Validación de la Escala de Asertividad en la Relación Paciente-Médico en mujeres embarazadas mexicanas

Rosa Paola Figuerola-Escoto¹, David Luna², Leticia María Jiménez López³, Alejandra García-Arista⁴, Minerva Beatriz Ixtla-Pérez⁵, Miguel Ángel Lezana-Fernández⁶ y

Fernando Meneses-González⁷

RESUMEN

El modelo médico ha dejado de lado la relación paternalista entre médico y paciente para dar lugar al modelo centrado en el paciente, en donde este ocupa un lugar activo en el cuidado de su salud. Es así que toma relevancia el establecimiento de una adecuada comunicación. La asertividad es una herramienta que favorece la comunicación eficaz, siendo además susceptible de ser entrenada. Una comunicación efectiva entre el profesional de la salud y las mujeres embarazadas es un elemento clave para la óptima prestación de la atención obstétrica. Objetivo: Analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Asertividad en la Relación Paciente-Médico (EARPM) en mujeres mexicanas embarazadas. Método: Se reclutó a 716 mujeres embarazadas cuya edad osciló entre 13 v 46 años (M = 26.55; DE = 6.56), quienes respondieron una ficha de identificación y la EARPM. La validez de constructo de la EARPM se evaluó mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Su consistencia interna se determinó por el cálculo del a de Cronbach y el ω de McDonald. Resultados: La validación de la EARPM con mujeres embarazadas mexicanas detectó que esta posee una estructura bifactorial, con factores no correlacionados, cada uno con una consistencia interna de aceptable a muy elevada, que en su conjunto explican el 64% de la varianza. Los dos factores mostraron adecuada validez discriminante, aunque la validez convergente interna fue inaceptable. La consistencia interna del factor No asertividad indica la redundancia de algunos de sus reactivos. Conclusiones: La EARPM validada en mujeres mexicanas embarazadas presenta adecuadas propiedades psicométricas para evaluar la comunicación asertiva entre el médico y la mujer usuaria de servicios de atención gineco obstetra. No obstante, nuevos estudios deber ser elaborados a fin de atender el problema de validez convergente interna detectado, así como de consistencia interna para el factor No asertividad.

Palabras clave: asertividad, relación paciente-médico, análisis factorial exploratorio, análisis factorial confirmatorio, consistencia interna

⁷ Academia Mexicana de Cirugía, México; @http://orcid.org/0000-0002-3833-8467

Validation of the Scale of Assertiveness in the Patient-Physician Relationship in Mexican pregnant women

ABSTRACT

The medical model has put aside the paternalistic relationship between physician and patient to give way to the patient-centered model, where the patient occupies an active role in their health care, so the establishment of adequate communication becomes relevant. Assertiveness is a tool that favors effective communication and is also capable of being trained. Effective communication between the health professional and pregnant women is a key element for the optimal delivery of obstetric care. Objective: To analyze the psychometric properties of the Scale of Assertivity of Patients-Medical Personnel (SAPMP) in pregnant Mexican women. Method: 716 pregnant women aged between 13 and 46 years (M = 26.55; SD = 6.56) were recruited, who answered an identification form and the SAPMP. The construct validity of the SAPMP was assessed by exploratory and confirmatory factor analysis. Its internal consistency was determined by calculating Cronbach's α and McDonald's ω . Results: The validation of the SAPMP with Mexican pregnant women detected that it has a bifactorial structure, with uncorrelated factors, each one with an internal consistency from acceptable to very high, which together explain 64% of the variance. The two factors showed adequate discriminant validity, although the internal convergent validity was unacceptable. The internal consistency of the No assertiveness factor indicates the redundancy of some of its items. Conclusions: The SAPMP validated in pregnant Mexican women has adequate psychometric properties to evaluate assertive communication between the physician and the woman user of obstetrical-gynecological care services. However, new studies must be carried out in order to address the problem of internal convergent validity detected, as well as internal consistency for the No assertiveness factor.

Keywords: assertiveness, patient-physician relationship, exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, internal consistency.

El modelo médico hipocrático mantuvo históricamente una relación paternalista entre el profesional de la salud y el paciente. Desde este modelo, la comunicación entre ambos actores se realizaba de manera vertical, siendo el paciente un mero receptor pasivo de instrucciones en cuanto al tratamiento recomendado por el médico tratante (Childress, 1982). Sin embargo, en las últimas décadas se han propuesto diferentes modelos de atención a la salud, los cuales eliminan el papel pasivo del paciente, otorgándole uno mayormente activo para el cuidado de su salud. Uno de estos es el modelo de la atención centrada en el paciente (Van Liew et al., 2018), el cual implica un esfuerzo para aumentar la autonomía del paciente, defender sus derechos y proporcionarle la información pertinente a fin de que este pueda decidir el dar o no su consentimiento informado para recibir el tratamiento médico propuesto (Slack, 1977). Este aspecto depende fundamentalmente del establecimiento de la adecuada calidad de la comunicación con el profesional de la salud.

La Comunicación en el Entorno Clínico

La comunicación eficaz en el entorno clínico tiene múltiples beneficios para el paciente, el profesional de la salud y la calidad de la atención (Schwappach & Richard, 2018). Para el paciente, se asocia con una menor carga de enfermedad, menor recaída de hospitalizaciones, mayor éxito en los tratamientos y evitación de agravantes concomitantes a padecimientos como neuropatías, retinopatías o enfermedades cardiovasculares -en el caso de tener

un diagnóstico de diabetes-, el desarrollo de SIDA -en el caso de una mala adherencia a medicamentos retrovirales para el VIH- (Katzenstein & Lyons, 1997) y el desarrollo de cepas de virus y bacterias resistentes a los medicamentos (Katzenstein & Lyons 1997). Se asocia también con una mejora de los síntomas, una mejor salud general y con la disminución de costos en la atención médica (Alamo et al. 2002; Steward et al., 2000; Sweeney et al. 2007); a su vez, el hecho de que el paciente cuestione y exprese al médico su opinión tiene un impacto positivo en la adherencia al tratamiento (Beisecker, 1990; Van Liew et al., 2018). Para el profesional de la salud, se asocia con la autoeficacia percibida, con un menor agotamiento emocional, menor despersonalización, mayor realización profesional en su trabajo (Lozano, 2020), y un incremento en su nivel de autoestima (Oducado, 2021). En cuanto a la calidad de la atención, contribuye en la prevención de situaciones indeseables, tales como, por ejemplo: errores de medicación, infecciones, procedimientos quirúrgicos en el lugar equivocado y otros eventos centinela (Alingh, 2019; Hémon et al., 2020; Szymczak, 2016). Por sus múltiples beneficios, Rosenorn-Lanng (2014) señala que no es suficiente con el conocimiento y la competencia del personal de salud, pues hay errores que derivan de factores humanos, consistentes en una deficiente comunicación. Acorde a esta postura, la inadecuada comunicación entre el médico y el paciente es una de las principales quejas cuando se denuncia la mala actuación del personal de atención a la salud (Comisión Nacional de Arbitraje Médico [CONAMED], 2022).

