

Validación cruzada de la factorización del Test UCLA de Soledad

África Borges, Pedro Prieto, Giacinto Ricchetti, Carmen Hernández-Jorge y Elena Rodríguez-Naveiras
Universidad de La Laguna

La soledad es una experiencia desagradable que se produce cuando la red social de una persona es deficiente de forma significativa en calidad o cantidad, y ello es asociado con sentimientos negativos. La soledad es un constructo fundamental para conocer determinados procesos psicológicos, especialmente en el ámbito clínico. Para medirlo se han desarrollado diversos instrumentos, uno de los más populares y de más amplia aplicación es la escala de Soledad de UCLA, que ha sido utilizado en diversas poblaciones. La estructura factorial de este instrumento es un aspecto controvertido, pues mientras en su origen y en diversos estudios se la ha obtenido unifactorial, en otros estudios la estructura resultante es multifactorial. En el trabajo que aquí presentamos se aplicó la escala a estudiantes de primer curso de universidad de titulaciones en las distintas divisiones de conocimiento, tanto en la Universidad de La Laguna como en la de Bari (Italia). Los resultados muestran una estructura multifactorial en ambas poblaciones. Se presenta, tras los estudios pertinentes, una solución bifactorial, coherente tanto a nivel teórico como analítico.

Cross validity of the UCLA Loneliness Scale factorization. Loneliness is an unpleasant experience that takes place when a person's network of social relationships is significantly deficient in quality and quantity, and it is associated with negative feelings. Loneliness is a fundamental construct that provides information about several psychological processes, especially in the clinical setting. It is well known that this construct is related to isolation and emotional loneliness. One of the most well-known psychometric instruments to measure loneliness is the revised UCLA Loneliness Scale, which has been factorized in several populations. A controversial issue related to the UCLA Loneliness Scale is its factor structure, because the test was first created based on a unidimensional structure; however, subsequent research has proved that its structure may be bipolar or even multidimensional. In the present work, the UCLA Loneliness Scale was completed by two populations: Spanish and Italian undergraduate university students. Results show a multifactorial structure in both samples. This research presents a theoretically and analytically coherent bifactorial structure.

La soledad es una realidad a la que se enfrenta el ser humano, de una manera o de otra, a lo largo de su vida.

La soledad puede conceptualizarse de forma unidimensional como una experiencia que tiene lugar cuando la red social de una persona es deficitaria en calidad y cantidad, asociado a sentimientos negativos (Peplau y Perlman, 1984), o bien desde una perspectiva multidimensional, compuesto por diversos factores (McWhirter, 1997; Cramer y Barry, 1999). Así, Morera, Borges, Miró y Ricchetti (2000) aislaron cuatro factores: soledad emocional, soledad reflexiva, soledad social y conexión social, mostrando también que sólo la primera presentaba un claro compromiso con determinados factores de salud mental. Otras investigaciones han encontrado esta multidimensionalidad en otros instrumentos relativos al bienestar psicológico, realizando una versión reducida que au-

menta la consistencia de la prueba (Díaz, Rodríguez-Carvajal, Blanco, Moreno-Jiménez, Gallardo, Valle y van Dierendonck, 2006). En ambos casos, las variables de género y edad tienen efectos significativos en la internalización de los problemas, la problemática social y la depresión (Sandoval, Lemos y Vallejo, 2006).

La soledad se ha apresado a través de diversos instrumentos. De ellos, la escala de soledad de UCLA (Russell, Peplau y Ferguson, 1978) o bien su versión revisada (Russell, Peplau y Cutrona, 1980), que se ha utilizado en una amplia gama de muestras, tanto en países diferentes, como en muestras de edad distintas.

Este test, concebido unifactorialmente por sus autores, no ha mostrado de forma uniforme esa unidimensionalidad, pues si bien en algunos estudios la estructura encontrada es unifactorial (Russell y cols., 1980; Hartshorne, 1993; Russell, 1996), en otros se han obtenido dos factores (Mahon, Yarcheski y Yarcheski, 1995), tres (Austin, 1983; Wilson, Cutts, Lees, Mapungwana y Maungannidze, 1992) o incluso más (Ricchetti y Curci, 2003; Ricchetti, 2005; Borges, Hernández-Jorge, Ricchetti y Rodríguez-Naveiras, 2006).

