

Adaptación psicométrica del modelo de dignidad, imagen y honor en Cuenca, Ecuador

Psychometric adaptation of the dignity, face, and honor model in Cuenca, Ecuador

Adaptação psicométrica do modelo de dignidade, imagem e honra em Cuenca, Equador

ARTÍCULO ORIGINAL



Escanea en tu dispositivo móvil
o revisa este artículo en:
<https://doi.org/10.33996/repsi.v9i24.237>

 **María José Quizhpe-Espinosa**
mariaj.quizhpe@ucuenca.edu.ec

 **Juan Sebastian Yanacalco-Sigcha**
juan.yanacalco@ucuenca.edu.ec

 **William Paul Arias-Medina**
paul.arias@ucuenca.edu.ec

Universidad de Cuenca. Cuenca, Ecuador

Recibido 22 de abril 2026 / Aceptado 16 de julio 2026 / Publicado 18 de agosto 2026

RESUMEN

La comprensión de la diversidad cultural y el comportamiento social requiere modelos que operativicen normas intersubjetivas compartidas. En este marco, el modelo de dignidad, imagen y honor permite evaluar las orientaciones normativas predominantes en distintos contextos socioculturales. El estudio tuvo como objetivo examinar las propiedades psicométricas de la escala de dignidad, imagen y honor en adultos jóvenes de Cuenca, Ecuador. Se empleó un enfoque cuantitativo, de tipo instrumental y diseño observacional-transversal. La muestra consistió en 287 adultos ($M = 21.8$ años) seleccionados mediante muestreo por conveniencia. Se aplicó el instrumento de 16 ítems en una escala Likert de siete puntos. Se evidenció que mediante análisis factorial exploratorio con mínimos cuadrados no ponderados y rotación oblimin, se identificó una estructura tridimensional que explicó el 46 % de la varianza ($RMSEA = .073$; $TLI = .878$). Los coeficientes omega (.711 a .801) confirmaron una adecuada consistencia interna. Se concluye que el instrumento posee validez estructural y fiabilidad preliminar para evaluar normas culturales en el contexto andino estudiado.

Palabras clave: Adaptación; Análisis factorial; Consistencia interna; Evaluación psicométrica; Normas culturales

ABSTRACT

Understanding cultural diversity and social behavior requires models that operationalize shared intersubjective norms. Within this framework, the dignity, face, and honor model allows for the assessment of predominant normative orientations across different sociocultural contexts. This study aimed to examine the psychometric properties of the dignity, face, and honor scale in young adults from Cuenca, Ecuador. A quantitative approach was employed, using an instrumental and observational cross-sectional design. The sample consisted of 287 adults ($M = 21.8$ years) selected through convenience sampling. The 16-item instrument was administered using a seven-point Likert scale. Exploratory factor analysis using unweighted least squares and oblimin rotation identified a three-dimensional structure that explained 46% of the variance ($RMSEA = .073$; $TLI = .878$). Omega coefficients (ranging from .711 to .801) confirmed adequate internal consistency. It is concluded that the instrument possesses structural validity and preliminary reliability for assessing cultural norms in the studied Andean context.

Keywords: Adaptation; Factor analysis; Internal consistency; Psychometric evaluation; Cultural norms

RESUMO

A compreensão da diversidade cultural e do comportamento social requer modelos que operacionalizem normas intersubjetivas compartilhadas. Nesse contexto, o modelo de dignidade, imagem e honra permite avaliar as orientações normativas predominantes em diferentes contextos socioculturais. O estudo teve como objetivo examinar as propriedades psicométricas da escala de dignidade, imagem e honra em adultos jovens de Cuenca, Equador. Foi utilizada uma abordagem quantitativa, de natureza instrumental e delineamento observacional transversal. A amostra foi composta por 287 adultos ($M = 21,8$ anos), selecionados por meio de amostragem por conveniência. Foi aplicado o instrumento de 16 itens, utilizando uma escala Likert de sete pontos. Por meio da análise fatorial exploratória, com mínimos quadrados não ponderados e rotação oblimin, identificou-se uma estrutura tridimensional que explicou 46% da variância ($RMSEA = .073$; $TLI = .878$). Os coeficientes ômega (.711 a .801) confirmaram uma consistência interna adequada. Conclui-se que o instrumento apresenta validade estrutural e confiabilidade preliminar para avaliar normas culturais no contexto andino estudado.

Palavras-chave: Adaptação; Análise fatorial; Consistência interna; Avaliação psicométrica; Normas culturais

INTRODUCCIÓN

La explicación científica de la diversidad cultural ha estado tradicionalmente dominada por marcos comparativos que contraponen Oriente y Occidente. La distinción individualismo-colectivismo de Hofstede (1980), los valores culturales de Schwartz (1994) y el contraste entre el yo independiente e interdependiente de Markus y Kitayama (1991) proporcionaron durante décadas la orientación teórica para clasificar a las sociedades. No obstante, esta dicotomía ha mostrado limitaciones empíricas relevantes al no dar cuenta satisfactoria de las diferencias culturales en comportamientos agresivos, en patrones de reciprocidad ni en interacciones interpersonales (Brett y Crotty, 2008; Leung y Cohen, 2011). Regiones extensas del mundo como América Latina, Medio Oriente, o el Sur de Asia quedan pobremente clasificadas en este esquema bipolar (Aslani et al., 2013; Friedrichs, 2016).

Esta insuficiencia es epistemológicamente reveladora: los valores son, por definición, contenidos personales sobre lo deseable, pero el comportamiento interactivo está regulado en buena medida por lo que las personas creen que otros consideran apropiado en una situación dada. La distancia entre lo que un individuo endosa y lo que percibe como normativamente esperado en su grupo permite anticipar que los valores —agregados a nivel nacional— resulten predictores frágiles de las interacciones sociales concretas.