La Asertividad Como Elemento Fundamental de la Comunicación en el Entorno Clínico

La asertividad es una herramienta que favorece la comunicación eficaz entre el profesional de la salud y el paciente. Se define como la capacidad que tiene un individuo para transmitir posturas, opiniones, creencias o sentimientos de una manera adecuada, sin sentirse incómodo, respetando los derechos del otro y que contribuye al desarrollo de relaciones efectivas, benéficas y satisfactorias con los demás (Paterson & Rector, 2001). La falta de asertividad conduce al desarrollo, establecimiento y mantenimiento de conductas desadaptativas en los individuos que repercuten en su bienestar biopsicosocial (Castaños et al., 2010). La asertividad presupone que el mensaje sea entendido por el oyente, y está compuesta por un conjunto de actitudes que facilitan la comunicación, entre las que se puede incluir el respeto por la expresión del oyente y la aceptación de los sentimientos y limitaciones del otro (Maron, 2001). En la relación entre el paciente y el profesional de la salud, son generalmente los médicos quienes definen la manera de obtener información de los pacientes. Si el médico se comporta en forma asertiva, evita preguntas en serie y permite que el paciente lo interrumpa para ofrecer información adicional. Es probable que se llegue a una definición común del problema y por ende a un mejor diagnóstico (Rost et al., 1989). Además, la asertividad es una habilidad susceptible de ser entrenada, con beneficios tanto para los médicos como para los pacientes (Daly et al., 2019). Rutter et al. (1996), reportaron un estudio en el que se entrenó en habilidades comunicativas a médicos especialistas en oncología, y encontraron que una adecuada interacción entre estos y sus pacientes generó una reducción en los niveles de depresión y ansiedad de los últimos. Roter et al. (1998) observaron que los médicos que recibieron instrucción en habilidades de comunicación, utilizaron más preguntas abiertas en la consulta y tuvieron mayor disposición a instruir a sus pacientes para el cumplimiento del tratamiento. Greco et al. (1998) encontraron que médicos

entrenados en habilidades sociales obtuvieron una puntuación más alta en la calidad de interacción de acuerdo con sus pacientes. Kanade (2018) reportó un impacto positivo en la autoestima de médicos sujetos a entrenamiento en esta habilidad. Es entonces que, como señala Mushtaq (2018), el entrenamiento en asertividad debe ser impartido desde los primeros cursos a los profesionales de la salud.

En el otro extremo se encuentran los pacientes activos, quienes asumen la responsabilidad de su atención médica y suelen mostrarse preocupados por sus problemas de salud. Robinson y Whitfield (1985) encontraron que los pacientes que recibieron un entrenamiento para aclarar las dudas sobre las instrucciones de los médicos hicieron más preguntas y dieron informes más precisos de los tratamientos. D'Agostino et al. (2017) revisaron 32 estudios dirigidos a pacientes de atención primaria con cáncer y detectaron que una capacitación en comunicación aumentó su participación activa en consulta. Estos hallazgos refuerzan la importancia y los beneficios de la capacitación en comunicación con el paciente y justifica la investigación adicional para determinar los programas de capacitación más eficaces.

Evaluación de la Asertividad en Contextos Cotidianos y en el Entorno Clínico

Hay numerosas escalas de asertividad, como el Cuestionario de Asertividad de Wolpe y Lazarus (1966) que mide la expresión de emociones ante diversas situaciones; el Inventario de Resolución de Conflictos de McFall y Lillesand (1971), que permite identificar personas asertivas; la Escala de Asertividad de Rathus (1973), que mide la capacidad de un individuo para hacer valer sus derechos en situaciones de consumo o servicio, con figuras externas o de negocios, iniciación social y sentimientos hacia otros; la Escala de Autoexpresión para Estudiantes de Galassi et al. (1974), que mide tres tipos de asertividad: positiva, negativa y de autonegación; la Escala de Autoexpresión para Adultos de Gay et al. (1975), que estudia la interacción con padres, desconocidos, figuras de autoridad, amigos y pareja, e involucra conductas como expresar opiniones personales, rechazar peticiones no razonables, expresar sentimientos positivos, defender derechos propios y pedir favores; el Inventario de Asertividad de Gambrill y Richey (1975), que mide el desagrado ante situaciones específicas, probabilidad de respuesta e identificación de situaciones en las que se desea ser más asertivo; el Cuestionario Situacional de Levenson y Gottman (1978), que representan situaciones como rechazo de peticiones, expresión de sentimientos positivos y negativos, e iniciar, mantener y terminar conversaciones, entre otras. Una segunda parte de esta última escala incluye reactivos relacionados con aspectos de la conducta personal. Finalmente, se encuentra la Escala de Conducta Interpersonal de Arrindell y Van der Ende (1985), que valora la expresión de sentimientos negativos, expresión y aceptación de limitaciones personales, expresión de opiniones personales, expresión y aceptación de halagos y asertividad general.

Pese a su diversidad y propiedades psicométricas aceptables, estas escalas fueron desarrolladas y validadas en su mayoría con población universitaria o población general, y con reactivos que describen situaciones cotidianas ajenas al contexto clínico y sus demandas, en las cuales ocurre la interacción entre el paciente y el profesional de la salud. Igualmente, fueron desarrolladas con poblaciones de países diferentes a México, lo que implica también una estructura sociocultural e idiosincrática distinta.

En México, Flores et al. (1987), y Flores (1989, 1994) iniciaron una serie de estudios para evaluar la asertividad tomando en cuenta la estructura sociocultural e idiosincrasia del mexicano. Un primer estudio fue la aplicación de la Escala de Asertividad de Rathus (1973), traducida al español y validada por Flores et al. (1987), cuyos resultados arrojaron la existencia de tres dimensiones: asertividad en situaciones cotidianas, asertividad por medios indirectos y no asertividad. A partir de estos resultados se conformó la Escala Medida de Rasgos Asertivos (MERA). Su estructura factorial fue confirmada por Flores (1989) e investigaciones posteriores llevaron a la construcción de la Escala Multidimensional de la Asertividad, con una versión para estudiantes y otra para empleados (Flores, 1994). Un estudio posterior realizado por Castaños et al. (2010) tuvo por objetivo estandarizar en población mexicana el Inventario de Asertividad de Gambrill y Richey (1975). Sus resultados mostraron una adaptación con una consistencia interna elevada y una estructura de 4 factores: expresión de sentimientos positivos y negativos; iniciar, mantener y terminar conversaciones; capacidad de decir no, y finalmente, pedir favores y hacer peticiones. Pese a sus adecuadas propiedades psicométricas y su adaptación o desarrollo en población mexicana, estas escalas se presentan nuevamente ajenas al contexto clínico y sus demandas.

Ante esta ausencia, García-Arista y Reyes-Lagunes (2017), diseñaron un instrumento en el ámbito hospitalario que mide la asertividad en la comunicación que sostienen los pacientes diagnosticados con alguna enfermedad crónica degenerativa con el profesional de la salud. Para esta escala, nombrada Escala de Asertividad en la Relación Paciente-Médico (EARPM), las autoras identificaron una estructura de 4 factores. El primero, denominado No asertividad-pasividad, resulta congruente con la definición de Aguilar (1987) de la comunicación no asertiva, caracterizada como una forma de expresión débil de los sentimientos, creencias y emociones. El segundo, denominado No asertividad-inseguridad, se relaciona con respuestas no asertivas que denotan inseguridad, tales como: tener manos tensas o temblorosa, voz temblorosa, deseos de retirarse del lugar. Estas conductas son caracterizaciones clínicas de no asertividad (Caballo, 1993; Shelton & Burton, 2004). El tercero, denominado Asertividad-positiva, indica que el paciente expresa sus desacuerdos, opiniones y lo que considera importante para su salud, verbaliza cuando no entiende algo y pide explicaciones alternas. Este factor concuerda conceptualmente con el de Asertividad-Positiva de Galassi et al. (1974) y Asertividad en situaciones cotidianas de Flores (1994). El último factor se denominó Agresividad y coincide con lo señalado por Vega et al. (2002) en cuanto a que se refiere a conductas agresivas directas, como gritar o subir el volumen de voz ante un desacuerdo con el médico o conductas agresivas indirectas expresadas con sarcasmo. Una de las ventajas de este instrumento es su adecuación al entorno clínico y las demandas que en él se presentan, particularmente desde el enfoque del paciente.