El objetivo del presente trabajo es mostrar la validez cruzada del instrumento, analizando para ello la estructura factorial encontrada en dos poblaciones de estudiantes universitarios en dos paí-

ses de la Comunidad Europea, con el fin de aportar una versión del instrumento suficientemente estable.

Método

Participantes

Tomaron parte en el estudio un total de 522 estudiantes. La distribución por género, edad y distribución por carrera se presenta en la tabla 1.

Diseño

El estudio se realizó siguiendo una metodología selectiva, con un diseño transversal.

Procedimiento

La selección de la muestra fue de conveniencia, recogiendo los datos en las aulas de clase, informando al estudiantado que la participación era voluntaria.

El pase de pruebas se realizó en el primer trimestre de curso. Todos eran alumnos de primer año de carrera. Se administró la escala de Soledad de UCLA, en su versión española (Vázquez y Jiménez, 1994), para la muestra de este país, y en la versión italiana, para la segunda muestra (Solano y Coda, 1994).

Análisis de datos

Los datos fueron analizados con el paquete estadístico SPSS, en la versión 12. Se realizó un análisis factorial para cada muestra, con rotación varimax.

Resultados

La estructura factorial resultante presenta cinco factores en la muestra italiana: soledad emocional, evaluación subjetiva de red social, capacidad de acercarse a los otros, dificultad en intimar e individualismo. En la muestra española se obtienen cuatro con valor propio superior a 1: soledad emocional, evaluación subjetiva de red social, dificultad en intimar y pertinencia. Estos datos se muestran en la tabla 2, mientras que las comunalidades y las saturaciones en la solución rotada, para ambas muestras, aparecen en la tabla 3. El ajuste del modelo es adecuado en ambos casos

ITALIA		ESPAÑA	
Género			
Varón 42	Mujer 175	Varón 137	Mujer 168
Edad			
Rango 18-42	Media 19,65	D.T. 5,96	Rango 17-56
			Media 19,61
			D.T. 4,68
Carrera			
Psicología 173	Biología 22	Geología 22	Psicología 121
			Biología 92
			Historia 22

(Adecuación Kaiser-Meyer-Olkin= 0,891; esfericidad de Bartlett, $\chi^2= 1711,503$, g.l.= 190, p= 0.000 para la muestra española; Adecuación Kaiser-Meyer-Olkin= 0,904; esfericidad de Bartlett, $\chi^2= 2061,329$, g.l.= 190, p= 0.000 para la muestra italiana).

Se observa congruencia entre ambas estructuras factoriales, ya que los cuatro factores obtenidos en la muestra española coinciden con los cuatro primeros de la muestra italiana. Como se ha comentado, los dos primeros factores son iguales en ambas muestras, mientras que los factores tercero y cuarto de la muestra española (dificultad en intimar y pertinencia) se invierten en los datos de la muestra española. Para determinar esta concordancia se calculó el coeficiente de congruencia entre factores estimados en muestras diferentes de Wrigley y Neuhaus (1955). Los valores obtenidos, que se muestran en la tabla 4, demuestran la existencia de una alta congruencia entre las estructuras factoriales obtenidas.

Una vez demostrada la congruencia factorial entre ambas muestras, y con el objetivo de encontrar una solución más eficien-

Factor	ITALIA			ESPAÑA		
	λ	% de la varianza	% acumulado	λ	% de la varianza	% acumulado
1	7,105	35,527	35,527	7,200	35,998	35,998
2	1,966	9,831	45,358	1,697	8,484	44,482
3	1,284	6,419	51,777	1,333	6,665	51,148
4	1,149	5,746	57,523	1,019	5,097	56,245
5	1,054	5,269	62,792			