Una respuesta teórica a este vacío proviene del giro intersubjetivo en psicología cultural. Leung y Morris (2015) distinguen entre un enfoque subjetivo, centrado en valores y esquemas individuales, y un enfoque intersubjetivo, centrado en las normas percibidas en el que los miembros de una cultura creen que es apropiado y común en su grupo de pertenencia (Shteynberg et al., 2009). Mientras los valores enfatizan lo deseable, las normas percibidas enfatizan lo apropiado. Esta diferencia ontológica se respalda en hallazgos que sugieren que las creencias culturales sobre lo que otros piensan y hacen explican mejor el comportamiento social que los valores individualmente endosados (Morris et al., 2015; Zou et al., 2009). El enfoque intersubjetivo abre así la posibilidad de operacionalizar la cultura como un sistema de guiones normativos compartidos que se activan situacionalmente para resolver problemas de coordinación social (Cialdini y Trost, 1998).

Esta perspectiva se inscribe en una psicología cultural de orientación socioconstructivista, según la cual las dimensiones culturalmente relevantes no son atributos individuales estables sino constructos intersubjetivos cuya función es coordinar la conducta social en situaciones concretas. La distinción ontológica entre los enfoques subjetivo e intersubjetivo justifica el desarrollo de instrumentos como el modelo de medición de Yao et al. (2017), que operacionalizan normas percibidas en lugar de valores personalmente endosados y que, por ello, pueden capturar dinámicas culturales que las escalas basadas

en individualismo-colectivismo (Hofstede, 1980; Oyserman et al., 2002) no logran detectar.

En esta línea, Leung y Cohen (2011) propusieron el marco de dignidad, imagen y honor. Las tres lógicas no son rasgos psicológicos estables ni etiquetas geográficas rígidas, sino sistemas normativos que conceptualizan de manera distinta el origen y la fuente del valor propio (Ayers, 1984). En la cultura de dignidad, el valor propio se basa en una autoevaluación intrínseca mediante la cual el individuo posee un valor inherente e independiente de la opinión externa (Ayers, 1984; Leung y Cohen, 2011). En la cultura de imagen, el valor propio se asienta en la evaluación externa, es decir, en lo que los demás piensan de uno; y se articula en torno a la jerarquía, la humildad y la armonía (Bogdanowska-Jakubowska, 2011; Heine, 2001; Ho, 1976). En la cultura de honor, el valor propio combina los componentes de reputación externa de firmeza, hospitalidad y defensa familiar, junto con una autoafirmación interna del propio carácter (Cohen y Nisbett, 1997; Pitt-Rivers, 1966; Rodríguez Mosquera et al., 2008).

Diversos estudios empíricos respaldan la clasificación de América Latina dentro del grupo cultural de honor. Rodríguez Mosquera et al. (2000) documentaron la presencia de valores de honor en sociedades iberoamericanas; Vandello y Cohen (2003) aportaron evidencia adicional sobre normas de honor en culturas latinas; y Yao et al. (2017) clasificaron a participantes de Argentina, Brasil, Chile,

México y Perú dentro del grupo cultural de honor, sin diferencias normativas significativas con muestras de Medio Oriente y Sur de Asia. Cabe matizar, sin embargo, que las culturas de honor son internamente heterogéneas: el honor mediterráneo, centrado en la pureza femenina y la masculinidad agonística, difiere del honor andino, atravesado por el mestizaje, el legado católico colonial y las prácticas de reciprocidad comunitaria (Korovkin, 2001).

Esta heterogeneidad ha sido documentada en estudios comparativos recientes que muestran variaciones sustantivas en la prevalencia y el contenido de la lógica de honor incluso entre sociedades tradicionalmente agrupadas bajo esa misma etiqueta (Vignoles et al., 2026). En el caso específico de Cuenca, está históricamente vinculada a ideas de curuchupismo, tradición católica conservadora que entrelaza preocupaciones de imagen pública y reputación familiar (Martínez Borrero, 2017; Mancero Acosta, 2012). En las últimas décadas, se ha visto reorganizada por dinámicas intensas de migración internacional (Herrera, 2013).

Sobre estas bases teóricas, Yao et al. (2017) desarrollaron y validaron un modelo de medición compuesto por 16 ítems distribuidos en tres factores: seis para dignidad, seis para imagen (Severance y Gelfand, 2015) y cuatro para honor (Rodríguez Mosquera et al., 2002). El instrumento captura las normas percibidas mediante afirmaciones referidas a cómo las personas en la cultura propia piensan,

sienten o actúan, en consonancia con el enfoque intersubjetivo. En el Estudio 1, con 384 participantes estadounidenses, los autores establecieron la validez de contenido y la validez convergente y discriminante del modelo, y la solución de tres factores explicó el 58.7 % de la varianza. En el Estudio 2, con participantes de 26 culturas, mostraron la invarianza de medición y la validez predictiva del modelo sobre normas de negociación. Las fiabilidades reportadas oscilaron entre $\alpha = .78$ y $.86$ en las tres subescalas.

Las validaciones posteriores del instrumento son aún escasas. Smith et al. (2017, 2021) lo han incorporado a estudios comparativos internacionales sobre orientación normativa, y Aslani et al. (2016) emplearon una versión próxima en estudios de negociación entre Estados Unidos, China y Qatar. En el contexto armenio, Grigoryan (2023) propuso, mediante análisis factorial confirmatorio multigrupo, una estructura más compleja que la original con una solución de dos factores para honor (subdimensiones autoorientada y familiarmente orientada) y para dignidad (autoorientada y orientada a la relación), con un modelo unidimensional para imagen.

Esta evidencia sugiere que la dimensionalidad interna de las tres lógicas puede reorganizarse en contextos culturales específicos. La validación del instrumento en muestras latinoamericanas está, por su parte, prácticamente ausente; como señalan Ponce Gea y Serrano Pastor (2022), la fiabilidad y la validez de un instrumento no pueden suponerse

estables tras un proceso de traducción y adaptación transcultural (de Souza et al., 2017).

El presente estudio aborda este vacío. Su propósito fue examinar las propiedades psicométricas de la escala de dignidad, imagen y honor en adultos jóvenes de Cuenca, Ecuador. Con ello busca contribuir a la evidencia sobre la aplicabilidad intercultural del marco en América Latina y, en particular, en una sociedad andina teóricamente clasificada como cultura de honor.

