

---

# Adaptación y desarrollo de una versión breve de la Escala de Apoyo Social de Berlín

Schetsche, Christian

**PSIENCIA**  
REVISTA  
LATINOAMERICANA  
DE CIENCIA  
PSICOLÓGICA  
LATIN AMERICAN JOURNAL OF  
PSYCHOLOGICAL SCIENCE

---

## Christian Schetsche

christianschetsche@psi.uba.ar  
Instituto de Investigaciones, Facultad de Psicología,  
Universidad de Buenos Aires., Argentina

## PSIENCIA. Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica

Asociación para el Avance de la Ciencia Psicológica, Argentina  
ISSN-e: 2250-5504  
Periodicidad: Cuatrimestral  
vol. 13, núm. 1, 2021  
secretaria@psiencia.org

URL: <http://portal.amelica.org/ameli/jatsRepo/483/4832126008/index.html>

**Resumen:** Numerosas investigaciones han mostrado los efectos positivos que el apoyo social puede tener sobre la salud mental. A pesar de que el estudio del apoyo social representa una faceta multidimensional, no existen en el área hispanoparlante instrumentos breves que distinguen entre el apoyo social percibido, realmente recibido y la necesidad de apoyo. Debido a eso, el objetivo del presente estudio consistió en la adaptación y el desarrollo de una versión breve de la Escala de Apoyo Social de Berlín. La muestra (N = 361) se recogió por Internet y un análisis factorial exploratorio mostró la existencia de una dimensión adicional que se denominó comprensión percibida. Los resultados del análisis factorial confirmatorio evidenciaron unas propiedades psicométricas adecuadas del instrumento desarrollado y, a pesar de su brevedad, las consistencias internas obtuvieron unos valores más favorables que la versión original. Con el fin de comprobar la validez convergente, se encontraron correlaciones significativas con un elevado número de síntomas psicológicos. La dimensión comprensión percibida destacó porque obtuvo las correlaciones más considerables. Se concluye que la adaptación de la Escala de Apoyo Social de Berlín se realizó de forma exitosa, por lo que su versión breve puede ser utilizada en el área hispanoparlante.

**Palabras clave:** Apoyo social, Análisis Factorial Confirmatorio, Validez convergente, Invarianza factorial.

**Abstract:** Numerous research has shown the positive effects that social support can have on mental health. Even though the study of social support represents a multidimensional facet, there are no brief instruments in the Spanish-speaking area that distinguish between perceived, actually received social support and the need for support. Because of this, the present study aimed to adapt and develop a short version of the Berlin Social Support Scale. The sample (N = 361) was collected online and an exploratory factor analysis showed the existence of an additional dimension called perceived understanding. The results of the confirmatory factor analysis showed adequate psychometric properties of the instrument developed and, despite its brevity, the internal consistencies obtained more favorable values than the original version. In order to verify convergent validity, significant correlations were found with a high number of psychological symptoms. The dimension perceived understanding stood out because it obtained the most considerable correlations. It is concluded that the adaptation of the Berlin Social Support Scale was carried out successfully, so its short version can be used in the Spanish-speaking area.

**Keywords:** Social Support, Confirmatory Factor Analysis, Convergent Validity, Measurement Invariance.

## INTRODUCCIÓN

### Apoyo social

Cohen y Syme (1985) realizaron una definición muy general del término apoyo social. Según ellos, éste define un recurso proporcionado por otra persona, pudiendo tratarse de cualquier bien tangible o intangible. Según Hobfoll et al. (1992), la disponibilidad de recursos se amplía a través del apoyo social y aquellos recursos que provienen de las relaciones sociales tienen además la importante función de facilitar el encuentro, la protección y la conservación de los conceptos relacionados con la propia identidad. Las relaciones sociales facilitan la solución de determinados problemas y la adaptación tras acontecimientos estresantes. De esta manera, reducen la vulnerabilidad relacionada con situaciones estresantes que tienen efectos sobre el estado psíquico (Rook, 1985).

