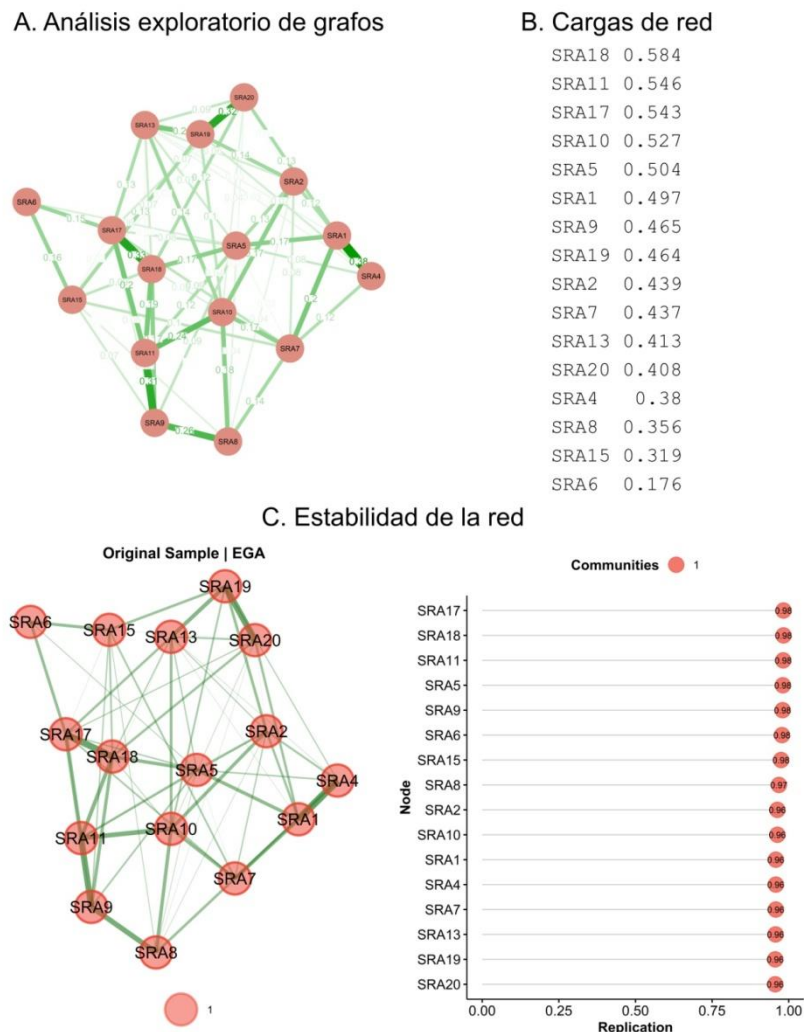


Figura 2: Resultados del análisis de grafos

Análisis factorial exploratorio: El KMO mostró un valor de 0,953 (CI 95 % = 0,916 - 0,957) y el test de Bartlett fue estadísticamente significativo ($X^2_{(120)} = 2220,1$; $p = 0,000$). El análisis paralelo sugirió una sola dimensionalidad que explicaba el 63.81 % de la varianza total. En la **Tabla 3** se muestran que los límites inferiores de los intervalos de confianza del MSA superan el 0,500, indicando que no hay ítems por eliminarse; sin embargo, las cargas factoriales de la SRA, indican que el ítem 6 tiene el valor por debajo de 0,50 (0,425). Este modelo tuvo valores adecuados en los índices de bondad de ajuste (CFI = 0,982; RMSEA = 0,089).

Tabla 3: Resultados del análisis factorial exploratorio

<i>Item</i>	<i>F1</i>	<i>Communality</i>	<i>MSA</i>	<i>CI95 %</i>	
SRA1	0,773	0,597	0,930	0,857	0,947
SRA2	0,819	0,670	0,969	0,913	0,976
SRA4	0,677	0,458	0,931	0,845	0,950
SRA5	0,870	0,758	0,971	0,929	0,976
SRA6	0,425	0,181	0,911	0,723	0,940
SRA7	0,789	0,623	0,957	0,892	0,969
SRA8	0,726	0,527	0,963	0,895	0,973
SRA9	0,834	0,695	0,955	0,900	0,963
SRA10	0,859	0,738	0,955	0,895	0,970
SRA11	0,884	0,781	0,953	0,896	0,960
SRA13	0,815	0,664	0,976	0,921	0,980
SRA15	0,643	0,413	0,960	0,872	0,969
SRA17	0,875	0,766	0,940	0,877	0,957
SRA18	0,893	0,798	0,940	0,884	0,953
SRA19	0,761	0,579	0,939	0,857	0,954
SRA20	0,784	0,614	0,964	0,894	0,967