MÉTODO

La investigación se desarrolló desde un enfoque cuantitativo, mediante un diseño observacional, transversal e instrumental, orientado al análisis de las propiedades psicométricas de la versión en español del modelo de medición de las normas culturales de dignidad, imagen y honor propuesto por Yao et al. (2017).

Se utilizó un muestreo no probabilístico por conveniencia. Los participantes fueron reclutados en el campus de la Universidad de Cuenca, Ecuador, entre marzo y noviembre de 2025. Los criterios de inclusión fueron tener 18 años o más, desarrollar actividades en la ciudad de Cuenca y aceptar voluntariamente participar mediante consentimiento informado. No se establecieron criterios adicionales de exclusión.

Inicialmente participaron 300 personas que respondieron total o parcialmente el cuestionario. De

ellas, 287 proporcionaron respuestas completas a los 16 ítems y fueron incluidas en los análisis, mientras que 13 casos (4.3 %) fueron excluidos por información incompleta. Los datos faltantes fueron tratados mediante eliminación por lista (*listwise deletion*), sin procedimientos de imputación.

La edad de los participantes osciló entre 18 y 31 años, con una media de 21.8 años ($DE = 2.9$). El 48.3 % se identificó con el género femenino, el 44.4 % con el masculino y el 7.3 % con otro género. La muestra estuvo constituida predominantemente por adultos jóvenes vinculados al ámbito universitario, condición que limita la generalización de los resultados a otros grupos poblacionales. La relación entre tamaño muestral y número de reactivos fue aproximadamente de 18 participantes por ítem, proporción adecuada para el análisis factorial exploratorio (Costello y Osborne, 2005).

Se empleó el modelo de medición de normas culturales de dignidad, imagen y honor de Yao et al. (2017), compuesto por 16 ítems distribuidos en tres dimensiones: dignidad, con seis ítems; imagen, con seis; y honor, con cuatro. Las respuestas se registraron mediante una escala Likert de siete puntos, desde 1 = totalmente en desacuerdo hasta 7 = totalmente de acuerdo.

Siguiendo el enfoque intersubjetivo utilizado por Shteynberg et al. (2009) y Yao et al. (2017), los reactivos evaluaron normas culturales percibidas, es decir, las creencias de los participantes acerca

de cómo las personas de su contexto piensan, sienten o actúan. Los ítems fueron contextualizados mediante la expresión “En Ecuador, las personas...”. Se conservó la formulación original del instrumento, en la que los reactivos de dignidad e imagen presentan predominantemente una redacción injuntiva, mientras que los correspondientes a honor utilizan una formulación descriptiva. Aunque esta diferencia podría introducir varianza de método, el instrumento original no identificó diferencias significativas atribuibles a ambas modalidades de redacción.

La versión empleada fue traducida del inglés al español por un integrante del equipo de investigación con dominio de ambos idiomas y conocimiento del marco teórico. El referente cultural original “In the US” fue sustituido por “En Ecuador” y se realizaron ajustes lingüísticos para favorecer la naturalidad de las expresiones en español ecuatoriano. Posteriormente, se realizó una prueba piloto de comprensión con 39 participantes para examinar la claridad e interpretación de los reactivos. No se efectuó retrotraducción independiente; por tanto, el estudio se considera una primera evaluación psicométrica de la versión en español empleada en el contexto cuencano.

La aplicación se realizó digitalmente y tuvo una duración aproximada de 15 minutos. Antes de responder el instrumento, los participantes recibieron información sobre los objetivos del estudio, el carácter voluntario de la participación, la confidencialidad

y anonimato de los datos y su derecho a retirarse. Todos otorgaron consentimiento informado. La investigación se desarrolló de acuerdo con los principios éticos establecidos para la investigación psicológica y con los lineamientos de la American Psychological Association (2017). Asimismo, contó con la aprobación del Comité de Ética para Asuntos Sociales (SMEC) de KU Leuven.

Para el análisis de datos se calcularon inicialmente la media, desviación estándar, asimetría y curtosis de cada ítem, junto con las correlaciones ítem-total corregidas por subescala. La adecuación de la matriz para el análisis factorial se examinó mediante el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO; Kaiser, 1974) y la prueba de esfericidad de Bartlett sobre una matriz de correlaciones policóricas.

Aunque el instrumento dispone de una estructura tridimensional previamente propuesta, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) debido a su aplicación en un contexto lingüístico y cultural diferente. Esta estrategia permitió examinar la organización de los reactivos sin imponer inicialmente restricciones confirmatorias. En consecuencia, los resultados se interpretaron como evidencia exploratoria de estructura interna, cuya confirmación requiere posteriormente un análisis factorial confirmatorio con una muestra independiente.

El número de factores se determinó mediante diferentes criterios complementarios: análisis paralelo

(Horn, 1965), promedio mínimo parcial de Velicer (MAP), estructura muy simple (VSS) de complejidad 1 y 2, criterio de Kaiser y gráfico de sedimentación. La selección de la solución factorial consideró tanto la convergencia de estos procedimientos como su coherencia con el modelo teórico.

El AFE se realizó mediante mínimos cuadrados no ponderados (ULS), utilizando correlaciones policóricas y rotación oblimin debido a la expectativa de correlación entre los factores. Se consideraron cargas factoriales iguales o superiores a .32 como criterio mínimo de interpretación (Tabachnick & Fidell, 2013). También se examinaron cargas cruzadas y comunalidades. El ajuste de la solución se valoró mediante RMSEA y TLI, utilizando sus puntos de corte como referencias orientativas.

La consistencia interna de cada subescala se estimó mediante alfa de Cronbach (α), omega de McDonald (ω) y correlación promedio inter-ítem. El omega se incorporó como estimador complementario debido a que no requiere asumir tau-equivalencia entre los reactivos (Dunn et al., 2014).

Los análisis estadísticos se realizaron con R versión 4.3.2 y los paquetes psych (Revelle, 2024), GPArotation (Bernaards y Jennrich, 2005), nFactors (Raiche y Magis, 2022), corrplot (Wei y Simko, 2024), ggplot2 (Wickham, 2016) y dplyr (Wickham et al., 2023).

