

UNIVERSIDAD PERUANA UNIÓN
FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD
Escuela Profesional de Psicología



Una Institución Adventista

**CONSTRUCCIÓN Y PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA
ESCALA DE DISFORIA DE GÉNERO MASCULINO A FEMENINO
(EDGM)**

Por:

Gabriella Luz Palomino Acurio
Amy Mishelle Mariño Rugel

Asesor:

Psic. Joel Palomino Ccasa

Lima, diciembre de 2019

**DECLARACIÓN JURADA
DE AUTORÍA DEL TRABAJO DE
INVESTIGACIÓN**

Joel Palomino Ccasa, de la Facultad de Ciencias de la Salud, Escuela Profesional de Psicología, de la Universidad Peruana Unión.

DECLARO:

Que el presente trabajo de investigación titulado: "CONSTRUCCIÓN Y PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE DISFORIA DE GÉNERO MASCULINO A FEMENINO (EDGM)" constituye la memoria que presentan las estudiantes Amy Mishelle Mariño Rugel y Gabriella Luz Palomino Acurio para aspirar al grado de bachiller en Psicología, cuyo trabajo de investigación ha sido realizado en la Universidad Peruana Unión bajo mi dirección.

Las opiniones y declaraciones en este trabajo de investigación son de entera responsabilidad del autor, sin comprometer a la institución.

Y estando de acuerdo, firmo la presente declaración en Lima, 2 de diciembre del 2019.



Psic. Joel Palomino Ccasa

Construcción y propiedades psicométricas de la Escala de Disforia de
Género Masculino a Femenino (EDGM)

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN

Presentada para optar el grado de bachiller de Psicología

JURADO CALIFICADOR



Psic. Hellen Sara Flores Mamani
Presidente



Psic. Merida Emma Neira Suaña
Secretaria



Psic. Josías Trinidad Ticse
Vocal



Psic. Joel Palomino Ccasa
asesor

Lima, 2 de diciembre del 2019

CONSTRUCCIÓN Y PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE DISFORIA DE GÉNERO MASCULINO A FEMENINO (EDGM)

Palomino Acurio Gabriella Luz y Mariño Rugel Amy Mishelle
Universidad Peruana Unión, Perú.

RESUMEN

El objetivo del presente estudio fue construir y validar el cuestionario de descarte de Disforia de Género Masculino a Femenino a través de ítems adaptados exclusivamente a jóvenes y adultos peruanos, que oscilan entre los 18 a 40 años de edad. Para tal fin en la primera etapa del estudio se realizó la delimitación conceptual del constructo y la elaboración preliminar del instrumento (26 ítems) con un tipo de respuesta Likert de 1-5 puntos. El instrumento está basado en los criterios diagnósticos del DSM V y la teoría social de la composición de la disforia de género, más conocida como transexualismo, la cual esta compuesta por cuatro aspectos: la imagen corporal percibida, las expresiones de género social, la identidad intrínseca y el deseo de tomar acciones legales para pregonar la identidad. En la segunda etapa, se administró a una muestra piloto de 335 jóvenes y adultos, donde se efectuó el análisis de correlación a fin de someter a una inspección rigurosa la relación teórica y unidimensional del constructo. Asimismo, se obtuvo el coeficiente alfa de Cronbach ($\alpha = ,989$) y Omega de Mc' Donald ($\omega = ,989$) para la escala global. Se concluye que el cuestionario de descarte de Disforia de Género; versión masculino a femenino evidencia adecuada consistencia interna y validez de constructo.

Palabras clave: Género; disforia de género; imagen corporal; identidad y expresión de género; transexualismo.

ABSTRACT

The objective of this study was the construction of an instrument to discard Gender Dysphoria Male-Female through items adapted exclusively to Peruvian youth and adults, ranging from 18 to 40 years of age. For this purpose, in the first stage of the study, the conceptual delimitation of the construct and the preliminary elaboration of the instrument were carried out (26 items) with a Likert response type of five points. The instrument is based on the diagnostic criteria of the DSM V and the social theory of the composition of gender dysphoria, better known as transsexualism, which is composed by four aspects: the perceived body image, expressions of social gender, intrinsic identity and the desire to take legal action to proclaim identity. In the second stage, a pilot sample of 335 young people and adults was administered, where the correlation analysis was carried out in order to subject the theoretical and one-dimensional relationship of the construct to a rigorous inspection. Likewise, the Cronbach's alpha ($\alpha = ,989$) and Mc 'Donald's omega ($\omega = ,989$) coefficient was obtained for the global scale. We conclude that the questionnaire discarding gender dysphoria - male to female version evidence adequate internal consistency and construct validity.

Key words: Gender; gender dysphoria; body image; gender indentity and expression; transsexualism.

1. Introducción

En la actualidad la sociedad presenta el reto de enfrentar distintas problemáticas ideológicas (Bilbao, Gras y Vermeren, 2009) que conllevan a la organización de minorías dentro de la sociedad y que implica que cada una de ellas busquen defender sus intereses. Dentro de las minorías más comunes, integrantes de la comunidad LGBT; por sus siglas Lesbianas, Gays, Bisexuales y Transexuales son los que exigen el reconocimiento por su identidad de género (Alto Comisionado de las Naciones Unidas para los Refugiados [ACNURI], 2014). La prevalencia de personas con disforia de género varía de acuerdo a la demografía de cada contexto. En el DSM V se menciona que en los adultos nacidos varones, la prevalencia oscila del 0,005 al 0,014. Según los hallazgos de investigación de Gates (2011) se estima que el 3.5% de los adultos en los Estados Unidos se identifican como lesbianas, gays o bisexuales y se estima que el 0.3% de los adultos son transgénero. Además, en otro estudio con diversos países, se obtuvo que en Canadá el 1.9%, en Australia el 2.1%, en Reino Unido el 1.5% y en Noruega el 1.2% de personas se identifican como gays, lesbianas y bisexuales, superando en número a adultos transgénero. De hecho, para apreciar la magnitud de crecimiento de la comunidad LGBT, es evidenciar mediante algunas referencias legales cuáles se asocien a sus derechos LGBT y para Corrales (2016) la revolución de los derechos LGBT ciertamente es un fenómeno Iberoamericano.

Sin embargo, la discriminación que sufren estas personas por su identidad de género continúa siendo alimentada por estereotipos sociales (ACNUR, 2014). Un estudio realizado en Estados Unidos, reportó que los sujetos que habían sido intimidados debido a su inclinación homosexual reportaron niveles elevados de angustia, intimidación física y verbal, en comparación a los heterosexuales. Es decir, es más factible que estas personas se sientan agraviadas y tengan ideas autodestructivas cuando perciben el rechazo por su inclinación al sexo opuesto (Hill y Pettit, 2012). Ante esto, Cramer (2015) refiere que los problemas más comunes que aquejan a la víctima de prejuicio y discriminación por su identidad es; baja autoestima, sentimiento de culpa hacia sí mismo, ansiedad, depresión y síndrome de estrés post traumático. Dichos efectos que recaen sobre la mente de la persona victimizada por el prejuicio pueden llegar a prolongarse hasta más de 5 años después de haber ocurrido el incidente (Willis, 2008).

No cabe duda que la homofobia es un factor precipitante para generar en ellos pensamientos autodestructivos, por ende si el soporte social es bajo, el homosexual crea angustia que a grandes rasgos conlleva al pensamiento suicida (Swearer, Turner, Givens y Pollack, 2008).

