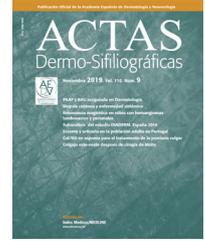




ACADEMIA ESPAÑOLA
DE DERMATOLOGÍA
Y VENEREOLOGÍA

ACTAS Dermo-Sifiliográficas

Full English text available at
www.actasdermo.org



ORIGINAL

[Artículo traducido] Análisis Rasch del índice de calidad de vida en dermatología



G. Sanclemente^{a,b,c,*}, C. Mora-Gaviria^a y D.C. Aguirre-Acevedo^a

^a Group of Investigative Dermatology (GRID), Medical Research Institute, School of Medicine, University of Antioquia, Medellín, Colombia

^b Hospital Alma Mater de Antioquia (Formerly IPS Universitaria), Medellín, Colombia

^c Hospital San Vicente Fundación, Medellín, Colombia

Recibido el 14 de agosto de 2024; aceptado el 8 de septiembre de 2024

Disponibile en Internet el 25 de enero de 2025

PALABRAS CLAVE

Índice de calidad de vida en dermatología;
DLQI;
Erupción;
Teoría-respuesta-ítem;
Validez;
Colombia

Resumen

Antecedentes y objetivos: Los resultados previos de la validación del Índice de Calidad de Vida en Dermatología (DLQI) en Colombia basados en la perspectiva de la teoría clásica de las pruebas (TTC) han mostrado la necesidad de profundizar en sus propiedades de medición. Por lo tanto, nuestro objetivo fue evaluar la validez estructural, la consistencia interna y el análisis de respuesta al ítem del DLQI a través de la teoría de respuesta al ítem (TRI) o el modelo de Rasch.

Material y métodos: Se evaluó la dimensionalidad del DLQI; determinamos su dificultad, discriminación y funcionamiento diferencial y evaluamos su consistencia interna y validez discriminativa entre pacientes con enfermedad cutánea inflamatoria y no inflamatoria. Reclutamos pacientes colombianos con diferentes enfermedades de la piel.

Resultados: Se incluyeron datos de 865 pacientes (edad media: 49,3 años); 61% mujeres. Las puntuaciones del DLQI oscilaron entre 0 y 30. La consistencia interna para el ítem dicotómico 7 mostró un coeficiente Omega de McDonald de 0,85 (IC 95%: 0,84-0,87) y un coeficiente alfa de Cronbach de 0,86 (IC 95%: 0,84-0,88). Para el ítem ordinal 7, el coeficiente Omega de McDonald fue de 0,87 (IC 95%: 0,85-0,89) y el coeficiente alfa de Cronbach, de 0,84 (IC 95%: 0,82-0,87). El análisis paralelo de Horn indicó unidimensionalidad del DLQI con una solución de un factor. Solo el ítem 1 se ajustaba al modelo PCM. Los ítems restantes, incluido el ítem 9, no mostraron un ajuste adecuado debido a la superposición de respuestas y al cambio de orden.

Conclusiones: La validez del DLQI-COL basado en el análisis de Rasch demostró no ser un instrumento adecuado para evaluar la calidad de vida en nuestra población dermatológica. Se necesita una versión refinada de la escala con un adecuado proceso de adaptación y validación transcultural para obtener una versión apropiada y confiable del instrumento para medir la calidad de vida en pacientes colombianos con enfermedades de la piel.

© 2025 Publicado por Elsevier España, S.L.U. en nombre de AEDV. Este es un artículo Open Access bajo la CC BY-NC-ND licencia (<http://creativecommons.org/licencias/by-nc-nd/4.0/>).

Véase contenido relacionado en DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ad.2024.09.020>

* Autor para correspondencia.

Correos electrónicos: sanclementegloria@gmail.com, gloria.sanclemente@udea.edu.co (G. Sanclemente).

<https://doi.org/10.1016/j.ad.2025.01.006>

0001-7310/© 2025 Publicado por Elsevier España, S.L.U. en nombre de AEDV. Este es un artículo Open Access bajo la CC BY-NC-ND licencia (<http://creativecommons.org/licencias/by-nc-nd/4.0/>).

KEYWORDS

Dermatology-Life-Quality-Index;
DLQI;
Rash;
Item-response-theory;
Validity;
Colombia

Rasch Analysis of the Dermatology Life Quality Index**Abstract**

Background and aims: Previous results of the Dermatology-Life-Quality-Index (DLQI) validation in Colombia based on the classical test theory (CTT) perspective have showed the need to delve into its measurement properties. Therefore, we aimed to assess the structural validity, internal consistency and item response analysis of the DLQI through the item response theory (IRT) or the Rasch model.

Material and methods: We assessed the dimensionality of the DLQI, determined its difficulty, discrimination and differential functioning and went on to evaluate its internal consistency and discriminative validity among patients with inflammatory and non-inflammatory skin disease. We recruited Colombian patients with different skin diseases.

Results: Data of 865 patients (mean age, 49.3 years; 61% females) were included. DLQI-scores ranged from 0 up to 30. Internal consistency for dichotomous item #7 showed a McDonald's Omega coefficient of 0.85 (95% CI: 0.84-0.87) and a Cronbach's α coefficient of 0.86 (95% CI: 0.84-0.88). For ordinal item #7, the McDonald's Omega coefficient was 0.87 (95% CI: 0.85-0.89) and Cronbach's α coefficient, 0.84 (95% CI: 0.82-0.87). Horn's parallel analysis revealed the presence of DLQI unidimensionality with a 1-factor solution. Only item #1 fitted the PCM model. The remaining items, including item #9, did not show adequate fit due to overlapping responses and order changes.

Conclusions: The validity of DLQI-COL based on Rasch analysis proved not to be a suitable instrument to evaluate QoL in our dermatologic population. A refined version of the scale with an adequate cross-cultural adaptation and validation process is needed to obtain an appropriate and reliable version of the instrument for QOL measuring in Colombian patients with skin diseases.