RESULTADOS

Los análisis se realizaron con los 287 participantes que presentaron información completa en los 16 ítems del instrumento. Los resultados se examinaron considerando, de manera secuencial, el comportamiento descriptivo de los reactivos, su relación con las puntuaciones de las subescalas, la adecuación de la matriz para el análisis factorial, la determinación del número de factores, la estructura factorial obtenida y la consistencia interna de las dimensiones.

Los valores de asimetría se situaron entre -1.62 y -0.07 , con predominio de distribuciones negativamente asimétricas. La curtosis osciló entre -1.20 y 2.81 . Los valores más elevados de media correspondieron a los ítems I3 ($M = 5.52$; $DE = 1.26$), I14 ($M = 5.48$; $DE = 1.29$) e I15 ($M = 5.45$; $DE = 1.24$). Por su parte, las medias más bajas se observaron en los ítems I10 ($M = 3.89$; $DE = 1.76$) e I9 ($M = 3.93$; $DE = 1.62$), ambos pertenecientes a la dimensión de imagen.

Análisis descriptivo de los ítems

Las estadísticas descriptivas de los 16 ítems se presentan en la Tabla 1. Las medias oscilaron entre 3.89 y 5.52, mientras que las desviaciones estándar variaron entre 1.24 y 1.76, lo que evidencia variabilidad en las respuestas.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas de los ítems del modelo de dignidad, imagen y honor.

Ítem	Dimensión	M	DE	Asimetría	Curtosis
I1	Dignidad	5.40	1.29	-1.24	1.77
I2	Dignidad	5.17	1.69	-1.15	0.32
I3	Dignidad	5.52	1.26	-1.62	2.81
I4	Dignidad	5.29	1.26	-1.11	1.43
I5	Dignidad	5.14	1.44	-1.06	0.57
I6	Dignidad	4.79	1.62	-0.85	-0.20
I7	Imagen	4.62	1.51	-0.49	-0.54
I8	Imagen	4.99	1.42	-0.94	0.49
I9	Imagen	3.93	1.62	-0.07	-0.95
I10	Imagen	3.89	1.76	-0.21	-1.20
I11	Imagen	5.21	1.29	-1.07	0.97
I12	Imagen	4.84	1.50	-0.59	-0.57
I13	Honor	5.33	1.36	-1.29	1.55
I14	Honor	5.48	1.29	-1.19	1.26
I15	Honor	5.45	1.24	-1.13	1.70
I16	Honor	5.08	1.58	-0.96	0.23

Nota. N = 287; M = media; DE = desviación estándar.

Correlaciones ítem-total corregidas

Las correlaciones ítem-total corregidas calculadas para el conjunto de los 16 reactivos oscilaron entre .28 para el ítem I10 y .53 para el ítem I6. Al considerar cada dimensión de manera independiente, las asociaciones fueron superiores. En dignidad, las correlaciones oscilaron entre .45 para I1 y .66 para I3; en imagen, entre .45 para I12 y .55 para I9; y en honor, entre .44 para I16 y .58 para I15. En todas las subescalas las correlaciones fueron positivas y superiores a .40, lo que indica una asociación consistente de los reactivos con la puntuación de la dimensión a la que pertenecen.

Adecuación de los datos para el análisis factorial

La adecuación de la matriz de correlaciones fue evaluada antes de realizar el análisis factorial exploratorio. El índice Kaiser-Meyer-Olkin alcanzó un valor global de $KMO = .819$. Los índices individuales oscilaron entre .734 y .917. La prueba de esfericidad de Bartlett fue estadísticamente

significativa, $\chi^2(120) = 1651.29$, $p < .001$. En conjunto, estos resultados respaldaron la pertinencia de aplicar procedimientos de análisis factorial a la matriz de datos.

Determinación del número de factores

La retención factorial fue examinada mediante cinco procedimientos complementarios. El análisis paralelo indicó la presencia de tres factores y el método MAP de Velicer produjo la misma solución. El VSS de complejidad 2 alcanzó su valor máximo con tres factores ($VSS = .74$), mientras que el VSS de complejidad 1 sugirió una solución unifactorial ($VSS = .65$).

Por su parte, el criterio de Kaiser identificó tres autovalores superiores a 1: 4.943, 2.139 y 1.806. El gráfico de sedimentación mostró asimismo un punto de inflexión posterior al tercer factor. Por tanto, cuatro de los cinco criterios considerados convergieron en la retención de tres factores, solución que fue utilizada en los análisis posteriores.

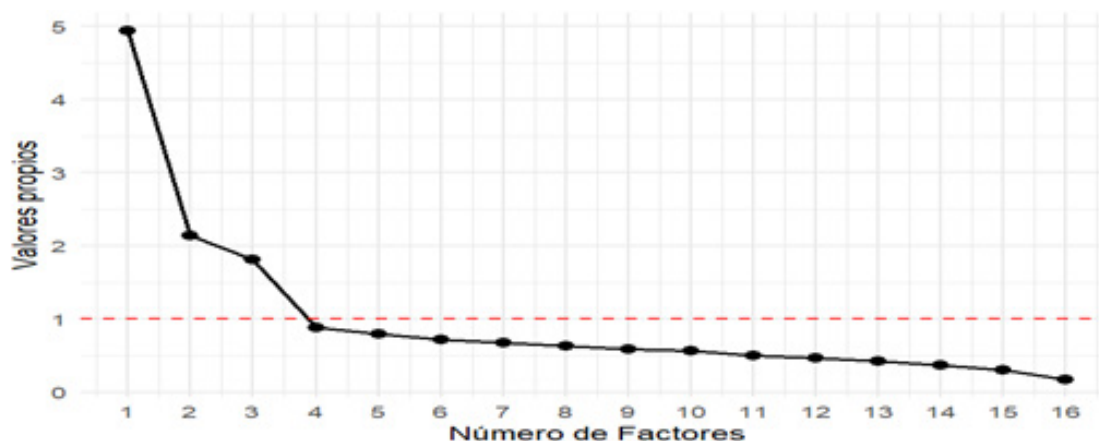


Figura 1. Gráfico de sedimentación para la determinación del número de factores.