Análisis factorial confirmatorio e invarianza de medición: En la **Tabla 4** se observan los índices de bondad de ajuste, cargas factoriales y confiabilidad del AFC. El modelo M1 tuvo un buen ajuste, aunque el valor de RMSEA estaba por encima de lo recomendado, con una confiabilidad adecuada (CFI = 0,957; TLI = 0,950; RMSEA = 0,160; SRMR = 0,051; $\omega = 0,986$). Por otro lado, el modelo M2 tuvo un mejor ajuste, previa eliminación de los ítems 1, 2, 9, 18 y 20 (CFI = 0,985; TLI = 0,981; RMSEA = 0,118; SRMR = 0,027; $\omega = 0,957$). En cuanto a las cargas factoriales, todas mostraron valores por encima de 0,50 en ambos modelos.

Tabla 4: Índices de bondad de ajuste, cargas factoriales y confiabilidad de la E-ARST

<i>Ítem</i>	M1	M2
SRA1	0,790	
SRA2	0,826	0,814
SRA4	0,764	
SRA5	0,873	0,877
SRA7	0,846	0,857
SRA8	0,809	0,822
SRA9	0,907	
SRA10	0,884	0,896
SRA11	0,935	0,925
SRA13	0,853	0,859
SRA15	0,650	0,658
SRA17	0,922	0,909
SRA18	0,917	
SRA19	0,841	0,808
SRA20	0,794	
CFI	0,957	0,985
TLI	0,950	0,981
RMSEA	0,160	0,118
SRMR	0,051	0,027
ω	0,986	0,957

Dado que el modelo más simple mostró mejores ajustes, se tomó en cuenta para analizar la invarianza en distintos grupos. En la [Tabla 5](#) se muestra que los valores de ΔCFI , $\Delta SRMR$ cumplen con los criterios para señalar que existe invarianza según sexo (Hombres vs Mujeres), edad (18-20 vs 21-24), Región (Costa vs sierra vs selva), estado sentimental (Pareja vs Sin pareja) y relaciones sexuales (Si vs No), logrando incluso invarianza estricta.

Tabla 5: Invarianza de medición

Grupo	Model	CFI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	ΔRMSEA	ΔSRMR
Sexo	configural	0,984	0,127	0,032			
	threshold	0,985	0,107	0,032	0,001	-0,020	0,000
	metric	0,984	0,106	0,033	-0,001	-0,001	0,001
	scalar	0,984	0,103	0,032	-0,001	-0,003	0,000
	strict	0,976	0,119	0,055	-0,008	0,016	0,022
Edad	configural	0,986	0,118	0,030			
	threshold	0,987	0,103	0,030	0,000	-0,014	0,000
	metric	0,988	0,094	0,030	0,001	-0,009	0,000
	scalar	0,989	0,085	0,030	0,001	-0,009	0,000
	strict	0,990	0,079	0,034	0,000	-0,005	0,004
Región	configural	0,983	0,129	0,035			
	threshold	0,984	0,105	0,035	0,001	-0,023	0,000
	metric	0,986	0,094	0,035	0,002	-0,011	0,000
	scalar	0,988	0,082	0,035	0,002	-0,012	0,000
	strict	0,990	0,072	0,038	0,002	-0,010	0,004
Estado sentimental	configural	0,984	0,125	0,031			
	threshold	0,985	0,107	0,031	0,001	-0,018	0,000
	metric	0,985	0,102	0,031	0,000	-0,005	0,000
	scalar	0,986	0,093	0,031	0,001	-0,009	0,000
	strict	0,984	0,098	0,048	-0,003	0,005	0,016
Relaciones Sexuales	configural	0,987	0,118	0,032			
	threshold	0,988	0,103	0,032	0,000	-0,015	0,000
	metric	0,987	0,099	0,032	0,000	-0,003	0,000
	scalar	0,987	0,095	0,032	0,000	-0,005	0,000
	Strict	0,983	0,105	0,050	-0,004	0,011	0,019