De igual manera, la respuesta de la familia frente a la revelación de la verdadera inclinación sexual, representa un momento determinante en el desarrollo psicológicos de los hijos(as) y dada la particularidad de este proceso, la homosexualidad también genera cierta incomodidad e inestabilidad en la dinámica familiar (Ceballos-Fernández, 2014). Ryan, Huebner, Díaz y Sánchez (2009) comprobaron en su estudio que el 8,4% de los homosexuales y los adultos jóvenes bisexuales que no tuvieron la aceptación y el apoyo familiar en la adolescencia tuvieron intento de suicidio, el 5,9% mayor probabilidad de generar depresión, el 3,4% más propensos a ingerir sustancias tóxicas y 3.4% con más probabilidad de experimentar prácticas sexuales de riesgo, esto en comparación a sujetos que recibieron apoyo familiar. Esto se debe a que los mecanismos de defensa para el adulto se forman desde edades tempranas, por lo tanto los sujetos con problemas en su identidad de género y sexo habrían experimentado un vínculo afectivo escaso durante estas etapas (Hong, Espelage y Kral, 2011).

Asimismo, el factor socioeconómico influye en el ritmo de vida de estos sujetos. Haas et al. (2011) señalan que los pensamientos negativos hacia uno mismo se amplían en poblaciones homosexuales de bajos recursos económicos, debido a la tasa de desempleo y falta de sostén económico, incluso en un estudio comparativo entre hombres heterosexuales y homosexuales mostró que los hombres homosexuales y bisexuales eran más propensos a estar desempleados y que los hombres bisexuales tenían más probabilidades de estar sin seguro (gastos sanitarios) en comparación con sus homólogos heterosexuales (Gonzales y Henning-Smith, 2017).

Por consiguiente, en el mundo de la investigación se hallan autores que tuvieron el propósito de construir una escala que tenga como constructo; disforia de género y/o transexualismo, hallazgos que se han sido considerados para la presente investigación. Cohen-Kettenis y Van Goozen (1997) elaboraron en Amsterdam una escala que tiene por nombre The Utrecht Gender Dysphoria Scale (UGDS), dicho instrumento es únicamente aplicable a adolescentes, es unidimensional y consta de 12 preguntas. Reitz (1998) creó en

Estados Unidos un test para transexuales féminas nombrado El Test COGIATI, este test es unidimensional y está compuesto por 65 preguntas. Del mismo modo Bockting y Coleman (1993) compusieron en Estados Unidos el test de Cross-Gender Questionnaire, el cual tiene 6 dimensiones y 30 preguntas. En cambio, Rodríguez, Asenjo, Lucio y Becerra (2011) realizaron en España una escala de diagnóstico diferencial de disforia de género y otros trastornos sexuales, basada en los criterios diagnósticos del DSM V, esta creación es titulada como EDIG (Escala de Diagnóstico de la Identidad de Género) presenta 27 ítems y 7 dimensiones. Por otro lado Deogracias, Johnson, Meyer-Bahlburg, Kessler, Schober y Zucker (2007) en Canadá hicieron una herramienta de evaluación llamada; The Gender Identity/Gender Dysphoria Questionnaire for adolescents and adults (GIDYQ-AA) siendo una escala original con 27 ítems y 4 dimensiones para transexuales hombres y mujeres, tanto adolescentes y adultos.

Debido a lo mencionado, de manera unánime se optó investigar en población gay, bisexual y transexual (GTB), puesto que en concordancia a las diferentes investigaciones se ha llevado a cabo que entre personas transgénero y no conformes con el género presentan altas tasas de trastornos de salud mental, intento de suicidio y uso de sustancias, quienes superan ampliamente de la población en general (Stanton, Ali y Chaudhuri, 2017), además Riggle, Rostosky y Danner (2009) en su estudio descubrieron que, en general, de los encuestados que se identificaron como lesbianas, homosexuales y quienes presentan alguna experiencia bisexual redujeron sus niveles de bienestar eudaimónico en comparación con los heterosexuales encuestados. Es decir, los hallazgos del presente estudio son relevantes porque aparte de diagnosticar la presencia de disforia de género en jóvenes y adultos de un contexto inmediato, también aportará información para posibles intervenciones en personas transgénero y personas no conformes con su género con la finalidad de promover su bienestar.

1.1. Disforia de género

Disforia de género es un constructo que se refiere a la sensación de incongruencia con el sexo asignado al nacer. Dada su complejidad de conceptualización a través del tiempo se ha definido de varias maneras. El DSM V define la disforia de género como “una marcada incongruencia entre el sexo que uno siente o expresa y el que se le asigna, de una duración mínima de seis meses” (p.452). La Asociación Internacional Harry Benjamín (2001) la

definió como “descontento con la identidad sexual, las características corporales que demarcan sexo y género, papeles de género, identidad de género y las percepciones de los demás” (p.2). Para Rabito y Rodríguez (2016) la disforia de género es un conflicto continuo entre lo deseado y lo real, conllevando a causar problemas a nivel social y legal, por el bienestar del individuo, lo cual puede verse afectado a medida que el individuo intente realizar cambios drásticos y anhelados. Mientras que, para Fernández, Guerra y Sánchez (2016) es la identidad, expresión de género y orientación de un sexo hegemónico específico, que cuestiona la dicotomía hombre/mujer. La operacionalización de disforia de género en el presente estudio se describe como la falta de correspondencia entre la identidad de género y las características sexuales innatas, generando manifestaciones de disgusto y/o malestar, inseguridad, insatisfacción, que conlleven al sujeto al deseo de ser tratado, ser reconocido legalmente y vivir como del sexo opuesto. La revisión bibliográfica realizada ha llevado a especificar la variable y los indicadores que la componen (Cea D’ Ancona, 1992), se consideró planteamientos teóricos como: Tajfel y Turner (1981), Markus, Crane, Berstein y Siladi (1982), Rueda (2015), entre otros. En otras palabras, se propone un constructo constituido por 4 indicadores:

Imagen corporal: Es el deseo por realizar cambios en la percepción del propio cuerpo, debido al alto grado de insatisfacción que generan las características físicas y biológicas, lo cual conlleva al individuo a realizar intervenciones de reasignación hormonal y quirúrgicas con el fin de poseer atributos del sexo opuesto, para ser tratado y considerado como tal (Ghedin, 2010; Gómez, Esteva de Antonio y Berguero, 2006; Becerra, 2003).

Expresión de género social: Describe la manera en la cual el sujeto se presenta e interactúa con su medio, adopta ademanes y utiliza accesorios del género que desea expresar, cabe mencionar que esta conducta de liberación y expresión no es la misma en todas estas personas, puesto que algunos se cohiben, debido a que en la actualidad el mundo presenta pensamientos sobre su identidad que oscilan entre aprobación y negación (Martínez, 2015; Hein y Scharer, 2013; García, 2007 y Bergero et al, 2004).

La identidad intrínseca: refiere al disturbio emocional y cognitivo entre la identidad masculina o femenina y la morfología física, lo cual con el tiempo desencadena un alto grado de sensaciones de infelicidad o insatisfacción, que causa en los sujetos el pensamiento de que sus caracteres orgánicos otorgados desde su concepción son errores de la naturaleza, por

ende, se consideran personas prisioneras dentro de un cuerpo incompatible, y aseguran tener la estructura mental del género opuesto (Muñoz, 2015; Soley, 2014; Hernández, Zequeira, Estévez y Basset ,2013; Merino, 2010; Mascimino, 2009).