Comunicación y Asertividad en Mujeres Embarazadas en el Entorno Clínico

De acuerdo con Head y Bute (2017), el embarazo implica cambios biológicos, sociales y psicológicos, lo que lo convierte en una situación estresante para la gestante y en la que cobra importancia la relación personal de esta con el profesional de la salud. En cuanto a la relación entre estos actores, los investigadores identificaron una correlación negativa entre la magnitud del estrés y el nivel de confianza al obstetra en mujeres con embarazo

de alto riesgo complicado por factor fetal. Por lo que el establecimiento de una relación interpersonal positiva con el equipo de salud, especialmente con el obstetra tratante, se vuelve importante como recurso para aumentar su seguridad y el apoyo emocional durante el parto. Andrissi et al. (2015) reportaron que el establecimiento de una relación de empatía entre el profesional de la salud y la mujer gestante disminuyen la solicitud de atención en el periodo posparto. Por otro parte, Roberts et al. (2015) señaló que la actitud del personal de salud influye en la asistencia a la clínica prenatal de la mujer gestante con lo cual disminuye el riesgo de complicaciones durante el embarazo. Igualmente, diversos estudios han demostrado que la comunicación efectiva entre el profesional de la salud y la mujer embarazada es un elemento clave para la óptima prestación de atención obstétrica (Kumbani et al., 2013). Promueve el uso de esta última por encima de parteras y otras formas no profesionales de atención al embarazo (Madula et al., 2018), además de permitir la detección oportuna de condiciones médicas adversas cuya atención disminuve el riesgo de muerte materna (Binder et al., 2012). En cambio, dificultades en la comunicación se asocian al bajo uso de estos servicios de atención a la salud y a la preferencia por partos tradicionales, con el riesgo que ello conlleva (Binder et al., 2012; Madula et al., 2018).

Actualmente, la EARPM de García-Arista y Reyes-Lagunes (2017) es el único instrumento validado con población mexicana para evaluar la asertividad en entornos clínicos. Por la importancia que tiene la comunicación de la mujer embarazada con el personal de atención obstétrica, sería pertinente realizar una validación y verificar así su utilidad en dicha población. En este contexto, el objetivo de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Asertividad en la Relación Paciente-Médico en mujeres mexicanas embarazadas.

MÉTODO

Participantes

Mediante una técnica de muestreo no probabilístico se reclutó a 716 mujeres embarazadas cuya edad osciló entre 13 y 46 años (M=26.55; DE=6.56). Se excluyó del estudio a las mujeres con incapacidad para leer y escribir o si la participante reportaba estar diagnosticada con alguna enfermedad terminal o psicopatológica. El tamaño de la muestra satisfizo los criterios para realizar análisis factorial exploratorio (DeVon et al., 2007) y confirmatorio (Boomsma & Hoogland, 2001).

Diseño

Estudio descriptivo, transversal e instrumental (Montero & León, 2007).

Instrumentos

Ficha de identificación

Las participantes completaron una ficha de identificación con variables sociodemográficas (edad, estado civil, nivel de estudios, actividad económicamente remunerada) y de su vida reproductiva (número de hijos, embarazos previos y abortos, semanas de gestación y trimestre de embarazo).

Escala de Asertividad en la Relación Paciente-Médico (EARPM; García-Arista & Reyes-Lagunes, 2017)

Cuenta con 21 reactivos en escala Likert pictórico, con una escala de 7 puntos que va de 1 (*Nunca*) a 7 (*Siempre*). Incluye 4 factores: No asertividad-pasividad (9 reactivos), No asertividad-inseguridad (5 reactivos), Asertividad-positiva (4 reactivos), y Agresividad (3 reactivos) que en su conjunto explican el 44.2% de la varianza. Su consistencia interna global es alta (a de Cronbach = .81) y, considerada por factor, es aceptable (a de Cronbach = .70 a .77). Esta escala fue diseñada y originalmente validada para pacientes mexicanos con enfermedades crónico-degenerativas.

Procedimiento

La recolección de datos se realizó en un hospital público de la Ciudad de México entre los meses de agosto y diciembre de 2018. Dos investigadoras contactaron a las potenciales participantes en la sala de espera y en el área de hospitalización y se les invitó a participar en el estudio, explicando la naturaleza y los objetivos de este. Las mujeres que aceptaron participar y eran mayores de edad firmaron un consentimiento informado. Si no eran mayores de edad, firmaban un asentimiento informado y el adulto responsable de ellas era el encargado de firmar el consentimiento informado. También se les entregó la batería impresa con los instrumentos. Completar estos documentos tomó aproximadamente 10 minutos.

Los criterios de inclusión fueron aceptar participar voluntariamente en el estudio y firmar un consentimiento informado si la participante era mayor de edad o, en caso contrario, una carta de asentimiento, aunado a la firma del consentimiento informado por un adulto responsable de ella.

Análisis de datos

La validez de constructo de la EARPM se evaluó mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Su consistencia interna se determinó por el cálculo del α de Cronbach y el ω de McDonald. Para el análisis de datos la muestra se dividió en dos submuestras aleatorias de 358 participantes cada una. Con la primera submuestra se realizó un análisis de reactivos que incluyó la detección de respuestas extremas que concentraron el 90% o más de elecciones, se calculó la media, desviación estándar, coeficiente de asimetría y curtosis de cada reactivo, y se analizó la normalidad uni y multivariada mediante la prueba de Shapiro-Wilk y el cálculo del coeficiente de Mardia, respectivamente. El poder discriminativo de los reactivos se evaluó con la técnica de grupos extremos (i.e., puntaje \leq 1° cuartil vs. puntaje \geq 3° cuartil) mediante pruebas t de una cola para grupos independientes, y se eliminó cualquier reactivo sin capacidad de discriminar (Cortada de Kohan, 2004). Se empleó esta prueba por ser robusta y soportar desviaciones de la normalidad (de Winter, 2013).

La adecuación muestral se estimó mediante el cálculo del índice *KMO* y la prueba de esfericidad de Bartlett. Entonces se condujo un análisis paralelo para evitar la sobreestimación de factores. A partir de este análisis, se retuvo el o los factores cuya varianza explicada fuera superior al percentil 95 de factores generados al azar. Esta estrategia brinda argumentos objetivos para la retención de factores (Hayton et al., 2004), frente a alternativas como el criterio de Kaiser y el análisis del gráfico de sedimentación, con los cuales se tiende a

sobreestimar el número de factores (Baglin, 2014). Posteriormente se condujo un análisis factorial exploratorio con el método de mínimos cuadrados robustos ponderados diagonalmente con rotación oblimin directo. Para la conformación de factores se contempló al menos tres reactivos por factor, cada reactivo con una saturación \geq .40 en un solo factor (solución factorial simple; Thurstone, 1931), una comunalidad (h^2) \geq .32 (Tabachnick & Fidell, 1996), congruencia conceptual reactivo-factor y una consistencia interna por factor por α de Cronbach \geq .70 (George & Mallery, 2003) y ω de McDonald \geq .80 (Viladrich et al., 2017) y \leq .94 (Kline, 2015). Existe evidencia de que el primero de estos coeficientes tiende a subestimar el valor de esta medida (Elosua & Zumbo, 2008). En cambio, el ω de McDonald es un indicador más adecuado de consistencia interna cuando se tienen escalas ordinales como lo son las escalas Likert (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017).

