

El Cuestionario de Clima de Atención Médica (HCCQ) de 6 ítems: Adaptación y Propiedades Psicométricas en Población Mexicana

The 6-item Health Care Climate Questionnaire (HCCQ): Adaptation and Psychometric Properties in a Mexican Population

Luis Javier Martínez Blanquet
Facultad de Psicología,
Universidad Autónoma de San Luis Potosí

Objetivo: El propósito de este estudio fue traducir al español la versión abreviada de 6 ítems del Cuestionario de Clima de Atención Médica (HCCQ) y realizar su validación para garantizar la equivalencia con la versión original. Actualmente, solo están disponibles las versiones en inglés, francés, alemán, y persa de este cuestionario. **Método:** La versión original del HCCQ-6 fue traducida al español y adaptada a la cultura mexicana. El cuestionario se administró a 153 pacientes de dos centros de salud diferentes que pertenecen a los servicios de salud en la ciudad de San Luis Potosí, México. Se realizaron análisis estadísticos y se compararon con las versiones originales en inglés y francés para fines de validación. **Resultados:** Los análisis revelaron que la consistencia interna de la escala general fue satisfactoria ($\alpha = .94$), y sus cargas factoriales variaron entre .77 a .92. El análisis factorial confirmatorio reveló una solución de factor único, en línea con investigaciones previas. Los resultados mostraron un apoyo a la autonomía percibida proporcionada por los médicos. **Conclusiones:** La versión mexicana del HCCQ-6 parece válida y confiable. Las aplicaciones potenciales incluyen su uso como una herramienta valiosa para promover una relación de apoyo de los médicos con los pacientes.

Palabras clave: instrumento HCCQ; propiedades psicométricas; confiabilidad; modelación de ecuaciones estructurales; adaptación Mexicana.

Luis Javier Martínez Blanquet
Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México.
E-mails: luis.blanquet@uaslp.mx
luisjmar@gmail.com

Objective: The purpose of this study was to translate the abridged (6-item) version of the Health Care Climate Questionnaire into Spanish and perform its validation to ensure equivalence with the original version. Currently, only the English, French, German, and Persian versions of this questionnaire are available. **Method:** The original HCCQ-6 items was translated into Spanish and adapted to the Mexican culture. The questionnaire was then administered to 153 patients from two different health centers pertaining to Health Services in the city of San Luis Potosi, Mexico. Statistical analyses were performed and compared to the original English and French versions for validation purposes. **Results:** Analyses revealed the internal consistency of the overall scale was satisfactory ($\alpha=.94$), and its factor loadings ranged between .77 to .92. Confirmatory factor analysis revealed a single-factor solution, in line with previous research. Results indicated support towards a higher-perceived autonomy provided by doctors. **Conclusions:** The Mexican version of the HCCQ-6 items appears valid and reliable. Potential applications include its use as a valuable tool in promoting a supportive relationship of doctors with patients.

Keywords: HCCQ instrument; psychometric properties; reliability; structural equation modeling; Mexican adaptation.

Se reconoce que, a partir de la década de 1990, el movimiento de la calidad en la atención médica empezó a incluir la valoración de la satisfacción de los pacientes como un elemento central de la evaluación de los servicios de salud (Herrera-Kien-gelher, Villamil-Álvarez, Pelcastre-Villafuerte, Cano-Valle & López-Cervantes, 2009). La calidad en la atención médica puede alcanzarse si los proveedores de servicios se enfocan en entender la perspectiva del paciente acerca de su enfermedad, en compartir las decisiones y la responsabilidad con el paciente y en mejorar la comunicación, lo que contribuye directamente en la satisfacción y calidad de los servicios de salud (Alvarez et al., 2016). Los modelos recientes de atención médica enfatizan la toma de decisiones conjunta del profesional de la salud y el paciente, aunque es preciso tener en cuenta que la relación puede ser en muchas ocasiones más paternalista o vertical, donde hay poco intercambio de información y el paciente se limita a acatar las prescripciones o indicaciones del médico. En los últimos años, se le ha otorgado a la figura del paciente un papel más activo y protagónico que le permite tomar más decisiones, ser menos pasivo con el médico y colaborar de manera conjunta en el establecimiento de objetivos para recobrar su salud (Meza-Rodríguez, Sánchez-Bravo & Mancilla-Ramírez, 2014).

Existen pocos instrumentos psicométricos en el idioma español para medir el clima interpersonal de la relación doctor-paciente desde la perspectiva de la autonomía y el clima de apoyo creado por el médico. El propósito de este estudio es adaptar y validar el Cuestionario de Clima de Atención Médica (Health Care Climate Questionnaire, o HCCQ) al español, una medida específica de la perspectiva que tiene un paciente con respecto al grado de autonomía ejercido en el contexto de los servicios médicos (Czajkowska et al., 2017). El HCCQ se considera una escala de factor único, y no hay una versión disponible en español, aunque se ha validado en entornos de habla inglesa, francesa, alemana, y persa (Czajkowska, Wang, Hall, Sewitch, & Körner, 2017; Matin, Nadrian, Jahangiry, Sarbakhsh & Shaghghi, 2019; Schmidt, Gensichen, Petersen, Szecsenyi, Walther, Williams & Freund, 2011; Williams, Freedman & Deci, 1998). El cuestionario mide la necesidad de apoyo (competencia, autonomía y relación)

en entornos de atención médica en personas mayores de 13 años (Murray et al., 2018).