© 2025 Published by Elsevier España, S.L.U. on behalf of AEDV. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Introducción

La calidad de vida (CdV) en el campo dermatológico se ha medido con dos instrumentos: el Skindex y el *Dermatology-Life-Quality-Index* (DLQI). Entre estos dos instrumentos, solo el Skindex-29 ha tenido un proceso formal de validación en Colombia basado en la teoría clásica de pruebas (*classical test theory* [CTT])^{1,2}. Aunque la CTT ha sido uno de los enfoques más utilizados para la validación de escalas de CdV en dermatología³, algunos de sus postulados son problemáticos, ya que serán dependientes de la muestra y no tienen en cuenta que la puntuación puede verse afectada por diferentes variables del paciente y del proceso de medición⁴⁻⁶. Hasta la fecha, pocos estudios han evaluado la validez estructural del DLQI con el uso de la teoría de respuesta al ítem (TRI) o el modelo de Rasch⁷⁻¹⁰. En este sentido, el informe de Rencz⁷ se centró en analizar la opción de respuesta «no relevante», mientras que el estudio realizado por Marilia¹⁰ evaluó la unidimensionalidad y la consistencia interna, lo que provocó dificultades en el ajuste del modelo de Rasch, y que concuerda con el informe de Nijsten, que también mostró variaciones del modelo entre países⁸. Un estudio realizado en 9.845 pacientes con diversas enfermedades dermatológicas en China reveló que el DLQI no cumplía los requisitos de medición adecuados⁹. Adicionalmente, el DLQI original de 10 ítems ha mostrado estar influenciado por el género y la edad, y presentó dificultades de medición en pacientes con dermatitis atópica y psoriasis¹¹. Asimismo, los resultados preliminares de la validación del DLQI en Colombia basados en la perspectiva CTT han mostrado la necesidad de profundizar en las propiedades de medición del instrumento (número de ítems y orden de

las categorías o posibles valores de respuesta, su capacidad de discriminación y dificultad, y su funcionamiento diferencial) todo lo cual puede ser abordado a través de la TRI. Por lo tanto, nos propusimos: 1) evaluar la dimensionalidad del DLQI; 2) determinar la dificultad, la discriminación y el funcionamiento diferencial de la escala; 3) evaluar su consistencia interna, y 4) evaluar su validez discriminativa entre pacientes con enfermedad inflamatoria y no inflamatoria de la piel.

Material y métodos**Población de estudio**

En este estudio transversal, los pacientes reclutados asistieron a la consulta dermatológica de consultorios privados, centros prestadores de salud y hospitales de 6 diferentes regiones colombianas: nororiental, noroccidental, central y suroccidental. Este estudio se realizó en pleno cumplimiento de la Declaración de Helsinki de 1975, revisada en 1983, y de las normas éticas del Comité de Bioética de la Facultad de Medicina y del Comité de Investigación y Ética de la Fundación Hospital San Vicente (Medellín, Colombia). Se obtuvo el consentimiento informado de todos los pacientes adultos y adolescentes entre 16 y < 18 años, así como un consentimiento firmado por sus padres o tutores. También se incluyeron a los mayores de 16 años de cualquier sexo y con cualquier enfermedad cutánea que firmaran el consentimiento informado. Se excluyó a los pacientes con discapacidad mental.

Instrumento

El DLQI en español utilizado en Colombia aplicado a todos los pacientes es un instrumento de 10 ítems divididos en seis aspectos: actividades de la vida diaria, trabajo/escuela, relaciones personales, ocio, síntomas y sentimientos y terapia. Su puntuación oscila entre 0 y 30: 0-1 = ningún impacto; 2-5 = impacto leve; 6-10 = impacto moderado; 11-20 = impacto sustancial y 21-30 = impacto extremo en la CdV del paciente. Cuanto mayor es la puntuación, peor es la CdV. Cada ítem del DLQI se responde en una escala de 4 puntos puntuada de la siguiente manera: «nada» = 0, «un poco» = 1, «mucho» = 2 y «muchísimo» = 3. Las opciones de respuesta no pertinente (RNP) están disponibles para los ítems 3 a 10.

Análisis estadístico

Las variables cuantitativas se expresaron como medias y desviaciones estándar o mediana y rango intercuartílico (cuartil 1 y cuartil 3), mientras que las variables cualitativas se expresaron como números absolutos y sus frecuencias relativas en porcentajes. Las enfermedades cutáneas se estratificaron como inflamatorias y no inflamatorias. Las opciones de respuesta se expresan en porcentajes para cada ítem. Los efectos suelo y techo se examinaron mediante la proporción de pacientes que alcanzaron las puntuaciones mejor y peor del DLQI, con valores de corte > 15%, según lo descrito por McHorney y Tarlov¹².

El ítem #7 se evaluó como variable dicotómica («¿Durante la última semana, su problema cutáneo le ha impedido trabajar o estudiar?») y como variable ordinal («Si es que "Sí", durante la última semana, ¿en qué medida su piel ha sido un problema en el trabajo o en la escuela?»). Para todos los ítems, excepto para el ítem #7, se determinó la matriz de correlaciones policóricas entre ítems, y también para el ítem #7, en su versión dicotómica, se calculó la relación tetracórica con los demás ítems. La consistencia interna se determinó utilizando el coeficiente Omega de McDonald y el coeficiente alfa de Cronbach con sus respectivos intervalos de confianza (IC) del 95%. Los valores > 0,70 se consideraron adecuados^{13,14}.