En relación con la pregunta cuáles podrían ser los efectos psíquicos del apoyo social, Sommer y Fydrich (1989) afirman que éste puede aumentar la autoestima, la motivación, la esperanza de éxito y la disponibilidad de competencias propias. Además, la excitación negativa se reduce y la percepción del estrés en sí y la percepción de las capacidades propias se modifican de forma positiva. Asimismo, tiene un efecto positivo en el proceso de resolución de conflictos y en el grado de autodeterminación, quiere decir que el apoyo social modifica la percepción del problema y facilita que el individuo busque la información relevante para la resolución del conflicto. Para ello, se propone objetivos más realísticos y dispone de una expectativa distinta relacionada con la ayuda necesaria para poder alcanzar dichos objetivos. Finalmente, las experiencias positivas podrían influir directamente en el bienestar y, de forma indirecta, hacer que un individuo soporte, o supere, mejor futuras experiencias negativas.

### Modelos sobre la eficacia del apoyo social

Existe una relación estrecha entre la conceptualización del apoyo social y el estudio sobre los efectos que el apoyo social tiene sobre la salud y el bienestar. De esta manera, los distintos componentes son clasificados según distintos modelos formales (Schwarzer & Leppin, 1988; Wills, 1985). Sobre todo, dos de estos modelos fueron conceptualizados y empíricamente probados.

Por un lado, tenemos el modelo del efecto principal, o el modelo de compensación. Dicho modelo parte desde la suposición que los estresores y el apoyo social operan de forma independiente sobre la situación psicofísica, quiere decir que el apoyo social modifica el bienestar independientemente del grado de eventuales estresores. Eso quiere decir que la simple existencia del apoyo social proporciona un mayor bienestar (Cohen & Syme, 1985).

Por otro lado, tenemos el modelo del efecto amortiguador, o modelo interactivo o modelo multiplicativo, el cual está relacionado con los conceptos del apoyo de reconocimiento, apoyo de motivación y apoyo de información. Dicho modelo parte desde la suposición que los estresores provoquen un aumentado apoyo social (Wheaton, 1985). Este apoyo social activado tiene la función de evitar el distrés, por lo que se establece una cadena causal y el apoyo social opera como un moderador entre los estresores y el distrés (Baron & Kenny, 1986). Cuando una persona está expuesta a mucho estrés, está mejor protegida contra los efectos negativos del mismo cuando dispone de un alto apoyo social (en comparación con una persona con un bajo grado de apoyo social). Por otro lado, dicho modelo del efecto amortiguador sugiere que el apoyo social no tiene mucha

influencia en un individuo cuando éste se encuentra en una situación poco estresante (Cohen & Hoberman, 1983; Schwarzer & Leppin, 1988).

De esta manera, podemos afirmar que el efecto principal aparece en términos objetivos que están relacionados con la existencia y la cantidad de relaciones sociales, la estructura de la red social y la identidad social, cuando el efecto amortiguador aparece en relación con los contenidos funcionales o la disponibilidad funcional del apoyo (Cohen & Syme, 1985; Schwarzer & Leppin, 1988; Wills, 1985).

Hay evidencias empíricas de la existencia de ambos modelos por lo que no pueden ser considerados como competidores, sino como las dos caras de la misma moneda (Cohen & Wills, 1985; Henderson, 1992; Kessler & McLeod, 1985; Kobasa & Puccetti, 1983; Sandler & Lakey, 1982; Wills, 1985; Wills & Cleary, 1996).

## **El Apoyo social y el crecimiento personal a través de las relaciones sociales**

En primer lugar, debe destacarse la diferenciación entre la percepción del apoyo social disponible y el apoyo social realmente recibido. Siguiendo varios estudios, se puede observar que la percepción del apoyo social disponible está más relacionada con determinados factores de la salud (Uchino, 2004, 2009).

