

## Análisis psicométrico del Cuestionario de Apoyo Social Funcional DUKE-UNK-11 en inmigrantes peruanos en Italia<sup>1</sup>

Tomás Caycho Rodríguez<sup>2</sup>, Sergio Domínguez Lara,<sup>3</sup> Graciela Villegas<sup>4</sup>,  
Noemí Sotelo<sup>5</sup>, Carlos Carbajal León<sup>6</sup>  
Universidad Inca Garcilaso de la Vega, Lima (Perú)

Recibido: 01/09/2013

Aceptado: 15/01/2014

### Resumen

**Objetivo.** Analizar las propiedades psicométricas de la *Functional Social Support Questionnaire* (FSSQ).  
**Método.** Estudio instrumental en el que participaron 150 migrantes peruanos, varones y mujeres, residentes en Italia, cuyas edades oscilaban entre 18 a 56 años de edad, con una edad media de 34.6 ( $DE = 10.29$ ).  
**Resultados.** Se obtuvieron evidencias de validez y de confiabilidad que apoyan su uso en esta muestra en específico. El análisis de correlación ítem-test encontró asociaciones altamente significativas ( $p < 0.001$ ) para cada uno de los reactivos. La FSSQ presentó elevada consistencia interna ( $\alpha$  de Cronbach = 0.82). El análisis factorial confirmatorio realizado reveló que la FSSQ presenta una estructura bifactorial. **Conclusión.** La FSSQ cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para continuar estudios de validación, así como para implementarla en diversas líneas de trabajo, tanto teóricas como aplicadas.

**Palabras clave.** Apoyo social, confiabilidad, migración, análisis factorial confirmatorio.

## Psychometric Analysis of Functional Social Support Questionnaire DUKE-UNK-11 in Peruvian Migrants in Italy

### Abstract

**Objective.** To analyze the psychometric properties of the Functional Social Support Questionnaire (FSSQ).  
**Method.** Instrumental study which involved 150 Peruvian migrants, men and women, living in Italy whose ages ranged from 18 to 56 years with a mean age of 34.6 ( $D.E. 10.29$ ).  
**Results.** validity and reliability evidence supporting its use in this specific sample was obtained. The correlation analysis item-test found highly significant associations ( $p < 0.001$ ) for each of the reagents. The FSSQ has high internal consistency (Cronbach  $\alpha = 0.815$ ). The confirmatory factor analysis conducted reveals that FSSQ presents a two-factor structure. **Conclusion.**

<sup>1</sup> Este trabajo forma parte del proyecto "Estudios de variables psicosociales asociadas a peruanos migrantes en Europa", llevado a cabo por la Facultad de Psicología y Trabajo Social de la Universidad Inca Garcilaso de la Vega.

<sup>2</sup> Licenciado en Psicología. Instituto de Investigaciones de la Facultad de Psicología y Trabajo Social. Dirección Postal: Av. Pettit Thouars 248, Lima, 01. Correspondencia: [tcaycho@uigv.edu.pe](mailto:tcaycho@uigv.edu.pe)

<sup>3</sup> Magíster en Psicología Clínica y de la Salud.

<sup>4</sup> Doctor en Psicología.

<sup>5</sup> Magíster en Psicología Educativa.

<sup>6</sup> Licenciado en Psicología.

FSSQ has adequate validation studies to continue psychometric properties and to implement it in various lines of work, both theoretical and applied.

**Keywords.** Social support, reliability, migration, confirmatory Factorial analysis.

## Análise psicométrica do Questionário de Apoio Social Funcional DUKE-UNK-11 em imigrantes peruanos na Itália

### Resumo

**Escopo.** Analisar as propriedades psicométricas da *Functional Social Support Questionnaire* (FSSQ). **Metodologia.** Estudo instrumental no que participaram 150 migrantes peruanos, varões e mulheres, residentes na Itália cujas idades oscilavam entre 18 a 56 anos de idade, com uma idade média de 34.6 (*D.E.* 10.29) **Resultados.** Foram obtidas evidencias de validez e confiabilidade que apoiam seu uso nesta mostra em específico. A análise de correlação ítem-test encontrou associações altamente significativas ( $p < 0.001$ ) para cada um dos reativos. A FSSQ apresentou elevada consistência interna ( $\alpha$  de Cronbach = 0.82). A análise fatorial confirmatório realizado revelou que a FSSQ apresenta uma estrutura bifatorial. **Conclusão.** A FSSQ conta com propriedades psicométricas adequadas para continuar estudos de validação, assim como para ser implementada em diversas linhas de trabalho, tanto teóricas como aplicadas.

**Palavras chave.** Apoio social, confiabilidade, migração, análise fatorial confirmatório.

### Introducción

En los últimos años, en Perú y en muchos países latinoamericanos, ha aumentado el número de desplazamientos de su población hacia distintos países. Estos se originan, en ocasiones, por las diferencias socioeconómicas entre los países en vías de desarrollo y los países desarrollados, fundamentalmente, en lo que concierne a oportunidades laborales y de estudios.

En el caso de Perú, existen aproximadamente 2.5 millones de peruanos en el extranjero, lo que representa aproximadamente el 10% de su población (Altamirano, 2006). Si bien esta cantidad es significativa, no constituye una gran población en comparación con otros grupos de emigrantes como los mexicanos, los turcos o los chinos (Paerregaard, 2013). Según Paerregaard (2013), las características más singulares del proceso migratorio peruano son dos: en primer lugar, este proceso está representado por individuos de diversos niveles socioeconómicos, sexos, grupos étnicos y profesiones; en segundo lugar, las migraciones peruanas en el extranjero no se centran en uno o dos lugares, como sucede, por ejemplo, con los cubanos en Miami o los

puertorriqueños en Nueva York, sino que tienden a dispersarse por diferentes territorios. Paerregaard (2013) señala que Estados Unidos, España, Italia, Japón y Argentina constituyen los países de mayor impacto de la emigración peruana.