La teoría de la autodeterminación (Self-Determination Theory [SDT]; Center for Self-Determination Theory, 2018; Williams et al., 1996) en la que se basa principalmente el HCCQ, es un modelo de motivación que ha demostrado ser relevante para comprender la relación interpersonal y el clima entre la atención médica y la motivación del paciente, el comportamiento, la salud y el bienestar (Williams, Frankell, Campbell, & Deci, 2000). La teoría de la autodeterminación se ha usado para explicar aspectos específicos del comportamiento de los pacientes en contextos de atención médica (Bernard, Martin, & Kulik, 2014; Czajkowska et al., 2017).

Gran parte de la investigación que ha motivado el uso de esta teoría tiene como objetivo identificar factores ambientales que impiden el buen funcionamiento social, el interés espontáneo inherente y la exploración de novedades que estimulan el compromiso en las personas (Ryan & Deci, 2000). La teoría de la autodeterminación establece que para que un paciente inicie comportamientos de salud y pueda mantenerlos a lo largo del tiempo, se requiere un sentido de competencia y autonomía para apoyar los procesos internos de autorregulación, así como los de atención médica (Ryan, Patrick, Deci & Williams, 2008). De este modo, las percepciones y creencias del paciente, así como el grado de participación en su propio tratamiento dentro de un clima de comprensión mutua con el médico, mejoran los resultados positivos y el cumplimiento médico con sus prescripciones (Czajkowska et al., 2017).

Cuando el médico apoya la autonomía del paciente, éste muestra un mayor grado de iniciativa y, por lo tanto, demuestra mayor competencia, se siente capaz de generar los resultados deseados y tiene un mejor sentido de relación porque el médico a su vez se siente respetado y comprendido (Ng et al., 2012). Como resultado, el paciente internaliza progresivamente los comportamientos y da más valor a medida que pasa el tiempo, lo que refuerza el grado de compromiso, persistencia y estabilidad relacionados con las conductas de salud (Patrick & Williams, 2012).

En el campo de la investigación en salud, la teoría de la autodeterminación ha informado que la motivación para la autonomía y la competencia personal percibida para cambiar los hábitos están asociadas con una disminución en el consumo de tabaco en adolescentes y adultos (Williams et al., 2011; Williams et al., 2006b; Williams, Gagné, Ryan & Deci, 2002; Williams et al., 2002a), la promoción y adopción de actividades físicas (Baena-Extremera, Ruiz-Juan & Granero-Gallegos, 2016; Fortier, Sweet, O'Sullivan & Williams, 2007), pérdida de peso y mantenimiento (Williams, Grow, Freedman, Ryan & Deci, 1996), la promoción del control glucémico y la adherencia médica en pacientes con diabetes tipo 2 (Williams et al., 2009; Williams, Freedman & Deci, 1998), conductas alimentarias saludables en mujeres (Guertin, Barbeau, Pelletier & Martinelli, 2017), y capacitación en comunicación en fisioterapeutas (Murray et al., 2015). Las aplicaciones de dicha teoría se han extendido al estudio de la motivación intrínseca (Di Domenico & Ryan, 2017), la reducción de la violencia en los contextos educativos (Assor, Feinberg, Kanat-Maymon, & Kaplan, 2017), la motivación del profesor y los resultados en la motivación del estudiante (Kaplan & Madjar, 2017; Kaplan, 2017), y en pacientes que han sido diagnosticados con discapacidad intelectual quienes presentan problemas adaptativos en su funcionamiento social (Frielink, Schuengel & Embregts, 2018).

Un metaanálisis de 184 estudios basados en la teoría de la autodeterminación por Ng et al. (2012) estimó tamaños de efecto medio de asociaciones entre los constructos claves de la teoría y los indicadores de salud mental y física. Los resultados mostraron que esta teoría es un marco conceptual adecuado para estudiar los procesos motivacionales en la relación médico-paciente. Otro estudio de Czajkowska et al. (2017) validó el HCCQ en una muestra de 242 pacientes diagnosticados con melanoma quienes recibían tratamiento en dos hospitales en Montreal, Canadá. Participaron 115 personas en la validación de la versión francesa y 119 en la versión inglesa. Los investigadores utilizaron tanto la versión de 6-items como la versión de 15-items para evaluar su grado de correlación, y concluyeron que la versión más corta del HCCQ de seis ítems es una medida confiable ($\alpha=.91$). El análisis factorial confirmatorio mostró un ajuste adecuado TLI de .99, con un índice de ajuste comparativo CFI de .99.

La versión abreviada de HCCQ con seis ítems ha demostrado propiedades similares a la versión original: alfa de Cronbach de .90 (Williams et al., 2006a) y de .96 (Czajkowska et al., 2017), un rango de correlación promedio item-total de .66 a .80 (Williams et al., 2006a), y una correlación de Pearson de .55 ($p<.001$) (Czajkowska et al., 2017); una $\chi^2 (5) = 21.14, p<.001$, un CFI = .99, un TLI = .95, y un IFI = .99. (Williams et al., 2006). En ambas versiones, el análisis factorial confirmó únicamente un factor latente (Williams et al., 2006).

El objetivo principal de esta investigación es llevar a cabo la adaptación y validación a la cultura mexicana de la versión abreviada del HCCQ, comparar sus propiedades psicométricas y su validez factorial con los resultados obtenidos en otros países.

MÉTODO

Participantes

La muestra estuvo conformada por un total de 153 personas (*Medad* = 38.10, *DE* = 15.16, *Rango* = 15-87, 85.6% mujeres, 14.4% hombres). Todos los participantes otorgaron su consentimiento informado respondiendo de manera anónima y se les informó que podrían abandonar el cuestionario en cualquier momento.