	ITALIA					ESPAÑA					
	Comuna.	1	2	3	4	5	Comuna.	1	2	3	4
s1	,680	-,052	,108	,834	-,144	-,073	,601	-,168	,168	-,235	,700
s2	,652	,748	,000	-,186	,019	-,153	,594	,762	-,095	,023	-,066
s3	,510	,513	-,249	-,236	,249	,124	,398	,493	-,248	,287	-,108
s4	,605	,798	,062	,097	,024	-,270	,696	,828	,004	,099	,000
s5	,591	-,309	,230	,514	-,359	,220	,500	-,417	,346	-,247	,381
s6	,588	-,006	,155	,479	-,352	,525	,524	-,139	,166	-,336	,604
s7	,519	,378	-,067	-,090	,564	,256	,483	,241	-,225	,610	-,041
s8	,758	-,056	-,025	,002	,800	-,099	,609	,007	-,026	,765	-,154
s9	,786	-,048	,298	,596	,073	,226	,597	-,049	,200	,033	,744
s10	,552	,011	,613	,187	-,111	,454	,563	-,092	,622	-,167	,373
s11	,676	,651	-,213	,030	,145	-,031	,523	,653	-,246	,170	-,079
s12	,428	,153	-,217	-,192	,585	-,017	,434	,128	-,076	,620	-,167
s13	,544	,286	-,454	,113	,443	-,230	,497	,312	-,298	,555	-,046
s14	,747	,663	-,406	-,142	,116	-,079	,619	,652	-,310	,255	-,181
s15	,558	-,454	,420	,470	,079	-,082	,578	-,462	,552	-,004	,245
s16	,597	-,113	,815	,281	-,154	-,025	,725	-,135	,803	-,223	,109
s17	,653	,474	-,202	-,043	-,091	-,645	,523	,612	-,174	,046	-,340
s18	,552	,571	-,341	-,165	,206	,180	,485	,570	-,235	,315	-,071
s19	,800	-,195	,679	,114	-,107	,208	,595	-,282	,638	-,070	,323
s20	,762	-,232	,772	,194	-,106	-,010	,705	-,226	,783	-,182	,090

te, se procedió a realizar un análisis factorial tomando ambas muestras conjuntamente. En la tabla 5 se muestran los estadísticos de validación del modelo y la estructura factorial rotada (Adecuación Kaiser-Meyer-Olkin= 0,918; esfericidad de Bartlett, $\chi^2=$

Tabla 4
Coeficiente de congruencia entre factores estimados en muestras diferentes

	J	P
Soledad emocional	0,99	<.001
Percepción subjetiva de red social	0,98	<.001
Dificultad de intimar	0,89	<.001
Pertinencia	0,97	<.001

Tabla 5
Estructura factorial, ajuste del modelo y fiabilidad para la muestra global

Factor	Global			
	λ	% de la varianza	% acumulado	Fiabilidad
1	7,032	35,158	35,158	0,834
2	1,727	8,633	43,791	0,816
3	1,461	7,305	51,096	0,275
4	1,148	5,739	56,835	0,661

Tabla 6
Saturaciones de los ítems en los factores. Global

Global	F1	F2	F3	F4
S4. Me siento solo	,758			
S11. Me siento excluido, olvidado por los demás	,747			
S2. Me falta compañía	,747			
S14. Me siento aislado de los demás	,710			
S3. No tengo a nadie con quien pueda contar	,539			
S18. La gente está a mi alrededor pero no la siento conmigo	,473			
S15. Puedo encontrar compañía cuando lo necesito	-,443	,443		
S19. Hay personas con las que puedo hablar y comunicarme		,804		
S20. Hay personas a las que puedo recurrir		,787		
S16. Hay personas que realmente me comprenden		,752		
S10. Me siento cercano a algunas personas		,678		
S9. Soy una persona abierta, extrovertida			,687	
S1. Me llevo bien con la gente que me rodea			,653	
S6. Tengo mucho en común con los que me rodean			,627	
S17. Me siento infeliz por estar tan aislado	,504		-,547	
S5. Me siento parte de un grupo de amigos		,400	,517	
S8. Mis intereses no son compartidos				,741
S12. Mis relaciones sociales son superficiales				,598
S13. Pienso que realmente nadie me conoce bien				,594
S7. No tengo confianza con nadie				,589

3599,511, g.l.= 190, p= 0.000), así como la fiabilidad, obtenida a través del *alfa de Cronbach* por factores. En la tabla 6 se presentan las saturaciones de los ítems en los factores.