Los migrantes peruanos en el extranjero no solo tienen lugares de instalación diferentes, sino que también presentan diferentes motivos para emigrar, ocupaciones a las que se dedican y lugares en la sociedad en donde radican (Siguan, 1998).

A partir de lo planteado anteriormente, el estudio del proceso migratorio peruano permite analizar y conceptualizar la migración a partir de una metodología analítica que pueda ser aplicable a procesos migratorios similares a los de la población peruana. Paerregaard (2013) analiza la migración como un proceso de inclusión y de exclusión configurado por dos modos de diferenciación interno y externo. Estos modos de diferenciación traen a la luz la propia experiencia y perspectiva de los migrantes (diferenciación interna) y las relaciones de poder político que contextualiza el proceso migratorio (diferenciación externa).

De acuerdo con Ojeda, Cuenca y Espinosa (2008, p. 80) "la migración es considerada como un

fenómeno psicosociocultural, pues genera cambios importantes en todas las esferas del individuo (tanto a nivel social, de inserción y estabilidad a la comunidad, individual, familiar, económica, etc.)". Se exige además un nivel de adaptación emocional-afectiva y social-cultural por parte del migrante, que se refleja en el bienestar subjetivo y satisfacción al nuevo estilo de vida que adopta y en el aprendizaje de habilidades y de conocimientos culturalmente apropiados del lugar de destino (Ojeda et al., 2008). Los esquemas mentales y sociales del lugar de destino en los que se ve inmerso el inmigrante desde el momento mismo en que decide migrar, las condiciones propias de su migración, así como los procesos psicológicos que involucran a la persona oriunda en su aceptación de la diferencia, hacen que la inmigración se convierta en un fenómeno particularmente difícil y problemático (Patiño y Kirchner, 2008).

Debido a la serie de estresores psicosociales que provoca la migración, así como su relación con la salud mental (Patiño y Kirchner, 2008), los principales problemas de salud que presentan los inmigrantes están relacionados, en mayor medida, con las condiciones socioeconómicas en las que viven (Benítez, Llerena, López, Brugera y Lasheras, 2004; Jauma y Viñamata, 1994). El nivel de estudios, el estado civil, el número de miembros del hogar, la presencia o ausencia de fuentes de apoyo social condicionan diferencias muy importantes en el nivel de salud (Regidor, 1997; Regidor, Calle, Domínguez y Navarro, 2001). Además de ello, existen estudios que demuestran las diferencias en cuanto a la accesibilidad a los servicios de salud y a los programas preventivos en función de las diferencias socioeconómicas (Regidor, De Mateo, Gutiérrez-Fisac, Fernández y Rodríguez, 1996; Regidor, 1997; Wilkinson, 1994).

Por lo mencionado anteriormente, a los inmigrantes se les ha considerado como un grupo de alto riesgo en el desarrollo de alteraciones psicológicas y repercusiones a nivel de salud mental (Berry, 1992). No obstante, de acuerdo con Ataca y Berry (1998), una adecuada adaptación al nuevo contexto depende de la personalidad, el manejo y el ajuste de los cambios que se han realizado en su vida, así como del apoyo social, dado que existe una tendencia de ajuste constante, por parte del migrante, en pro de alcanzar una pronta y efectiva adaptación social (Bhugra, 2004).

Con respecto al apoyo social en la población inmigrante, se ha encontrado que previene la

depresión y contribuye al incremento del bienestar subjetivo, lo que facilita también la adaptación económica (Martínez, García y Maya, 1999). Entre tanto, las personas que perciben como insuficiente su sistema de apoyo presentan mayor prevalencia de depresión (Martínez, García y Maya, 2001). El tipo de apoyo social (Cohen y Wills, 1985), junto con otras variables como el locus de control, género, edad, estatus socioeconómico (Cummins, 1988; Sandler y Lakey, 1982) son consideradas como mediadoras de la relación entre el apoyo social y la depresión (Barrón y Sánchez, 2001). Hernández, Pozo y Alonso (2004) evidencian que los grupos de inmigrantes marroquíes en la provincia de Almería (España), manifiestan mayor bienestar subjetivo cuanto mayor es la satisfacción con el apoyo recibido. Aunque cabe anotar que otros estudios muestran resultados diferentes (Ritsner, Modai y Ponizovsky, 2000; Zimmerman, Ramírez, Zapert y Maton, 2000).

Por su parte, Hernández et al. (2004) han señalado que la sola presencia de vínculos interpersonales no resulta suficiente para que el apoyo social llegue a ejercer un impacto positivo sobre el bienestar subjetivo, pues es necesario un intercambio de información y apoyo emocional. Asimismo, el impacto del apoyo social sobre el bienestar varía en función del origen del proveedor de ayuda, siendo la satisfacción con el apoyo emocional proporcionado por connacionales la mejor predictora del bienestar en comparación con la ayuda brindada por otros inmigrantes (Pozo, Hernández y Alonso, 2004). La nacionalidad, junto con la etapa de asentamiento y la situación familiar, influye en la elección de la fuente de apoyo social (García, Ramírez y Marín, 2002).

Si bien a nivel internacional se han desarrollado diversos instrumentos en inglés para la evaluación del apoyo social, como *The Multidimensional Scale of Perceived Social Support* de Zimet, Dahlem, Zimet y Farley (1988), y algunos han sido adaptados y validados al idioma español, en Perú no se cuenta con instrumentos válidos y confiables para la medición de esta variable en población migrante.