DISCUSIÓN

En el contexto de la salud sexual y reproductiva de adolescentes y jóvenes, la ausencia de instrumentos psicométricos culturalmente adaptados para medir actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas representa una limitación crítica para el diseño de intervenciones preventivas efectivas y la comprensión de los factores socioculturales que influyen en conductas de riesgo⁽³³⁾. En tal sentido, este estudio responde a esa necesidad al desarrollar y validar una escala específica que permita cuantificar dichas actitudes con rigor psicométrico, contribuyendo así a la generación de evidencia local para políticas públicas en educación sexual integral⁽³⁴⁾. Si bien el enfoque factorial ha sido el estándar para la validación de instrumentos en psicometría, estudios recientes proponen complementar este análisis con el enfoque de redes, el cual modela los *ítems* como nodos interconectados que se activan mutuamente, sin depender de una variable latente subyacente⁽²⁷⁾.

En general, el análisis de redes mostró una estructura de alta conectividad positiva entre los 10 ítems de la E-ARST. Complementariamente, el análisis factorial exploratorio y confirmatorio revelaron una estructura unifactorial robusta (63,81 % de varianza explicada), consistente con la alta interconexión observada en la red, con cargas factoriales predominantemente superiores a 0,70 y confiabilidad adecuada ($\omega > 0,95$). Esto indica que la escala mide de manera consistente un constructo subyacente único de actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas. La invarianza estricta observada asegura que las mediciones son equivalentes entre hombres y mujeres, jóvenes de 18-20 vs. 21-24 años, residentes de costa/sierra/selva, personas con o sin pareja, y con o sin experiencia sexual previa, permitiendo comparaciones válidas entre estos grupos demográficos clave.

En comparación a otros estudios, la E-ARST se posiciona favorablemente frente a instrumentos existentes en la literatura. A diferencia de la *Hurlbert Index of Sexual Fantasy* (HISF), validada en español con alta fiabilidad para contextos clínicos⁽¹²⁾, la E-ARST ofrece mayor amplitud al enfocarse en actitudes hacia relaciones tempranas en lugar de fantasías específicas. En la misma línea, la *Negative Attitudes Toward Masturbation Inventory* (NATMI), adaptada al español y con buenas propiedades psicométricas⁽¹³⁾ mide prejuicios hacia prácticas individuales, mientras que la E-ARST abarca dinámicas relacionales colectivistas peruanas con superior varianza explicada y dimensionalidad simple. Luego, a diferencia de la *Sexual Attitude Scale* (SAS), que evalúa responsabilidad sexual y aceptación de prácticas con evidencia de invarianza demográfica⁽¹⁴⁾, la E-ARST demuestra índices de ajuste comparables (CFI $> 0,98$) pero con una estructura unifactorial más parsimoniosa que explica mayor varianza total. Por otro lado, la *Double Standard Scale* (DSS), validada como medida unifactorial para examinar prejuicios sexistas⁽¹⁵⁾, comparte similitudes estructurales con la E-ARST, aunque esta última extiende la invarianza estricta a regiones geográficas (costa/sierra/selva) y experiencia sexual, superando limitaciones contextuales de la DSS en entornos académicos generales. Finalmente, en contraste con la escala de Actitudes hacia la Sexualidad en español, que mide responsabilidad, libertad y opiniones sobre pornografía/masturbación con consistencia interna en universitarios⁽¹⁶⁾, la E-ARST presenta confiabilidad superior ($\omega = 0,957-0,986$) y mayor alcance de invarianza (incluyendo estado sentimental y región), adaptándose mejor al contexto peruano multicultural.