Previo a la realización del análisis factorial confirmatorio, se realizó un análisis de multicolinealidad (Kline, 2011) a fin de identificar reactivos redundantes. Para ello se estimó la correlación inter-reactivo y se identificaron reactivos asociados con una $r \ge .60$. Luego, se analizó la carga factorial asociada a la pareja de reactivos y se eliminó aquel con el menor valor de esta.

Con la segunda submuestra se realizaron las pruebas de adecuación muestral previamente mencionadas y un análisis factorial confirmatorio de máxima verosimilitud, para evaluar el ajuste de la estructura exploratoria obtenida con los reactivos retenidos posterior al análisis de multicolinealidad. Se aceptaron cargas factoriales ≥ .40 (Williams et al., 2010) y se verificó si cumplían en criterio de carga factorial media ≥ .70 (Hair et al., 2010). Se consideró como criterios para verificar la bondad de ajuste del modelo los índices de ajuste absoluto: prueba de chi cuadrada (x2), chi cuadrada relativa (x²/gl); ajustes de carácter parsimonioso: residuo cuadrático medio de aproximación (RMSEA) con su intervalo de confianza (IC); índice de ajuste incremental: índice de bondad de ajuste comparativo (CFI). Se consideró valores de ajuste aceptable: $X^2/ql \le 5$, RMSEA $\le .08$, CFI $\ge .90$; y de ajuste excelente: $x^2/gl \le 2$, RMSEA $\le .05$, CFI $\ge .95$ (Steppan et al. 2014). Con ajustes no satisfactorios, se realizaron las re-especificaciones convenientes al modelo, analizando cada una de forma secuencial (Pérez et al. 2013). Una vez identificado el modelo, se estimó la varianza media extraída (AVE). De acuerdo a Hair et al. (2010), un valor de AVE ≥ .50 indica adecuada validez convergente interna. La validez discriminante se estimó por calcular la raíz cuadrada de las varianzas medias extraídas, las cuales deben ser mayores que las covarianzas interfactores (Peñaherrera et al., 2020).

Se realizó un análisis factorial confirmatorio multigrupo (Byrne, 2010) a fin de obtener evidencia de invariancia factorial entre sexos. Se compararon cuatro modelos: 1) Modelo configuracional: evalúa si el modelo utilizado es adecuado para los grupos comparados; 2) Modelo de medida: evalúa si las cargas factoriales son equivalentes para todos los grupos; 3) Modelo de covarianza estructural: evalúa invarianza entre las variables latentes o factores; 4) Modelo de invarianza residual de los reactivos: evalúa invarianza en los errores de medida. Siguiendo el criterio sugerido por Cheung y Rensvold (2002), la detección de invarianza factorial requirió un cambio en el CFI menor o igual a .01. (ΔCFI), de un modelo con menos restricciones a un modelo más restrictivo.

Para el análisis de resultados se emplearon los programas SPSS v.20, AMOS v.21 y FACTOR v.10.8.02. Un resultado se consideró significativo con una $p \le .05$.

Consideraciones Éticas

Este estudio cuenta con la aprobación del Comité de Investigación y del Comité de Ética en Investigación del Hospital de la Mujer (registro HM-INV/2018:04.03). Su conducción se realizó apegada a las normas éticas de la Declaración de Helsinki (actualizada al 2013) y lineamientos nacionales (Sociedad Mexicana de Psicología, 2010) e internacionales (American Psychological Association, 2002) de investigación psicológica con humanos.

RESULTADOS

Análisis Descriptivos de los Reactivos

La tabla 1 muestra información sobre las características sociodemográficas de los participantes, las cuales se obtuvieron a partir de una ficha de identificación.

Tabla 1Datos sociodemográficos y de la vida reproductiva de las participantes

partioipartioo	Mdn	(Min-Max)
Número de hijos	1	(0-6)
Número de embarazos previos	1	(0-6)
Número de abortos	0	(0-4)
Semanas de gestación	33	(0-41)
	n	%
Estado civil		
Soltera	139	19.4
Casada o en unión libre	552	77.1
Divorciada o separada	22	3.1
Viuda	2	0.3
Nivel de estudios		
Sin estudios	2	.3
Básico	265	37
Medio superior o carrera técnica	336	46.9
Superior o posgrado	113	15.8
Actividad económicamente remunerada		
Sí	155	21.6
No	557	77.8
Trimestre de embarazo		
Primero	32	4.5
Segundo	146	20.4
Tercero	538	75.1

La tabla 2 muestra el análisis descriptivo de los reactivos. La media de respuesta osciló entre 1.40 y 4.98 con una desviación estándar de entre .96 a 1.78. No hubo evidencia de normalidad univariada (p > .05) o multivariada (coeficiente de asimetría = 189.90, p = 1; coeficiente de curtosis = 807.51, p < .001). Todos los reactivos discriminaron (p < .001).

Tabla 2Análisis de los reactivos y de la estructura factorial de la Escala de Asertividad en la Relación Paciente-Médico en una muestra de mujeres embarazadas mexicanas

10 18 21	Ma habla wa ma anasia							
	Me habla, yo me encojo Me pregunta algo, me siento insegura				7.72 3.64	.87 .86		.76 .75
	Termina la consulta, me siento frustrada				6.40	.86		.74
19	Me habla prefiero voltear a otro lado	1 40	96	2 93	9.29	.85		.74
9	Me deja con dudas, prefiero dejarlas para la siguiente cita	1.75	1.35	1.91	3	.82		.68
17	Me habla, siento que mis manos tiemblan	1.74	1.34	1.94	3.03	.80		.64
11	Me pregunta algo y contesto, siento que mi voz es temblorosa	2	1.61	1.53	1.28	.80		.64
7	Me falta al respeto, me quedo callada	1.54	1.28	2.61	6.36	.79		.62
12	Se equivoca, yo acabo pidiendo disculpas sabiendo que yo tengo la razón	1.52				.79		.65
20	Me explica algo que no entiendo, prefiero preguntarle a algún conocido	1.75	1.42	2.20	4.38	.79		.62
8	Y yo hablamos, tengo mis manos tensas	2.14	1.67	1.31	.50	.78		.62
16	Me dice algo con lo que no estoy de acuerdo, soy sarcástica					.77		.62
2	Y yo tenemos un desacuerdo, noto que subo el volumen de mi voz o grito					.76		.59
1	Me dice algo que no entiendo, me dan ganas de irme de ese lugar	1.91	1.55	1.66	1.68	.72		.53
15	Me trata mal, me es difícil decirle que debe respetarme	1.90	1.67	1.77	1.90	.71		.58
5	Me dijo algo con lo que no estoy de acuerdo, prefiero quedarme callada					.66		.44
13	Atiende a una persona que llego después que yo, prefiero quedarme callada					.65		.43
4	Me pide la opinión sobre un tema, le digo lo que realmente pienso						.81	.66
14	No me pregunta algo que yo considero es importante, se lo digo						.74	.56
6	Me dice algo con lo que no estoy de acuerdo, se lo hago saber	4.73	2.37	53	-1.31		.71	.51
3	Me habla con palabras que no entiendo, le pido me explique de otra forma	4.14	2.51	13	-1.67		.67	.49
,	piedades de los factores					- 4	40	
	arianza explicada Cronbach					51 .91	13 .73	
	e McDonald					.96	.82	
		11.63	6.71			.00	.02	
		18.60						
	elación entre factores					4		
	No asertividad Asertividad					.04	1	

Análisis Factorial Exploratorio

Las pruebas de adecuación muestral indicaron lo pertinente del análisis factorial para el tratamiento de los datos de la submuestra 1 (KMO = .90, IC = .90 a .92; prueba de esfericidad de Barttlet = 3431.05, p < .01). El análisis paralelo mostró la presencia de 2 factores cuya varianza explicada rebasó el percentil 95 de la varianza explicada por factores aleatorios (Figura 1).