Entre los más conocidos se encuentra el Cuestionario de Apoyo Social Funcional DUKE-UNK-11 (*Functional Social Support Questionnaire DUKE-UNK-11*), desarrollado por Broadhead, Gehlbach, Degruy y Kaplan (1988), el cual se validó con la participación de 401 pacientes estadounidenses que asisten a una clínica de medicina familiar, predominantemente mujeres,

casados y menores de 45 años, obteniendo coeficientes de confiabilidad entre 0.50 y 0.77, mediante el método test-retest luego de dos semanas. Asimismo, presentó correlaciones promedio ítem-total de 0.62 para la Escala de Apoyo de Confianza y de 0.64 para la Escala de Apoyo Social Afectivo. Es decir, la escala original se divide en dos subescalas.

Por su parte, Remor (2002) evaluó a 100 pacientes adscritos a la unidad de VIH de un hospital universitario y reportó una estructura factorial similar a la versión en inglés, con un coeficiente de confiabilidad de 0.90. Con respecto a la estructura factorial, De la Revilla et al. (1991), en un estudio con 139 participantes, señalaron que existen dos factores definidos (apoyo de confianza y apoyo social afectivo), aunque hay algunos ítems que alcanzan saturaciones ambiguas, lo que genera que estos puedan ser incluidos en cualquiera de las dos dimensiones.

Bellón, Delgado, Luna del Castillo y Lardelli (1996), en una muestra más amplia ( $n=656$ ), reportaron dos dimensiones: apoyo de confianza y apoyo afectivo. Los mismos autores reportaron índices de confiabilidad (Alfa de Cronbach) para la escala total de 0.90, para la Escala de Apoyo de Confianza de 0.88, y para la Escala de Apoyo Afectivo, de 0.79, y correlaciones test-retest intraclase para la escala total aceptables ( $r_{itc}=0.92$ ).

Cuéllar-Flores y Dresch (2012), en un estudio en el que participaron 128 cuidadores, varones (14.1%) y mujeres (85.9%) con edades comprendidas entre los 28 y 89 años, mostraron la existencia de dos factores que explican el 58.81% de la varianza total del apoyo social. El primer factor corresponde a la Escala de Apoyo de Confianza y el segundo a la Escala de Apoyo Afectivo. En relación con la consistencia interna de la escala, los autores señalaron coeficientes Alfa de Cronbach de 0.89 para la escala total, 0.87 para la Escala de Apoyo Social de Confianza y 0.74 para la de Apoyo Social Afectivo. Estudios con población inmigrante en España (Rojano et al., 2013) obtuvieron para la Escala de Apoyo de Confianza, un coeficiente Alfa de Cronbach de 0.84; para la Escala de Apoyo Social Afectivo un Alfa de Cronbach es 0.82, mientras que para la escala total un Alfa de Cronbach es 0.88

Teniendo en cuenta estos antecedentes, en este trabajo se tiene como objetivo determinar las propiedades psicométricas de validez y confiabilidad del Cuestionario de Apoyo Social Funcional DUKE-UNK-11 (Broadhead et al., 1988), en una muestra de migrantes peruanos varones y mujeres residentes

en Milán (Italia). La realización de este estudio y la elección de la escala se justifica, en primer lugar, en que, a pesar de que el DUKE-UNK-11 ha sido muy usado en diversas poblaciones, no se han reportado estudios de validación en muestras de migrantes peruanos; en segundo lugar, el empleo de la escala en futuros estudios, en relación con otras variables, podría ser de utilidad para la planificación de intervenciones en la población peruana migrante.

## Método

### Diseño

La presente investigación es de tipo instrumental, pues responde a problemas orientados a demostrar las propiedades psicométricas de los instrumentos de medición (Montero y León, 2007).

### Participantes

La muestra estuvo conformada por 150 migrantes peruanos, varones y mujeres, residentes en Milán, 87 mujeres (58%) y 63 (42%) varones, cuyas edades oscilaban entre los 18 a los 56 años de edad, con una edad media de 34.6 ( $DE = 10.29$ ), los cuales fueron seleccionados a través de un muestro por conveniencia (intencional y no probabilístico). En relación con el estado civil, el 43.3% era soltero(a), 42% se encontraba casado(a) y el 14.7% estaba separado(a) y/o divorciado(a). Del total de la muestra, el 60% tenía hijos, mientras que el 40% no los tenía. Con respecto al nivel de instrucción, el 51.3% había terminado los estudios secundarios (bachillerato, formación profesional), el 17.3% no había terminado los estudios universitarios, el 16% no había finalizado los estudios secundarios (bachillerato o formación profesional) y solo un 9.3% presentaba estudios universitarios culminados. Por otro lado, el 9.3% vivía en casa propia, el 22% en casa de algún pariente, el 10% en casa de un amigo o conocido, el 17.3% en una vivienda de alquiler, mientras que el 40% señaló vivir en otro lugar diferente. El 84% de los participantes tenía un empleo estable y el 16% no contaba con un trabajo estable. En relación con esto último, el 49.3% trabajaba en el sector asistencial, el 26% laboraba en el sector doméstico, el 8.7% en el sector comercio, mientras que el 4% en el sector industrial.