Los criterios de elegibilidad para los participantes fueron: a) Ser usuario de los Servicios de Salud en el centro de salud pública en el que están inscritos, b) Asistir a una consulta médica el día de la entrevista, c) Ser un adulto con las capacidades cognitivas para responder el cuestionario de forma autónoma. Se utilizaron las siguientes variables sociodemográficas: sexo, edad, estado civil, nivel de educación terminado, sexo del médico consultado y la percepción de la salud física general del participante (Ver tabla 1).

Tabla 1.
Características sociodemográficas de los participantes.

Variables	HCCQ Versión de 6-items (N= 153)	
	Frecuencia	Porcentaje (%)
Sexo		
Mujer	131	85.6%
Hombre	22	14.4%
Educación		
Primaria	35	22.9%
Secundaria	77	50.3%
Formación técnica	7	4.6%
Preparatoria	22	14.4%
Carrera trunca	3	2.0%
Licenciatura	9	5.9%
Estado Civil		
Casado	72	47.1%
Soltero	23	15.0%
Unión libre	35	22.9%
Divorciado	7	4.6%
Separado	11	7.2%
Viudo	5	3.3%
Salud Física General Percibida		
Muy buena	12	7.8%
Buena	78	51.0%
Regular	60	39.2%
Mala	1	0.7%
Muy mala	2	1.3%
Doctor consultado		
Mujer	70	45.8%
Hombre	83	54.2%

El estudio se realizó en dos centros de salud diferentes pertenecientes a la Jurisdicción de Salud I de Servicios de Salud en la ciudad de San Luis Potosí, México. Actualmente, los centros de salud funcionan como unidades de primer nivel de atención que brindan más de 40,000 consultas cada año a personas de grupos sociales vulnerables inscritas en el sistema de aseguramiento popular.

Procedimiento

Se utilizó el Cuestionario de Clima de Atención Médica (HCCQ), desarrollado por Williams et al. (1996). La versión abreviada consta de seis ítems en una escala Likert de siete puntos (1=totalmente en desacuerdo, 7=totalmente de acuerdo), que también se mantuvieron en la versión final en español. Una vez que se obtuvo el permiso del autor del HCCQ, el instrumento fue traducido por un traductor bilingüe certificado con fluidez tanto en inglés como en español, para contar con versiones equivalentes del instrumento. La traducción fue revisada por médicos del Comité de Ética de Investigación de la Jurisdicción de Salud No. 1 de los Servicios de Salud de San Luis Potosí. Asimismo, la revisión de un médico de consulta externa se consideró necesaria para obtener retroalimentación sobre el grado de claridad y viabilidad del instrumento HCCQ. Un maestro bilingüe sin acceso a la versión original en inglés hizo una traducción inversa para compararla con la versión oficial traducida previamente y, por lo tanto, acordar una versión final (Apéndice A).

Los participantes recibieron instrucciones sobre cómo completar la hoja de datos personales y la versión de 6 ítems del HCCQ. Todos los participantes dieron su consentimiento informado en el estudio y se les garantizó que sus respuestas se procesarían de forma anónima. Aunque no había límite de tiempo para responder el cuestionario HCCQ, se les informó que se completaría en aproximadamente 15 minutos. Toda la recopilación de datos se realizó en los sitios del hospital mientras los pacientes esperaban la consulta. La aprobación ética se obtuvo del Comité de Educación en Ética e Investigación en Salud de los Servicios de Salud del Estado de San Luis Potosí (SLP/011-2018). Los datos personales de los pacientes que participaron en este estudio fueron eliminados para garantizar su anonimato.

Análisis Estadístico

Se obtuvieron los descriptivos: media, desviación estándar, asimetría y curtosis de la información de los ítems y las características de la muestra. Se obtuvo la matriz de correlación ítem-total del HCCQ así como las correlaciones del instrumento con las variables sociodemográficas. Para considerar que el instrumento contaba con un índice de consistencia interna aceptable, se consideró el criterio del Alfa de Cronbach en el rango de 0.70 a 0.95 (Terwee et al., 2007). Se realizaron análisis comparativos con la prueba t de muestras independientes y el ANOVA de 2 x 7 para las variables sexo del participante y grupos de edad (15-25; 26-36; 37-47; 48-58; 59-69; 70-80; 81-90,) así como un ANOVA 2 x 2 del sexo del participante y el sexo del médico consultado.

Para el análisis factorial exploratorio, la adecuación de la

muestra se analizó mediante el índice Kaiser-Meyer-Olson (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett para asegurar que fuera apropiado realizar el análisis factorial. Un índice KMO superior a .50 fue adecuado para el análisis factorial (Tabachnick & Fidell, 2001). Se analizaron los valores de saturación para los ítems y la estructura factorial más consistente, que se esperaba que fuera de un factor único, de acuerdo con los resultados encontrados en otros estudios (Williams et al., 2006, Williams et al., 1996). Es importante considerar que las reglas estrictas en los estudios de análisis factorial exploratorio se han modificado en la práctica psicométrica (Costello & Osborne, 2005; Hogarty et al., 2005; MacCallum, Widaman, Zhang & Hong, 1999; Reise, Waller & Comrey, 2000). Para determinar si la muestra es adecuada en un estudio de esta naturaleza, el rango moderado de .40 a .70 se consideró bueno (Costello & Osborne, 2005). Dentro de la confiabilidad de medición del factor, un AVE (análisis de la varianza extraída) superior a .50 indica un buen ajuste de coeficientes estandarizados cuadráticos de indicadores que dependen de un mismo factor (Kline, 2016). La confiabilidad compuesta (CR) o coeficiente rho del factor es la razón de la varianza explicada sobre la varianza total y suele ser una buena alternativa del Alpha de Cronbach, y se considera adecuado cuando es superior a .70. Si este valor es mayor al del análisis de la varianza extraída, puede indicar que los indicadores del factor poseen validez convergente (Kline, 2016).