Aspecto legal: Alude a la reacción del sujeto ante las normas sociales con el objetivo de ser reconocidos legalmente y que se establezcan derechos a su favor y no en especial a la marginación de la que son víctimas, sino también a la contingencia de corregir su acta de nacimiento, para cambiar legalmente el sexo y así poder desenvolverse en los distintos sectores de la sociedad, obteniendo los beneficios y el trato igualitario que un sujeto con una identidad correspondida al sexo biológico recibe (Muñoz, 2015; Mejía, 2014; Soley, 2014).

2. Método

2.1. Participantes

La muestra comprende a un total de 335 participantes del sexo masculino asignado al nacimiento, que radican en Lima metropolitana, pertenecientes al grupo etario de la comunidad LGTB de orientación homosexual, bisexual y transgénero que oscilan entre los 18 a 40 años de edad.

En la tabla 1, se observa que la mayoría de la población es transgénero representados por un 57%. En cuanto a sus edades el 55.5% de los encuestados tienen entre 26 a 40 años. Finalmente, el 37.9 % de los participantes no profesan un tipo de religión.

Tabla 1

Cuadro de participantes

		Frecuencia	Porcentaje
Orientación sexual	Homosexuales	115	34.3%
	Bisexuales	29	8.7%
	Transgénero	191	57%
Edad	18 – 25	149	44.5%
	26 – 40	186	55.5%
Religión	Católica	110	32.8%
	Cristiana	98	29.3%
	Ninguna	127	37.9%
Lugar de residencia	Lima	335	100%

2.2. Instrumento

Escala de Disforia de Género Masculino a Femenino. La escala se elabora a partir de la revisión de la literatura realizada del cuestionario *The Gender Identity/Gender Dysphoria*

Questionnaire for adolescents and adults (Deogracias, Johnson, Meyer-Bahlburg, Kessler, Schober y Zucker, 2007) por su nombre en inglés, se adaptó y se formuló un total de 31 ítems. Para la valoración de los mismos, se optó por aplicar el sistema de calificación de 1-5 puntos, se empleó la escala Likert se propuso cinco alternativas de respuesta (nunca=1, raramente=2, a veces=3, a menudo=4, siempre=5) (Hernández, Muñiz y García, 2000) por su idoneidad para un análisis confirmatorio y por la adecuación para una evaluación y descarte clínico. Asimismo, se partió de la definición del constructo, se consideró aquellas escalas existentes y se agrupó a los ítems en 4 indicadores:

a. *Imagen corporal*. Comprende 5 ítems (1,7,14,15,19) que representan el deseo por realizar cambios en la percepción del propio cuerpo, debido al alto grado de insatisfacción que generan las características físicas y biológicas.

b. *Expresión de género social*. Está compuesto por 9 ítems (2,3,6,8,9,12,13,21,26) e incluye conductas que describen la manera en la cual el sujeto se presenta e interactúa con su medio, adopta ademanes y utiliza accesorios del género que desea expresar.

c. *Identidad intrínseca*. Este indicador compuesto por 7 ítems (5,16,18,20,22,27,28), hace referencia al disturbio emocional y cognitivo entre la identidad masculina o femenina y la morfología física, lo cual con el tiempo desencadena un alto grado de sensaciones de infelicidad o insatisfacción.

d. *Aspecto legal*. Comprende 5 ítems (4,10,11,24,25) e incorpora conductas de reconocimiento legal, que establezcan derechos a su favor y no en especial a la marginación de la que son víctimas, sino también a la contingencia de corregir su acta de nacimiento, consiguiendo beneficios y trato igualitario.

Con la finalidad de demostrar la validez de contenido y aplicabilidad del instrumento, se sometió a un proceso de depuración, mediante el criterio de expertos, este grupo de jueces estuvo conformado por cinco psicólogos clínicos, quienes observaron y calificaron el cuestionario bajo los criterios de: Claridad, Congruencia, Contexto y Dominio del constructo. De los 31 ítems iniciales, 28 superaron dicho proceso y fueron aplicados en la presente muestra.

Finalmente, los análisis cuantitativos realizados en el presente estudio conllevaron a una versión definitiva de 26 ítems pertenecientes a 4 indicadores: *imagen corporal*, *expresión de género social*, *identidad intrínseca* y *aspecto legal*.

2.3.Procedimiento

El cuestionario de descarte de Disforia de Género Masculino a Femenino fue aplicado de manera individual, se recolectó a la población a través de un muestreo de bola de nieve por recomendaciones de grupos focales, redes internas y autoridades de ONG'S. Se indicó a los sujetos que su participación es voluntaria, seguidamente se les pidió que rellenen aquellos datos referentes a su edad, orientación sexual, religión y lugar de residencia. La duración de la prueba fue aproximadamente de 10 minutos, además se les mencionó sobre la confidencialidad y anonimato respecto al llenado del cuestionario.

3. Análisis de datos

El análisis estadístico se realizó de la siguiente manera:

Primero se realizó el análisis de la distribución de cada uno de los ítems para identificar si existen distorsiones en los datos que puedan influir en los resultados, para lo cual se analizó la asimetría y la curtosis (Hair, Black, Babin y Anderson, 2014). Como criterio se decidió establecer valores entre ± 2 a excepción del ítem 10 que tiene un aporte considerado a la prueba a nivel teórico.

En segundo lugar, se aplicó el análisis factorial exploratorio a fin de identificar la estructura de factores subyacentes en los ítems, tal como lo propone Thompson (2008) y Pérez y Medrano (2010). Seguidamente, para el avance del análisis se calculó la matriz de correlaciones policóricas a los ítems y con la matriz resultante se analizó si los datos eran factorizables. Para lo cual, se examinó el coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970; Thompson, 2008) de la matriz definitiva, que permite cotejar si las correlaciones entre las variables son ampliamente altas como para señalar la presencia de factores comunes; ya que los valores mayores a 0.80 implica que la correlación entre las variables puede ser explicada por otras variables. Asimismo, se aplicó la prueba de esfericidad de Bartlett que permite contrarrestar si la matriz de correlaciones es una matriz identidad, de modo que las correlaciones entre las variables son distintas de cero (De la Fuente, 2011).

Tercero, se analizó la confiabilidad por consistencia interna de cada uno de los ítems mediante el coeficiente alfa (Cronbach, 1951) y por último, se realizaron análisis enfocados a evidenciar valores de fiabilidad de la escala. Para el procesamiento y análisis de datos descriptivos y correlacionales se utilizó el paquete estadístico: 1) Factor 10.10 y 2) Jamovi 1.0.0

4. Resultados

Validez de contenido

Los coeficientes de validez V de Aiken para el indicador imagen corporal en la tabla 2, presentaron observaciones por parte de uno o más jueces en los ítems 1, 7, 29 con respecto a claridad, congruencia, contexto y dominio del contenido; por lo que fueron modificados.

Reformulando el ítem 1 “He intentado cambiar mis características biológicas por las de una mujer porque siento que soy parte de ellas” por una pregunta más detallada “He intentado cambiar mis rasgos físicos masculinos de nacimiento (hombros anchos, barba, pene, vello corporal, musculatura marcada) por las de una mujer porque siento que soy parte de ellas”. Respecto al ítem 7 “He pensado en recibir tratamiento hormonal para adaptar mi cuerpo al sexo que deseo” y 29 “He pensado en hacerme cirugías de adaptación al sexo que deseo expresar” se procedió a la reformulación de un solo ítem “He pensado en recibir tratamiento hormonal o realizar cirugías para la adaptación de mi cuerpo al sexo que deseo expresar”.