Análisis factorial exploratorio

Se examinó una solución de tres factores mediante mínimos cuadrados no ponderados, matriz de correlaciones policóricas y rotación oblimin. La solución explicó conjuntamente el 46.0 % de la varianza. La distribución de la varianza explicada fue de 18.6 % para el primer factor, correspondiente a dignidad; 14.5 % para el

segundo, correspondiente a imagen; y 12.9 % para el tercero, correspondiente a honor.

En cuanto a los índices de ajuste, la solución presentó RMSEA = .073 y TLI = .878. El RMSEA se encontró dentro del intervalo considerado indicativo de ajuste razonable, mientras que el TLI se situó por debajo del valor de referencia de .90 establecido previamente para el análisis.

Tabla 2. Índices de ajuste de la solución de tres factores.

Modelo	χ^2	gl	RMSEA	TLI
Tres factores	190.55	75	.073	.878

Nota. N = 287. χ^2 = chi-cuadrado; gl = grados de libertad; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; TLI = índice de Tucker-Lewis.

Las cargas factoriales correspondientes a la solución de tres factores se presentan en la Tabla 3. Los 16 ítems alcanzaron cargas iguales o superiores a .32 en la dimensión teóricamente prevista y no se observaron cargas cruzadas relevantes. El factor dignidad agrupó los seis reactivos esperados, con cargas factoriales entre

.50 y .85. El factor imagen incluyó los seis reactivos correspondientes, con cargas entre .49 y .73. Finalmente, el factor honor agrupó sus cuatro ítems, con cargas factoriales entre .60 y .85. Las comunalidades oscilaron entre .29 para el ítem I5 y .72 para el ítem I3.

Tabla 3. Cargas factoriales de la solución de tres factores con rotación oblimin.

Ítem	Contenido abreviado	Dignidad	Imagen	Honor	h ²
I3	Ser fiel a uno mismo	.85			.72
I4	Defender creencias	.82			.66
I2	Decisiones propias	.67			.46
I6	No importar opinión ajena	.57			.48
I1	Hablar lo que se piensa	.51			.31
I5	Autorespeto sobre respeto ajeno	.50			.29
I9	No avergonzar a otros		.73		.50
I8	Controlar conducta		.65		.44

Ítem	Contenido abreviado	Dignidad	Imagen	Honor	h^2
I10	Minimizar el conflicto		.62		.36
I7	Ser humilde		.52		.43
I12	No criticar en público		.50		.38
I11	Mantener armonía del grupo		.49		.36
I15	Defender reputación familiar			.85	.70
I13	Preocupación por mala reputación			.64	.41
I14	No permitir insultos a la familia			.63	.44
I16	Preocupación por dañar la reputación			.60	.42

Nota. N = 287. Método de extracción = mínimos cuadrados no ponderados (ULS); rotación = oblimin; matriz de correlaciones policóricas. Se omiten las cargas inferiores a .32. h^2 = comunalidad.

Las correlaciones entre los factores fueron positivas y de magnitud baja a moderada. La asociación entre dignidad e imagen fue $r = .27$; entre dignidad y honor, $r = .38$; y entre imagen y honor, $r = .23$. La presencia de estas asociaciones respaldó la utilización de una rotación oblicua.

Consistencia interna

La consistencia interna se examinó mediante los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald, complementados por la correlación

promedio entre ítems. La dimensión dignidad presentó $\alpha = .789$ y $\omega = .801$, con una correlación promedio inter-ítem de .394. Para imagen se obtuvieron $\alpha = .745$, $\omega = .750$ y una correlación promedio inter-ítem de .332. En honor se observaron $\alpha = .697$, $\omega = .711$ y una correlación promedio inter-ítem de .375.

En las tres dimensiones, los coeficientes omega fueron iguales o superiores a .71. La dimensión honor presentó el valor de alfa más bajo ($\alpha = .697$), aunque su coeficiente omega alcanzó $\omega = .711$.

Tabla 4. Consistencia interna de las dimensiones del instrumento.

Dimensión	Número de ítems	α	ω	$\bar{r}$ inter-ítem
Dignidad	6	.789	.801	.394
Imagen	6	.745	.750	.332
Honor	4	.697	.711	.375

Nota. N = 287. α = alfa de Cronbach; ω = omega de McDonald; $\bar{r}$ = correlación promedio entre ítems.

DISCUSIÓN

El propósito de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas del modelo de medición de dignidad, imagen y honor en una muestra de adultos jóvenes de Cuenca. La solución de tres factores recuperó las dimensiones propuestas por Yao et al. (2017), con los 16 ítems cargando en los factores teóricamente esperados y sin cargas cruzadas relevantes. Este patrón coincide con la propuesta original y contrasta parcialmente con Grigoryan (2023), quien identificó en población armenia una organización más compleja de honor y dignidad. Estas diferencias sugieren que la estructura de las lógicas culturales puede variar según el contexto sociocultural.

La solución tridimensional explicó el 46 % de la varianza, porcentaje inferior al 58.7 % reportado por Yao et al. (2017). Una posible explicación reside en las particularidades culturales del contexto andino ecuatoriano, marcado por el mestizaje, el legado católico colonial y prácticas de reciprocidad comunitaria como la minga (Korovkin, 2001). En Cuenca, además, se ha descrito la influencia histórica del curuchupismo y de una moral católica conservadora en la construcción de la reputación, el decoro y la vida pública (Martínez Borrero, 2017; Mancero Acosta, 2012). Dignidad, imagen y honor podrían articularse localmente con límites menos nítidos que en los contextos donde se originó el modelo.

Términos como “humildad”, “vergüenza” o “reputación” pueden adquirir matices específicos en el español ecuatoriano y superponer componentes internos y externos de valoración social. A ello se suma la combinación de formulaciones injuntivas en dignidad e imagen con formulaciones descriptivas en honor. Aunque Yao et al. (2017) no encontraron diferencias significativas entre ambas modalidades, esta asimetría podría introducir varianza de método y contribuir al ajuste menos favorable observado.