Para el análisis Rash se utilizó el modelo de crédito parcial (PCM) para los ítems politómicos. La evaluación del supuesto de unidimensionalidad y dimensionalidad del instrumento entre enfermedades cutáneas no inflamatorias e inflamatorias se realizó mediante el paralelo de Horn¹⁵. A continuación, evaluamos la validez estructural del modelo unidimensional con un análisis factorial confirmatorio, mientras que las medidas de bondad de ajuste se evaluaron mediante el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) con valores < 0,05, además del índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice de Tucker-Lewis (TLI) con valores > 0,95¹⁶.

Se examinó el funcionamiento diferencial de los ítems entre subgrupos de pacientes con enfermedades inflamatorias y no inflamatorias y entre sexos y rangos de edad categorizados como: «Joven» ≤ 45 y «Mayor» > 45 años y en 3 grupos: < 30, 30-60, > 60 años) mediante la prueba G de Hedges basada en las diferencias de medias estandarizadas. Se utilizó la clasificación de Fritz et al.¹⁷, con 0,20, 0,40 y 0,80 considerados como diferencias baja, media y

alta^{17,18}, respectivamente. Además, se evaluó el funcionamiento diferencial de los ítems utilizando el modelo de Mantel-Haenszel¹⁹ para ambos sexos y enfermedades inflamatorias y no inflamatorias. El funcionamiento diferencial se estableció con valores de $p < 0,05$, según Holland y Thayer²⁰.

Todos los análisis se realizaron utilizando el programa R versión 4.3.0 y los paquetes mirt, psych, lavaan y MBESS²¹⁻²⁵.

Resultados

Características de los pacientes

En total, se incluyeron 865 pacientes con una edad media de 49,3 años (DE: 21; 61% mujeres). Alrededor del 52% de los pacientes no recibían ninguna terapia, el 54% de los pacientes padecían comorbilidades y la mayoría de los pacientes incluidos tenían enfermedades cutáneas no inflamatorias (n = 482) (tabla 1).

Distribución del DLQI

Las puntuaciones del *Dermatology-Life-Quality-Index* oscilaron entre 0 y 30, con una mediana de 5 (percentil 25 = 1; percentil 75 = 13). La distribución de las puntuaciones de los ítems fue asimétrica, con asimetría positiva para la puntuación total y la distribución de respuestas para cada ítem (figs. 1 y 2 de los datos suplementarios). El efecto suelo¹² estuvo presente en todos los ítems (porcentaje de respuesta en la opción «nada» > 29%). El efecto techo no estuvo presente en ninguno de los ítems (tabla 2).

Consistencia interna del DLQI

La consistencia interna para la versión con el ítem dicotómico #7 mostró un coeficiente Omega de McDonald's de 0,85 (IC 95%: 0,84-0,87) y un coeficiente alfa de Cronbach de 0,86 (IC 95%: 0,84-0,88). Para la versión con el ítem #7 como ordinal, el coeficiente Omega de McDonald fue de 0,87 (IC 95%: 0,85-0,89) y el coeficiente alfa de Cronbach, de 0,85 (IC 95%: 0,82-0,87). La matriz de correlaciones se presenta en el Suplemento 3.

Unidimensionalidad y evaluación estructural del DLQI

El análisis paralelo de Horn indicó la unidimensionalidad del DLQI con una solución de un factor. Un modelo alternativo de dos factores solo incluía el ítem #7 en el segundo factor. Por lo tanto, elegimos el modelo de solución de un factor (fig. 4 de los datos suplementarios). Además, cuando se analizó la validez estructural bajo un modelo unidimensional, los índices de bondad de ajuste mostraron mejores resultados para el modelo que tenía un ítem ordinal #7 con CFI = 0,999, TLI = 0,998 y RMSEA = 0,012 (IC 90%: 0,000-0,028) comparado con el ítem dicotómico #7, que mostró CFI = 0,999, TLI = 0,999 y RMSEA = 0,000 (IC 90%: 0,000-0,024).

Cuando se realizó el análisis paralelo de Horn estratificando por enfermedad inflamatoria y no inflamatoria de la piel, objetivamos que la primera dimensión incluía el ítem

Tabla 1 Características sociodemográficas de los pacientes incluidos

	Enfermedades cutáneas no inflamatorias (n = 502)	Enfermedades cutáneas inflamatorias (n = 363)	Total (n = 865)
<i>Tratamiento actual</i>			
Sí	309 (62%)	103 (28%)	412 (48%)
No	193 (38%)	260 (72%)	453 (52%)
<i>Comorbilidades</i>			
Sí	318 (63%)	148 (41%)	466 (54%)
No	184 (37%)	215 (59%)	399 (46%)
<i>Sexo</i>			
Hombre	189 (38%)	147 (40%)	336 (39%)
Mujer	313 (62%)	216 (60%)	529 (61%)
<i>Edad</i>			
Media (DE)	57,2 (\pm 18,2)	38,4 (\pm 19,8)	49,3 (\pm 21,0)
Mediana (Q1, Q3)	59,0 (43,0, 71,0)	34,0 (21,0, 53,0)	50,0 (32,0, 66,0)
<i>Estado civil</i>			
Soltero	116 (23%)	202 (56%)	318 (37%)
Casado	89 (18%)	62 (17%)	151 (17%)
Viven como pareja de hecho	111 (22%)	75 (21%)	186 (22%)
Divorciado	27 (5%)	10 (3%)	37 (4%)
Viudo	53 (11%)	13 (4%)	66 (8%)
<i>Estatus socioeconómico</i>			
Bajo	208 (41%)	119 (33%)	327 (38%)
Medio	205 (41%)	166 (46%)	371 (43%)
Alto	83 (17%)	75 (21%)	158 (18%)
<i>Nivel de estudios</i>			
Ninguno	24 (5%)	16 (4%)	40 (5%)
Escuela primaria	164 (33%)	83 (23%)	247 (29%)
Escuela secundaria	129 (26%)	78 (21%)	207 (24%)
Técnico	8 (2%)	73 (20%)	81 (9%)
Universidad	76 (15%)	81 (22%)	157 (18%)
Posgrado	59 (12%)	14 (4%)	73 (8%)
<i>Seguro médico</i>			
Contributivo	339 (68%)	291 (80%)	630 (73%)
Subvencionado	80 (16%)	30 (8%)	110 (13%)
Beneficiario	52 (10%)	24 (7%)	76 (9%)
Otros ^a	24 (5%)	18 (5%)	42 (5%)

^a Privado, régimen especial, desconocido.