Como se puede observar, hay una gran diferencia entre el valor propio del primer factor y los restantes. Sin embargo, el segundo factor se mantiene con valores propios cercanos a 2, tanto en las dos muestras de estudio, como en la solución conjunta, teniendo además relevancia sustantiva. Además, los niveles de fiabilidad aceptables de los dos primeros factores corrobora la presencia de más de una dimensión. Todo lo anterior aconsejaba hacer un ulterior análisis, limitando a dos los factores, con el fin de depurar el instrumento y hacerlo más eficiente. El ajuste de esta solución factorial es adecuado (Adecuación Kaiser-Meyer-Olkin= 0,911; esfericidad de Bartlett, $\chi^2= 2600,291$, g.l.= 78, p= 0.000). En la tabla 7 se presentan los estadísticos de validación del modelo y la fiabilidad por factores, mientras que en la 8 se muestran los valores propios de los factores y la saturación de los ítems.

Discusión y conclusiones

Los resultados obtenidos nos permiten afirmar, en primer lugar, una validez cruzada de la Escala de Soledad de UCLA para las muestras de estudiantes universitarios españoles e italianos, tanto en la similaridad de los factores obtenidos, como en la congruencia obtenida en el factor de congruencia entre factores estimados en muestras diferentes.

En lo que respecta a la dimensionalidad, los resultados obtenidos nos llevan a concluir que la escala, tanto en la versión española como en la italiana, no es unidimensional, por estos datos corroboran los estudios que han mostrado la multidimensionalidad de la escala (Austin, 1983; Wilson, Cutts, Lees, Mapungwana y

Tabla 7
Estructura factorial, ajuste del modelo y fiabilidad para dos factores

Factor	λ	% de la varianza	% acumulado	Fiabilidad
1	5,612	43,171	43,171	0,846
2	1,642	12,635	55,805	0,844

Tabla 8
Saturaciones de los ítems en la estructura bifactorial

Solución de dos factores	F1	F2
S14. Me siento aislado de los demás	,770	
S2. Me falta compañía	,761	
S11. Me siento excluido, olvidado por los demás	,754	
S4. Me siento solo	,752	
S3. No tengo a nadie con quien pueda contar	,569	
S17. Me siento infeliz por estar tan aislado	,559	
S18. La gente está a mi alrededor pero no la siento conmigo	,555	
S19. Hay personas con las que puedo hablar y comunicarme		,806
S16. Hay personas que realmente me comprenden		,799
S20. Hay personas a las que puedo recurrir		,783
S10. Me siento cercano a algunas personas		,678
S5. Me siento parte de un grupo de amigos	-,459	,561
S15. Puedo encontrar compañía cuando lo necesito	-,449	,539

Maungannidze, 1992; Mahon, Yarcheski y Yarcheski, 1995; Ricchetti y Curci, 2003; Ricchetti, 2005; Borges, Hernández-Jorge, Ricchetti y Rodríguez-Naveiras, 2006).

No obstante, no parece que los resultados obtenidos permitan mantener la estructura de cuatro factores, dado el escaso peso de los dos últimos. Tanto los resultados obtenidos en la factorización de ambas muestras y en la factorización global, como el aspecto sustantivo de los factores, hacen recomendable mantener los dos primeros, Soledad emocional y Evaluación subjetiva de red social, descartando por tanto los ítems restantes. Además, creemos con-

veniente incrementar el tamaño de la escala con la inclusión de ítems equivalentes, con el doble objetivo de aumentar su fiabilidad y de mejorar la capacidad explicativa del instrumento.

Investigaciones posteriores deberían profundizar en la validez de la escala, ampliando las muestras para incluir también colectivos clínicos y comprobar, así, la utilidad de la inclusión de factores de soledad en su relación con la salud mental, al tiempo que tratar de adaptar el instrumento a las diferentes culturas, atendiendo a las fases que señalan Balluerka, Gorostiaga, Alonso-Arbiol y Haramburu (2007).