El análisis paralelo, el MAP de Velicer, el criterio de Kaiser y el VSS de complejidad 2 convergieron en una estructura de tres factores, mientras que el VSS de complejidad 1 sugirió una solución unidimensional. No obstante, los índices de ajuste requieren prudencia. El RMSEA = .073 se ubicó en un rango razonable, mientras que el TLI = .878 quedó por debajo del valor de referencia de .90. Por ello, estos resultados deben entenderse como evidencia exploratoria compatible con la estructura teórica, no como confirmación definitiva. Un análisis factorial confirmatorio con una muestra independiente constituye el siguiente paso necesario.

La asociación más alta se observó entre dignidad y honor ($r = .38$), coherente con la propuesta de Leung y Cohen (2011), según la cual el honor integra reconocimiento social y afirmación interna del propio valor. En Cuenca, esta

relación podría vincularse con una tradición moral en la que integridad personal y reputación familiar se entrelazan históricamente (Martínez Borrero, 2017). En cambio, la correlación entre imagen y honor fue menor ($r = .23$), lo que sugiere mayor diferenciación empírica entre ambas dimensiones, en concordancia con su distinción conceptual (Leung & Cohen, 2011).

La consistencia interna fue adecuada en dignidad e imagen y aceptable en honor. Los coeficientes alfa fueron .789, .745 y .697, respectivamente, mientras los valores omega alcanzaron .801, .750 y .711. Aunque estas estimaciones son inferiores a las del estudio original, reducciones de este tipo pueden aparecer en procesos de adaptación cultural y lingüística (Ponce Gea & Serrano Pastor, 2022) y son comparables con investigaciones internacionales posteriores (Aslani et al., 2016; Smith et al., 2021). En particular, el omega de honor superó .70, aportando evidencia favorable pese al alfa ligeramente inferior y al reducido número de reactivos (Cortina, 1993). Asimismo, la correlación promedio inter-ítem de honor (.375) se ubicó dentro del intervalo recomendado por Clark y Watson (1995).

Los ítems de imagen relacionados con evitar el conflicto y no avergonzar a otros presentaron las medias más bajas, mientras que los ítems de honor vinculados con la defensa de la reputación

familiar mostraron puntuaciones elevadas. Esta coexistencia puede ser relevante en sociedades donde la evitación de la confrontación convive con expectativas de respuesta ante amenazas reputacionales (Aslani et al., 2013). Sin embargo, estos datos no permiten afirmar que Cuenca constituya homogéneamente una cultura de honor; más bien, justifican examinar cómo distintas lógicas culturales coexisten dentro de un mismo entorno social.

Desde una perspectiva aplicada, una medida con evidencia psicométrica preliminar puede contribuir al estudio de conflictos interpersonales, negociación, relaciones familiares y orientación psicoeducativa. Esta utilidad resulta especialmente pertinente en familias cuencanas atravesadas por procesos migratorios, donde reputación, cuidado y pertenencia pueden reorganizarse transnacionalmente (Herrera, 2013; Mata-Codesal, 2015). Asimismo, el instrumento podría facilitar la incorporación de muestras ecuatorianas a investigaciones comparativas sobre lógicas culturales (Smith et al., 2021) y negociación en contextos de dignidad, imagen y honor (Aslani et al., 2016).

Los hallazgos deben interpretarse considerando varias limitaciones. La muestra fue no probabilística y estuvo compuesta principalmente por estudiantes universitarios jóvenes, lo que restringe la generalización a la

población adulta de Cuenca. La adaptación lingüística no incluyó retrotraducción independiente y no se evaluaron validez convergente, discriminante o predictiva. Tampoco se examinó la invarianza de medición por género, aspecto relevante en culturas de honor, donde las expectativas reputacionales pueden operar de manera diferenciada (Vandello & Cohen, 2003; Rodríguez Mosquera et al., 2008). Además, la evidencia procede únicamente de un AFE. Estudios futuros deberían incorporar muestras más heterogéneas, AFC, análisis de invarianza, variables criterio y aproximaciones cualitativas. También sería pertinente explorar si dimensiones relacionadas con reciprocidad comunitaria u obligación endogrupal mejoran la representación del constructo en contextos andinos (Korovkin, 2001).

En síntesis, los resultados respaldan preliminarmente la organización tridimensional del modelo en la muestra estudiada, pero muestran una réplica matizada del instrumento original. La estructura fue conceptualmente coherente y la consistencia interna suficiente para continuar su evaluación; sin embargo, el menor porcentaje de varianza explicada, el TLI subóptimo y las limitaciones de la adaptación transcultural justifican una interpretación cautelosa. Más que considerar el instrumento plenamente validado para Ecuador, estos hallazgos constituyen un

primer paso hacia la construcción de evidencia acumulativa sobre su funcionamiento en contextos andinos.

CONCLUSIONES

El estudio aporta evidencia psicométrica preliminar sobre el funcionamiento del modelo de dignidad, imagen y honor en adultos jóvenes de Cuenca, Ecuador. Los resultados mostraron una estructura de tres dimensiones coherente con la organización teórica del instrumento, con cargas factoriales adecuadas y ausencia de cargas cruzadas relevantes. Asimismo, las subescalas presentaron niveles de consistencia interna suficientes para continuar evaluando su aplicación en el contexto ecuatoriano.

No obstante, la menor proporción de varianza explicada y el ajuste subóptimo observado en uno de los indicadores sugieren que la estructura del instrumento no se reproduce de manera completamente equivalente en la población estudiada. Estos hallazgos permiten considerar que las lógicas de dignidad, imagen y honor son empíricamente distinguibles, aunque su expresión puede estar condicionada por particularidades culturales y lingüísticas propias del contexto cuencano.

En consecuencia, los resultados deben interpretarse como una primera evidencia de

validez estructural y fiabilidad, y no como una validación definitiva del instrumento para la población ecuatoriana. Se requiere continuar su evaluación mediante análisis factorial confirmatorio en muestras independientes y más heterogéneas, estudios de invarianza y análisis de validez convergente, discriminante y predictiva.

Finalmente, el estudio constituye un punto de partida para fortalecer la medición intercultural de las normas sociales y ampliar la investigación sobre dignidad, imagen y honor en Ecuador y otros contextos andinos.

CONFLICTO DE INTERESES. Los autores manifiestan que este trabajo se llevó a cabo sin la influencia de intereses externos que pudieran comprometer la objetividad del estudio.