Respecto a los ítems de expresión de género social se procedió a eliminar el ítem 31, “Me siento incómoda al asistir a reuniones sociales en donde pueda ser mal vista por mi apariencia”, aunque presentó una observación en cuanto a la claridad, se descarta por su similitud con el ítem 13.

Los ítems que corresponden a identidad intrínseca, presentaron observaciones por parte de uno o más jueces en el ítem 5, 28 y 30 con respecto a claridad, congruencia, contexto y dominio del contenido. Por consiguiente se reformuló el ítem 5 a “Hubiera querido nacer como una mujer” y se procedió a eliminar al ítem 30 “Considero que tengo la manera de pensar de una mujer” tomando en cuenta que el enunciado ya está incluido en el ítem anterior, siendo este el 28 “Alguna vez he tomado decisiones o he pensado como una mujer”.

Finalmente, los ítems referentes al aspecto legal presentaron observaciones por parte de uno o más jueces en el ítem 10 y 23 con respecto a claridad, congruencia y contexto. Por ello, el ítem 10 “He tenido dificultades para encontrar un trabajo por mi condición de género” se reformuló por “He tenido dificultades para encontrar un trabajo por mi apariencia física y condición de género”. Asimismo, se reformuló el ítem 23 “He tenido deseos de irme a otro lugar donde la sociedad me acepte y respete mis derechos”.

Respecto al coeficiente de validez V de Aiken para el análisis de contenido del cuestionario de descarte de Disforia de Género Masculino a Femenino se resume en la tabla

3, donde se presentan valores mayores de 0.80. Por lo tanto, se indica conformidad para la inclusión de ítems pues guardan relación y evalúa los indicadores específicos del constructo obteniendo la validez del contenido del instrumento. En cuanto las observaciones dadas se realizó las correcciones convenientes.

Análisis preliminar de los ítems

El primer paso realizado fue el análisis descriptivo de los ítems, por ello, se examinó la media, desviación estándar, asimetría, curtosis e índice de homogeneidad corregida de cada uno de ellos. El índice de homogeneidad corregida se obtuvo mediante el coeficiente de correlación entre la puntuación del ítem y la puntuación total corregida de la variable. (ver tabla 4). Después de aplicar los criterios establecidos, se consideró descartar los ítems 17, 23 puesto que presentaron valores que no comprendían el intervalo ± 2 , indicando que su inclusión conllevaría distorsiones en la construcción de la escala.

Además, se puede observar en la tabla 4, las correlaciones corregidas entre ítem-variable, las cuales muestran un alto grado de homogeneidad, y tomando en cuenta que a mayor índice de discriminación para todos los ítems mayor es la consistencia interna de la variable, se decidió mantener en su mayoría los coeficientes que alcanzan puntuaciones por encima de ,60. Respecto a las desviaciones, estas revelan la adecuación de los ítems ya que todas presentan desviaciones superiores a la unidad.

Tabla 2

Análisis de validez de contenido de los ítems

Ítems	V(cia)	V(cong)	V(cont)	V(dcon)
15	1.00	1.00	1.00	1.00
17	1.00	1.00	1.00	0.80
19	1.00	1.00	1.00	1.00
1	0.60	1.00	0.80	1.00
14	1.00	0.80	1.00	1.00
7	1.00	1.00	1.00	1.00
29	0.20	0.40	1.00	0.40
8	1.00	1.00	1.00	0.80
21	1.00	1.00	1.00	1.00
2	1.00	1.00	1.00	1.00
26	1.00	1.00	1.00	1.00
3	1.00	1.00	1.00	1.00
9	0.80	1.00	1.00	1.00
31	0.80	1.00	1.00	1.00
12	1.00	1.00	1.00	1.00
6	1.00	1.00	1.00	1.00
13	1.00	1.00	1.00	1.00
20	1.00	1.00	1.00	1.00
22	1.00	1.00	1.00	1.00
18	1.00	1.00	1.00	1.00
27	1.00	1.00	1.00	1.00
5	0.60	1.00	1.00	1.00
16	0.80	0.80	1.00	1.00
30	0.40	0.40	0.40	0.20
28	1.00	1.00	1.00	1.00
24	1.00	1.00	1.00	0.80
11	1.00	1.00	1.00	1.00
25	1.00	1.00	1.00	1.00
23	0.60	1.00	0.80	1.00
10	0.60	0.80	1.00	1.00
4	1.00	1.00	1.00	1.00

Tabla 3

Análisis de validez de contenido del instrumento

Nº	Juez1	Juez2	Juez3	Juez4	Juez5	Sumatoria	V
1	1	1	1	1	1	5	1
2	1	1	1	1	1	5	1
3	1	1	0	1	1	4	0,8
4	1	1	1	1	1	5	1
5	1	1	1	1	1	5	1
6	1	1	1	1	1	5	1

Análisis factorial exploratorio

Considerando el conjunto de 26 ítems, se procedió a realizar el análisis factorial exploratorio según Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco (2014) para lo cual se determinó el número de dimensiones según lo recomendado por el análisis paralelo basado en el análisis mínimo de factor de rango (Timmerman y Lorenzo-Seva, 2011), se efectuó una rotación para lograr la simplicidad del factor utilizando Robust Promin (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2019c) con método para extracción de factor; mínimos cuadrados robustos ponderados en diagonal (RDWLS por sus siglas en inglés), mostrando intervalos de confianza Bootstrap de un 95%. En la tabla 5, la matriz factorial presenta cargas de correlación entre el factor 1 y la variable, con una carga mínima de 0.756 y un valor máximo de 0.867 adecuándose todos a un modelo factorial. El valor de la varianza explicada es de 67%, lo que supera el mínimo requerido de 40% (Lloret-Segura et al., 2014) y, además las comunales (h^2) no registran valores inferiores a 0.300 (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2016). Para la validez del constructo, solo se obtuvo un factor con valor propio >1.00 . y tras un análisis de la tabla, la solución de un factor consistió de 26 ítems, lo cual se consideró apropiado.

Finalmente, la prueba de adecuación muestral KMO obtuvo un valor de .98, lo cual se considera un valor muy alto (Kaiser, 1974), de igual manera la prueba de esfericidad de Bartlett muestra resultados adecuados para el cuestionario, $df= 325$; $p= 0.000010$, estos hallazgos pusieron de manifiesto la adecuación de la matriz para el análisis.

Tabla 4

Media, desviación estándar, asimetría, curtosis e índice de homogeneidad corregida de los ítems (N= 335)

Ítem	Media	DE	Asimetría	Curtosis	IMC
Item 1	4.13	1.158	-1.665	2.022	0.875
Item 2	4.11	1.04	-1.542	2.154	0.797
Item 3	4.16	1.114	-1.688	2.288	0.854
Item 4	4.05	1.19	-1.571	1.655	0.882
Item 5	4.22	1.115	-1.756	2.46	0.868
Item 6	4.2	1.029	-1.636	2.421	0.808
Item 7	4.14	1.137	-1.6	1.838	0.883
Item 8	4.06	1.228	-1.601	1.583	0.893
Item 9	4.08	1.257	-1.578	1.418	0.913
Item 10	4.23	1.014	-1.982	3.984	0.633
Item 11	3.97	1.282	-1.443	0.964	0.882
Item 12	4.13	1.196	-1.656	1.832	0.901
Item 13	3.99	1.206	-1.532	1.464	0.886
Item 14	4.08	1.25	-1.6	1.495	0.922
Item 15	4.06	1.189	-1.595	1.727	0.887
Item 16	4.08	1.248	-1.599	1.51	0.890
Item 18	4.19	1.189	-1.748	2.19	0.864
Item 19	4.07	1.209	-1.598	1.629	0.894
Item 20	4.05	1.268	-1.591	1.435	0.917
Item 21	4.05	1.208	-1.623	1.737	0.881
Item 22	4.06	1.239	-1.596	1.535	0.903
Item 24	4.09	1.279	-1.622	1.471	0.915
Item 25	4.05	1.283	-1.549	1.255	0.915
Item 26	4.14	1.243	-1.716	1.865	0.899
Item 27	4.07	1.222	-1.593	1.598	0.904
Item 28	4.03	1.159	-1.491	1.556	0.869