Tabla 2 Efecto suelo y techo

	Porcentaje			
	En absoluto	Un poco	Mucho	Muchísimo
Ítem 1	37,5%	27,2%	22,1%	13,3%
Ítem 2	61,2%	15,7%	10,8%	12,4%
Ítem 3	79,3%	8,3%	6,2%	6,1%
Ítem 4	65,1%	12,3%	9,9%	12,7%
Ítem 5	70,1%	11,1%	9,1%	9,7%
Ítem 6	77,1%	9,2%	6,6%	7,1%
Ítem 7	90,3%	5,3%	4,4%	0%
Ítem 8	80,6%	8,6%	4,9%	6%
Ítem 9	85,1%	4%	5,2%	5,7%
Ítem 10	74%	9,6%	7,1%	9,4%

#2, el ítem #3, el ítem #4, el ítem #5, el ítem #6, el ítem #7, el ítem #8, el ítem #9 y el ítem #10, mientras que la segunda dimensión solo incluía el ítem #1, como se observa en la [figura 1](#). La consistencia interna mediante el alfa de Cronbach y el omega de McDonald fue de 0,83 (IC 95%: 0,80-0,87) y 0,86 (IC 95%: 0,84-0,89), y de 0,58 y 0,58 para la primera y segunda dimensiones, respectivamente. En cuanto a las enfermedades inflamatorias de la piel, la dimensión única incluía todos los ítems, excepto el ítem #7, como se observa en la [figura 2](#). La consistencia interna mediante el alfa de Cronbach y el omega de McDonald fue de 0,73 (IC 95%: 0,66-0,81) y 0,80 (IC 95%: 0,75-0,84), respectivamente.

En cuanto a las enfermedades cutáneas no inflamatorias, la primera dimensión incluía el ítem #2, el #5, el #6 y el #8, y la segunda, el #1, el #3, el #4, el #7, el #9 y el #10, como se observa en la [figura 2](#). La consistencia interna mediante el alfa de Cronbach y el omega de McDonald fue

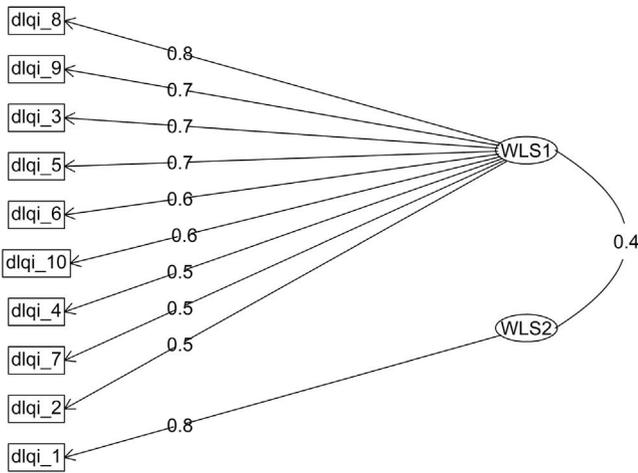


Figura 1 Dimensionalidad del DLQI en la enfermedad inflamatoria.

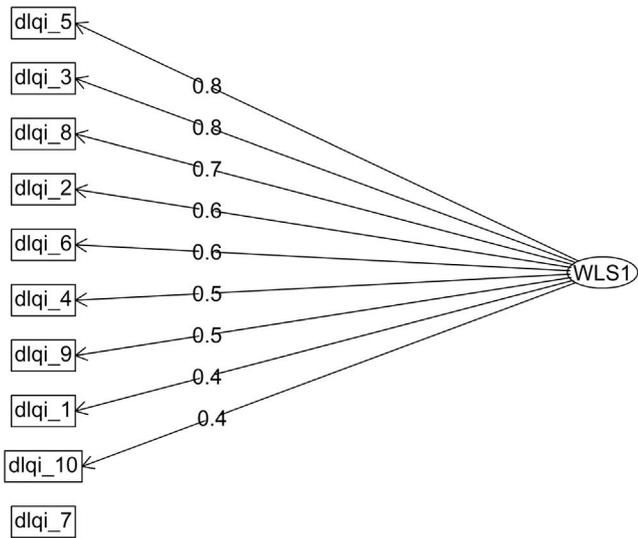


Figura 2 Dimensionalidad del DLQI en enfermedades no inflamatorias.

de 0,71 (IC 95%: 0,65-0,77) y 0,61 (IC 95%: 0,53-0,69), y 0,72 (IC 95%: 0,66-0,78) y 0,73 (IC 95%: 0,68-0,78) para la primera y segunda dimensiones, respectivamente.

Modelo de crédito parcial (PCM)

Las figuras 3 y 4 muestran las curvas características de las respuestas de los ítems #1 y #9, respectivamente. Solo el ítem #1 se ajustó al modelo PCM.

El fig. 5 de datos suplementarios describe las curvas características de los ítems utilizando el modelo de crédito parcial (PCM) para ítems politómicos. Por otro lado, la tabla 3 muestra los parámetros de discriminación y dificultad para las opciones de respuesta de cada ítem donde se observa que las opciones «Un poco» y «Mucho» no conservan el orden de las respuestas en ninguno de los ítems excepto en el ítem #1.