Se realizó el análisis factorial confirmatorio y se comprobó el ajuste del modelo a través de los índices de bondad de ajuste. La validez factorial del modelo se probó mediante el método robusto de máxima verosimilitud. Los índices de calidad de ajuste obtenidos fueron: el SRMR (la raíz cuadrada residual) y el NNFI (índice de Tucker-Lewis). La χ^2 normada y su razón con los grados de libertad (χ^2/df) para comparar el ajuste con el tamaño de la muestra se consideró aceptable entre 1 y 5. El RMSEA con valores en el rango de 0 a .05 refleja un error aceptable, mientras que valores mayores que 1 reflejan problemas con el modelo (Tavakol et al., 2011). El CFI se usa para comparar el ajuste de un modelo nulo con el índice de ajuste del modelo del investigador (Babyak & Green, 2010; Brown, 2015; Tavakol et al., 2011). Por lo general, un valor de CFI mayor que .95 es un índice de un ajuste psicométricamente aceptable (Hu & Bentler, 1999; Schreiber, Nora, Stage, Barlow & King, 2006). Para el SRMR, cuando los residuos son pequeños con valores de 0.05 o menos, se considera adecuado (Babakus, Ferguson & Jöreskog, 1987). El GFI se considera un índice robusto contra la no normalidad, y es independiente del tamaño de la muestra (Jöreskog & Sörbom, 1981; Rao & Sachs, 1999). Los valores de GFI superiores a .90 indican buen ajuste (Rao & Sachs, 1999). Un TLI de .95 o superior para que el modelo tenga buen ajuste (Hu & Bentler, 1999) fue el criterio empleado en este estudio.

El análisis descriptivo de las variables sociodemográficas y la confiabilidad del instrumento, y los análisis factoriales exploratorios se realizaron con SPSS v. 21, mientras que el análisis factorial confirmatorio se realizó con el programa EQS 6.1 (Bentler, 2006).

RESULTADOS

Análisis Descriptivo

Las estadísticas descriptivas para los 6 ítems de la versión resumida de HCCQ se presentan en la Tabla 2. Las respuestas a los ítems se puntuaron en una escala de 7 puntos de 1 = totalmente en desacuerdo a 7 = totalmente de acuerdo. La curtosis de los ítems tuvo un rango de 0.61 a 1.74. Las medias de los ítems estuvieron entre 5.59 y 5.90 ($M = 5.74$, $SD = .10$). La muestra de la escala obtuvo una media de 34.46 ($DE = 9.6$). La media de la muestra sugiere que los participantes obtuvieron puntuaciones más altas, lo que indica un mayor grado de apoyo percibido por parte de sus médicos. Se observa también el sesgo negativo de todos los reactivos del instrumento.

Tabla 2.

Estadísticos descriptivos y análisis de ítems del HCCQ de la versión de 6-ítems; N=153.

No. Item	Media	DE	Asimetría	Curtosis	Correl. Item-total	Alfa de Cronbach si se elimina ítem	Cargas factoriales estandarizadas	Varianza del ítem	h ²
1	5.59	1.86	-1.28	.61	.74	.94	.77	.41	.58
2	5.90	1.66	-1.58	1.69	.83	.93	.86	.26	.73
3	5.86	1.74	-1.63	1.74	.85	.93	.88	.23	.75
4	5.73	1.88	-1.42	.84	.84	.93	.88	.23	.77
5	5.63	1.86	-1.40	.93	.87	.93	.92	.15	.84
6	5.73	1.79	-1.53	1.35	.87	.93	.92	.16	.82

Las correlaciones entre ítems variaron de .51 a .64, todas ellas estadísticamente significativas ($p < .01$). Las correlaciones totales de ítems corregidas estuvieron en el rango de .74 a .88, y todos los ítems mostraron correlaciones aceptables (Ver tabla 3). El tamaño de la muestra ($N=153$) produjo una proporción de 12.75 encuestados por parámetro, ya que el modelo tenía 12 parámetros por estimar. Por lo tanto, la muestra fue adecuada para la prueba del modelo en la versión de 6 ítems. Todos los ítems tuvieron cargas factoriales muy buenas (Ver tabla 2). La fiabilidad del elemento HCCQ-6 se obtuvo calculando el alfa de Cronbach (0.94), mientras que la fiabilidad de consistencia ponderada máxima fue de .95.

Tabla 3.

Matriz de correlaciones de la versión del HCCQ-6 ítems.

	Item 1	Item 2	Item 3	Item 4	Item 5	Item 6
Item 1	1.00	-	-	-	-	-
Item 2	.585**	1.00	-	-	-	-
Item 3	.601**	.702**	1.00	-	-	-
Item 4	.596**	.640**	.683**	1.00	-	-
Item 5	.518**	.627**	.606**	.551**	1.00	-
Item 6	.564**	.596**	.619**	.568**	.581**	1.00

** $p < .01$

La comparación de las puntuaciones obtenidas en el HCCQ entre el grupo de mujeres ($M=34.50$, $DE=9.72$) y de hombres ($M=31.95$, $DE=9.72$) no arrojó diferencias estadísticamente significativas ($t = -1.13$, $p > .05$). El ANOVA para comparar el sexo del participante con los grupos etarios no mostró diferencias entre sexos ($F_{3,152} = 1.95$, $p = .125$). Tampoco se encontraron diferencias significativas entre los diferentes grupos de edad ($F_{6,152} = .87$, $p = .520$), ni en la interacción de los rangos de edad con el sexo de los participantes ($F_{5,152} = 1.99$, $p = .083$). Con respecto a la comparación del sexo del participante y el sexo del médico consultado no se hallaron diferencias significativas entre sexos del médico consultado ($F_{1,145} = .128$, $p = .172$) ni en la interacción ($F_{1,150} = 1.30$, $p = .255$).