Referencias

- Austin, B.A. (1983). Factorial structure of the UCLA Loneliness Scale. *Psychological Reports*, 53, 883-889.
- Balluerka, N., Gorostiaga, A., Alonso-Arbiol, I. y Haramburu, M. (2007) La adaptación de instrumentos de medida de unas culturas a otras: una perspectiva práctica. *Psicothema*, 19(1), 124-133.
- Borges, A., Ricchetti, G., Hernández-Jorge, C., y Rodríguez-Naveiras, E. (2006, julio). *Loneliness among canary island adolescents: UCLA's factorial structure*. 27th Biennial Meeting of the Society for Multivariate Analysis in the Behavioural Sciences (SMABS) and the 2nd Conference of the European Association of Methodology (EAM). Budapest.
- Cramer, K.M., y Barry, J.E. (1999). Conceptualization and measures of loneliness: A comparison subscales. *Personality and Individual Differences*, 27, 491-502.
- Díaz, D., Rodríguez-Carvajal, R., Blanco, A., Moreno-Jiménez, B., Gallardo, I., Valle, C., y van Dierendonck, D. (2006). Adaptación española de las escalas de bienestar psicológico de Ryff. *Psicothema*, 18(3), 572-577.
- Hartshorne, T.S. (1993). Psychometric properties and confirmatory factor analysis of the UCLA Loneliness Scale. *Journal of Personality Assessment*, 61, 182-195.
- McWhirter, B.T. (1997). Loneliness, learned resourcefulness and self-esteem in college students. *Journal of Counseling and Development*, 75, 460-469.
- Mahon, N.E., Yarcheski, T.J., y Yarcheski, A. (1995). Validation of the revised UCLA Loneliness Scale for adolescents. *Research in Nursing and Health*, 18, 263-270.
- Morera, Y., Borges, A., Miró, M., y Ricchetti, G. (2000, septiembre). Toward an integrative model of loneliness measures. 7th Congress on Constructivism in Psychotherapy. Geneva.
- Peplau, L.A., y Perlman, D. (1984). Loneliness research: A survey of empirical findings. En L.A. Peplau y S.E. Goldston (Eds.): *Preventing the harmful consequences of severe and persistent loneliness* (pp. 13-47). Rockville, MD: National Institute of Mental Health.
- Ricchetti, G., y Curci, A. (2003, september). *The construct of loneliness: Theoretical and methodological aspects*. 8th Congress on Constructivism in Psychotherapy. Monopoli.
- Ricchetti, G. (2005, mayo). *Solitudine e stili di coping: Uno studio su 400 partecipanti*. 2° Convegno Nazionale GRP. Monopoli.
- Russell, D. (1996). UCLA Loneliness Scale (Version 3): Reliability, validity and factor structure. *Journal of Personality Assessment*, 66, 20-40.
- Russell, D., Peplau, L.A., y Cutrona, M. (1980). The revised UCLA Loneliness scale: Concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39, 472-480.
- Sandoval, M., Lemos, S., y Vallejo, G. (2006). Self-reported competences and problems in Spanish adolescents: A normative study of the YSR. *Psicothema*, 18(4), 804-809.
- Solano, L., y Coda, R. (1994). *Relazioni Emozioni Salute*. Padova: Piccined.
- Vázquez, A.J., y Jiménez, R. (1994). Ruls: Escala de soledad UCLA revisada. Fiabilidad y validez de una versión española. *Revista de Psicología de la Salud*, 6(1), 45-54.
- Wilson, D., Cutts, J., Lees, I., Mapungwana, S., y Maungannidze, L. (1992). Psychometric properties of the Revised UCLA Loneliness Scale and two short-form measures of loneliness in Zimbabwe. *Journal of Personality Assessment*, 59, 72-81.
- Wrigley, C., y Neuhaus, J.O. (1955). *The matching of two sets of factors*. Contract Memorandum Report. University of Illinois.