Además, en las funciones de información de los ítems se observó un ligero desplazamiento hacia la derecha en todos los ítems hacia los individuos con deterioro de la CdV

Tabla 3 Parámetros estimados para el PCM

	Modelo de crédito parcial			
	a	b1	b2	b3
Ítem 1	1	-0,14522	0,61389	1,61022
Ítem 2	1	1,27951	1,11757	1,16409
Ítem 3	1	2,50180	1,36104	1,59776
Ítem 4	1	1,63860	0,98036	1,07375
Ítem 5	1	1,91210	1,07760	1,35421
Ítem 6	1	2,32738	1,36796	1,47132
Ítem 7	1	3,32220	1,58605	ND
Ítem 8	1	2,51885	1,67058	1,39105
Ítem 9	1	3,37687	0,89670	1,54873
Ítem 10	1	2,17915	1,25432	1,17784

a: discriminación; b1: dificultad de la opción de respuesta entre «Nada» y «Un poco»; b2: dificultad de las opciones de respuesta entre «Un poco» y «Mucho»; b3: dificultad de las opciones de respuesta entre «Mucho» y «Muchísimo».

Tabla 4 Funcionamiento diferencial de los ítems del DLQI según la enfermedad

	Enfermedad		
	Stat	p	Efecto
Ítem 1	0,087	0,7681	Amplio
Ítem 2	6,9689	0,0083	Amplio
Ítem 3	2,9774	0,0844	Moderado
Ítem 4	0	0,9989	Insignificante
Ítem 5	10,5272	0,0012	Amplio
Ítem 6	0,5841	0,4447	Insignificante
Ítem 7	0,5014	0,4789	Moderado
Ítem 8	18,4554	0	Amplio
Ítem 9	3,3495	0,0672	Insignificante
Ítem 10	9,5376	0,002	Amplio

cercano a +1 desviación estándar (fig. 6 de los datos suplementarios).

Funcionamiento diferencial de los ítems entre pacientes con enfermedad cutánea no inflamatoria e inflamatoria en función del sexo y los rangos de edad

Se hallaron diferencias entre pacientes con enfermedad cutánea no inflamatoria e inflamatoria con G Hedges = 0,89 (IC 95%: 0,73-1,04), pero nunca se hallaron diferencias de género: 0,07 (IC 95%: 0,13-0,15) (tabla 4).

El análisis de la función diferencial de los ítems (DIF) mostró que los ítems #2, #5, #8 y #10 tenían una gran DIF en pacientes con patologías no inflamatorias e inflamatorias (tabla 4). El ítem #2 presentaba un gran DIF entre pacientes masculinos y femeninos (Suplemento 7). Además, cuando la edad se categorizó en pacientes menores y mayores de 50 años (mediana), los ítems #3 y #6 presentaron grandes DIF (p < 0,05), pero cuando la edad se categorizó en 3 grupos (< 30, entre 30 y 60 y > 60 años) vimos que solo el ítem #3 presentó un gran DIF (p < 0,05) (tabla 5).

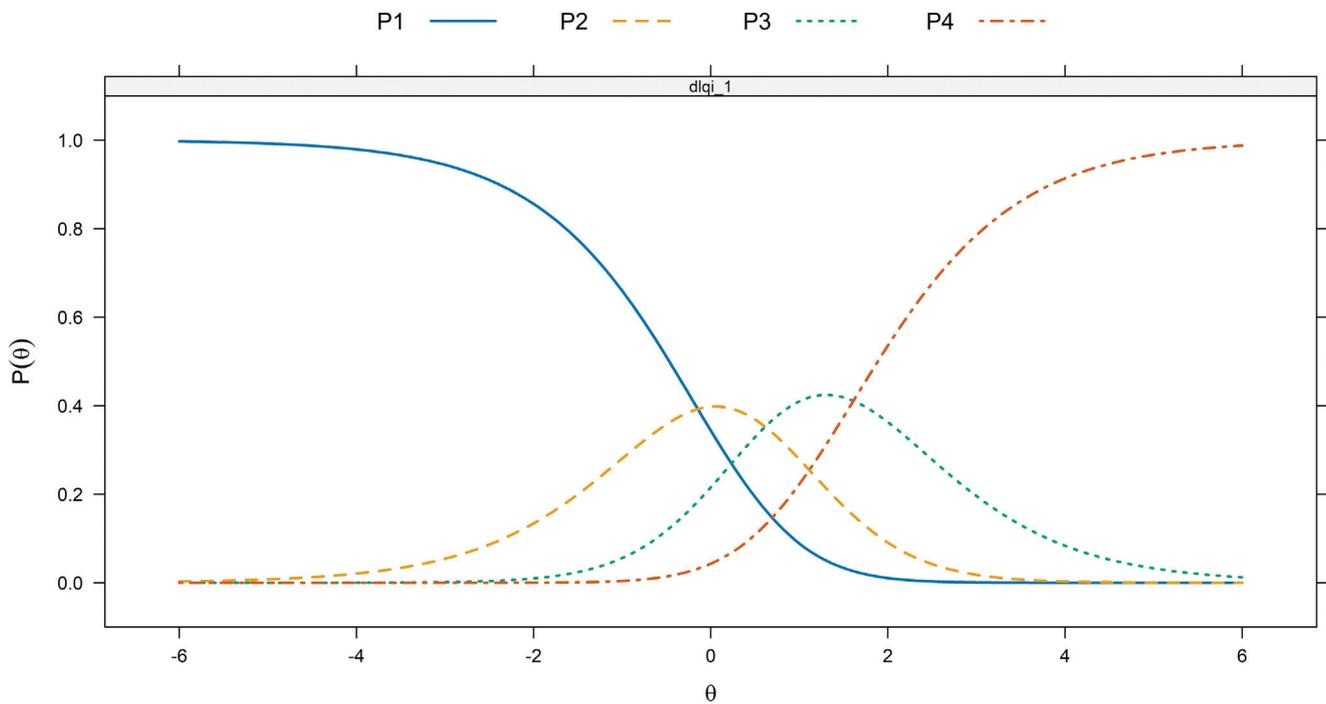


Figura 3 Curvas características de opción para el ítem #1 ajustadas a un modelo de crédito parcial. P1: «Nada», P2: «Un poco», P3: «Mucho», P4: «Muchísimo».