Análisis Factorial Exploratorio

La medida de adecuación muestral de Kayser-Meyer-Olkin ($KMO = .89$) y el nivel de significación de la prueba de esfericidad de Bartlett ($p < .001$) indicaron que los datos eran adecuados para el análisis de la estructura. Este factor explica el 75.21% de la varianza en el conjunto de seis ítems. Las communalidades de los ítems variaron de .58 a .84 (Tabla 2), con una media de .74 ($DE = .92$), apoyando la adecuación del análisis factorial confirmatorio.

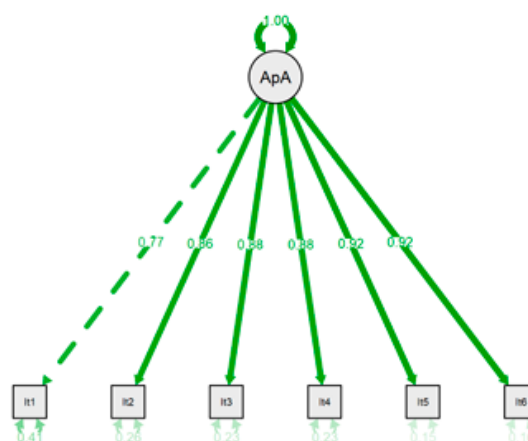


Figura 1. Modelo factorial del HCCQ 6-ítems en 153 personas.

Nota. Los números entre las líneas representan las cargas factoriales estandarizadas para cada indicador. Los números debajo de los cuadros entre las flechas dobles representan las varianzas (los residuales) para cada ítem. ApA=Apoyo a la Autonomía; I=ítem.

Tabla 4.
Estadísticos de Ajuste del HCCQ 6-items.

Versión HCCQ	χ^2	gl	p-valor	RMSEA	90 % IC RMSEA	CFI	SRMR	GFI	TLI
6 ítems	54.17	9	<.001	.049	[.00, .11]	.97	.031	.89	.94

Análisis Factorial Confirmatorio

El modelo muestra una estructura unifactorial que apoya la emergencia de la variable latente, la cual se denominará ‘apoyo a la autonomía’ de acuerdo con los estudios previos (ver Figura 1). El modelo inicial demostró un ajuste aceptable en algunos índices: el índice de ajuste comparativo robusto (CFI) = .97; el SRMR = .03; AVE = .76; CR = .95; el RMSEA = .049, [CI = .03, .14]. Los índices que no mostraron el mejor ajuste son: la Chi-cuadrada normada = 23.24, $p = .000$; el Índice de Tucker-Lewis = .94; el TLI = .94 y el GFI = .89. Todas las cargas factoriales de los ítems mostraron una significación estadística ($p < .001$) en el modelo.

DISCUSIÓN

El objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de la adaptación mexicana del Cuestionario de Clima de Atención Médica en su versión abreviada. Se analizaron los siguientes aspectos: a) estadísticos descriptivos, b) consistencia interna (alfa de Cronbach y correlaciones), c) dimensionalidad del instrumento (análisis factorial exploratorio), y d) validez de constructo (análisis factorial confirmatorio). Se puede afirmar que dicha adaptación se caracteriza por tener propiedades psicométricas satisfactorias.

Los resultados presentados proporcionan evidencia y confirmación de la existencia de una variable latente como otros hallazgos de estudios previos (Czajkowska et al., 2017; Williams, 1998). El índice de consistencia interna fue aceptable, al igual que la fiabilidad de consistencia ponderada máxima. Se encontraron cargas factoriales adecuadas en la versión de 6 ítems del HCCQ. Con respecto a la confiabilidad de los índices AVE y CR, los resultados obtenidos fueron adecuados.

No se hallaron tendencias en la relación entre el sexo del participante y los diferentes grupos de edad, ni tampoco entre el sexo del participante y el sexo del médico consultado con respecto a las puntuaciones totales obtenidas del instrumento. Lo anterior es consistente con el estudio de Czajkowska et al. (2017) que no encontró correlaciones significativas entre las puntuaciones del HCCQ de seis ítems y el género o la edad. La media de la escala HCCQ en la versión de seis ítems ($M=34.46$, $SD=9.6$) fue mayor que en las muestras de habla anglosajona ($M=31.92$, $SD=7.78$) y francesa ($M=31.48$, $SD=7.51$) (Czajkowska et al., 2017). Cuando se comparan las medias de la escala con otros estudios, las distribuciones de puntajes también se sesgaron negativamente (Frielink et al., Jochems, Mulder, Duivenvoorden, van der Feltz-Cornelis, & van Dam, 2014; Williams et al., 1996). La mayoría de los participantes mostraron un sesgo de respuesta en la valoración de su relación con el profesional de la salud,

concluyendo que los participantes en el presente estudio están muy satisfechos con el grado de apoyo a la autonomía que reciben de sus médicos de los hospitales a los que acuden. Se podría destacar la tendencia de los pacientes mexicanos a presentar deseabilidad social en las respuestas, por tratarse de un servicio público y el hecho de que un porcentaje considerable de la muestra son personas con un nivel educativo básico. Las correlaciones entre ítems del presente estudio fueron más bajas (.51 a .64) que en las muestras francesa (.54 a .79) e inglesa (.53 a .76) (Czajkowska et al., 2017).