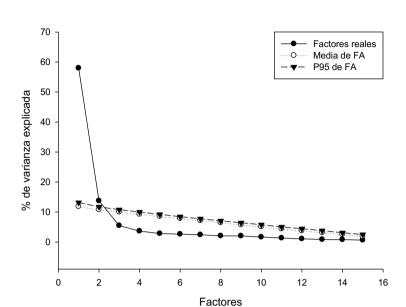


Figura 1

Número de factores extraídos mediante el análisis paralelo 95

La tabla 2 muestra los resultados del análisis factorial exploratorio. Esta solución reveló una estructura simple y cada factor cumplió con los requisitos de cantidad de reactivos, saturación, comunalidad y congruencia conceptual reactivo-factor. Esta estructura explicó el 64% de la varianza y la consistencia interna por factor fue elevada de aceptable a muy elevada (tabla 2). Los factores no mostraron correlación.

El análisis de multicolinealidad indicó una asociación \geq .60 entre los reactivos 17 con 8, y 18; 18 con 11, 17 y 19; y 19 con 18 y 21. La revisión conceptual muestra semejanzas en el contenido de los reactivos asociados y, debido a la carga factorial, se resolvió eliminar para el análisis factorial confirmatorio los reactivos 8, 18 y 19 del factor No asertividad. La consistencia interna de este factor después de retirar dichos reactivos fue, α de Cronbach = .89; y ω de McDonald = .95.

Análisis Factorial Confirmatorio

Los datos de la submuestra 2 fueron también adecuados para un análisis factorial (KMO = .87, IC = .86 a .91; prueba de esfericidad de Barttlet = 2076.4, p < .01). El modelo inicial obtuvo cargas factoriales de entre .46 y .76 (Figura 2), con una media de .58 y fue aceptable para los criterios de bondad de ajuste RMSEA y chi cuadrada relativa (tabla 3). A fin de mejorar el ajuste se revisaron los índices de modificación y se realizaron las re-especificaciones pertinentes, evaluando cada una en forma secuencial. El modelo final mostró un ajuste aceptable para los criterios antes mencionados y para el CFI (tabla 3). El análisis de validez convergente interna no mostró resultados satisfactorios, Factor 1 AVE = .28; Factor 2 AVE = .33. La validez discriminante fue satisfactoria ya que la covariación interfactores fue menor a la raíz cuadrada de la AVE de cada factor (i.e., .11 < .59 y .57).

Figura 2
Estructura factorial de la Escala de Asertividad en la Relación Paciente-Médico en una muestra de mujeres embarazadas mexicanas

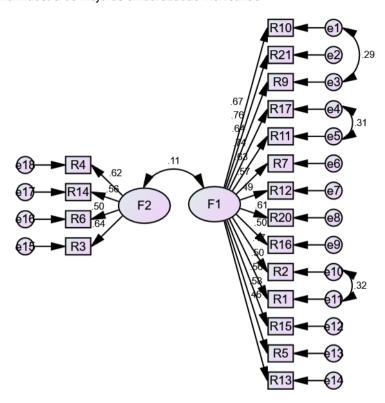


Tabla 3Criterios de bondad de ajuste de la estructura factorial de la Escala de Asertividad en la Relación Paciente-Médico en una muestra de mujeres embarazadas mexicanas

	X^2	X ² /gl RMSEA (IC) CFI
Modelo exploratorio ajustado	410.23**	3.06 .07 (0.06-0.08) .85
Modelo exploratorio ajustado, re-especificación 1	372.03**	2.79 .07 (0.06-0.08) .87
Modelo exploratorio ajustado, re-especificación 2	342.29**	2.59 .06 (0.05-0.07) .89
Modelo exploratorio ajustado, re-especificación 3	316.98**	2.42 .06 (0.05-0.07) .90

^{**}p < 0.01

El análisis de invarianza factorial detectó que la estructura identificada es equivalente entre trimestres de embarazo (tabla 4).

Evaluación de la invarianza factorial entre 1°-2° y 3° trimestre de embarazo

	CFI	ΔCFI	RMSEA	IC 90%
Modelo configuracional	.903		.04	.0405
Modelo de medida	.899	0	.04	.0405
Modelo de covarianza estructural	.893	0	.04	.0405
Modelo de invarianza residual de los reactivos	.874	0	.05	.0405

DISCUSIÓN

La validación de la EARPM con mujeres embarazadas mexicanas detectó que esta posee una estructura bifactorial, con factores no correlacionados, cada uno con una consistencia interna de aceptable a muy elevada que, en su conjunto, explican el 64% de la varianza. La estructura bifactorial fue detectada

mediante el empleo de análisis paralelo, identificada por análisis factorial exploratorio y verificada por análisis factorial confirmatorio. Además, los dos factores mostraron adecuada validez discriminante, aunque la validez convergente interna fue inaceptable. Esta estructura presenta además invarianza factorial entre trimestres de embarazo y es válida para mujeres embarazadas de 13 a 46 años.

La estructura original de la EARPM validada con pacientes con enfermedades crónico-degenerativas comprende 4 factores, uno que indica la presencia de respuestas asertivas por parte del paciente (i.e., Asertividadpositiva) y tres más que indican su ausencia (i.e., No asertividad-pasividad, No asertividad-inseguridad, Agresividad). La validación de la EARPM con mujeres embarazadas mexicanas retuvo el factor Asertividad-positiva con sus 4 reactivos. No obstante, el porcentaje de varianza explicada fue mayor respecto a la validación original (i.e., 13% vs. 8.6%), así como su consistencia interna evaluada por a de Cronbach (i.e., .73 vs. .70) aunque en ambos casos se considera aceptable (George & Mallery, 2003). Al emplear ω de McDonald, un índice más adecuado para escalas Likert, la consistencia interna de este factor fue elevado (i.e., .82; George & Mallery, 2003). Como contraparte, en esta validación, los factores que denotan ausencia de asertividad se integraron en un factor único referido como No asertividad. Este factor explicó el 51% de varianza, que es un porcentaje mayor frente al total explicado por los tres factores originales en su conjunto (i.e., 35.6%). Esta integración de factores, que denotan ausencia de Asertividad junto con Agresión, pudo ser debida a que el embarazo es un período en el que la mujer se encuentra vulnerable y con riesgo de estrés materno (Fontein-Kuipers et al., 2014), por lo que es menos probable que se presenten conductas de agresión. La ausencia de correlación entre los factores detectados (i.e., Asertividad-positiva y No asertividad) sugiere que la ausencia de repertorios conductuales que permitan una comunicación asertiva con el médico no implican la presencia de conductas agresivas, pasivas o inseguras en las mujeres embarazadas y viceversa. Sin embargo, esta hipótesis debe ser verificada en estudios posteriores.