Tabla 5

Análisis factorial de los ítems del cuestionario Disforia de Género Masculino a Femenino

	F1	h2
1	0.833	0.694
2	0.756	0.571
3	0.82	0.672
4	0.82	0.673
5	0.849	0.721
6	0.784	0.615
7	0.841	0.707
8	0.814	0.662
9	0.855	0.731
10	0.553	0.306
11	0.807	0.651
12	0.855	0.731
13	0.794	0.63
14	0.867	0.751
15	0.826	0.682
16	0.83	0.688
18	0.84	0.706
19	0.819	0.67
20	0.851	0.723
21	0.774	0.6
22	0.827	0.685
24	0.849	0.72
25	0.856	0.733
26	0.831	0.69
27	0.848	0.719
28	0.835	0.697
Eigenvalue	17.13	
Varianza explicada	67.63%	

Análisis de la confiabilidad

El nivel de consistencia interna de la escala fue estimada del total de la muestra y mediante el coeficiente de alpha de Cronbach, resultando $\alpha = ,989$, lo cual puede considerarse alto, ya que supera el valor de 0.85 (DeVellis, 2012). Asimismo, se utilizó la estimación del coeficiente Omega de Mc'Donald (Mc Donald, 1999) puesto que se considera cargas factoriales distintas entre los ítems (Gerbing y Anderson, 1988), obteniéndose $\omega = ,989$. Ambos cálculos arrojaron resultados semejantes según se observa en la tabla 5.

5. Discusión

El objetivo de esta investigación fue construir una Escala de Disforia de Género- versión masculino a femenino, mediante la ejecución de un análisis psicométrico: (a) análisis preliminar de los ítems (análisis descriptivo), (b) la relevancia de ítem-constructo (validez del contenido), (c) su estructura factorial (validez de constructo) y (d) su fiabilidad (consistencia interna).

Respecto al análisis descriptivo de los ítems, en el cual se realizó la verificación comportamental de estos en cuanto a la media, desviación estándar, asimetría, curtosis e índice de homogeneidad aplicado al conjunto de 28 ítems, se obtuvieron resultados favorables respecto a lo mencionado, en excepción al índice de homogeneidad, sobre ello Rodero, Molina, Fernández y Redondo (2016) comentan que el análisis de homogeneidad permite comunicar el rango en que el ítem mide lo mismo que la prueba global; es decir, el grado en que el ítem coadyuva a la homogeneidad o consistencia interior del test. Por ende si con el test se desea medir un rasgo o constructo unitario, se estima el descarte de los ítems que tienen un índice de homogeneidad corregido próximo a cero, a tales ítems Likert se los llama indiferenciados (Likert, 1932), puesto que aportan escasa o nula información útil sobre la actitud que se está midiendo, por lo tanto no tiene coherencia unirlos con el resto de ítems para obtener una puntuación total (Mciver y Carmines, 1981). Además, como declara la Teoría Clásica de los Test, tomarlos en cuenta damnificaría la fiabilidad y la validez del test, cuestión que debe ser solucionado con la eliminación respectiva (Abad, Garrido, Olea y Ponsoda, 2006). Tales hallazgos se tomaron en cuenta en la Escala de Disforia de Género Masculino a Femenino, por ello se procedió a la extracción de 2 ítems indiferenciados (17 y 23), obteniendo así un total de 26 ítems.

Por otro lado, se ejecutó procedimientos para la validación de contenido y constructo. Ante ello Robles (2018) refiere que tales procesos son muy apropiados puesto que mejoran la comprensión de lo que mide una prueba, porque comúnmente si una prueba es válida de por si es confiable, pero no al revés, debido a que la confiabilidad es una situación necesaria, pero no referente para la validez. Koller, Levenson y Glück (2017) indican que la validez del contenido se concreta mediante la efectividad y representatividad del significado del constructo, identificación del grupo de ítems, gramática de ítems y claridad de las instrucciones. Para el análisis correspondiente se utilizó el coeficiente de validez V de Aiken, mediante el juicio de 5 expertos. Proceso considerado el más frecuente (Ruiz, 2002), por lo cual se presentaron a evaluación los 30 ítems iniciales, obteniendo como resultado valores mayores de 0.80 en la escala total. Ecurra (1998) y Bulger y Housner (2007) mencionan que los reactivos con valores mayores o iguales a 0.80 se consideran vigentes para el test. Por lo contrario si se presenta un ítem con un valor establecido por debajo de ello debe ser eliminado (Penfield y Giacobbi, 2004). En el análisis hubo observaciones en 7 ítems respecto claridad, congruencia, contexto y dominio del contenido, debido a los valores menores presentados, considerándose su eliminación, fusión de ítems o bien su mejora. Tomando en cuenta las recomendaciones de los expertos se concluyó a la obtención de 28 ítems. No obstante, considerando el resultado de número de ítems concretados en el análisis preliminar (26 ítems), se empleó el mismo número para el análisis factorial exploratorio (AFE) con fines de hallar la validez del constructo. Lloret, Ferreres, Hernández y Tomás (2014) indican que si el análisis intenta identificar el número y composición de los factores frecuentes (variables latentes), importantes para interpretar la varianza común del conjunto de ítems examinados, entonces lo apropiado sería aplicar un AFE, también este procedimiento permite construir la teoría. En cuanto a los resultados, se halló un mejor ajuste a un modelo unidimensional, con una varianza explicada de 67%, lo que supera el mínimo requerido de 40%, y en donde el único factor exhibe una mínima carga de correlación de 0.756 y un valor máximo de 0.867, a su vez, contiene niveles altos de comunalidades reproducidas por la solución factorial (extracción), todo estos valores conformes respectivamente.

Referente a la unidimensionalidad Hattie (1985) indica que es cuando un solo rasgo latente o constructo tiene los cimientos de un grupo de ítems. En otros términos un instrumento será unidimensional si las respuestas obtenidas a él son producidas basándose en un único

constructo. Tomando en cuenta los 4 indicadores mencionados en la teoría: imagen corporal, expresión de género social, identidad intrínseca y aspecto legal. Wright y Linacre (1989) señalan que en la acción ningún instrumento puede ser completamente unidimensional, lo que se requiere es tener instrumentos cuya esencia denote unidimensionalidad y con sus puntuaciones representen el factor más dominante. De este modo la mayor cantidad de varianza observada en las respuestas a los ítems sea explicada por un atributo latente (Embretson y Reise, 2000). Finalmente Bejar (1983) sostiene que la unidimensionalidad no compromete que las respuestas a un conjunto de ítems se deban a un solo proceso psicológico. Más bien estima que puede haber un amplio conjunto de procesos psicológicos implicados en dichas respuestas, pero en la medida que los mismos procesos afecten de la misma forma las respuestas a un conjunto de ítems, se podrá sustentar que hay una unidimensionalidad esencial en dicho instrumento de medida.