Con respecto a los índices de ajuste, la χ^2 normada, como una medida más parsimoniosa y sensible al tamaño de muestra, fue inadecuada, así como el TLI y el GFI, aunque los valores obtenidos en estos últimos se acercan mucho a los puntos de corte. El CFI, por su parte, mostró un ajuste adecuado, y los índices SMRM y el RMSEA obtuvieron un nivel de error aceptable para el modelo. A pesar de un estadístico χ^2 normado y un TLI y GFI que no alcanzaron los estándares criterio, el CFI, el SMRM y el RMSEA indicaron un grado de ajuste adecuado. La estructura factorial de la muestra anglosajona fue semejante a la obtenida en este estudio: TLI=.96; CFI=.97; RMSEA=.11, CI (.05, .17); SRMR=.03; $\chi^2(9,119)=22.12$, $p < .01$. (Czajkowska et al., 2017). Por último, las cargas factoriales (.77 a .92) son comparables a las de la muestra francesa (.75 a .92) (Czajkowska et al., 2017).

El modelo unifactorial extraído en el análisis exploratorio fue descriptivamente semejante a aquellos obtenidos en estudios previos. En virtud de los resultados obtenidos, se sugiere realizar pruebas en otras muestras para corroborar los hallazgos de las poblaciones de habla inglesa y francesa y la estructura factorial con sus propios conjuntos de datos. En resumen, la versión mexicana del Cuestionario de Clima de Atención Médica denota propiedades psicométricas adecuadas que permiten su utilización en este tipo de poblaciones.

Limitaciones del estudio

En primer lugar, la muestra no estuvo equilibrada en sus características sociodemográficas y en todas sus proporciones, debido a que fue recolectada mediante un procedimiento no probabilístico. Futuros estudios necesitan incorporar muestras de participantes más grandes y diversas, con el fin de validar la escala en distintos contextos y poblaciones de salud. En segundo lugar, se requiere mejorar las estimaciones en algunos índices de ajuste para mejorar la validez de constructo del instrumento. Es necesario realizar un examen más detallado de la estructura factorial del cuestionario en poblaciones de habla hispana, así como sus correlaciones con otras escalas. No se realizaron evaluaciones de validez externa con otros instrumentos, por lo que

se requieren más estudios que aborden el apoyo a la autonomía del paciente en los contextos de salud desde la perspectiva de la validez de criterio (Czajkowska et al., 2017; Frielink et al., 2018).

No obstante, a pesar de estas limitaciones, los resultados obtenidos en la versión de 6 ítems del Cuestionario de Clima de Atención Médica brindan apoyo para contar con un nuevo instrumento breve y confiable para evaluar las percepciones de los pacientes sobre el grado de autonomía percibida en sus relaciones con los médicos. El modelo puede ser extremadamente útil en entornos médicos para promover una relación de apoyo hacia con los pacientes, basada en una relación horizontal de confianza y entendimiento mutuo.

Agradecimientos

El estudio contó con la autorización del autor del HCCQ, el Dr. Geoffrey C. Williams. El autor del estudio contribuyó sustancialmente a diseñarlo, ejecutarlo y preparar el manuscrito, y aprobó la versión final de este documento. El autor también desea agradecer a Leslie J. Smith por su apoyo y a todos los participantes de la Jurisdicción Sanitaria No. 1 y al grupo de asistentes de investigación por su colaboración: Alonso Olivas-Castillo, Alan Sánchez-Valadez, Aldo Rosas-Galván, Daniela Campos-Martínez, Nantli Ramos-Mata, Ramón Bravo-Hernández, y Jaime Guel-Alvizo.

Declaración de conflictos de interés

El autor declara que no existen conflictos de interés potenciales con respecto a la investigación, autoría y / o publicación de este documento.