En relación con los motivos de la salida del país de los participantes, el 62% reportó que fue

para mejorar la situación económica, el 18% por la situación política del país (inestabilidad, persecución, etc.), mientras que el 8.7% llegó a Italia mediante una beca de estudios o con intención de conseguirla. El 55.3% de los participantes señalaron haber tenido dificultades para adaptarse al estilo de vida de Italia, mientras que el 44.7% no tuvo ese inconveniente. Relacionado con esto último, el 63.3% reportó que deseaba volver al Perú, el 18% reportó que no y el 18.7% no contestó.

## Instrumento

En primer lugar, se empleó un cuestionario sociodemográfico, creado por los autores, que tuvo como objetivo recabar información respecto al sexo, edad, lugar de residencia en el país de origen, motivos por los que salió del país, estado civil, tiempo fuera del país, nivel de instrucción, datos de vivienda, situación laboral en el país de residencia, redes y procesos de integración y hábitos saludables. Este se conforma por 32 ítems dicotómicos y politómicos.

Se empleó también el Cuestionario de Apoyo Social funcional DUKE-UNK-11 (*Functional Social Support Questionnaire DUKE-UNK-11*) instrumento autoadministrado desarrollado por Broadhead et al. (1988), el cual evalúa el apoyo social percibido a través de dos dimensiones: (a) apoyo social de confianza que se refiere a la posibilidad de recibir información, consejo o guía, de contar con personas para compartir preocupaciones o problemas; y (b) apoyo social afectivo definido como la posibilidad de expresar simpatía o pertenencia a algún grupo. Está conformado por 11 ítems tipo Likert que van desde 1 (*mucho menos de lo que deseo*) hasta 5 (*tanto como lo deseo*). Análisis originales reportan coeficientes de confiabilidad, mediante el método test-retest luego de dos semanas, que varían desde 0.50 hasta 0.77, y correlaciones ítem-total promedio de 0.62 para la escala de apoyo de confianza y 0.64 para la escala de apoyo social afectivo. La escala original se divide en dos subescalas, la primera de apoyo social afectivo (conformada por los ítems 1, 4, 6, 7, 8 y 10) y apoyo social de confianza (ítems 2, 3, 5, 9 y 11).

## Procedimiento

El Cuestionario de Apoyo Social Funcional DUKE-UNK-11 se administró colectivamente a los individuos en un tiempo aproximado de 20 minutos.

Los participantes completaron los datos referentes a edad, género, causas que los motivaron a migrar, estado civil, tiempo de residencia en Italia, nivel de estudios alcanzado, tipo de vivienda, situación laboral, integración en la comunidad, participación en instituciones, percepción de rechazo a inmigrantes y acceso a los servicios de salud, conservando su anonimato en diligenciamiento de las escalas.

El trabajo de campo fue realizado por un psicólogo peruano residente en Italia y trabajador de una institución que brinda, entre otros servicios, asesoramiento psicológico a migrantes latinoamericanos. Esta persona recibió una capacitación en una estancia académica en Perú. Los participantes en el estudio fueron seleccionados por conveniencia considerando la nacionalidad y la edad. Los participantes formaron parte del estudio de forma voluntaria y anónima, firmando el consentimiento informado que garantiza la confiabilidad de los datos suministrados. Igualmente, el estudio recibió la aprobación, previa a la aplicación, del Comité de Ética de la Facultad de Psicología y Trabajo Social de la Universidad Inca Garcilaso de la Vega.

Una vez aplicado el instrumento, se excluyeron del análisis aquellos cuestionarios que: (a) omitían datos de edad y/o sexo; (b) tenían dos o más omisiones, considerándose también como omisión dos o más alternativas marcadas en un ítem; y (c) tuvieran patrones inusuales de respuesta, como elegir la misma alternativa en casi todos los ítems.

## Análisis de datos

El estudio psicométrico de la escala incluyó, en primer lugar, el análisis de ítems a través de la correlación ítem-test mediante la correlación producto momento de Pearson. El análisis de la confiabilidad por consistencia interna de la escala se realizó mediante la aplicación del coeficiente Alfa de Cronbach, mientras que el cálculo de la validez de constructo se realizó haciendo uso del análisis factorial confirmatorio.

El método de estimación usado en este trabajo fue el de máxima verosimilitud, y aunque no se da el cumplimiento del supuesto de normalidad de los ítems, se utilizó ese método dado que el de mínimos cuadrados generalizados no es factible a medida que el modelo aumenta en tamaño y complejidad (Hair, Anderson, Tatham y Black, 2004). Asimismo, se usaron los indicadores de



ajuste absoluto más frecuentes en investigación, debido a que ninguno de ellos, de forma individual, aporta toda la información necesaria para valorar un modelo (Hair et al., 2004; Manzano y Zamora, 2010; Schreiber, Stage, King, Nora y Barlow, 2006). Dichos indicadores son:  $\chi^2$  (chi-cuadrado), índice de bondad de ajuste (GFI) e índice ajustado de bondad de ajuste (AGFI), índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error (RMSEA), índice de la raíz del cuadrado medio del residuo (RMR) y el índice de ajuste comparativo (CFI). Los análisis estadísticos se realizaron utilizando el *Statistical Package for the Social Sciences* versión 19 (SPSS 19) y LISREL 8.8 - versión estudiante.

## Resultados

### Análisis de confiabilidad

#### Análisis de ítems.

Buscando obtener una adecuada consistencia interna de la escala, se realizaron sucesivas correlaciones producto-momento entre cada ítem y la puntuación total de la escala. En la tabla 1 aparecen las correlaciones momento - producto de Pearson de los 11 ítems, apreciándose correlaciones estadísticamente significativas ( $p < 0.01$ , para dos colas) que van desde 0.39 a 0.70 (Kline, 1998).