Maisel y Gable (2009) descubrieron que el apoyo social realmente recibido solamente es beneficioso cuando éste responde a las necesidades del individuo. Además, el grado de cercanía que el individuo tiene con la persona que le brinda el apoyo social es otro factor que da explicación a que el apoyo social realmente recibido puede tener menor o mayor efecto sobre la salud mental. En este sentido, Thoits (2011) describe que es probable que la presencia o ausencia de apoyo por parte de vínculos sociales cercanos (por ejemplo, amigos, familia, parejas íntimas) sea más influyente que el apoyo que brindan vínculos sociales periféricos.

Feeney y Collins (2015) afirman que, aunque las relaciones cercanas y afectuosas están indiscutiblemente vinculadas a la salud y el bienestar en todas las etapas de la vida, no se comprenden bien las vías específicas a través de las cuales las relaciones estrechas promueven un bienestar óptimo. Basándose en ello, dichas autoras desarrollaron un modelo el cual destaca dos contextos de vida a través de los cuales las personas pueden prosperar potencialmente: por un lado, afrontando con éxito las adversidades de la vida y, por otro lado, buscando activamente oportunidades de crecimiento y desarrollo en la vida. De esta manera, las autoras conceptualizan el apoyo social como un proceso interpersonal que dispone de determinados efectos para que un individuo puede prosperar en el largo plazo. Este proceso, el cual distingue entre las adversidades y las oportunidades de la vida, comprende la siguiente secuencia: la respuesta personal ante dichos acontecimientos, el apoyo social recibido, la sensibilidad que se percibe en la persona que brinda el apoyo social, los resultados inmediatos y, por último, el crecimiento en el largo plazo, el cual tiene también efectos sobre las futuras respuestas personales ante los acontecimientos de la vida.

## **Instrumentos psicométricos para la evaluación del apoyo social**

Para la evaluación del apoyo social, pueden encontrarse en lengua española números instrumentos. El MPPP de Arechabala Mantuliz y Miranda Castillo (2002) evalúa el apoyo social percibido por parte de la familia y por parte de amigos. Por otro lado, podemos encontrar el MOS de Rodríguez Espínola y Enrique (2007), el cual consta de tres dimensiones que sirven para cuantificar las siguientes cuatro dimensiones del apoyo percibido: el apoyo emocional/informacional, el apoyo afectivo y el apoyo instrumental. El Duke-UNK-11 de Cuéllar-Flores y Dresch (2012) distingue entre el apoyo confianza y el apoyo afectivo. Por último, debe destacarse el ISEL y su adaptación de Trujillo et al. (2012), ya que dicho instrumento ha sido ampliamente utilizado a nivel internacional. Este último instrumento engloba las dimensiones apoyo por información, apoyo instrumental, apoyo a la autoestima y apoyo por pertenencia.

## El presente estudio

Teniendo en cuenta la importancia de distinguir entre el apoyo social percibido y realmente recibido (Uchino, 2004, 2009), de analizar también la necesidad de apoyo por parte de la persona receptora (Maisel & Gable, 2009) y el grado de cercanía entre el receptor y el proveedor del apoyo social (Thoits, 2011), es llamativo que ninguno de los instrumentos psicométricos mencionados se aproxime a la evaluación del apoyo social desde un enfoque multidimensional. La existencia de un instrumento de dichas características facilitaría no sólo la posibilidad de profundizar en el estudio del apoyo social en sí, sino también la oportunidad de analizar, desde un planteamiento empírico, el modelo teórico de Feeney y Collins (2015), el cual describe el crecimiento personal a través de las relaciones sociales.

Es por ello que el objetivo del presente estudio consistió en la validación y el desarrollo de una versión breve, de tres ítems por factor, de la Escala de Apoyo Social de Berlín de Schulz y Schwarzer (2003). Dicho objetivo emergió desde la necesidad de instrumentos breves que pueden encontrar utilidad en extensos estudios que requieren técnicas precisas con adecuados valores psicométricos.