REFERENCIAS

- Alvarez, K., Wang, Y., Alegria, M., Ault-Brutus, A., Ramanayake, N., Yeh, Y.H., Jeffries, J.R., & Shrout, P.E. (2016). Psychometrics of shared decision-making and communication as patient centered measures for two language groups. *Psychological Assessment*, 28 (9), 1074-1086. DOI: 10.1037/pas000034
- Assor, A., Feinberg, O., Kanat-Maymon, Y., & Kaplan, H. (2017). Reducing violence in non-nontrolling ways: a change program based on self-determination theory. *The Journal of Experimental Education*, 86 (2), 195-213. DOI:10.1080/00220973.2016.1277336.
- Baena-Extremera, A., Ruiz-Juan, F., & Granero-Gallegos, A. (2016). A cross-cultural analysis in predicting 2x2 achievement goals in physical education based on social goals, perceived locus of causality and causal attribution. *Studia Psychologica*, 58(1), 74-88. DOI: 10.21909/sp.2016.01.708.
- Babakus, C. E., Ferguson, J. R., & Jöreskog, K. G. (1987). The sensitivity of confirmatory maximum likelihood factor analysis to violations of measurement scale and distributional assumptions. *Journal of Marketing Research*, 24, 222-228. <https://doi.org/10.1177/002224378702400209>.
- Babak, M.A., & Green, S.B. (2010). Confirmatory factor analysis: an introduction for psychosomatic medicine researchers. *Psychosomatic Medicine*, 72(6), 587-597. DOI: 10.1097/PSY.0b013e3181de3f8a.
- Bentler, P.M. (2006). *EQS 6, Structural Equations Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software Inc.
- Bernard, D., Martin, J.J., & Kulik, N. (2014). Self-determination theory and well-being in the health care profession. *Journal of Applied Biobehavioral Research*, 19 (3), 157-170. <https://doi.org/10.1111/jabr.12023>.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd. ed.). The Guilford Press.
- Costello, A.B. & Osborne, J.W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 10 (7), 1-9. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>.
- Czajkowska, Z., Wang, H., Hall, N.C., Sewitch, M., & Körner, A. (2017). Validation of the english and french versions of the brief Health Care Climate Questionnaire. *Health Psychology Open*, 4(2), 1-9. <https://doi.org/10.1177/2055102917730675>.
- Di Domenico, S.I., & Ryan, R.M. (2017). The emerging neuroscience of intrinsic motivation: a new frontier in self-determination research. *Frontiers in Human Neuroscience*, 11 (145). DOI: 10.3389/fnhum.2017.00145.
- Fortier, M.S., Sweet, S.N., O'Sullivan, T.L., & Williams, G.C. (2007). A self-determination process model of physical activity adoption in the context of a randomized controlled trial. *Psychology of Sport and Exercise*, 8(5), 741-757. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2006.10.006>.
- Frielink, N., Schuengel, C., & Embregts, P.J.C.M. (2018). Autonomy support in people with mild-to-borderline intellectual disability: testing the Health Care Climate Questionnaire-Intellectual Disability. *Journal of Applied Research in Intellectual Disabilities*, 31(1), 159-163. DOI: 10.1111/jar.12371.
- Guertin, C., Barbeau, K., Pelletier, L., & Martinelli, G. (2017). Why do women engage in fat talk? Examining fat talk using Self-Determination Theory as an explanatory framework. *Body Image*, 7 (15), 1740-1445. DOI: 10.1016/j.bodyim.2016.10.008.
- Herrera-Kiengelher, L., Villamil-Álvarez, M., Pelcastre-Villafuerte, V., Cano-Valle, F., López-Cervantes, M. (2009). Relación del personal de salud con los pacientes en la ciudad de México. *Revista de Saúde Pública*, 43(4), 589-594. <https://doi.org/10.1590/S0034-89102009005000042>
- Hogarty, K. Y., Hines, C.V., Kromrey, J.D., Ferron, J.M., & Mumford, K.M. (2005). The quality of factor solutions in exploratory factor analysis: the influence of sample size, communality, and overdetermination. *Educational and Psychological Measurement*, 65 (2), 202-226. DOI: 10.1177/0013164404267287.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- IBM Corp. Released 2012. IBM SPSS Statistics for Windows, Version 21.0. Armonk, NY: IBM Corp.
- Jochems, E.C., Mulder, C.L., Duivenvoorden, H.J., van der Feltz-Cornelis, C.M., & van Dam, A. (2014). Measures of motivation for psychiatric treatment based on self-determination theory: psychometric properties in Dutch psychiatric outpatients. *Assessment*, 21(4), 494-510. DOI: 10.1177/1073191113517928.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1981). *LISREL versions V and VII user's guide*. Chicago: International Educational Services.
- Kaplan, H. (2017). Teacher's autonomy support, autonomy suppression and conditional negative regard as predictors of optimal learning experience among high-achieving Bedouin students. *Social Psychology of Education*, 21 (1), 223-255 DOI: 10.1007/11218-017-9405-y.
- Kaplan, H., & Madjar, N. (2017). The motivational outcomes of psychological need support among pre-service teachers: multicultural and Self-determination Theory perspectives. *Frontiers in Education*, 2 (42). DOI: 10.3389/educ.2017.00042.
- Kline, R.B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*, (4th ed.). The Guilford Press.
- MacCallum, R.C., Widaman, K.F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4(1), 84-99. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.1.84>