Tabla 1  
Coeficientes ítem - test corregido

Ítem	M	D.E.	Correlación ítem - test <sup>a</sup>
1	3.22	1.268	0.394
2	3.65	1.198	0.523
3	3.67	1.162	0.594
4	3.54	1.179	0.678
5	3.44	1.313	0.689
6	3.62	1.115	0.701
7	3.25	1.264	0.541
8	3.25	1.061	0.400
9	3.94	0.971	0.556
10	3.31	1.259	0.361
11	3.05	1.292	0.539

Nota.  $N = 150$

<sup>a</sup>  $p < 0.01$  (bilateral)

#### Coeficiente Alfa de Cronbach.

La escala total presenta una elevada consistencia interna mediante el coeficiente Alfa de Cronbach ( $\alpha = 0.82$ ). Además, se ha determinado el coeficiente de mitades de Spearman - Brown (longitudes desiguales)  $r = 0.76$ ; lo que respalda la alta confiabilidad de la escala. En suma, se afirma que el Cuestionario de Apoyo Social Funcional DUKE-UNK-11 presenta una alta confiabilidad, de acuerdo a los diversos procedimientos utilizados.

#### Validez factorial de la Functional Social Support Questionnaire.

Fue realizado el análisis factorial confirmatorio hipotetizando un modelo bidimensional propuesto inicialmente por Broadhead et al. (1988). Para ello, se empleó el método de estimación por máxima verosimilitud, utilizándose indicadores múltiples de ajuste (Byrne, 2001) como el chi-cuadrado, el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de bondad de ajuste (GFI) y el índice de aproximación

de la raíz de cuadrados medios del error (RMSEA). Por su parte, la representación gráfica del modelo y

los coeficientes de correlación entre las variables se aprecia en la figura 1.

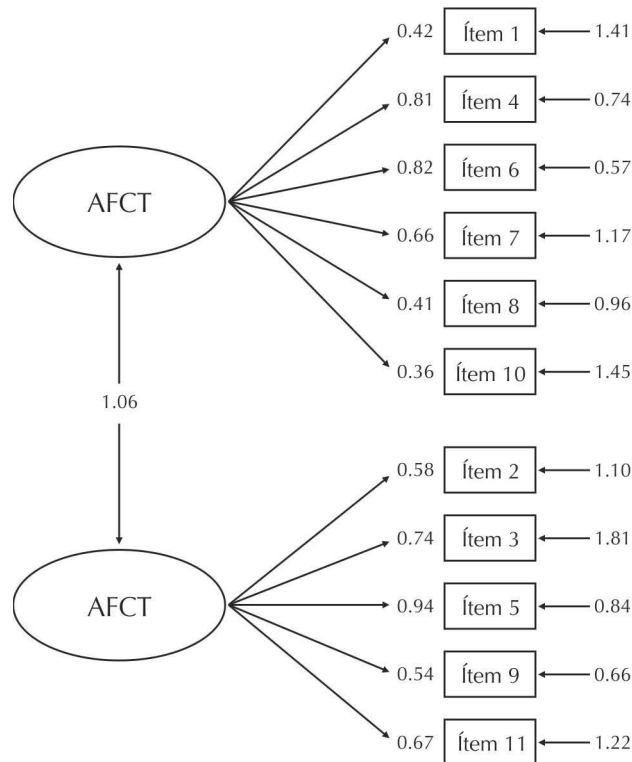


Figura 1. Modelo factorial confirmatorio del Cuestionario de Apoyo Social Funcional DUKE-UNK-11. Fuente: elaboración propia.

## Discusión

La investigación tuvo como objetivo analizar las propiedades psicométricas de confiabilidad y validez del Cuestionario de Apoyo Social Funcional DUKE-UNK-11 (Broadhead et al., 1988) en una muestra de migrantes peruanos residentes en Milán (Italia). En relación con el análisis de correlación ítem-test, la correlación más alta corresponde al ítem 6, *Tengo la posibilidad de hablar con alguien sobre problemas en el trabajo/casa* ( $p < 0.01$ ), mientras la más baja corresponde al ítem 10, *Recibo consejos útiles cuando se presenta un acontecimiento importante* ( $p < 0.01$ ). Así, los coeficientes de correlación pueden ser clasificados como moderados y altos (Delgado, Escurra y Torres, 2006). Estos resultados indican que los 11 reactivos miden de manera consistente la misma variable, contribuyendo con eficacia a su medición. El estudio de Broadhead et

al. (1988) reporta correlaciones ítem-total promedio de 0.62 a 0.64, similares a los encontrados en este estudio.

En relación con la consistencia interna de la escala total, evaluada mediante el Alfa de Cronbach, el indicador hallado en el presente trabajo (0.82) es inferior a los hallados por Bellón et al. (1996), Cuéllar-Flores y Dresch (2012) y Rojano et al. (2013), quienes reportaron coeficientes de 0.90, 0.89 y 0.88, respectivamente. A pesar de esto, el índice hallado es considerado como adecuado (Campo-Arias y Oviedo, 2008). Este resultado es corroborado por la estabilidad del coeficiente Alfa de Cronbach en el intervalo de confianza al 99% (del coeficiente Alfa de Cronbach = 0.80; 0.88), tal como sugieren, Duhachek y Iacobucci (2004), Ledesma (2004) y Newcombe y Merino (2006). La variabilidad entre los índices de fiabilidad entre estas poblaciones puede deberse, tal como indican

Prieto y Delgado (2010), a la variabilidad de las muestras.