## METODOLOGÍA

### Diseño

Siguiendo la clasificación de Montero y León (2007), se realizó un estudio instrumental, descriptivo y transversal de una población mediante encuesta con una muestra no probabilística.

### Procedimiento y muestra

Para la recolección de datos, se utilizó la plataforma digital de Google Forms®. En la página inicial del cuestionario, se informó sobre la posibilidad de retirarse en cualquier momento de la investigación y, después de aceptar participar mediante el consentimiento informado, se presentaron los cuestionarios. En caso de que los sujetos tuvieran inconvenientes o dudas durante las respuestas, se dejó el email de contacto del investigador. El reclutamiento de los participantes se realizó a través de las redes sociales de Facebook, Instagram y WhatsApp y, con el fin de asegurar una realización satisfactoria de la encuesta, se llevó a cabo una prueba piloto con 30 individuos.

Se realizó un muestreo no probabilístico y por bola de nieve. La muestra se recolectó entre el 02 de octubre y el 05 de noviembre de 2020 y estuvo conformada por 361 adultos ( $M$  edad= 41.01,  $DS$ = 15.58, femenino= 203) residentes en Argentina, compuesto por 30% de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, 22% de Gran Buenos Aires, 11% de la Provincia de Buenos Aires y 38% de otras provincias de Argentina. El 72% eran de nivel universitario incompleto o superior.

## Instrumentos

### *Escala de Apoyo Social de Berlín*

La Escala de Apoyo Social de Berlín, Berliner Social Support Skalen (BSSS) fue desarrollada por Schulz y Schwarzer (2003) para poder evaluar, desde un enfoque bilateral, el apoyo social de pacientes de cáncer. Dicho instrumento consta de un total de 52 ítems, los cuales corresponden a cinco dimensiones para evaluar la percepción de apoyo social disponible (por ejemplo, “Cada vez que no me siento bien, otras personas me

demuestran su preocupación.”), el apoyo social realmente recibido por parte de una determinada persona muy próxima (por ejemplo, “Esa persona me demostró que me quiere y me acepta.”), la necesidad de apoyo social (por ejemplo, “Cuando estoy decaído/a, necesito alguien para levantarme el ánimo.”), la búsqueda de apoyo social (por ejemplo, “En situaciones críticas, prefiero acudir a otras personas por su consejo.”) y el apoyo social brindado a una determinada persona muy próxima (por ejemplo, “Estuve allí cuando me necesitó.”). Por otro lado, el instrumento dispone de una dimensión complementaria, la amortiguación y protección, que debe ser completada por parte de una persona próxima al paciente (por ejemplo, “Evité cualquier cosa que pudiera trastornarlo/a.”). Además, los autores del instrumento afirman que las dimensiones percepción de apoyo social disponible, apoyo social realmente recibido y apoyo social brindado pueden ser desglosadas según el apoyo emocional y el apoyo instrumental. Los ítems se contestan en una escala Likert de cuatro puntos, la cual abarca los valores 1 = Falso hasta 4 = Totalmente verdadero, y las consistencias internas del instrumento se encuentran entre  $.63 \leq \alpha \leq .85$ .

Desde la página web de los autores, puede descargarse una versión en lengua española del instrumento, la cual sirvió como base del presente estudio. Aun así, debe destacarse que no se ha podido encontrar ningún estudio de validación, por lo que se desconocen los valores psicométricos de dicha versión.