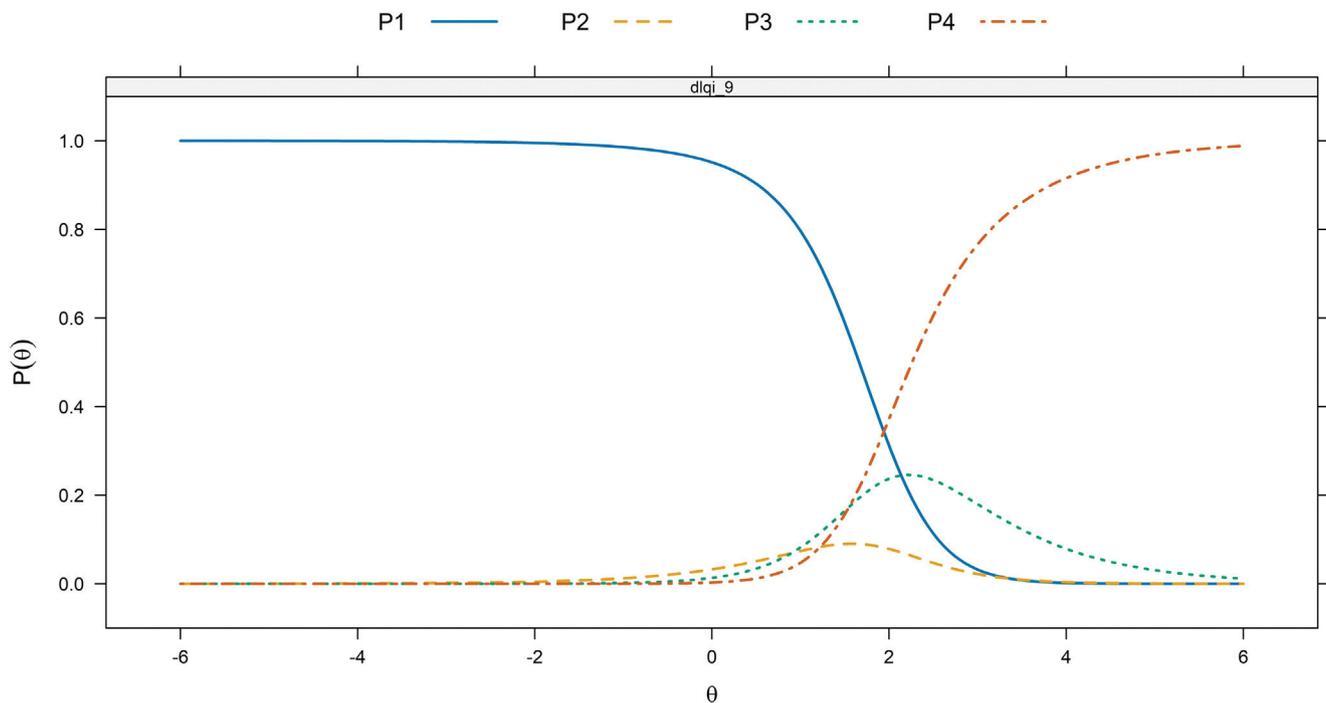


Figura 4 Curvas características de opción para el ítem #9 ajustadas a un modelo de crédito parcial. P1: «Nada», P2: «Un poco», P3: «Mucho», P4: «Muchísimo».

Discusión

En este primer estudio colombiano se examinaron las propiedades psicométricas del DLQI utilizando el análisis de Rasch en datos agrupados obtenidos de varios estudios transversales que evaluaron la CdV en pacientes colombianos con

diferentes enfermedades cutáneas no inflamatorias e inflamatorias, resultando en varias deficiencias psicométricas, como se había observado en estudios previos^{11,26}. En primer lugar, de manera general, una de las limitaciones más importantes del DLQI es que incluye varias preguntas compuestas (varias preguntas en un ítem), lo que causa confusión cuando

Tabla 5 Funcionamiento diferencial de los ítems del DLQI según rangos de edad

	Edad (≤ 45 y > 45 años)			Edad (< 30 , $30-60$, > 60 años)		
	Stat	p	Efecto	Stat	p	Efecto
Ítem 1	0,3003	0,5837	Insignificante	0,0852	0,7704	Insignificante
Ítem 2	0,2180	0,6405	Insignificante	0,3529	0,5525	Moderado
Ítem 3	11,0973	0,0009	Amplio	13,238	0,0003	Amplio
Ítem 4	2,9401	0,0864	Insignificante	0,9883	0,3202	Amplio
Ítem 5	0,0026	0,9591	Insignificante	0,4986	0,4801	Moderado
Ítem 6	5,2734	0,0217	Amplio	0,0131	0,9088	Insignificante
Ítem 7	0,0060	0,9381	Insignificante	0,1221	0,7268	Insignificante
Ítem 8	2,8166	0,0933	Moderado	0,3228	0,5699	Insignificante
Ítem 9	0,0004	0,9848	Insignificante	4,9822	0,0256	Amplio
Ítem 10	0,0008	0,9768	Insignificante	0,0059	0,9387	Insignificante

solo una o dos preguntas se aplican y las otras no, lo que también puede haber contribuido a nuestros resultados en cuanto al efecto suelo en todos los ítems con la opción de respuesta «nada». Esto es relevante, porque un efecto suelo tan elevado sugiere que los pacientes en los extremos más leves de la escala no se distinguen entre sí, un hallazgo que también ha sido reportado por otros al realizar el análisis Rasch^{10,11}.