El proceso de factorización evidencia la estructura factorial que subyace a la escala. Se consideró adecuada la aplicación del análisis factorial confirmatorio, ya que estuvo guiado por supuestos previos (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010) y se le considera además como una aproximación fuerte a la validación de constructo (Messick, 1995; Pérez-Gil, Chacón y Moreno, 2000). En cuanto a la estructura bidimensional, se encontró que coincide con el trabajo original (Broadhead et al., 1988), permitiendo dar una idea de la configuración del instrumento, así como de aquellos puntos en los cuales adolece que permitan, más adelante, mejorar el modelo. Los valores obtenidos en el modelo fueron óptimos, de acuerdo con lo señalado por Hu y Bentler (1998) en relación con presentar valores CFI y GFI superiores a 0.90 e inferiores a 1 para el RMSEA.

En este estudio se obtuvo un coeficiente chi-cuadrado de 100.53, significativo al  $p = 0.01$ . Se considera un ajuste adecuado cuando el estadístico chi-cuadrado tiene un nivel de significación asociado mayor a 0.05. Esto permite aceptar la hipótesis nula que postula que los errores del modelo son nulos (Ruiz, Pardo y San Martín, 2010). No obstante, en ocasiones se ve rechazada debido a que el estadístico chi-cuadrado es influido por el tamaño de la muestra (a mayor muestra, es más probable que se rechace la hipótesis nula, es decir, que el nivel de significación asociado al chi-cuadrado sea menor que 0.05). De igual manera, el GFI y AGFI indican, para el primero, la proporción de covariación entre las variables explicada por el modelo propuesto (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010). El AGFI es el GFI ajustado con base en los grados de libertad y el número de variables (Manzano y Zamora, 2010). En ambos casos, los valores obtenidos (GFI de 0.97 y AGFI de 0.95, respectivamente) cercanos a uno hacen referencia a un buen ajuste, pudiéndose aceptar valores a partir de 0.80 (Hair et al., 2004). El RMSEA estima el error de aproximación a un modelo correcto (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010) donde un valor menor a 0.05 indica que el ajuste es bueno. En algunos casos, como el nuestro (RMSEA= 0.071), pueden aceptarse valores hasta 0.10, aunque es deseable un indicador cercano a cero (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010; Formiga, Rique, Camino, Mathias y Medeiros, 2011; Sánchez y Sánchez, 1998). El RMR es una medida descriptiva que indica la magnitud media de los

residuales (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010). Al igual que el índice anterior, un valor menor a 0.05 indica que el ajuste es bueno, incluso pueden aceptarse valores hasta 0.10 (Sánchez y Sánchez, 1998), pero es deseable un indicador cercano a cero (Formiga et al., 2011). Finalmente, el CFI es importante para comparar de forma general el modelo estimado con el modelo nulo que indique independencia entre las variables estudiadas (Hair et al., 2004; Manzano y Zamora, 2010). Los valores cercanos a uno, como en este estudio indican en qué medida el modelo especificado es mejor que el modelo nulo; son aceptados valores por encima de 0.80 (Hu y Bentler, 1998).

Como se mencionó anteriormente, los dos factores encontrados tienen relación con la teoría previa, ya que el constructo se compone de dos factores, los cuales se manifiestan mediante acciones como recibir información, consejo o guía, o con contar con personas con las cuales se puedan compartir preocupaciones o problemas (factor 1: apoyo social de confianza) y con expresiones de amor, aprecio, simpatía o pertenencia a algún grupo (factor 2: apoyo social afectivo). Esto es importante, teniendo en consideración que el apoyo social presenta una acción paliativa de los eventos estresantes y la depresión (Martínez et al., 2001).

La estructura bidimensional encontrada coincide con otros estudios (Bellón et al., 1996; Cuéllar-Flores y Dresch, 2012; De la Revilla et al., 1991; Remor, 2002; Rojano et al., 2013), pero no así la distribución de los ítems en cada factor. Para De la Revilla et al. (1991), si bien los ítems 1, 4, 6, 7 y 8 conforman la escala de apoyo de confianza y los ítems 2, 3, 9 y 11 dan lugar a la escala de apoyo social afectivo, los ítems 5 y 10 alcanzan puntuaciones ambiguas, originando así que puedan ser incluidas en cualquiera de las dos dimensiones. Bellón et al. (1996), señala que los ítems 1, 2, 6, 7, 8, 9 y 10 conforman la dimensión apoyo de confianza, y las preguntas 3, 4, 5 y 11 la dimensión de apoyo afectivo. Cuéllar-Flores y Dresch (2012) incluyen los ítems 2, 6, 7, 8, 9, 10 y 11 en el factor de apoyo de confianza y los ítems 1, 3, 4 y 5 en el factor de apoyo afectivo. Debe considerarse que la variación de la distribución de los ítems en los factores depende también de las diferentes muestras analizadas (Byrne, 2001).

Los resultados permiten concluir que el Cuestionario de Apoyo Social Funcional DUKE-UNK-11 posee una adecuada validez factorial, lo que brinda evidencia favorable acerca de las



mediciones referidas al constructo que se mide (Muñiz, 1996). El análisis factorial confirmatorio realizado ha logrado identificar dos factores subyacentes. Este resultado puede interpretarse en el sentido de que la percepción de apoyo social es un comportamiento complejo, en el que los ítems no se articulan en torno a un único factor o componente, sino que está integrada por dos dimensiones que se distinguen claramente en la muestra estudiada, la cual concuerda con el estudio original. Asimismo, los hallazgos del análisis factorial cumplen los tres criterios señalados por Anastasi (1974) para ser considerado un análisis adecuado: (a) estructura simple, (b) saturaciones positivas y (c) facilidad para la interpretación.