Basado en las características del presente estudio, es importante tener en cuenta que no se ha podido mantener la naturaleza bilateral del instrumento y, debido al elevado número de instrumentos ya existentes que sirven para la evaluación del apoyo social como estrategia de afrontamiento (Cano García et al., 2007; Guarino et al., 2007; Sandín & Chorot, 2003), se excluyó la dimensión relacionada a la búsqueda de apoyo social. Dichas circunstancias condujeron a que, en el presente estudio, se incluyeron solamente las siguientes dimensiones: percepción de apoyo emocional disponible (cuatro ítems), percepción de apoyo instrumental disponible (cuatro ítems), necesidad de apoyo (cuatro ítems), apoyo emocional realmente recibido (siete ítems) y apoyo instrumental realmente recibido (dos ítems). Por último, debe resaltarse que no se ha utilizado una escala Likert de cuatro puntos, tal como lo proponen los autores del instrumento, sino una escala Likert de cinco puntos que abarca los valores 0 = Totalmente en desacuerdo hasta 4 = Totalmente de acuerdo. Dicha modificación se debe a que, durante la prueba piloto del estudio, un elevado número de participantes manifestó su deseo de marcar una respuesta de valor intermedio.

### *Symptom Assessment-45 Questionnaire*

Se utilizó el Symptom Assessment-45 Questionnaire (SA-45) de Sandín et al. (2008). El instrumento dispone de un total de 45 ítems que corresponden a nueve dimensiones y, en el mencionado estudio original de validación en lengua española, se obtuvieron unas consistencias internas entre  $.63 \leq \alpha \leq .85$ . Para la contestación, se utiliza una escala Likert de cinco puntos (0 = Nada en absoluto hasta 4 = Mucho o extremadamente) y, en el presente estudio, se obtuvieron las siguientes alfas de Cronbach: somatización ( $\alpha=0.84$ ), obsesión-compulsión ( $\alpha=0.80$ ), sensibilidad interpersonal ( $\alpha=0.81$ ), depresión ( $\alpha=0.84$ ), ansiedad ( $\alpha=0.83$ ), hostilidad ( $\alpha=0.86$ ), ansiedad fóbica ( $\alpha=0.85$ ), ideación paranoide ( $\alpha=0.75$ ) y psicoticismo ( $\alpha=0.72$ ).

### **Análisis de datos**

La detección de valores atípicos multivariantes se realizó a través del paquete MASS de Venables y Ripley (2002). Para ello, se utilizó el método Minimum Covariance Determinant que fue desarrollado por Leys et al. (2018). Con el fin de analizar la normalidad multivariante, se utilizó el paquete MVN de Korkmaz et al. (2014). A través del paquete psych de Revelle (2019), se realizaron el análisis factorial exploratorio, el cálculo de las consistencias internas ( $\alpha$ ) y de las correlaciones de Spearman. El análisis factorial confirmatorio y la

invarianza factorial se llevaron a cabo con la ayuda del paquete lavaan de Rosseel (2012). La totalidad de los paquetes mencionados forman parte del software R (Core Team, 2020) y, para todos los cálculos, se utilizó el valor de probabilidad  $p \leq .05$ .

## RESULTADOS

### Valores atípicos y normalidad multivariante

Siguiendo los resultados del Minimum Covariance Determinant, un total de 51 observaciones fueron clasificadas como valores atípicos, por lo que se excluyeron de la muestra, quedando ésta en 310 individuos (176 del género femenino). La realización del test de Mardia (1970) constató que los ítems no representaban una normalidad multivariante.

### Análisis Factorial Exploratorio

Debido al incumplimiento con el supuesto de normalidad multivariante, se utilizó para el análisis factorial exploratorio el método de los ejes principales (Fabrigar et al., 1999) y, siguiendo las sugerencias de Costello y Osborne (2005), un análisis paralelo y método de rotación Oblimin. La comprobación del Scree-Plot justificó la extracción de cuatro factores. Al comparar la estructura factorial resultante con la propuesta por los autores del instrumento original, se determinó que el apoyo social realmente recibido podía ser desglosado en un factor que hace referencia al apoyo emocional recibido y otro que hace referencia a la comprensión percibida. Por otro lado, se advirtió que el análisis factorial exploratorio juntó la percepción de apoyo emocional disponible y la percepción de apoyo instrumental disponible.