Una ventaja adicional de la E-ARST sobre estos instrumentos previos es que, por primera vez, se aplicó un análisis de redes para comprender las relaciones directas entre ítems. Mientras que estudios previos (HISF, NATMI, SAS, DSS) se limitaron a estructuras factoriales, nuestro enfoque de redes permitió identificar que los ítems vinculados a la influencia de pares y a la percepción de

riesgo emocional son los nodos con mayor centralidad, sugiriendo que intervenciones dirigidas a modificar específicamente esos *ítems* podrían generar efectos en cascada sobre toda la red de actitudes.

A pesar de que la variable actitudes se postula como un constructo tripartito⁽³⁵⁾, la E-ARST en adolescentes evidenció una estructura unidimensional. Lejos de interpretar este hallazgo como una refutación al modelo original, los autores de la presente proponen que esta convergencia ofrece la posibilidad de comprender la real naturaleza del desarrollo actitudinal durante la adolescencia, asumiendo que la integración funcional de componentes ha sido documentada en el desarrollo de escalas para adolescentes en diversos dominios⁽³⁷⁻³⁹⁾. Esto quiere decir que los componentes teóricos⁽⁸⁻¹¹⁾, se integran en un núcleo unificado de predisposición responsable o permisiva, donde la reflexión sobre riesgos emocionales/sociales, influencias contextuales (familia, pares, redes sociales) y consideraciones éticas convergen en una sola dimensión⁽³⁶⁾. Desde el análisis de redes, esta unidimensionalidad implica una alta interconexión entre los *ítems* cognitivos, afectivos y conductuales, donde, la actitud hacia las relaciones sexuales tempranas emerge de la red, no la causa. Así, los adolescentes responden consistentemente porque dichos componentes se refuerzan mutuamente en la práctica, sin que ninguno sea más fundamental. Esta visión se ajusta mejor a la realidad de las decisiones sexuales tempranas, entendidas como influencias entrelazadas más que como una disposición interna estable⁽⁷⁾.

En el afán de descartar que la unidimensionalidad fuera consecuencia de cómo fueron redactados los *ítems*, un análisis al contenido de los 10 *ítems* que conforman la versión final de la E-ARST, denota que el 50 % de los *ítems* corresponden al componente conativo/conductual (ej., "*yo propondría esperar*", "*trataría de resistir la presión*", "*tomaría precauciones*"), el 30 % al componente cognitivo (ej., "*pienso que los adolescentes pueden tomar decisiones responsables*", "*estoy convencido de que debe ser consensuada*"), y solo el 20 % al componente afectivo (ej., "*me tranquiliza*", "*me preocupa*"). Esta distribución indica que la escala privilegia la disposición a la acción y las creencias valorativas por sobre las emociones explícitamente vinculadas a la sexualidad temprana⁽⁴⁰⁾. El escaso peso del componente afectivo constituye una limitación importante, ya que la literatura sobre desarrollo actitudinal en adolescentes sugiere que los procesos emocionales (ansiedad, vergüenza, deseo, tranquilidad) juegan un rol central en la toma de decisiones sexuales a esta edad⁽⁴¹⁾.

En cuanto a las implicancias prácticas, la E-ARST constituye una herramienta estandarizada, breve y de fácil aplicación para evaluar actitudes hacia las relaciones sexuales tempranas en adolescentes tardíos y adultos jóvenes de entre 18 a 24 años⁽⁴²⁾, lo que la hace apta para su integración en flujos de trabajo clínicos, educativos y comunitarios. En contextos de salud adolescente, podría ser

utilizada como instrumento de tamizaje rápido en consultas rutinarias de salud sexual y reproductiva para identificar adolescentes y jóvenes con actitudes de riesgo que requieran intervención oportuna. No obstante, en su estado actual la escala carece de puntos de corte validados que orienten la interpretación clínica de las puntuaciones, mientras estudios futuros establecen umbrales clínicos definitivos y baremos poblacionales. La invarianza de medición demostrada por sexo, edad, región y estado sentimental permite que psicólogos educativos y gestores académicos apliquen la E-ARST en campañas nacionales diferenciadas por costa, sierra y selva, facilitando intervenciones focalizadas adaptadas a normas colectivistas locales, así como evaluaciones longitudinales para monitorear cambios actitudinales tras la implementación de programas de educación sexual integral.