Entre las limitaciones del estudio deben señalarse la muestra no probabilística y la poca representatividad de la misma. Esto llevaría a considerar las conclusiones del estudio como hipótesis en estudios posteriores en muestras probabilísticas de migrantes peruanos y latinoamericanos.

Los resultados indican que el Cuestionario de Apoyo Social Funcional DUKE-UNK-11, aplicado en migrantes peruanos residentes en Italia, cuenta con adecuadas propiedades psicométricas que permiten considerarla como una medida válida y confiable del soporte social, que puede ser empleada en investigaciones futuras que relacionen esta variable con otras de tipo sociodemográficas o de personalidad, constituyendo así un paso importante hacia la comprensión de las diferencias individuales en una población con características particulares. Es importante continuar las investigaciones que muestren evidencia de validez convergente, divergente y predictiva de la escala en una muestra más amplia, con el objetivo de seguir evaluando su utilidad en muestras de migrantes peruanos o latinoamericanos. Para concluir, los resultados del estudio permiten contar con un instrumento válido y confiable para una medición rápida del apoyo social en migrantes, que sirva para la aplicación de programas de intervención de promoción de la salud en esta población en particular.

## Referencias

- Altamirano, T. (2006). *Remesas y nueva "fuga de talentos"*. Impactos transnacionales. Lima: Fondo Editorial Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Anastasi, A. (1974). *Test psicológicos*. Madrid: Aguilar Ediciones.
- Ataca, B. y Berry, J. (1998). Psychological, Sociocultural and Marital Adaptation of Turkish Immigrant Couples in Canada. *International Journal of Psychology*, 37(1), 13-26. doi:10.1080/00207590143000135
- Barrón, A. y Sánchez, E. (2001). Estructura social, apoyo social y salud mental. *Psicothema*, 13(1), 17-28.
- Bellón, J. A., Delgado, A., Luna del Castillo, J. D. y Lardelli, P. (1996). Validez y fiabilidad del Cuestionario de Apoyo Social Funcional Duke-UNC-11. *Atención Primaria*, 18(4), 153-163.
- Benítez, T., Llerena, P., López, R., Brugera, C. y Lasheras, L. (2004). Determinantes socioeconómicos en un colectivo de familias inmigrantes. *Anales de Pediatría*, 60(1), 9-15.
- Berry, J. W. (1992). Acculturation and Adaptation in a New Society. *International migration*, 30(1), 69-85. doi: 10.1111/j.1468-2435.1992.tb00776.x
- Bhugra, D. (2004). Migration and Mental Health. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 109(4), 243-258. doi: 10.1046/j.0001-690X.2003.00246.x
- Broadhead, W. E., Gehlbach, S. H., Degruy, F. V. y Kaplan, B. H. (1988). The Duke-UNC Functional Social Support Questionnaire: Measurement for Social Support in Family Medicine Patients. *Medicine Care*, 26(7), 709-723.
- Byrne, B. (2001). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- Campo-Arias, A. y Oviedo, H. C. (2008). Revisión/ Review propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839.
- Cohen, S. y Wills, T. A. (1985). Stress, social support and buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310-357. doi: 10.1037/0033-2909.98.2.310
- Cuéllar-Flores, I. y Dresch, B. (2012). Validación del Cuestionario de Apoyo Social Funcional Duke-UNK-11 en personas cuidadoras. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 34(1), 89-101.
- Cummins, R. S. (1988). Perception of Social Support, Receipt of Supportive Behaviors, and Locus of Control as Moderators of The Effects of Chronic Stress. *American Journal of Community Psychology*, 16(5), 685-700. doi: 10.1007/BF00930021