### Análisis factorial confirmatorio

Basado en lo expresado anteriormente, se evaluaron inicialmente tres modelos: el primer modelo, BSSS-5F-21, representa la estructura factorial según los autores del instrumento y comprende 21 ítems y las cinco dimensiones siguientes: percepción de apoyo emocional disponible, percepción de apoyo instrumental disponible, necesidad de apoyo, apoyo emocional realmente recibido y apoyo instrumento realmente recibido. El segundo modelo, EFA-4F-21, engloba la estructura resultante del análisis factorial exploratorio, la cual consta de 21 ítems y los cuatro factores siguientes: percepción de apoyo disponible, necesidad de apoyo, apoyo emocional realmente recibido y comprensión percibida. Con el fin de contrastar estos dos modelos, se evaluó también un compuesto de ambos, Combinación-5F-21, el cual comprende 21 ítems y cinco factores: percepción de apoyo emocional disponible, percepción de apoyo instrumental disponible, necesidad de apoyo, apoyo emocional realmente recibido y comprensión percibida.

Teniendo en cuenta que los ítems no representaban una normalidad multivariante según el test de Mardia (1970), se procedió a evaluar los ajustes del modelo a través de los índices ajustados S-B $\chi^2$  de Satorra y Bentler (2000), cumpliendo así con los requisitos establecidos para el uso del Maximum Likelihood Method, o MLM (Hu & Bentler, 1999; Yu, 2002). Según las indicaciones de Hu y Bentler (1999), podemos considerar un modelo como adecuado cuando su ajuste toma los siguientes valores:  $\chi^2/df \leq 3$ , RMSEA  $\leq .06$ , SRMR  $\leq .08$ , CFI  $\geq .95$ , TLI  $\geq .95$ . A raíz de dichos valores, se puede observar en la Tabla 1 que el modelo denominado Combinación-5F-21 obtuvo los índices de ajuste más favorables, por lo que se continuó trabajando con dicho modelo.

Tabla 1

Tabla 1

*Índices de ajuste de los modelos competidores*

Modelos competidores	$\chi^2$ MLM	df	$\chi^2/df$	Scaling	p	RMSEA (90% CI)	SRMR	CFI	TLI
BSSS-5F-21	454,736	183	2,485	1,145	0,000	0,074 (0,062 - 0,077)	0,055	0,923	0,911
EFA-4F-21	389,699	183	2,130	1,156	0,000	0,065 (0,056 - 0,074)	0,049	0,941	0,932
Combinación-5F-21	368,269	179	2,057	1,148	0,000	0,063 (0,053 - 0,072)	0,048	0,946	0,937

Notas. n = 310;  $\chi^2$  MLM - Chi-cuadrado utilizando el método de máxima verosimilitud con errores estándares robustos (MLM); df, grados de libertad; Scaling, factor de ajuste de la corrección de Satorra-Bentler; RMSEA, error cuadrático medio de aproximación; SRMR, residuo estandarizado cuadrático medio, CFI, índice de ajuste comparativo; TLI, Tucker Lewis Index.

*Índices de ajuste de los modelos competidores*

## Reducción de ítems

Como primeros criterios para realizar la reducción de ítems, se tuvieron en cuenta las cargas factoriales y los coeficientes de homogeneidad corregidos, cuyos valores pueden observarse en la Tabla 2. Siguiendo las sugerencias que Hair et al. (2010) ofrecen para el desarrollo de instrumentos psicométricos, se debe poner una especial atención en aquellos ítems que representan una carga factorial  $\leq .50$  y, según Hinton (2014), en aquellos coeficientes de homogeneidad corregidos con valores  $\leq .30$ .