Seguidamente para averiguar la adecuación de la matriz, se empleó al análisis factorial la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin - KMO y la de esfericidad de Bartlett. El índice de KMO se realizó con el propósito de medir la adecuación de la muestra y percibir qué tan apropiado es emplear el análisis factorial. Para ello se comparó la magnitud de los coeficientes de correlación percibidos con la medida de los coeficientes de correlación parcial (De la fuente, 2011). Lloret, Ferreres, Hernández y Tomás. (2014) indican que Kaiser consideraba inadecuada una matriz con valores menores de .50, a los valores que oscilaban entre .60 y .69 los llamo mediocre; y nombró satisfactorio los valores de .80 en adelante. De igual manera estos autores acreditan que la adecuación de los datos al análisis factorial se considera "suficiente" cuando el resultado de la medida KMO obtenga valores entre .70 a .79, y "satisfactoria" cuando tome valores mayores a .80. En cuanto a la prueba de esfericidad de Bartlett se empleó con fines de probar la hipótesis nula que asegura que las variables no están asociadas en la muestra. En este proceso se toma como válido un resultado que tenga un valor alto, lo cual significa que los factores están correlacionados y por tanto se rechaza la hipótesis nula y se avanza en el análisis. Por el contrario si hubiera un valor bajo se cuestiona si el análisis factorial es adecuado para ese conjunto de datos (Méndez y Rondón, 2012). De los dos procedimientos mencionados, se tuvo niveles altos, manifestando la adecuación de la matriz para el análisis factorial.

Concerniente a la inspección de la fiabilidad se procedió a utilizar para su hallazgo el Alfa de Cronbach y de Omega de Mc'Donald. En lo que respecta al Alfa de Cronbach se considera el método más utilizado para la confiabilidad (Maroco y García, 2006). Cronbach (1951) refiere que es una estimación de consistencia interna, que indica la magnitud de la covarianza de ítems (Morales, 1988) y en qué medida el constructo está presente en los ítems (Oviedo y Campo, 2005). Asimismo se dice que “El alfa de Cronbach tiene gran utilidad cuando se usa para determinar la consistencia interna de una prueba con un único dominio o dimensión, porque si se usa en escalas con ítems que exploran dos o más dimensiones distintas, aunque hagan parte de un mismo constructo, se corre el riesgo de subestimar la consistencia interna” (Oviedo y Campo, 2005, p .557). Y lo valioso de su usanza es que pone en evidencia de que si el instrumento mide lo que declara medir y si esta medición es permanente en el tiempo (Cervantes, 2005). Respecto a los resultados de este método denotaron una alta fiabilidad dado que sobrepasan los niveles estándar. Ante ello Streinder (2003) manifiesta que el valor mínimo considerado para el coeficiente alfa de Cronbach es 0,70; por debajo de ese valor la consistencia interna de la escala es tomada como baja. Por su parte indicaron que el valor máximo anhelado es 0,90; por sobre este valor se dice que hay redundancia o duplicación, en otras palabras distintos ítems están midiendo precisamente el mismo elemento de un constructo; por consiguiente, los ítems redundantes deben ser descartados. Asimismo Oviedo y Campo (2005) interpretan que los valores de alfa de Cronbach que radican en 0,70 y 0,90 brindan una buena consistencia interna. De igual manera De Vellis (2012) considera que los valores que superan 0.85 indican una alta confiabilidad.

En cuanto al coeficiente de Omega de Mc'Donald, Ventura y Caycho (2017) indican que su empleo es poco frecuente debido a que no se encuentra en paquetes estadísticos de carácter comercial, como el Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) a distinción de otros. También se menciona que a comparación con el alfa, este procedimiento trabaja con las cargas factoriales (Gerbing y Anderson, 1988), quienes son la suma ponderada de las variables estandarizadas, cambio que hace más estable los cálculos (Ventura y Caycho 2017). En segundo lugar, no depende del número de ítems (McDonald, 1999). Cabe mencionar que esta última metodología es mencionada y recomendada por diversos autores (Domínguez & Merino, 2015a, 2015b) con interés en investigaciones psicológicas y en la práctica profesional, garantizando las propiedades psicométricas de un instrumento. Mediante este

proceso se obtuvo el valor de $\omega = .989$. De acuerdo con Campo y Oviedo (2008) declaran que un valor aceptable de confiabilidad oscila de .70 y .90, aunque en algunas circunstancias pueden considerarse valores superiores a .65 (Katz, 2006).

Sin duda alguna los resultados de la investigación muestran que la Escala de Disforia de Género Masculino a Femenino es un instrumento que permite identificar de forma fiable y válida la presencia de disforia de género en jóvenes y adultos de Lima metropolitana. Por otra parte, este estudio extiende la evidencia empírica sobre la unidimensionalidad de la disforia de género; dando un punto de partida para su análisis y cotejación con otras poblaciones en distintos contextos socio-culturales, brindando de este modo apertura a otras investigaciones.

6. Conclusiones

1. El presente instrumento aporta validez de contenido mediante el coeficiente de validez V de Aiken y asimismo evidencia validez de constructo, bajo el modelo de la teoría clásica de los test mediante el análisis factorial exploratorio.
2. El cuestionario de Disforia de Género Masculino a Femenino (EDGM) aporta evidencias de confiabilidad por consistencia interna.
3. El cuestionario de Disforia de Género Masculino a Femenino está conformado por 4 indicadores: a) Imagen Corporal, b) Expresión de Género Social, c) Identidad Intrínseca y d) Aspecto Legal.

7. Recomendaciones

En relación a los resultados, la discusión y las conclusiones, se proponen las siguientes recomendaciones. Desarrollar nuevas investigaciones con el cuestionario EDGM a fin de evaluar su capacidad para realizar diagnósticos clínicos, como; descartar algunas patologías psiquiátricas que difieran y pueden confundirse con transexualidad, clarificar la confusión sobre su identidad de género, entre otros. Además, realizar investigaciones en mujeres asignadas al nacimiento, con la finalidad de ampliar la muestra de estudio y generalizar los resultados. Asimismo, realizar el análisis factorial confirmatorio a fin de corroborar la consistencia del factor identificado y evidenciar que el constructo se adecúa a los criterios propuestos.

Referencias

- Abad, F., Garrido, J., Olea, J. & Ponsoda, V. (2006). *Introducción a la psicometría: teoría clásica de los test y teoría de la respuesta al ítem*. España: Universidad Autónoma de Madrid.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical Manual of Mental Disorders*. (5th). Estados Unidos: American Psychiatric Publishing
- Asociación Internacional Harry Benjamín (2001) *Las Normas de Cuidado para Trastornos de Identidad de Género*. Sexta Versión. Estado Unidos: HBIQDA. Recuperado de: http://transexualia.org/wp-content/uploads/2015/03/Medico_harrybenjamingenero.pdf
- Barrientos, J. & Cárdenas, M. (2013). Homofobia y Calidad de Vida de Gay y Lesbianas: Una Mirada Psicosocial. *Psyche (Santiago)*, 22(1), 3-14. Recuperado de: https://scielo.conicyt.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0718-22282013000100001
- Becerra, A. (2003). *Transexualidad, la búsqueda de una identidad*. España: Díaz de Santos.
- Bejar, L. (1983). *Achievement testing: Recent advances*. California: Sage Publications.
- Bergero, M., Cano, G., Giraldo, F., Esteva de Antonio, I., Ortega, M., Gómez, M. & Gorneman, I. (2004). La transexualidad: asistencia multidisciplinar en el sistema público de salud. *Revista de la Asociación Española de Neuropsiquiatría*, (89), 9-20. Recuperado de: http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0211-57352004000100002
- Bilbao, A., Gras, S. & Vermeren, P. (2009). *Claude Levi-Strauss en el pensamiento contemporáneo*. Argentina: Ediciones Colihue
- Bockting, W. & Coleman, E. (1993). *Gender Dysphoria, Interdisciplinary approaches in clinical management*. New York: The Haworth Press.
- Bulger, S. & Housner, L. (2007). Modified Delphi investigation of exercise science in physical education teacher education. *Journal of Teaching in Physical Education*, 26(1), 57-80. Recuperado de: <http://ceskakinantropologie.cz/hendl/metodologie/delphiPA2004.pdf>