- Delgado, A. E., Ecurra, L. M. y Torres, W. (2006). *La medición en psicología y educación: teoría y aplicaciones*. Lima: Editorial Hozlo.
- De la Revilla, L., Marcos-Ortega, B., Castro-Gómez, J. A., Aybar-Zurita, R., Marín-Sánchez, I. y Mingorance-Pérez, I. (1994). Percepción de salud, apoyo social y función familiar en VIH positivo. *Atención Primaria*, 13(4), 161-164.
- Duhachek, A. y Iacobucci, D. (2004). Alpha's Standard Error (ASE): An Accurate and Precise Confidence Interval Estimate. *Journal of Applied Psychology*, 89(5), 792-808. doi: 10.1037/0021-9010.89.5.792
- Ferrando, P. J. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en Psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Formiga, N., Rique, J., Camino, C., Mathias, A. y Medeiros, F. (2011). Escala Multidimensional de Reatividade Interpessoal-EMRI: Consistência Estrutural da versão reduzida. *Revista de Psicologia-UCV*, 13(2), 188-198.
- García, M. F. M., Ramírez, M. G. y Marín, M. J. A. (2002). La elección de fuentes de apoyo social entre inmigrantes. *Psicothema*, 14(2), 369-374.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (2004). *Análisis Multivariante*. Madrid: Pearson.
- Hernández, S., Pozo, C. y Alonso, E. (2004). The role of informal social support in needs assessment: Proposal and application of a model to assess immigrants' needs in the south of Spain. *Journal of Community and Applied Social Psychology*, 14(4), 284-298. doi: 10.1002/casp.782
- Hu, L. y Bentler, P. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensivity to under parameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453.
- Jauma, R. y Viñamata, B. (1994). Morbilidad atendida de la población inmigrante africana en un centro de salud. *Atención Primaria*, 13(6), 283-289.
- Kline, P. (1998). *The new psychometrics: science, psychology and measurement*. Londres: Routledge.
- Ledesma, R. (2004). Alpha CI: un programa de cálculo de intervalos de confianza para el coeficiente Alfa de Cronbach. *Psico-USF*, 9(1), 31-37.
- Manzano, A. y Zamora, S. (2010). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación*. México D.F.: Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior.
- Martínez, M., García, M. y Maya, I. (1999). El papel de los recursos sociales naturales en el proceso migratorio. *Intervención Psicosocial*, 8(2), 221-232.
- Martínez, M., García, M. y Maya, I. (2001). El efecto amortiguador del apoyo social sobre la depresión en un colectivo de inmigrantes. *Psicothema*, 13(4), 605-610.
- Messick, S. (1995). Standards of validity and the validity of standards in performance assessment. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 14(4), 5-8. doi: 10.1111/j.1745-3992.1995.tb00881.x
- Montero, O. y León, I. (2007). A guide for naming studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Muñiz, J. (1996). *Teoría clásica de los test*. Madrid: Ediciones Pirámide.
- Newcombe, R. G. y Merino, C. (2006). Intervalos de confianza para las estimaciones de proporciones y las diferencias entre ellas. *Interdisciplinaria*, 23(2), 141-154.
- Ojeda, A., Cuenca, J. y Espinosa, D. (2008). Comunicación y afrontamiento como estrategias individuales que buscan facilitar la adaptación social en población migrante. *Migración y Desarrollo*, 11, 79-95.
- Paerregaard, K. (2013). *Peruanos en el mundo. Una etnografía global de la migración*. Lima: Fondo Editorial PUCP Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Patiño, C. y Kirchner, T. (2008). Estrés y coping en inmigrantes latinoamericanos residentes en Barcelona. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 1, 29-38.
- Pérez-Gil, J., Chacón, S. y Moreno, R. (2000). Validez de constructo: el uso del análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(2), 442-446.
- Pozo, C., Hernández, S. y Alonso, E. (2004). Apoyo social y bienestar subjetivo en un colectivo de inmigrantes: ¿Efectos directos o amortiguadores? *Boletín de Psicología*, 80, 79-96.
- Prieto, G. y Delgado, A. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del psicólogo*, 31(1), 67-74.
- Regidor, E. (1997). Investigación y acción sobre las desigualdades en salud. *Medicina Clínica*, 108(20), 784-790.
- Regidor, E., De Mateo, S., Gutiérrez-Fisac, J. L. Fernández, K. y Rodríguez, C. (1996).

- Diferencias socioeconómicas en la utilización y accesibilidad de los servicios sanitarios en España. *Medicina Clínica*, 107, 285-288.
- Regidor, E., Calle, M. E., Domínguez, V. y Navarro, P. (2001). Mortalidad según características sociales y económicas: estudio de Mortalidad de la Comunidad Autónoma de Madrid. *Medicina Clínica*, 116, 726-731.
- Remor, E. A. (2002). Apoyo social y calidad de vida en la infección por VIH. *Atención Primaria*, 30(3), 143-148.
- Ritsner, M., Modai, I. y Ponizovsky, A. (2000). The Stress-Support Patterns and Psychological Distress of Immigrants. *Stress Medicine*, 16(3), 139-147. doi: 10.1002/(SICI)1099-1700(200004)16:3<139::AID-SMI840>3.0.CO;2-C
- Rojano, R., Sánchez, M., González, E., Morales, I., Morales, I. y Barón, F. (2013). Resultado del impacto de una intervención multicomponente en conocimientos adquiridos, apoyo social y sobrecarga de cuidadoras inmigrantes. *NURE Investigación*, 10(63), 1-13.
- Ruiz, M., Pardo, A. y San Martín, R. (2010). Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45
- Sánchez, E. y Sánchez, M. (1998). Los modelos de estructuras de covarianza como método de validación de constructo. En V. Manzano, V y M. Sánchez (Comps.), *Investigación del comportamiento. Innovaciones metodológicas y estrategias de docencia* (pp. 101-112). Sevilla: Instituto Psicosociológico Andaluz de Investigaciones.
- Sandler, I. y Lakey, B. (1982). Locus of Control as Stress Moderator. The Rol of Control Perceptions and Social Support. *American Journal of Community Psychology*, 10, 65-80. doi: 10.1007/BF00903305
- Schreiber, J., Stage, F., King, J., Nora, A. y Barlow, E. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a review. *The Journal of Education Research*, 99(6), 323-337.
- Siguan, M. (1998). *La escuela y los inmigrantes*. Barcelona: Editorial Paidós.
- Wilkinson, R.G. (1994). Inequalities and health. *Lancet*, 343, 538.
- Zimmerman, M. A., Ramírez, J., Zapert, K. M. y Maton, K. I. (2000). A Longitudinal Study of Stress-Buffering Effects For Urban African-American male adolescent's problem behaviors and mental health. *Journal of Community Psychology*, 28(1), 17-33. doi: 10.1002/(SICI)1520-6629(200001)28:1<17::AID-JCOP4>3.0.CO;2-I
- Zimet, G. D., Dahlem, N. W., Zimet, S. G. y Farley, G. K. (1988). The Multidimensional Scale of Perceived Social Support. *Journal of Personality Assessment*, 52(1), 30 - 41. doi: 10.1207/s15327752jpa5201\_2

---

**Para citar este artículo/ to cite this article / para citar este artigo:** Caycho-Rodríguez, T., Domínguez-Lara, S., Villegas, G., Sotelo, N. y Carbajal-León, C. (2014). Análisis psicométrico del Cuestionario de Apoyo Social Funcional DUKE-UNK-11 en inmigrantes peruanos en Italia *Pensamiento Psicológico*, 12(2), 25-35. doi:10.11144/Javerianacali.PPSI12-2.apca