FINANCIAMIENTO. Los autores declaran que no existe ningún vínculo financiero, institucional, laboral o personal que haya podido influir en el diseño de la investigación, la recolección y análisis de los datos, o la interpretación de los resultados obtenidos. De igual manera, se garantiza que todas las decisiones metodológicas y académicas fueron tomadas de manera independiente, priorizando el rigor científico, la transparencia y el cumplimiento de los principios éticos de la investigación. Finalmente, los autores afirman que los resultados presentados corresponden fielmente a los hallazgos obtenidos durante el desarrollo del estudio.

REFERENCIAS

- Aslani, S., Ramirez-Marin, J., Brett, J., Yao, J., Semnani-Azad, Z., Zhang, Z.-X., Tinsley, C., Weingart, L., & Adair, W. (2016). Dignity, face, and honor cultures: A study of negotiation strategy and outcomes in three cultures. *Journal of Organizational Behavior*, 37(8), 1178–1201. <https://doi.org/10.1002/job.2095>
- Aslani, S., Ramirez-Marin, J., Semnani-Azad, Z., Brett, J. M., & Tinsley, C. (2013). *Dignity, face, and honor cultures: Implications for negotiation and conflict management*. In M. Olekalns & W. L. Adair (Eds.), *Handbook of research on negotiation* (pp. 249–282). Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781781005903.00019>
- American Psychological Association. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct (2002, amended effective June 1, 2010, and January 1, 2017)*. <https://www.apa.org/ethics/code>
- Ayers, E. L. (1984). *Vengeance and justice: Crime and punishment in the 19th-century American South*. Oxford University Press. <https://scholarship.richmond.edu/bookshelf/240/>
- Bernaards, C. A., & Jennrich, R. I. (2005). Gradient projection algorithms and software for arbitrary rotation criteria in factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 65(5), 676–696. <https://doi.org/10.1177/0013164404272507>
- Bogdanowska-Jakubowska, E. (2011). *Cultural variability in face interpretation and management*. En F. Bargiela-Chiappini & D. Z. Kádár (Eds.), *Politeness across cultures* (pp. 237–257). Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1057/9780230305939_12
- Brett, J. M., & Crotty, S. (2008). *Culture and negotiation*. In P. B. Smith, M. F. Peterson, & D. C. Thomas (Eds.), *The handbook of cross-cultural management research* (pp. 269–284). SAGE Publications. <https://doi.org/10.4135/9781412982764.n16>
- Cialdini, R. B., & Trost, M. R. (1998). *Social influence: Social norms, conformity, and compliance*. In D. T. Gilbert, S. T. Fiske, & G. Lindzey (Eds.), *the handbook of social psychology* (4th ed., Vol. 2, pp. 151–192). McGraw-Hill. [http://www.mapageweb.umontreal.ca/delasabr/PSY2007/Axe1_PSY2007/Cialdini \(98\) – SocialNormspercentage20copy.pdf](http://www.mapageweb.umontreal.ca/delasabr/PSY2007/Axe1_PSY2007/Cialdini%20(98)%20SocialNormspercentage20copy.pdf)
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309–319. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309>

- Cohen, D., & Nisbett, R. E. (1997). Field experiments examining the culture of honor: The role of institutions in perpetuating norms about violence. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23(11), 1188–1199. <https://doi.org/10.1177/01461672972311006>
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98–104. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98>
- 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>
- De Souza, A. C., Costa Alexandre, N. M., & de Brito Guirardello, E. (2017). Psychometric properties in instruments evaluation of reliability and validity. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, 26(3), 649–659. <https://doi.org/10.5123/S1679-49742017000300022>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Friedrichs, J. (2016). An intercultural theory of international relations: How self-worth underlies politics among nations. *International Theory*, 8(1), 63–96. <https://doi.org/10.1017/S1752971915000202>
- Grigoryan, A. (2023). Measurement invariance across age groups of the Armenian instrument of cultural logics of honor, dignity and face. *Modern Psychology*, 6(112), 39–48. <https://doi.org/10.46991/SBMP/2023.6.1.039>
- Heine, S. J. (2001). Self as cultural product: An examination of East Asian and North American selves. *Journal of Personality*, 69(6), 881–906. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.696168>
- Ho, D. Y.-F. (1976). On the concept of face. *American Journal of Sociology*, 81(4), 867–884. <https://doi.org/10.1086/226145>
- Hofstede, G. (1980). *Culture's consequences: International differences in work-related values*. Sage Publications. <https://pascal-francis.inist.fr/vibad/index.php?action=getRecordDetail&idt=12480160>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179–185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Korovkin, T. (2001). Reinventing the communal tradition: Indigenous peoples, civil society, and democratization in Andean Ecuador. *Latin American Research Review*, 36(3), 37–67. <https://doi.org/10.1017/S0023879100019178>
- Leung, A. K.-Y., & Cohen, D. (2011). Within- and between-culture variation: Individual differences and the cultural logics of honor, face, and dignity cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 100(3), 507–526. <https://doi.org/10.1037/a0022151>
- Leung, K., & Morris, M. W. (2015). Values, schemas, and norms in the culture–behavior nexus: A situated dynamics framework. *Journal of International Business Studies*, 46(9), 1028–1050. <https://doi.org/10.1057/jibs.2014.66>
- Mancero Acosta, M. (2012). *Nobles y cholos: Raza, género y clase en Cuenca 1995–2005*. FLACSO Ecuador. <https://repositorio.flacsoandes.edu.ec/items/2cf5bab7-fffa-42db-969b-e4b8e47c754d>
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98(2), 224–253. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.98.2.224>
- Martínez Borrero, J. (2017). La Acción Católica en Cuenca: De las asociaciones obreras a la “ciudadanía moral” en el primer tercio del siglo XX. Procesos: *Revista Ecuatoriana de Historia*, 46, 67–90. <https://doi.org/10.29078/rp.v0i46.649>