- Campo, A. & Oviedo, H. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Rev. Salud Pública*, 10(5), 831-839. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/pdf/422/42210515.pdf>
- Cea D' Ancona, M. (1992). *Metodología cuantitativa: estrategias y técnicas de investigación social*. España: Editorial Síntesis, S. A. Recuperado de: http://www.trabajosocial.unlp.edu.ar/uploads/docs/metodologia_cuantitativa__estrategias_y_tecnicas_de_investigacion_social___cea_d_ancona.pdf
- Ceballos-Fernández, M. (2014). Identidad homosexual y contexto familiar heteroparental: implicaciones educativas para la subversión social. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 12(2), 643-658. Recuperado de: <https://web.a.ebscohost.com/ehost/pdfviewer/pdfviewer?vid=3&sid=544e364b-fbeb-4bfc-a832-cb0c14a74f06%40sessionmgr4006>
- Cohen-Kettenis, P. & Van Goozen, S. (1997). Sex reassignment of adolescent transsexuals: a follow-up study. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 36(2), 263-271.
- Corrales, J. (2016). *La representación y los derechos LGBT en Latinoamérica y el Caribe: La influencia de las estructuras, los movimientos sociales, las instituciones políticas y la cultura*. Estados Unidos: University of North Carolina Press.
- Cramer, E. (2015). Hate Crime Laws and Sexual Orientation, *The Journal of Sociology & Social Welfare*, 26 (3), 12. Recuperado de: <http://scholarworks.wmich.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=2586&context=jssw>
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, 16 (3), 297-334. Recuperado de: <https://link.springer.com/article/10.1007/BF02310555>
- Deogracias, J., Johnson, L., Meyer-Bahlburg, H., Kessler, S., Schober, J. & Zucker, K. (2007). The gender identity/gender dysphoria questionnaire for adolescents and adults. *The Journal of Sex Research*, 44 (4), 370-379.
- De la Fuente, S. (2011). *Análisis componentes principales*. Madrid: Universidad Autónoma de Madrid.
- DeVellis, R. (2012). *Scale Development, Theory and Applications*. Los Ángeles: SAGE

- Domínguez, S. & Merino, C. (2015a). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach?. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328. Recuperado de: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77340728053>
- Domínguez-Lara, S. & Merino-Soto, C. (2015b). Sobre el reporte de confiabilidad del Clarp-TDAH, de Salamanca (2010). *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1316-1317. Recuperado de: <https://search.proquest.com/openview/4d0a3852a8cf079c7fee4ff1ff46450c/1.pdf?q-origsite=gscholar&cbl=366357>
- Fernández, M., Guerra, P. & Sánchez, E. (2016). Reflexiones en torno al marco epistemológico de la disforia de género. *Revista Española de Salud Pública*, 90. Recuperado de: http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1135-57272016000100101
- García, G. (2007). *Psicología social y género*. Barcelona: Antrophos-UAM.
- Ghedin, W. (2010). *Tipos que huyen*. Argentina: Ediciones LEA
- Gómez, E., Esteva de Antonio, I. & Berguero, M. (2006) La transexualidad, transexualismo o trastorno de identidad de género en el adulto: Concepto y características básicas. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace*, 78, 7-12. Recuperado de: http://transexualia.org/wp-content/uploads/2015/03/Medico_transexualidadadulto.pdf
- Embreston, S. & Reise, S. (2000). *Item Response Theory for psychologists*. Nueva Jersey: Lawrence Erlbaum.
- Escurra, L. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología. Pontificia Universidad Católica*, 6(1 y 2), 103-111. Recuperado de: <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/4555/4534>
- Ferrando, P. & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program Factor at 10: origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-241. Recuperado de: doi: 10.7334/psicothema2016.304
- Gates, G. (2011). How many people are lesbian, gay, bisexual, and transgender?. *The Williams Institute*, 1-8. Recuperado de: <https://williamsinstitute.law.ucla.edu/wp-content/uploads/Gates-How-Many-People-LGBT-Apr-2011.pdf>

- Gerbing, D. & Anderson, J. (1988). An update paradigm for scale development incorporating unidimensionality and its assessment. *Journal of Marketing Research*, 25(2), 186-192. Recuperado de: https://www.jstor.org/stable/3172650?seq=1#page_scan_tab_contents
- Gonzales, G. & Henning-Smith, C. (2017). Health Disparities by Sexual Orientation: Results and Implications from the Behavioral Risk Factor Surveillance System. *J Community Health*, 42, 1163-1172. Recuperado de: <https://web.a.ebscohost.com/ehost/pdfviewer/pdfviewer?vid=11&sid=544e364b-fbeb-4bfc-a832-cb0c14a74f06%40sessionmgr4006>
- Hair, J., Black, W., Babin, B. & Anderson, R. (2014). *Multivariate Data Analysis*. Estados Unidos: Pearson. Recuperado de: https://is.muni.cz/el/1423/podzim2017/PSY028/um/_Hair_-_Multivariate_data_analysis_7th_revised.pdf
- Haas, A., Eliason, M., Mays, V., Mathy, R., Cochran, S., Augelli, A. & Clayton, P. (2011). Suicide and Suicide Risk in Lesbian, Gay, Bisexual, and Transgender Populations: Review and Recommendations. *Journal of Homosexuality*, 58(1), 10–51. Recuperado de: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3662085/>
- Hattie, J. (1985). Methodology review: Assessing unidimensionality of tests and items. *Applied Psychological Measurement*, 9(2), 139-164. Recuperado de: <https://conservancy.umn.edu/bitstream/handle/11299/102073/v09n2p139.pdf?sequence=1>
- Hein, L. & Scharer, K. (2013). Who Cares If It Is a Hate Crime? Lesbian, Gay, Bisexual, and Transgender Hate Crimes—Mental Health Implications and Interventions. *Perspect Psychiatr Care*, 49, 84–93. Recuperado de: <https://sci-hub.bz/10.1111/j.1744-6163.2012.00354.x>
- Hernández, A., Muñoz, J. & García, E. (2000). Comportamiento del modelo de respuesta graduada en función del número de categorías de la escala. *Psicothema*, 12(2), 288-291. Recuperado de: https://www.researchgate.net/publication/28112960_Comportamiento_del_modelo_de_respuesta_graduada_en_funcion_del_numero_de_categorias_de_la_escal