- Matin, H., Nadrian, H., Jahangiry, L., Sarbakhsh, P. & Shaghghi, A. (2019). Psychometric properties of the Persian Health Care Climate Questionnaire (HCCQ-P): assessment of type 2 diabetes care supportiveness in Iran. *Patient Preference and Adherence*, 13, 783–793. <https://doi.org/10.2147/PPA.S201400>.
- Meza-Rodríguez, M.P., Sánchez-Bravo, C., & Mancilla-Ramírez, J. (2014). Relación médico-paciente con cáncer. *Perinatología y Reproducción Humana*, 28 (1), 41-44.
- Murray, A.L., Hall, A.M., Williams, G.C., McDonough, S.M., Ntoumanis, N., Taylor, I.M., Jackson, B., Matthews, J., Hurley, D.A., & Lonsdale, C. (2015). Effect of a self-determination theory-based communication skills training program on physiotherapists' psychological support for their patients with chronic low back pain: a randomized controlled trial. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 96(5), 809-816. DOI: 10.1016/j.apmr.2014.11.007.
- Murray, A., Hall, A., Williams, G. C., McDonough, S. M., Ntoumanis, N., Taylor, I., Jackson, B., Copsey, B., Hurley, D.A., & Matthews, J. (2018). Assessing physiotherapists' communication skills for promoting patient autonomy for self-management: reliability and validity of the communication evaluation in rehabilitation tool. *Disability and Rehabilitation*, 41(14), 1-7. DOI: 10.1080/09638288.2018.1443159.
- Ng, J.Y.Y., Ntoumanis, N., Thøgersen-Ntoumani, C., Deci, E.L., Ryan, R.M., Duda, J.L., & Williams, G.C. (2012). Self-determination Theory applied to health contexts: a meta-analysis. *Perspectives on Psychological Science*, 7(4), 325-340. DOI: 10.1177/1745691612447309.
- Patrick, H., & Williams, G. (2012). Self-determination theory: its application to health behavior and complementarity with motivational interviewing. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 9(18), 1-12. <https://doi.org/10.1186/1479-5868-9-18>.
- Rao, N. & Sachs, J. (1999). Confirmatory factor analysis of the Chinese version of the motivated strategies for learning questionnaire. *Educational and Psychological Measurement*, 59 (6), 1016-1029. <https://doi.org/10.1177/00131649921970206>.
- Reise, S.P., Waller, N.G., & Comrey, A.L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, 12(3), 287-297. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.12.3.287>.
- Ryan, R.M., Patrick, H., Deci, E.L., & Williams, G.C. (2008). Facilitating health behavior change and its maintenance: interventions based on Self-determination Theory. *The European Health Psychologist*, 10(1), 2-5.
- Ryan, R.M., & Deci, E.L. (2000). Self-Determination Theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55(1), 68-78. DOI: 10.1037/0003-066X.55.1.68.
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a review. *Journal of Educational Research*, 99, 323-338. DOI :10.3200/JOER.99.6.323-338.
- Schmidt, K., Gensichen, J., Petersen, J.J., Szecsenyi, J., Walther, M., Williams, G. & Freund, T. (2011). Autonomy support in primary care – validation of the German version of the Health Climate Care Questionnaire. *Journal of Clinical Epidemiology*, 65(2), 206-211. DOI: 10.1016/j.jclinepi.2011.06.003.
- Self-Determination Theory (2018). The Health Care Climate Questionnaire. Recuperado de: <http://selfdeterminationtheory.org/pas-health-care-climate>.
- Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2001). Principal components and factor analysis. In *Using multivariate statistics* (4th ed., pp. 582-633). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Tavakol, S., Dennick, R., & Tavakol, M. (2011). Psychometric properties and confirmatory factor analysis of the Jefferson Scale of Physician Empathy. *BMC Medical Education*, 11 (1), 54. DOI: 10.1186/1472-6920-11-54.
- Terwee, C.B., Bot, S.D.M., de Boer, M.R., van der Windt, D.A.W.M., Knol, D.L., Dekker, J., Bouter, L.M., & de Wet, H.C.W. (2007). Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology* 60(1), 34-42. DOI: 10.1016/j.jclinepi.2006.03.012.
- Williams, G.C., Patrick, H., Niemiec, C.P., Ryan, R.M., Deci, E.L., & McGregor Lavigne, H. (2011). The Smoker's Health Project: A self-determination theory intervention to facilitate maintenance of tobacco abstinence. *Contemporary Clinical Trials*, 32 (4): 535–543. DOI: 10.1016/j.cct.2011.03.002.
- Williams, G.C., Patrick, H., Niemiec, C.P., Williams, L.K., Divine, G., Elston Lafata, J., Heisler, M., Tunceli, K., & Pladevall, M. (2009). Reducing the health risks of diabetes: how Self-determination Theory may help improve medication adherence and quality of life. *Diabetes Educator*, 35(3), 484-492. DOI: 10.1177/0145721709333856.
- Williams, G. C., Lynch, M.F., McGregor, H.A., Ryan, R.M., Sharp, D., & Deci, E.L. (2006). Validation of the “Important Other” Climate Questionnaire: assessing autonomy support for health-related change. *Families, Systems & Health*, 24(2), 179-194. <https://doi.org/10.1037/1091-7527.24.2.179>.
- Williams, G.C., McGregor, H.A., Sharp, D., Levesque, Ch., Kouides, R.W., Ryan, R.M., Deci, E.L. (2006). Testing a Self-Determination Theory intervention for motivating tobacco cessation: supporting autonomy and competence in a clinical trial. *Health Psychology*, 25(1), 91-101. DOI: 10.1037/0278-6133.25.1.91.
- Williams, G.C., Minicucci, D.S., Kouides, R.W., Levesque, Ch.S., Chirkov, V.I., Ryan, R.M., & Deci, E.L. (2002). Self-determination, smoking, diet and health. *Health Education Research*, 17 (5), 512-521. DOI: 10.1093/her/17.5.512.

- Williams, G.C., Gagné, M., Ryan, R.M., & Deci, E.L. (2002). Facilitating autonomous motivation for smoking cessation. *Health Psychology, 21*(1), 40-50.
- Williams, G.C., Frankell, R.M., Campbell, T.L., & Deci, E.L. (2000). Research on relationship-centered care and healthcare outcomes from the Rochester biopsychosocial program: a self-determination theory integration. *Families, Systems & Health, 18* (1), 79-90.
<https://doi.org/10.1037/h0091854>.
- Williams, G.C., Freedman, Z.R., & Deci, E.L. (1998). Supporting autonomy to motivate patients with diabetes for glucose control. *Diabetes Care, 21*(10), 1644-1651. DOI: 10.2337/diacare.21.10.1644.
- Williams, G.C., Grow, V.M., Freedman, Z.R., Ryan, L.M., & Deci, E.L. (1996). Motivational predictors of weight loss and weight-loss maintenance. *Journal of Personality and Social Psychology, 70*(1), 115-126. DOI: 10.1037//0022-3514.70.1.115.

Apéndice A.

Items del HCCQ en Inglés y en Español

1.- I feel that my doctor has provided me choices and options.

Siento que mi doctor me ha proporcionado elecciones y opciones sobre mi salud.

2.- I feel understood by my doctor.

Me siento comprendido por mi doctor.

3.- My doctor conveys confidence in my ability to make changes.

Mi doctor transmite confianza en mi capacidad para hacer cambios.

4.- My doctor encourages me to ask questions.

Mi doctor me anima a hacer preguntas.

5.- My doctor listens to how I would like to do things.

Mi doctor escucha cómo me gustaría hacer las cosas.

6.- My doctor tries to understand how I see things before suggesting a new way to do things.

Mi doctor intenta entender cómo veo las cosas antes de sugerir una nueva forma de hacerlas.

La versión del HCCQ-6 ítems aparece resaltada en negrita.