Otro hallazgo interesante en nuestra población es que, de acuerdo con el PCM, parece que los pacientes colombianos tuvieron dificultades para distinguir entre las opciones de respuesta «un poco» y «mucho», un resultado que también fue reportado por Rencz et al.⁷. Estos hallazgos nos llevan a preguntarnos si una versión colombiana modificada del instrumento, ya sea con respuestas dicotómicas («sí» o «no») o preguntas desagregadas, mejoraría sus propiedades de medición.

A diferencia de otros estudios, en este trabajo clasificamos las enfermedades dermatológicas en inflamatorias y no inflamatorias para diferenciar las enfermedades cutáneas que presentan más o menos síntomas. Como era de esperar, el DLQI funcionó mejor al medir el impacto sobre la CdV de las enfermedades cutáneas sintomáticas (inflamatorias), mientras que la capacidad de respuesta de la escala a las enfermedades asintomáticas (no inflamatorias) fue menor. De hecho, encontramos un funcionamiento diferencial de los ítems entre las enfermedades cutáneas no inflamatorias y las inflamatorias, lo que podría explicarse por el mayor número de síntomas presentes en las enfermedades cutáneas inflamatorias. Además, aunque no encontramos diferencias en función del sexo, tal y como informan Nijsten et al.⁸, sí que encontramos DIF en función de la edad, que fue consistente para las categorizaciones por edad en pacientes menores y mayores de 50 años en los ítems #3 y #6, y solo en el ítem #3 cuando la edad se categorizó en 3 grupos. En este sentido, consideramos que para estos 2 ítems estos resultados eran esperables, ya que respecto al ítem #3 son muy pocas las personas en nuestro país que pueden tener un jardín en casa, y también son pocos los que pueden ir de compras, debido a la falta de recursos económicos de la mayoría de la población.

Del mismo modo, y en referencia al ítem #6, las respuestas diferenciales pueden haber sido influenciadas por el porcentaje de nuestra población que practica deportes

más que por el impacto de dichas actividades causado por la enfermedad de la piel, ya que se ha reportado que a medida que los individuos envejecen practican menos deportes o no participan tanto en actividades físicas en Colombia²⁷.

Aunque el DLQI ha sido el instrumento de CdV específico para dermatología más utilizado, su dimensionalidad ha sido objeto de debate, ya que mientras algunos estudios apoyan su unidimensionalidad²⁸, otros describen una escala con una estructura multidimensional^{11,26,29}. Curiosamente, en uno de nuestros modelos iniciales probados con TRI encontramos una solución de dos factores con porcentajes de variabilidad muy bajos, mientras que solo el ítem #7 se incluyó en el segundo factor, un resultado que también se ha reportado entre pacientes chinos²⁶; por lo tanto, nos inclinamos por la solución de un factor, como se ha propuesto con el instrumento original³⁰. Además, nuestros resultados de dimensionalidad estratificados por enfermedad cutánea no inflamatoria frente a inflamatoria denotaron una plausibilidad poco clara y una falta de significado clínico en los ítems agrupados, lo que refuerza la teoría de un instrumento que mide un único constructo y la adecuación de una puntuación resumida, tal y como han informado otros^{7,9,10}.

En general, nuestro estudio describe la inadaptación de todos los ítems del DLQI excepto del ítem #1, lo que indica que los pacientes no respondieron al cuestionario de acuerdo con el modelo señalado. En este sentido, llama la atención que el ítem #9 (relacionado con cambios en la vida sexual) fue el que menos se ajustó al modelo, lo que sugiere que, por cuestiones de tabú cultural, nuestra población podría evadir una respuesta real a esta pregunta y opta por responderla como una pregunta dicotómica con una respuesta «mucho» o «nada», lo que concuerda con un reporte previo realizado por Liu et al.²⁶.

Hasta donde sabemos, este es el primer estudio colombiano que ha probado la validez del DLQI usando un análisis de Rasch (PCM) en una muestra grande de pacientes colombianos con una gran variedad de enfermedades dermatológicas (en vez de enfocarse en una enfermedad específica) con y sin síntomas, y que fueron reclutados de todo el país. Las limitaciones del estudio están relacionadas con su diseño transversal, que es más propenso al sesgo de selección, lo que no permite hacer inferencias causales direccionales o fluctuaciones de la severidad de la enfermedad cutánea o de la CdV y la heterogeneidad relacionada

con la variedad de las enfermedades dermatológicas que se incluyeron.

Conclusiones

En conclusión, la validez del DLQI basada en el análisis de Rasch demostró ser un instrumento inadecuado para evaluar la calidad de vida en nuestra población dermatológica, ya que no proporciona información precisa sobre este resultado. Por lo tanto, se requiere una versión refinada de la escala (ya sea con un ítem dicotómico #7 o desagregando todo el instrumento y reduciéndolo) con un adecuado proceso de adaptación transcultural y validación para obtener una versión apropiada y confiable del instrumento para medir la CdV en pacientes colombianos con enfermedades de la piel.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Agradecimientos

Queremos agradecer a todos los pacientes por su disposición a participar. También agradecemos a Lina Marcela Barrera su ayuda en la coordinación logística del estudio.

Anexo. Material adicional

Se puede consultar material adicional a este artículo en su versión electrónica disponible en [doi:10.1016/j.ad.2025.01.006](https://doi.org/10.1016/j.ad.2025.01.006).