A pesar de los resultados interesantes, existen algunas limitaciones a tomar en cuenta. Primero, la aplicación de un muestreo no probabilístico limita la generalización de los resultados a toda la población de estudio. Aunque la muestra es amplia y abarca las tres regiones, la falta de aleatoriedad puede introducir sesgos de selección, afectando la representatividad y la validez externa de la escala. Adicionalmente, el reclutamiento exclusivo a través de plataformas digitales (*Facebook* y *WhatsApp*) introduce un sesgo de selección digital, pues excluye a jóvenes de la sierra y selva con acceso limitado o nulo a internet, afectando particularmente la representatividad de grupos socioeconómicamente vulnerables. Segundo, no se reporta la evaluación de la estabilidad temporal (consistencia test-retest), que es clave para determinar si la escala mide un constructo estable o fluctuante. En tal sentido, investigaciones futuras deberían implementar muestreos probabilísticos para asegurar una mayor representatividad; y por otro lado, sería pertinente analizar la validez predictiva y la sensibilidad al cambio para ampliar la utilidad práctica y clínica de la escala en contextos educativos y psicológicos variados. Tercero: la E-ARST presenta un desbalance en la representación de los componentes actitudinales (50 % conativo, 30 % cognitivo, 20 % afectivo). Futuras versiones deberían incorporar más *ítems* afectivos para evaluar si emerge una estructura multidimensional. Aunque la escala es útil para intervenciones centradas en conducta y creencias, pero no debe interpretarse como una medida integral de actitudes tripartitas. Cuarto: dado que no se pudo evidenciar la validez convergente y divergente de la escala a través de correlaciones con otros instrumentos similares, reconocemos que esto constituye una limitación metodológica. Por tanto, futuras investigaciones deberían administrar la E-ARST junto con medidas de constructos relacionados para reforzar su validez de constructo.

Quinto: otra limitación es que los 10 *ítems* de la E-ARST están formulados en una misma dirección. Esta homogeneidad puede incrementar la susceptibilidad al sesgo de deseabilidad social en adolescentes. En este caso, no se implementaron procedimientos de control de este sesgo más allá

del anonimato y la instrucción de sinceridad. En tal sentido, futuras versiones de la E-ARST deberían incluir *ítems* en dirección invertida para reducir posibles sesgos de respuesta. Sexto: la muestra se restringió a participantes de 18 a 24 años (adolescencia tardía y adultez temprana). Por lo tanto, los resultados no son directamente generalizables a adolescentes más jóvenes (12-17 años). Al respecto, futuros estudios deberían validar la E-ARST en muestras de escolares de educación secundaria para extender su aplicabilidad a programas de educación sexual en edades tempranas. Por último, la ausencia actual de normas de interpretación o puntuaciones de referencia limita la utilidad inmediata del instrumento en contextos aplicados, por lo que se recomienda que futuros estudios establezcan puntos de corte clínicos y baremos para distintos grupos etarios, regionales y educativos, fortaleciendo así su valor para el diseño de políticas públicas en salud reproductiva con evidencia psicométrica culturalmente sensible.

CONCLUSIONES

La E-ARST se posiciona como el primer instrumento psicométricamente sólido para medir actitudes hacia relaciones sexuales tempranas en adolescentes tardíos y adultos jóvenes peruanos de 18 a 24 años, demostrando propiedades excepcionales de fiabilidad, validez e invarianza de medición. Este instrumento facilita la investigación y la promoción de políticas de salud sexual adaptadas al contexto peruano, así como el desarrollo de estudios longitudinales y multicéntricos en América Latina. No obstante, se recomienda cautela al extender su uso a poblaciones de adolescentes más jóvenes (12 a 17 años), ya que la escala no ha sido validada en ese grupo etario. Futuros estudios deberán confirmar sus propiedades psicométricas en escolares de educación secundaria antes de recomendar su aplicación en programas de prevención dirigidos a adolescentes menores.