Tabla 2

Tabla 2

*Cargas factoriales y coeficientes de homogeneidad corregidos del modelo Combinación-5F-21*

Número ítem	Disponibilidad de apoyo emocional		Disponibilidad de apoyo instrumental		Necesidad de apoyo		Apoyo emocional recibido.		Comprensión percibida	
	CF	CHC	CF	CHC	CF	CHC	CF	CHC	CF	CHC
BSSS_01	0,554	0,536								
BSSS_02	0,810	0,783								
BSSS_03	0,842	0,768								
BSSS_04	0,863	0,727								
BSSS_05			0,712	0,687						
BSSS_06			0,874	0,810						
BSSS_07			0,855	0,803						
BSSS_08			0,876	0,814						
BSSS_09					0,732	0,565				
BSSS_10					0,790	0,600				
BSSS_11					0,532	0,451				
BSSS_12					0,421	0,374				
BSSS_13							0,901	0,817		
BSSS_14							0,896	0,815		
BSSS_15							0,886	0,805		
BSSS_19							0,371	0,365		
BSSS_20							0,852	0,811		
BSSS_21							0,815	0,755		
BSSS_16									0,744	0,541
BSSS_17									0,760	0,655
BSSS_18									0,618	0,548

Notas. n = 310; CF, carga factorial; CHC, coeficiente de homogeneidad corregido.

*Cargas factoriales y coeficientes de homogeneidad corregidos del modelo Combinación-5F-21*

Al aplicar dichos criterios, los ítems 12 y 19 pueden ser considerados como críticos, ya que sus cargas factoriales no eran idóneas. Con el fin de maximizar la varianza explicada y las consistencias internas, se eliminaron además los ítems 01 y 05.

Tras dicha reducción, todas las dimensiones disponían de tres ítems, menos el factor referente al apoyo emocional recibido, el cual comprendía todavía un total de cinco ítems. Con el fin de excluir dos ítems de dicho factor, se analizaron las correlaciones de los residuos estandarizados. Hair et al. (2010) afirman que deben eliminarse aquellos ítems cuyos residuos estandarizados exhiben una gran cantidad de  $> |4.00|$  con otros ítems y que deben revisarse atentamente aquellos que exhiben una gran cantidad de correlaciones entre  $|2.00|$  y  $|4.00|$  con otros ítems. Aplicando dichos criterios, se eliminaron los ítems 15 y 20, por lo que el instrumento final englobó 15 ítems y cinco factores, quiere decir tres ítems por cada factor. En la Tabla 3, podemos observar el modelo inicial, Combinación-5F-21, el modelo Combinación-5F-17, el cual representa los índices de ajuste tras la reducción basada en las cargas factoriales y los coeficientes de homogeneidad corregidos y, por último, el modelo final cuya denominación provisional consistió en Combinación-5F-15.

**Tabla 3***Tabla 3**Índices de ajuste del modelo inicial y tras las reducciones*

Modelos competidores	$\chi^2$ MLM	df	$\chi^2/df$	Scaling	p	RMSEA (90% CI)	SRMR	CFI	TLI
Combinación-5F-21	368,269	179	2,057	1,148	0,000	0,063 (0,053 - 0,072)	0,048	0,946	0,937
Combinación-5F-17	246,218	109	2,259	1,187	0,000	0,069 (0,058 - 0,081)	0,042	0,955	0,943
Combinación-5F-15	152,027	80	1,900	1,176	0,000	0,058 (0,044 - 0,073)	0,039	0,970	0,960

Notas. n = 310;  $\chi^2$  MLM - Chi-cuadrado utilizando el método de máxima verosimilitud con errores estándares robustos (MLM); df, grados de libertad; Scaling, factor de ajuste de la corrección de Satorra-Bentler; RMSEA, error cuadrático medio de aproximación; SRMR, residuo estandarizado cuadrático medio, CFI, índice de ajuste comparativo; TLI, Tucker Lewis Index.