Bibliografía

- Vasquez D, Aguirre DC, Sanclemente G. Construct validity and responsiveness of the Colombian version of Skindex-29. *Br J Dermatol*. 2019;181:770–7, <http://dx.doi.org/10.1111/bjd.17742>.
- Sanclemente G, García H-IA-A, Jones-Caballero M, Lugo LH, Mejía AM, Restrepo C, et al. Fiabilidad y validez de constructo de la versión colombiana del instrumento de calidad de vida Skindex-29© en Medellín, Colombia. *IATREIA*. 2017;30:21–33, <http://dx.doi.org/10.17533/udea.iatreia.v30n1a02>.
- Hays RD, Morales LS, Reise SP. Item response theory and health outcomes measurement in the 21st century. *Med Care*. 2000;38 Suppl.:II28–42, <http://dx.doi.org/10.1097/00005650-200009002-00007>.
- Streiner D, Norman G, Cairney J. *Health Measurement Scales: A Practical Guide to their Development and Use*. Oxford University Press; 2015.
- De Ayala RJ, Santiago SY. An introduction to mixture item response theory models. *J Sch Psychol*. 2017;60:25–40, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jsp.2016.01.002>.
- De Ayala R. *The Theory and Practice of Item Response Theory*. Guilford Publications Inc.; 2013.
- Rencz F, Mitev AZ, Szabó Á, Beretzky Z, Poór AK, Holló P, et al. A Rasch model analysis of two interpretations of 'not relevant' responses on the Dermatology Life Quality Index (DLQI). *Qual Life Res*. 2021;30:2375–86, <http://dx.doi.org/10.1007/s11136-021-02803-7>.
- Nijsten T, Meads DM, de Korte J, Sampogna F, Gelfand JM, Ongenaes K, et al. Cross-cultural inequivalence of dermatology-specific health-related quality of life instruments in psoriasis patients. *J Invest Dermatol*. 2007;127:2315–22, <http://dx.doi.org/10.1038/sj.jid.5700875>.
- He Z, Lo Martire R, Lu C, Liu H, Ma L, Huang Y, et al. Rasch analysis of the dermatology life quality index reveals limited application to Chinese patients with skin disease. *Acta Derm Venereol*. 2018;98:59–64, <http://dx.doi.org/10.2340/00015555-2742>.
- Jorge MFS, Sousa TD, Pollo CF, Paiva BSR, Ianhez M, Boza JC, et al. Dimensionality and psychometric analysis of DLQI in a Brazilian population. *Health Qual Life Outcomes*. 2020;18:268, <http://dx.doi.org/10.1186/s12955-020-01523-9>.
- Twiss J, Meads DM, Preston EP, Crawford SR, McKenna SP. Can we rely on the Dermatology Life Quality Index as a measure of the impact of psoriasis or atopic dermatitis? *J Invest Dermatol*. 2012;132:76–84, <http://dx.doi.org/10.1038/jid.2011.238>.
- McHorney CA, Tarlov AR. Individual-patient monitoring in clinical practice: are available health status surveys adequate? *Qual Life Res*. 1995;4:293–307, <http://dx.doi.org/10.1007/BF01593882>.
- McDonald R. *Test Theory: A Unified Treatment*. 1st ed. Psychology Press; 1999.
- Cronbach L. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*. 1951;16:297–334, <http://dx.doi.org/10.1007/BF02310555>.
- Dinno A. Exploring the sensitivity of Horn's parallel analysis to the distributional form of random data. *Multivariate Behav Res*. 2009;44:362–88, <http://dx.doi.org/10.1080/00273170902938969>.
- Hu L, Bentler P. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Eq Model*. 1999;6:1–55.
- Fritz CO, Morris PE, Richler JJ. Effect size estimates: Current use, calculations, and interpretation. *J Exp Psychol Gen*. 2012;141:2–18, <http://dx.doi.org/10.1037/a0024338>.
- Mair P. *Modern Psychometrics with R*. Cham, Switzerland: Springer International; 2018.
- Mantel N, Haenszel W. Statistical aspects of the analysis of data from retrospective studies of disease. *J Natl Cancer Inst*. 1959;22:719–48.
- Holland P, Thayer D. *An Alternative Definition of the ETS Delta Scale of Item Difficulty*. Princeton, NJ: Educational Testing Service; 1985.
- Team R. RStudio: Integrated development environment for R. RStudio. PBC; 2022. Disponible en: <http://www.rstudio.com/>
- Chalmers R. mirt: A multidimensional item response theory package for the R environment. *J Stat Softw*. 2012;48:1–29, <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v048.i06>.
- Revelle W. *psych: Procedures for personality and psychological research*. Evanston, Illinois, USA: Northwestern University; 2022.
- Rosseel Y. lavaan: An R package for structural equation modeling. *J Stat Softw*. 2012;48:1–36, <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v048.i02>.
- Kelley K. _MBESS: The MBESS R Package.. R package 2022: version 4.9.2 [consultado 16 Abr 2024]. Disponible en: <https://CRAN.R-project.org/package=MBESS>
- Liu Y, Li T, An J, Zeng W, Xiao S. Rasch analysis holds no brief for the use of the Dermatology Life Quality Index (DLQI) in Chinese neurodermatitis patients. *Health Qual Life Outcomes*. 2016;14:17, <http://dx.doi.org/10.1186/s12955-016-0419-5>.
- Vélez-Álvarez C, Vidarte-Claros J, Parra-Sánchez J. Niveles de sedentarismo en población entre 18 y 60 años en Manizales, Pereira y Armenia, Colombia. Análisis multivariado. *Aquichan*. 2014;14:303–15, <http://dx.doi.org/10.5294/aqui.2014.14.3.3>.
- Mazzotti E, Barbaranelli C, Picardi A, Abeni D, Pasquini P. Psychometric properties of the Dermatology Life Quality Index (DLQI) in 900 Italian patients with psoriasis. *Acta Derm Venereol*. 2005;85:409–13, <http://dx.doi.org/10.1080/00015550510032832>.
- Xiao Y, Huang X, Jing D, Huang Y, Zhang X, Shu Z, et al. Assessment of the Dermatology Life Quality Index (DLQI) in a homogeneous population under lifetime arsenic exposure. *Qual Life Res*. 2018;27:3209–15, <http://dx.doi.org/10.1007/s11136-018-1969-2>.
- Finlay AY, Khan GK. *Dermatology Life Quality Index (DLQI) — a simple practical measure for routine clinical use*. *Clin Exp Dermatol*. 1994;19:210–6.