Declaración de contribución de autores

Galvez Carrizales DL: Conceptualización, Metodología, Administración del proyecto, Validación, Redacción-borrador original. Mamani Ilaquita N: Conceptualización, Metodología, Administración del proyecto, Validación, Redacción-borrador original. Sánchez-Villena A: Análisis de datos, Curación de datos, Metodología, Software, Visualización. Huayta-Meza ME: Investigación, Recursos materiales, Visualización, Redacción-borrador original. Mamani-Benítez OJ: Metodología, Supervisión, Validación, Redacción-borrador original, Redacción-revisión y edición. Los autores aprueban la versión final para publicación y poseen la capacidad de responder las preguntas relacionadas con la precisión o integridad de cualquier parte del manuscrito.

Conflicto de intereses y divulgación

Los autores deberán declarar que no existe conflicto de intereses, que puedan haber influido en los resultados presentados.

Fuente de financiamiento

No existieron fuentes de financiación para el estudio.

Disponibilidad de datos y materiales

El conjunto de datos subyacente a este artículo está disponible en el repositorio abierto Zenodo : <https://doi.org/10.5281/zenodo.19872801>; <https://doi.org/10.5281/zenodo.19870856>; bajo los términos de [Licencia Creative Commons Atribución 4.0](#) Internacional (CC-BY 4.0).

Nota del editor jefe

Todas las afirmaciones expresadas, en este manuscrito, son exclusivamente las de los autores y no representan necesariamente las de sus organizaciones afiliadas, ni las del editor, los editores responsables y los revisores. Cualquier producto que pueda ser evaluado en este artículo, o afirmación que pueda hacer su fabricante, no está garantizado ni respaldado por el editor.

REFERENCIAS

1. Kaçaj M, Qirjako G, Mone I, Roshi E, Burazeri G. Correlates of very early sexual intercourse among adolescents in a Southeastern European country. *Sex Reprod Healthc.* 2025;45(371):101116. doi: 10.1016/j.srhc.2025.101116
2. Brunelli L, Bravo G, Romanese F, Righini M, Lesa L, De Odorico A, *et al.* Sexual and reproductive health-related knowledge, attitudes and support network of Italian adolescents. *Public Heal Pract.* 2022;3:100253. doi: 10.1016/j.puhip.2022.100253
3. Mitchell KR, Lewis R, O'Sullivan LF, Fortenberry JD. What is sexual wellbeing and why does it matter for public health? *Lancet Public Heal.* 2021;6(8):e608–13. doi: 10.1016/S2468-2667(21)00099-2
4. Guzzo KB, Wanner V, Hayford S. Do adolescent sexual and reproductive attitudes and knowledge predict men and women's adult sexual partnerships?. *J Adolesc Heal.* 2021;68(1):95–102. doi: 10.1016/j.jadohealth.2020.05.035
5. Orellana L, Mansilla CM, Farías P, Liempi G, Schnettler B. Social support, attitudes toward sexuality, and life satisfaction based on the sexual orientation of university Students. *Actual en Psicol.* 2022;36(132):43–57. doi: 10.15517/ap.v36i132.47033