A diferencia de la validación original de la EARPM (García-Arista & Reyes-Lagunes, 2017), en este estudio el número de factores se identificó mediante la estimación de un análisis paralelo. Esto garantiza que cada uno aporta una contribución por encima del azar a la varianza explicada (Horn, 1965). Además, en su conformación mediante análisis factorial exploratorio, cada reactivo cubrió los requisitos necesarios para su retención. Las cargas factoriales fueron en todos los casos superiores al valor recomendado de .40 (Lloret-Segura et al., 2014), lo mismo que las comunalidades cuyo valor mínimo recomendado es .32 (Tabachnick & Fidell, 2007). Si bien el factor Asertividad-positiva se retuvo en su estructura original, la revisión conceptual del factor No-asertividad mostró la presencia de reactivos conceptualmente semejantes. Esto último fue verificado mediante el análisis de multicolinealidad que, junto a la revisión conceptual de los pares de reactivos con una asociación elevada, justificó la eliminación de los reactivos 8, 18 y 19. Los dos primeros corresponden al factor original No asertividad-inseguridad, mientras que el último al factor Agresividad, aunque el indicador que señala este reactivo puede también denotar una conducta de inseguridad. Otra diferencia respecto a la validación original de la EARPM desarrollada por García-Arista y Reyes-Lagunes (2017) fue el empleo de un análisis factorial confirmatorio para verificar la estructura detectada. En este análisis las cargas factoriales fueron > .40, acorde a lo

sugerido por Williams et al. (2010). No obstante, no superaron el criterio de una media ≥ .70 planteado por Hair et al. (2010). Esto implica un disminuido porcentaje de varianza total de la variable, que es explicada por el factor. Los indicadores de bondad de ajuste alcanzaron el criterio de aceptable después de tres re-especificaciones, las cuales consistieron en identificar covariaciones en el término de error de reactivos del factor No asertividad. La revisión sugiere una semejanza conceptual y/o en el indicador referido en estos reactivos. Si bien este factor es conceptualmente coherente, dado el número de reespecificaciones se sugiere que futuros estudios verifiquen su conformación ensayando la eliminación de reactivos posiblemente redundantes. Esto no fue realizado en este estudio a fin de evitar una posible capitalización al azar (i.e., realizar ajustes estadísticos hasta obtener resultados deseados; Batista-Foguet et al., 2004). Debe señalarse también la asimetría que existe entre factores, al poseer el factor Asertividad-positiva solo 4 reactivos, valor superior al mínimo aceptable para un modelo de dos o más factores (Jöreskog et al., 2016), mientras que el factor No asertividad posee 17.

Otros aspectos detectados por el análisis factorial confirmatorio fueron la evidencia de validez discriminante entre los factores Asertividad-positiva y No asertividad. Esto implica que la variable latente evaluada por uno es mutuamente excluvente respecto a la evaluada por el otro. Del mismo modo, se detectó invarianza factorial entre los trimestres de embarazo, primero y segundo en relación con el tercero. Esto indica una forma equivalente de la EARPM (García-Arista & Reyes-Lagunes, 2017) que puede ser utilizada en cualquier momento durante el embarazo. Pese a lo anterior, los datos no mostraron evidencia de validez convergente interna pues la AVE no alcanzó el valor ≥ .50 indicado por Hair et al. (2010). Esto implica que los reactivos no miden en forma adecuada los constructos a evaluar (Cheung & Wang, 2017). Sin embargo, Moral de la Rubia (2019) ha señalado la dificultad para satisfacer este requisito y propone puntos de corte diferentes y fijados en relación con otros indicadores, que resultan más flexibles. Por ejemplo, en su estudio de simulación, este autor propone que, con cargas factoriales $\geq .50$ y ω de McDonald $\geq .70$, una AVE $\geq .37$ indica un nivel aceptable de validez convergente. Para este estudio, si bien el factor Asertividad cumple con las primeras dos condiciones, el valor obtenido para la AVE sigue siendo insatisfactorio. Lo anterior obliga a una revisión conceptual a profundidad de los indicadores de cada factor en la EARPM de García-Arista y Reyes-Lagunes (2017).

Finalmente, la consistencia interna del factor No asertividad, evaluada tanto por α de Cronbach como por ω de McDonald indica la redundancia de algunos de sus reactivos (Kline, 2015; Oviedo & Campos-Arias, 2005). Esta afirmación es consistente con las re-especificaciones elaboradas que sugieren semejanzas en redacción y/o en indicadores conductuales entre pares de reactivos del mencionado factor. En consecuencia, futuros estudios deberán verificar la pertinencia de la confirmación del mismo.

Entre las fortalezas de este estudio se encuentra el uso de una muestra heterogénea, con mujeres embarazadas de entre 13 y 46 años. Esto facilita su empleo durante casi toda la vida reproductiva de las mujeres, a la par que durante cualquier trimestre del embarazo. Igualmente, el uso de análisis paralelo fue útil para determinar en forma objetiva el número de factores a retener. Y finalmente, también el uso de análisis factorial confirmatorio, con diversos criterios objetivos a fin de verificar la adecuación del modelo. Entre las limitantes se encuentran la ausencia de evidencia acerca de validez convergente

y divergente, así como también de un análisis de estabilidad temporal. Adicionalmente, la calificación del instrumento se realiza por la suma aritmética del puntaje de cada reactivo por factor, y no se cuenta actualmente con una evaluación categórica que defina por niveles la posesión de los atributos medidos. Futuros estudios deberán continuar con el proceso de validación, atendiendo dichas limitantes.

Conclusiones

La EARPM validada en mujeres mexicanas embarazadas presenta adecuadas propiedades psicométricas para evaluar la comunicación asertiva entre el médico y la mujer usuaria de servicios de atención gineco-obstetra. No obstante, nuevos estudios deben ser elaborados a fin de atender el problema de validez convergente interna detectado, así como de consistencia interna para el factor No asertividad.

REFERENCIAS

- Aguilar, K. (1987). Asertividad: sé tú mismo sin sentirte culpable. Pax.
- Alamo, M. M., Moral, R. R., & Perula de Torres, L. A. (2002). Evaluation of a patient-centered approach in generalized musculoskeletal chronic pain/fibromyalgia patients in primary care. *Patient Education and Counseling*, 48(1), 23–31. https://doi.org/10.1016/S0738-3991(02)00095-2
- Alingh, C. W., van Wijngaarden, J. D., van de Voorde, K., Paauwe, J., & Huijsman, R. (2019). Speaking up about patient safety concerns: the influence of safety management approaches and climate on nurses' willingness to speak up. *BMJ quality* & safety, 28(1), 39-48. https://doi.org/10.1136/bmjqs-2017-007163
- American Psychological Association. (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American psychologist*, 57(12), 1060-1073. https://doi.org/10.1037/0003-066X.57.12.1060
- Andrissi, L., Petraglia, F., Giuliani, A., Severi, F. M., Angioni, S., Valensise, H., Vannuccini, S. Comoretto, N., & Tambone, V. (2015). The influence of doctor-patient and midwife-patient relationship in quality care perception of Italian pregnant women: An exploratory study. *PLoS One*, 10(4), e0124353. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0124353
- Arrindell, W., & Van der Ende, J. (1985). Cross simple invariante of the structure of self-reported distress and difficulty in assertiveness. *Advances in Behavior Research and Therapy*, 7(4), 205-243. https://doi.org/10.1016/0146-6402(85)90013-X
- Baglin, J. (2014). Improving your exploratory factor analysis for ordinal data: A demonstration using FACTOR. Practical Assessment, Research, and Evaluation, 19(1), 5. https://doi.org/10.7275/dsep-4220
- Batista-Foguet, J. M., Coenders, G., & Alonso, J. (2004). Análisis Factorial Confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica*, 122(1), 21-27. https://doi.org/10.1157/13057542
- Beisecker, A. E. (1990). Patient power in doctor-patient communication: What do we know? *Health communication*, 2(2), 105-122. https://doi.org/10.1207/s15327027hc0202_4
- Binder, P., Borne, Y., Johnsdotter, S., & Essén, B. (2012). Shared language is essential: communication in a multiethnic obstetric care setting. *Journal of health communication*, 17(10), 1171-1186. https://doi.org/10.1080/10810730.2012.665421
- Boomsma, A., & Hoogland, J. J. (2001). The robustness of LISREL modeling revisited. In R. Cudeck, S. Du Toit, D. Sörbom, & K. G. Jöreskog (Eds.), *Structural equation modeling present and future: A Festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp. 139-168). Scientific Software International.
- Byrne, B. M. (2013). Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming. Routledge. https://doi.org/10.4324/9780203807644
- Caballo, V. (1983). Asertividad: definiciones y dimensiones. *Estudios de Psicología*, 4(13), 62-64. https://doi.org/10.1080/02109395.1983.10821343
- Castaños, S., Reyes, I., Rivera, S., & Díaz-Loving, R. (2010). Estandarización del inventario de asertividad de Gambrill y Richey-II. Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica, 1(29), 27-50.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cheung, G. W., & Wang, C. (2017). Current approaches for assessing convergent and discriminant validity with SEM: issues and solutions. *Academy of Management Proceedings*, 2017(1). https://doi.org/10.5465/AMBPP.2017.12706abstract
- Childress, J. F. (1982). Who should decide?: Paternalism in health care. Oxford University Press. https://doi.org/10.1177%2F004057368304000314
- Comisión Nacional de Arbitraje Médico (2022). Informe Anual de Actividades 2021. https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/712660/InformeAnualDeActividades_CONAMED_ 2021.pdf