- Hernández, L., Zequeira, D., Estévez, R. & Basset, I. (2013). Propuesta de plan de cuidados para pacientes con cirugía de reasignación sexual. *Revista Cubana de Enfermería*, 29, Recuperado de <http://www.revenfermeria.sld.cu/index.php/enf/rt/printerFriendly/58/46>
- Hill, R. & Pettit, J. (2012). Suicidal ideation and sexual orientation in college students: The roles of perceived burdensomeness, thwarted belongingness, and perceived rejection due to sexual orientation. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 42(5), 567-579. Recuperado de: <http://sci-hub.cc/http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1943-278X.2012.00113.x/full>
- Hong, J., Espelage, D. & Kral, M. (2011). Understanding suicide among sexual minority youth in America: An ecological systems analysis. *Journal of Adolescence*, 34(5), 885-894. Recuperado de: <http://sci-hub.bz/http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140197111000030?via%3Dihub>
- Katz, M. (2006). *Multivariable analysis (2a ed.)*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Koller, I., Levenson, M. & Gluck, J. (2017). What Do You Think You Are Measuring? A Mixed-Methods Procedure for Assessing the Content Validity of Test Items and Theory-Based Scaling. *Front Psychol*, 8 (26). Recuperado: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC5318383/>
- Maroco, J. & García, T. (2006). Qual a fiabilidade do alfa de Cronbach? Questões antigas e soluções modernas?. *Laboratorio de Psicologia*, 4(1), 65-90. Recuperado de: https://www.researchgate.net/publication/270493505_Qual_a_fiabilidade_do_alfa_de_Cronbach_Questoes_antigas_e_solucoes_modernas
- Markus, H., Crane, M., Berstein, S. & Siladi, M. (1982). Self-chemas and gender. *Journal of personality and social psychology*, 42, 38-50.
- Martínez, A. (2015). Estudio de sujetos no conformes al género en la sociedad actual. Autopercepción en torno a la identidad y al cuerpo. *Orientación y sociedad*, 15. Recuperado de: <http://www.scielo.org.ar/pdf/orisoc/v15/v15a11.pdf>

- Mascimino, L. (2009). El cambio de sexo y el derecho a la identidad sexual (tesis de pregrado). Universidad empresarial siglo 21, Argentina. Recuperado de: <https://repositorio.uesiglo21.edu.ar/bitstream/handle/ues21/11060/Mascimino,%20Lucila.pdf?sequence=1>
- McDonald, R. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- McIver, J. & Carmines, E. (1981). *Unidimensional scaling*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Méndez, C. & Rondón, A. (2012). Introducción al análisis factorial exploratorio. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41(1), 197-207. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/pdf/806/80624093014.pdf>
- Mejía, R. (2014). Criterios que diferencian el cambio y rectificación de nombre. *Revista Jurídica Científica SSIAS*, 7. Recuperado de: <http://revistas.uss.edu.pe/index.php/SSIAS/article/view/159/158>
- Merino, A. (2010). *De veritas vitae*. España: Editorial Club Universitario
- Ministerio de Salud (2007). Niveles y Estructura de la Mortalidad General en el País 2007-2011. Recuperado de: <http://bvs.minsa.gob.pe/local/minsa/2722.pdf>
- Morales, P. (1988). *Medición de actitudes en psicología y educación: construcción de escalas y problemas metodológicos*. San Sebastián: Universidad de Comillas.
- Muñoz, F. (2015). El reconocimiento legal de la transexualidad en Chile mediante el procedimiento judicial de cambio de nombre: Un caso de complementariedad epistemológica entre medicina y derecho. *Revista médica de Chile*, 143(8), 1015-1019. Recuperado de: http://www.scielo.cl/scielo.php?pid=S0034-98872015000800008&script=sci_arttext&tlng=pt
- Likert, R. (1932). A technique for measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, (140), 1-50. Recuperado de: https://legacy.voteview.com/pdf/Likert_1932.pdf
- 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. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/pdf/167/16731690031.pdf>

- Rabito, M & Rodríguez, J. (2016). Satisfaction with life and psychological well-being in people with gender dysphoria. *Actas españolas de psiquiatría*, 44 (2), 47-54. Recuperado de <http://www.actaspsiquiatria.es/repositorio//18/100/ENG/18-100-ENG-47-54-885183.pdf>
- Reitz, J. (1998). Tests COGIATI. Estados Unidos. Recuperado de, http://www.transsexual.org/cogiati_spanish.html
- Riggle, E., Rostosky, S & Danner, F. (2009). LGB Identity and eudaimonic well being in midlife. *Journal of Homosexuality*, 56, 786-798. Recuperado de: <https://doi.org/10.1080/00918360903054277>
- Robles, B. (2018). Índice de validez de contenido: Coeficiente V de Aiken. *Pueblo Continente*, 29(1). Recuperado de: <http://journal.upao.edu.pe/PuebloContinente/article/view/991/914>
- Rodríguez, J., Asenjo, N., Lucio, M. & Becerra, A. (2011). Elaboración de un instrumento de diagnóstico y diagnóstico diferencial en transexualidad. *Semergen*, 37(2), 61-68.
- Rodero, C., Molina, A., Fernández, M., & Redondo, M. (2016). Análisis de la fiabilidad y validez de un cuestionario docente. *Lacave Rodero*, 9 (1). Recuperado de: <http://www.aenui.net/ojs/index.php?journal=revision&page=article&op=view&path%5B%5D=219&path%5B%5D=373>
- Rueda, A. (2015). Derechos de las personas trans. *Dfensor*, 41-47. Recuperado de: <http://www.corteidh.or.cr/tablas/r34727.pdf>
- Ruiz, C. (2002). *Instrumentos de Investigación Educativa. Procedimientos para su Diseño y Validación. Tipografía y Litografía Horizontes*. Venezuela: Cideg
- Ryan, C., Huebner, D., Díaz, R. & Sánchez, J. (2009) . Family rejection as a predictor of negative health outcomes in white and Latino lesbian, gay, and bisexual young adults. *Pediatrics*, 123, 346-52. Recuperado de: <http://sci-hub.bz/http://pediatrics.aappublications.org/content/123/1/346>
- Oviedo, H. & Campo, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34 (4), 572-580. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/pdf/806/80634409.pdf>

- Penfield, R. & Giacobbi, P. (2004). Applying a score confidence interval to Aiken's item content-relevance index. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 8 (4), 213-225. Recuperado de: https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1207/s15327841mpee0804_3
- Pérez, E. & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista argentina de ciencias del comportamiento*, 2(1), 58-66. Recuperado de: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3161108>
- Soley, P. (2014). Transexualidad y Transgénero: una perspectiva bioética. *Revista de Bioética y Derecho*, 30, 21-39. Recuperado de: <http://scielo.isciii.es/pdf/bioetica/n30/original2.pdf>
- Streiner, D. (2003). Starting at the beginning: an introduction to coefficient alpha and internal consistency. *Journal of personality assessment*, 80(1), 99-103. Recuperado de: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12584072>
- Swearer, S., Turner, R., Givens, J. & Pollack, W. (2008). Do Different Forms of Bullying Matter for Adolescent Males? *School Psychology Review*, 37 (2), 160-173. Recuperado de: <https://pdfs.semanticscholar.org/fd41/d95e4aab5930cd5e3a2c702ba468dd046368.pdf>
- Tajfel, H. & Turner, J. (1981). *Social identity and intergroup relations*. London: Cambridge Univ. Press.
- Ventura, J. & Caycho, 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. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/pdf/773/77349627039.pdf>
- Willis, D. (2008). Meanings in adult male victims' experiences of hate crime and its aftermath. *Issues In Mental Health Nursing*, 29(6), 567-584. Recuperado de: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/18569205>
- Wright, B. & Linacre, J. (1989). MESA research memorandum 44. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 70 (12), 857- 860. Recuperado de: <https://www.rasch.org/memo44.htm>