6. Fernández-Medina IM, Ramal-Gea MA, Ruíz-Fernández MD, Granero-Molina J, Jiménez-Lasserrotte M del M, Ventura-Miranda MI. Factors influencing sexuality in late adolescence: a qualitative study on heterosexual adolescents' perspectives. *Healthc.* 2023;11(23):1–10. doi: 10.3390/healthcare11233032
7. Trent M, Perin J, Yusuf H, Agwu A, Barfield A, Spatafore L, *et al.* Understanding perceived risks and sexual behavior among adolescents and young adults during the COVID-19 Pandemic. *J Adolesc Heal.* 2023;72(5):815–8. doi: 10.1016/j.jadohealth.2022.11.249
8. Allport G. Attitudes. En: Murchinson CA, ed. *Manual de psicología social*. Worcester, Massachusetts: Clark University Press; 1935
9. Nascimento B, Pozzi E, Boeri L, Capogrosso P, Bernie H, Bajic P, *et al.* Perceptions and attitudes toward sexual norms: key insights from the International Society of Sexual Medicine Young Researchers Committee survey. *Sex Med.* 2025;13(2):qfaf032. doi: 10.1093/sexmed/qfaf032
10. Wiltshire TJ, Lobato EJC, McConnell DS, Fiore SM. Prospects for direct social perception: A multi-theoretical integration to further the science of social cognition. *Front Hum Neurosci.* 2015;8:1007. doi: 10.3389/fnhum.2014.01007
11. DeSantis A. Kohlberg's moral development theory and evolutionary morality model on views of homosexuality. *Hum Ethol.* 2020;35:106–21. doi: 10.22330/he/35/106-121
12. Cervilla O, Arcos-Romero A, Alvarez-Muelas A, Granados R, Sierra J. ¿Cómo evaluar la actitud hacia las fantasías sexuales y la masturbación? In: *Congreso Virtual Internacional de Psiquiatría, Psicología y Salud Mental*. 2021. Disponible en: <https://psiquiatria.com/congresos/pdf/1-8-2021-36-COMU7.pdf>
13. Abramson PR, Mosher DL. Development of a measure of negative attitudes toward masturbation. *J Consult Clin Psychol.* 1975;43(4):485–90. doi: 10.1037/h0076830
14. Molina AB, Tejada AJR. Instrumentos de medida de actitudes hacia la sexualidad: una revisión bibliográfica sistemática. *Rev Iberoam Diagnostico y Eval Psicol.* 2017;1(43):17–32. doi: 10.21865/RIDEP43_17
15. Sierra JC, Rojas A, Ortega V, Ortiz JDM. Evaluación de actitudes sexuales machistas en universitarios: Primeros datos psicométricos de las versiones españolas de la Double Standard Scale (DSS) y de la Rape Supportive Attitude Scale (RSAS). *Int J Psychol Psychol Ther.* 2007;7(1):41–60. Disponible en: <https://www.redalyc.org/pdf/560/56070104.pdf>
16. Chávez Ruiz ZX, Lemus Loeza BM, Ortiz Avila O, Calderón Cortés E, Anguiano Mórán AC, Mora Aguilar M. Actitudes hacia la sexualidad en universitarios de Morelia, Michoacán. *LATAM Rev Latinoam Ciencias Soc y Humanidades.* 2024;5(4):2723–33. doi: 10.56712/latam.v5i4.2449

17. Bingham SL, Semple CJ, O'Connor SR, Dunwoody L. Psychometric properties of the Sexual Attitudes and Beliefs Scale (SABS-C8) for health professionals in cancer care settings. *Meas Eval Cancer Care*. 2024;2:100006. doi: 10.1016/j.ymecc.2024.100006
18. Ato M, López Ana Benavente JJ. Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. 2013;29:1038–59. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
19. Muñiz J, Fonseca-Pedrero E. Diez pasos para la construcción de un test. *Psicothema* 2019;31(1):7–16. doi: 10.7334/psicotema2018.291
20. Díaz-Serrano J. El desarrollo del juicio moral en Kohlberg como factor condicionante del rendimiento académico en ciencias sociales de un grupo de estudiantes de educación secundaria. *Rev Electrónica Educ*. 2015;19(3):1–14. doi: 10.15359/ree.19-3.8
21. Schneider D, Harknett K. What's to Like? Facebook as a tool for survey data collection. *Sociol Methods Res*. 2019;51(1):108–140. doi: 10.1177/0049124119882477
22. Parker JN, Rager TL, Burns J, Mmaje O. Data Verification and respondent validity for a web-based sexual health survey: tutorial. *JMIR Form Res*. 2024;8:e56788. doi: 10.2196/56788
23. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *An Psicol*. 2014;30(3):1151–69. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
24. Fokkema M, Greiff S. How performing PCA and CFA on the same data equals trouble. *Eur J Psychological Assess*. 2017;33(6):399–402. doi: 10.1027/1015-5759/a000460
25. Christensen AP, Golino H. Estimating the stability of psychological dimensions via bootstrap exploratory graph analysis: a monte carlo simulation and tutorial. *Psych*. 2021;3(3):479–500. doi: 10.3390/psych3030032
26. Golino H, Shi D, Christensen AP, Garrido LE, Nieto MD, Sadana R, *et al*. Investigating the performance of exploratory graph analysis and traditional techniques to identify the number of latent factors: a simulation and tutorial. *Psychol Methods*. 2020;25(3):292–320. doi: 10.1037/met0000255
27. Christensen AP, Garrido LE, Guerra-peña K, Golino H. Comparing community detection algorithms in psychometric networks: a Monte Carlo simulation. *Behav Res Methods*. 2023;56:1485–505. doi: 10.3758/s13428-023-02106-4
28. Golino H, Moulder R, Shi D, Christensen AP, Garrido LE, Nieto MD, *et al*. Entropy fit indices: New fit measures for assessing the structure and dimensionality of multiple latent variables. *Multivariate Behav Res*. 2021;56(6):874–902. doi: 10.1080/00273171.2020.1779642