- Mata-Codesal, D. (2015). Ways of staying put in Ecuador: Social and embodied experiences of mobility–immobility interactions. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 41(14), 2274–2290. <https://doi.org/10.1080/1369183X.2015.1053850>
- Morris, M. W., Hong, Y.-Y., Chiu, C.-Y., & Liu, Z. (2015). Normology: Integrating insights about social norms to understand cultural dynamics. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 129, 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2015.03.001>
- Oyserman, D., Coon, H. M., & Kemmelmeier, M. (2002). Rethinking individualism and collectivism: Evaluation of theoretical assumptions and meta-analyses. *Psychological Bulletin*, 128(1), 3–72. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.128.1.3>
- Pitt-Rivers, J. (1966). Honour and social status. In J. G. Peristiany (Ed.). *Honour and shame: The values of Mediterranean society* (pp. 19–77). Weidenfeld and Nicholson. https://home.iscte-iul.pt/~fgvs/Pitt-Rivers_Honour.pdf
- Ponce Gea, A. I., & Serrano Pastor, F. J. (2022). The cultural element in the adaptation of a test: Proposals and reflections on internal and external influences. *Education Sciences*, 12(5), 291. <https://doi.org/10.3390/educsci12050291>
- Raiche, G., & Magis, D. (2022). *nFactors: Parallel analysis and other non-graphical solutions to the Cattell scree test (R package version 2.4.1.1)*. <https://CRAN.R-project.org/package=nFactors>
- Revelle, W. (2024). *Psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research (R package version 2.4.6)*. Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rodriguez Mosquera, P. M., Fischer, A. H., Manstead, A. S. R., & Zaalberg, R. (2008). *Attack, disapproval, or withdrawal? The role of honour in anger and shame responses to being insulted*. *Cognition and Emotion*, 22(8), 1471–1498. <https://doi.org/10.1080/02699930701822272>
- Rodriguez Mosquera, P. M., Manstead, A. S. R., & Fischer, A. H. (2000). The role of honor-related values in the elicitation, experience, and communication of pride, shame, and anger: Spain and the Netherlands compared. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26(7), 833–844. <https://doi.org/10.1177/0146167200269008>
- Rodriguez Mosquera, P. M., Manstead, A. S. R., & Fischer, A. H. (2002). The role of honour concerns in emotional reactions to offences. *Cognition and Emotion*, 16(1), 143–163. <https://doi.org/10.1080/02699930143000167>
- Schwartz, S. H. (1994). Are there universal aspects in the structure and contents of human values? *Journal of Social Issues*, 50(4), 19–45. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1994.tb01196.x>
- Severance, L., & Gelfand, M. J. (2015). *A preliminary measure of honor, face, and dignity orientations [Working paper]*. University of Maryland. <https://www.cambridge.org/core/journals/management-and-organization-review/article/measurement-model-for-dignity-face-and-honor-cultural-norms/317FB3FBCF71A8A0F4281B61A00E6544>
- Shteynberg, G., Gelfand, M. J., & Kim, K. (2009). Peering into the “Magnum Mysterium” of culture: The explanatory power of descriptive norms. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 40(1), 46–69. <https://doi.org/10.1177/0022022108326196>
- Smith, P. B., Easterbrook, M. J., Blount, J., Koc, Y., Harb, C., Torres, C., Ahmad, A. H., Ping, H., Celikkol, G. C., Diaz Loving, R., & Rizwan, M. (2017). Culture as perceived context: An exploration of the distinction between dignity, face and honor cultures. *Acta de Investigación Psicológica*, 7(1), 2568–2576. <https://doi.org/10.1016/j.aiprr.2017.03.001>
- Smith, P. B., Easterbrook, M. J., Koc, Y., Lun, V. M.-C., Papastylanou, D., Grigoryan, L., Torres, C., Efremova, M., Hassan, B., Abbas, A., Ahmad, A. H., al-Bayati, A., Selim, H. A., Anderson, J., Cross, S. E., Delfino, G. I., Gamsakhurdia, V., Gavreliuc, A., Gavreliuc, D., ... Chobthamkit, P. (2021). Is an emphasis on dignity, honor and face more an attribute of individuals or of cultural groups? *Cross-Cultural Research*, 55(2–3), 95–126. <https://doi.org/10.1177/1069397120979571>

- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics (6th ed.)*. Pearson. <https://www.pearson.com/en-gb/subject-catalog/p/Tabachnick-Using-Multivariate-Statistics-Pearson-New-International-Edition-6th-Edition/P200000005532>
- Vandello, J. A., & Cohen, D. (2003). Male honor and female fidelity: Implicit cultural scripts that perpetuate domestic violence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(5), 997–1010. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.5.997>
- Vignoles, V. L., Kirchner-Häusler, A., Uskul, A. K., Cross, S. E., Rodriguez-Bailón, R., Bossom, I. R. L., Castillo, V. A., Gezici-Yalçın, M., Harb, C., Ishii, K., Karamaouna, P., Kafetsios, K., Kateri, E., Matamoros-Lima, J., Miniesy, R., Na, J., Özkan, Z., Pagliaro, S., Psaltis, C., ... Wohl, M. J. A. (2026). Are Mediterranean societies “cultures of honor?” Prevalence and implications of a cultural logic of honor across three world regions. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 52(5), 1157–1183. <https://doi.org/10.1177/01461672241295500>
- Wei, T., & Simko, V. (2024). *R package 'corrplot': Visualization of a correlation matrix (Version 0.95) [Computer software]*. <https://github.com/taiyun/corrplot>
- Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis (2nd ed.)*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-24277-4>
- Wickham, H., François, R., Henry, L., Müller, K., & Vaughan, D. (2023). *dplyr: A grammar of data manipulation (Version 1.1.3) [Computer software]*. <https://CRAN.R-project.org/package=dplyr>
- Yao, J., Ramirez-Marin, J., Brett, J., Aslani, S., & Semnani-Azad, Z. (2017). A measurement model for dignity, face, and honor cultural norms. *Management and Organization Review*, 13(4), 713–738. <https://doi.org/10.1017/mor.2017.49>
- Zou, X., Tam, K.-P., Morris, M. W., Lee, S.-L., Lau, I. Y.-M., & Chiu, C.-Y. (2009). Culture as common sense: Perceived consensus versus personal beliefs as mechanisms of cultural influence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 97(4), 579–597. <https://doi.org/10.1037/a0016399>