- Cortada de Kohan, N. (2004). Teoría y métodos para la construcción de escalas de actitudes. Lugar Editorial.
- D'Agostino, T. A., Atkinson, T. M., Latella, L. E., Rogers, M., Morrissey, D., DeRosa, A. P., & Parker, P. A. (2017). Promoting patient participation in healthcare interactions through communication skills training: a systematic review. *Patient education and counseling*, 100(7), 1247-1257. https://doi.org/10.1016/j.pec.2017.02.016
- Daly, R. J., Duarte, S. S., Miller, C. R., Schiavi, A., & Toy, S. (2019). Training novice anaesthesiology trainees to speak up for patient safety. *British journal of anesthesia*, 122(6), 767-775. https://doi.org/10.1016/j.bja.2019.01.017
- De Winter, J. C. (2013). Using the Student's t-test with extremely small sample sizes. Practical Assessment, Research, and Evaluation, 18(1), 10. https://doi.org/10.7275/e4r6-dj05
- DeVon, H. A., Block, M. E., Moyle-Wright, P., Ernst, D. M., Hayden, S. J., Lazzara, D. J., Savoy, S. M., &Kostas-Polston, E. (2007). A psychometric toolbox for testing validity and reliability. *Journal of Nursing Scholarship*, 39(2), 155-164. https://doi.org/10.1111/j.1547-5069.2007.00161.x
- Elosua, P. O., & Zumbo, B. D. (2008). Coefficients of feasibility for ordinal response scales. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Flores, M. (1989). Asertividad, agresividad y solución de situaciones problemáticas en una muestra mexicana. Tesis de Maestría, Facultad de Psicología, UNAM.
- Flores, M. (1994). Asertividad: conceptualización, medición y su relación con otras variables. Tesis de Doctorado, Facultad de Psicología, UNAM.
- Flores, M., Díaz-Loving, R., & Rivera, S. (1987). MERA: Una medida de rasgos asertivos para la cultura mexicana. Revista Mexicana de Psicología, 4(1), 29-35.
- Fontein-Kuipers, Y. J., Nieuwenhuijze, M. J., Ausems, M., Budé, L., & de Vries, R. (2014). Antenatal interventions to reduce maternal distress: a systematic review and meta-analysis of randomized trials. BJOG: An International Journal of Obstetrics & Gynecology, 121(4), 389-397. https://doi.org/10.1111/1471-0528.12500
- Galassi, J., Delo, J., Galassi, M., & Bastien, S. (1974). The college self-expression scale: A measure of assertiveness. Behavior Therapy, 5(2), 165-171. https://doi.org/10.1016/S0005-7894(74)80131-0
- Gambrill, E., & Richey, C. (1975). An Assertion Inventory for use in assessment and research. *Behavior Therapy* 6(4), 550-561. https://doi.org/10.1016/S0005-7894(75)80013-X
- García-Arista, A., & Reyes-Lagunes, L. I. (2017). Construcción y validación de una escala de asertividad en la relación paciente-médico. *Acta de investigación psicológica*, 7(3), 2793-2801 https://doi.org/10.1016/j.aipprr.2017.11.008
- Gay, M., Hollandsworth, J., & Galassi, J. (1975). An assertiveness inventory for adults. *Journal of Counseling Psychology*, 22(4), 340-344. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/h0076706
- George, D., & Mallery, P. (2003). SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference. 11.0 update (4th ed.). Allyn & Bacon.
- Greco, M., Francis, W., Buckley, J., Brownlea, A., & McGovem, J. (1998). Real-patient evaluation of communication skills teaching for GP registrars. Family Practice, 15(1), 51-57. https://doi.org/10.1093/fampra/15.1.51
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R.E. (2010). *Multivariate Data Analysis. Seventh Edition*. Prentice Hall.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in Exploratory Factor Analysis: A tutorial on parallel analysis. Organizational Research Methods, 7(2), 191-205. https://doi.org/10.1177/1094428104263675
- Head, K. J., & Bute, J. J. (2018). The influence of everyday interpersonal communication on the medical encounter: An extension of Street's ecological model. *Health communication*, 33(6), 786-792. https://doi.org/10.1080/10410236.2017.1306474
- Hémon, B., Michinov, E., Guy, D., Mancheron, P., & Scipion, A. (2020). Speaking up about errors in routine clinical practice: a simulation-based intervention with nursing students. *Clinical Simulation in Nursing*, 45, 32-41. https://doi.org/10.1016/j.ecns.2020.03.003
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. https://link.springer.com/article/10.1007/bf02289447
- Jöreskog, K. G., Olsson, Ü. H., & Wallentin, F. Y. (2016). Confirmatory factor analysis (CFA). In K. G. Jöreskog, U. H. Olsson & F. Y. Wallentin (Eds.). *Multivariate analysis with LISREL. Springer series in statistics* (pp. 283-339). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-33153-9_7
- Kanade, A. (2018). The effect of assertiveness training program on nurses. *Indian Journal of Psychiatric Nursing*, 15(2), 19-23. https://doi.org/10.4103/ijpn.ijpn_15_19
- Katzenstein, D. A., Lyons, C., Molaghan, J. P., Ungvarski, P., Wolfe, G. S., & Williams, A. (1997). HIV therapeutics: Confronting adherence. The Journal of the Association of Nurses in AIDS Care, 8(Suppl), 46–58. https://doi.org/10.1016/S1055-3290(97)80008-8
- Kline, P. (2015). A handbook of test construction (psychology revivals). Introduction to psychometric design. Routledge. https://doi.org/10.4324/9781315695990
- Kline, R. B. (2011). Principles and practice of structural equation modeling. Guilford
- Kumbani, L., Bjune, G., Chirwa, E., & Odland, J. Ø. (2013). Why some women fail to give birth at health facilities: a qualitative study of women's perceptions of perinatal care from rural Southern Malawi. *Reproductive health*, 10(1), 1-12. https://doi.org/10.1186/1742-4755-10-9
- Levenson, R., & Gottman, J. (1978). Toward the assessment of social competence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46(3), 453-462. https://doi.org/10.1037/0022-006X.46.3.453
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361