29. Christensen AP, Golino H. On the equivalency of factor and network loadings. *Behav Res Methods*. 2021;53(4):1563–80. doi: 10.3758/s13428-020-01500-6
30. Kenny DA, Kaniskan B, McCoach DB. The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociol Methods Res*. 2014;44(3):486-507. doi: 10.1177/0049124114543236
31. McNeish D, An J, Hancock GR. The thorny relation between measurement quality and fit index cutoffs in latent variable models. *J Pers Assess*. 2018;100(1):43–52. doi: 10.1080/00223891.2017.1281286
32. Wu H, Estabrook R. Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical outcomes. *Psychometrika*. 2016;81(4):1014–45. doi: 10.1007/s11336-016-9506-0
33. Gerchow L, Lanier Y, Fayard AL, Squires A. A comprehensive view of adolescent sexual health and family planning from the perspective of Black and Hispanic adolescent mothers in New York city. *SSM. Qual Res Heal*. 2024;6:100460. doi: 10.1016/j.ssmqr.2024.100460
34. Hegde A, Chandran S, Pattnaik JI. Understanding adolescent sexuality: a developmental perspective. *J Psychosexual Heal*. 2022;4(4):237–42. doi: 10.1177/26318318221107598
35. Wang Y, Li P, Han Y, Zhang B. Understanding students' cognitive and affective attitude and attitudinal structures toward physical activity. *Int J Phys Act Heal*. 2023;2(3):1–23. doi: 10.18122/ijpah.020305.boisestate
36. Vasilenko SA. Sexual behavior and health from adolescence to adulthood: illustrative examples of 25 years of research from add health. *J Adolesc Heal*. 2022;71(6S):S24–31. doi: 10.1016/j.jadohealth.2022.08.014
37. Lima-Serrano M, Sáez-Bueno A, Cáceres-Rodríguez B, Lima-Rodríguez JS. Diseño y validación de escalas para medir la actitud adolescente hacia: sexualidad , sustancias adictivas y seguridad vial. ¿Se relacionan con los comportamientos? *An Sist Sanit Navar*. 2013;36(2):203-215. doi: 10.4321/S1137-66272013000200004
38. Emmerink PMJ, Eijnden RJJM Van Den, ter Bogt TFM, Vanwesenbeeck I. A scale for the assessment of sexual standards among youth: psychometric properties. *Arch Sex Behav*. 2017;46(6):1699–709. doi: 10.1007/s10508-017-1001-x
39. Bendixen M, Kessler AM, Doebell A, Rynning CMW, Sætersdal A, Edward L, *et al*. Young adolescent boys ' and girls ' attitudes toward uncommitted sexual behaviors and the perception of interest in sexual exploration in opposite-gender relations. *Acta Psychol (Amst)*. 2024;249:104479. doi: 10.1016/j.actpsy.2024.104479

40. Bragard E, Fisher CB. Parental sexual socialization, sexual subjectivity, and emotional responses to sexual experiences among adolescent girls. *Arch Sex Behav.* 2024;53(10):4031–48. doi: 10.1007/s10508-024-02990-7
41. Houck C, Swenson R, Donenberg G, Papino A, Brown LK. Adolescents' emotions prior to sexual activity and associations with sexual risk factors. *AIDS Behav.* 2015;18(8):1615–23. doi: 10.1007/s10461-014-0716-0. Adolescents
42. Tekletsadik EA, Ayisa AA, Mekonen EG, Workneh BS, Ali MS. Determinants of risky sexual behaviour among undergraduate students at the University of Gondar, Northwest Ethiopia. *Epidemiol Infect.* 2022;150(e2):1–6. doi: 10.1017/S0950268821002661