- Lozano, J. L., Llor, A. M. S., Agea, J. L. D., Gutiérrez, L. L., & Costa, C. L. (2020). Burnout, communication skills and self-efficacy in emergency and critical care health professionals. *Enfermería Global*, 19(3), 81-92. https://doi.org/10.6018/eglobal.381641
- Madula, P., Kalembo, F. W., Yu, H., & Kaminga, A. C. (2018). Healthcare provider-patient communication: a qualitative study of women's perceptions during childbirth. *Reproductive health*, 15(1), 1-10. https://doi.org/10.1186/s12978-018-0580-x
- Marōn, M. (2001). Effects of assertive communication between doctors and patients in public health outpatient surgeries in the city of Seville (Spain). Social Behavior and Personality: an International Journal, 29(1), 63-70. https://doi.org/10.2224/sbp.2001.29.1.63
- McFall, R., & Lillesand, D. (1971). Behavioral rehearsal with modeling and coaching in assertion training. Journal of Abnormal Psychology, 77(3), 313-323. https://doi.org/10.1037/h0031010
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Moral de la Rubia, J. (2019). Revisión de los criterios para validez convergente estimada a través de la Varianza Media Extraída. Psychologia. *Avances de la disciplina*, 13(2), 25-41. https://doi.org/10.21500/19002386.4119
- Mushtaq, B. (2018). Assertiveness in nursing. COJ Nursing & Health Care, 3(3), 272-273. https://doi.org/10.31031/COJNH.2018.03.000561
- Oducado, R. M. (2021). Influence of self-esteem, psychological empowerment, and empowering leader behaviors on assertive behaviors of staff nurses. *Belitung Nursing Journal*, 7(3),179-185. https://doi.org/10.33546/bnj.1424
- Oviedo, H. C., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista colombiana de psiquiatría*, 34(4), 572-580. https://doi.org/10.7705/biomedica.v26i4.327
- Paterson, R., & Rector, N. (2001). The Assertiveness Workbook. Canadian Psychology, 42(3), 234-235. https://doi.org/10.1037/h0088117
- Peñaherrera-Zambrano, S. X., Saltos-Cruz, J. G., Peñaherrera-Pachar, A. B., & Lara-Flores, E. A. (2020). La varianza media extraída y la validez discriminante de un constructo de merchandising. *CienciAmérica*, 9(1), 99-114. http://dx.doi.org/10.33210/ca.v9i1.272
- Pérez, E., Medrano, L. A., & Sánchez, R. J. (2013). El Path Analysis: conceptos básicos y ejemplos de aplicación. Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento, 5(1), 52-66.
- Rathus, S. (1973). A 30-item schedule for assessing assertive behavior. *Behavior Therapy*, 4(3), 398-406. https://doi.org/10.1016/S0005-7894(73)80120-0
- Roberts, J., Sealy, D., Marshak, H. H., Manda-Taylor, L., Gleason, P., & Mataya, R. (2015). The patient-provider relationship and antenatal care uptake at two referral hospitals in Malawi: A qualitative study. *Malawi Medical Journal*, 27(4), 145-150. https://doi.org/10.4314/mmj.v27i4.6
- Robinson, E. J., & Whitfield, M. J. (1985). Improving the efficiency of patients' comprehension monitoring: A way of increasing patients' participation in general practice consultations. *Social Science & Medicine*, 21(8), 915-919. https://doi.org/10.1016/0277-9536(85)90148-0
- Rosenorn-Lanng, D. (2014). Human Factors in Healthcare. Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/med/9780199670604.001.0001
- Rost, K., Carter, W., & Inui, T. (1989). Introduction of information during the initial medical visit: Consequences for patient follow-through with physician recommendations for medication. *Social Science & Medicine*, 28(4), 315-321. https://doi.org/10.1016/0277-9536(89)90032-4
- Roter, D., Rosenbaum, J., de Negri, B., Renaud, D., DiPrete Brown, L., & Hernández, O. (1998). The effects of a continuing medical education programme in interpersonal communication skills on doctor practice and patient satisfaction in Trinidad and Tobago. *Medical Education*, 32(2), 181-189. https://doi.org/10.1046/j.1365-2923.1998.00196.x
- Rutter, D. R., Iconomou, G., & Quine, L. (1996). Doctor patient communication and outcome in cancer patients: An intervention. *Psychology and Health*, 12(1), 57-71. https://doi.org/10.1080/08870449608406922
- Schwappach, D., & Richard, A. (2018). Speak up-related climate and its association with healthcare workers' speaking up and withholding voice behaviors: A cross-sectional survey in Switzerland. BMJ Quality & Safety, 27(10), 827-835. http://dx.doi.org/10.1136/bmjqs-2017-007388
- Shelton, N., & Burton, S. (2004). Asertividad: Haga of su voz sin gritar. Confemetal.
- Slack, W. V. (1977). The patient's right to decide. *The Lancet*, 2(8031), 240. https://doi.org/10.1016/s0140-6736(77)92849-5
- Sociedad Mexicana de Psicología (2010). Código ético del psicólogo. Trillas.
- Steppan, M., Piontek, D., & Kraus, L. (2014). The effect of sample selection on the distinction between alcohol abuse and dependence. *The International Journal of Alcohol and Drug Research*, 3(2), 159-168. https://doi.org/10.7895/ijadr.v3i2.100
- Stewart, M., Brown, J. B. B., Donner, A., McWhinney, I. R., Oates, J., Weston, W. W., & Jordan, J. (2000). The impact of patient-centered care on outcomes. *The Journal of Family Practice*, 49(9), 796–804.
- Sweeney, L., Halpert, A., & Waranoff, J. (2007). Patient- centered management of complex patients can reduce costs without shortening life. *The American Journal of Managed Care*, 13(2), 84–92.
- Szymczak, J. E. (2016). Infections and interaction rituals in the organization: clinician accounts of speaking up or remaining silent in the face of threats to patient safety. *Sociology of Health & Illness*, 38(2), 325-339. https://doi.org/10.1111/1467-9566.12371
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). Using multivariate statistics Boston. Allyn and Bacon.
- Thurstone, L. L. (1931). The measurement of social attitudes. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 26(3), 249–269. https://doi.org/10.1037/h0070363
- Van Liew, J. R., Cvengros, J. A., & Christensen, A. J. (2018). Patient-provider interactions: promoting effective

- behavior and providing optimal care. En E. B. Fisher, L. D. Cameron, A. L. Christensen, U. Ehlert, Y. Guo, B. Oldenburg, & F. J. Snoek (Eds.), *Principles and concepts of behavioral medicine* (pp. 595-621). Springer. https://doi.org/10.1007/978-0-387-93826-4_20
- Vega, L., Caballo, V. E., & Ellis, A. (2002). Teoría y práctica de laterapia racional emotivo conductual. Siglo XXI. Ventura-León, L. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud, 15(1), 625-627.
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Annals of Psychology, 33*(3), 755-782. http://dx.doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401
- Williams, B., Brown, T., & Onsman, A. (2010). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices. Australasian Journal of Paramedicine, 8(3), 1-13. https://doi.org/10.33151/ajp.8.3.93
- Wolpe, J., & Lazarus, A. (1966). Behavior Therapy Techniques: a guide to the treatment of neuroses. Pergam.

Recibido 24-05-2022 | Aceptado 27-06-2023



Este trabajo se encuentra bajo una Licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional que permite a terceros utilizar lo publicado siempre que se dé el crédito pertinente a los autores y a *Psicodebate.*