*Índices de ajuste del modelo inicial y tras las reducciones*

A continuación, se calcularon las consistencias internas de todos los modelos analizados. Como puede observarse en la Tabla 4, el modelo final con 15 ítems dispone de unas alfas de Cronbach más favorables que el instrumento original. Con relación al modelo resultante del análisis factorial exploratorio, debe destacarse que éste no diferencia entre la disponibilidad de apoyo emocional e instrumental, por lo que dicho modelo dispone de un factor global que comprende la disponibilidad de apoyo en general. Por último, cabe resaltar que los valores del modelo final están ligeramente por debajo del modelo que maximiza las consistencias internas y que dicha diferencia se debe al factor apoyo emocional recibido.



Tabla 4

Tabla 4

Consistencias internas de todos los modelos desarrollados

Modelos competidores	Disponibilidad de apoyo emocional	Disponibilidad de apoyo inst.	Necesidad de apoyo	Apoyo emocional recibido	Apoyo inst. recibido	Comprensión percibida.	Media de $\alpha$
BSSS-5F-21	0,855	0,896	0,709	0,877	0,459		0,759
EFA-4F-21		0,929	0,709	0,879		0,750	0,817
Combinación-5F-21	0,855	0,896	0,709	0,879		0,750	0,818
Combinación-5F-17	0,875	0,899	0,713	0,937		0,750	0,835
Combinación-5F-15	0,875	0,899	0,713	0,896		0,750	0,827

Notas. n = 310; Inst., instrumental;  $\alpha$ , alfas de Cronbach.

Consistencias internas de todos los modelos desarrollados

## Validez convergente

Con el fin de evaluar la capacidad discriminativa de las dimensiones encontradas, se realizó un análisis de validez convergente. Para ello, se calcularon las correlaciones de Spearman entre los cinco factores del modelo final de 15 ítems y las nueve dimensiones del SA-45. Los resultados pueden observarse en la Tabla 5.

Tabla 5

Tabla 5

Correlaciones de Spearman entre las dimensiones del modelo final de 15 ítems y el SA-45

Variable	Disponibilidad de apoyo emocional	Disponibilidad de apoyo instrumental	Necesidad de apoyo	Apoyo emocional recibido	Comprensión percibida
Disponibilidad de apoyo emocional	1				
Disponibilidad de apoyo instrumental	0,829**	1			
Necesidad de apoyo	0,294**	0,296**	1		
Apoyo emocional recibido	0,505**	0,515**	0,136*	1	
Comprensión percibida	0,355**	0,350**	0,013	0,525**	1
Depresión	-0,258**	-0,236**	0,135*	-0,165**	-0,174**
Hostilidad	-0,211**	-0,183**	0,053	-0,180**	-0,307**
Sensibilidad interpersonal	-0,228**	-0,219**	0,152**	-0,177**	-0,240**
Somatización	-0,125*	-0,124*	0,126*	-0,034	-0,177**
Ansiedad	-0,161**	-0,150**	0,200**	-0,123*	-0,201**
Psicoticismo	-0,215**	-0,144*	0,100	-0,125*	-0,273**
Obsesión-Compulsión	-0,231**	-0,220**	0,183**	-0,173**	-0,250**
Ansiedad fóbica	-0,049	-0,038	0,072	-0,013	-0,040
Ideación paranoide	-0,189**	-0,159**	0,105	-0,208**	-0,276**

Notas. n = 310; \*\* La correlación es significativa en el nivel 0,01 (bilateral); \* La correlación es significativa en el nivel 0,05 (bilateral).

Correlaciones de Spearman entre las dimensiones del modelo final de 15 ítems y el SA-45

En primer lugar, debe destacarse la correlación elevada entre la percepción de apoyo emocional disponible y la percepción de apoyo instrumental disponible. Al comparar las asociaciones que estas dos dimensiones tuvieron con los síntomas, llamaba la atención que se encontraban en unos niveles similares, con excepción del psicoticismo, en el que se ha podido detectar una diferencia ligeramente mayor. Al comparar las correlaciones

que el apoyo emocional realmente recibido y la comprensión percibida tuvieron, debe resaltarse que éstas fueron más altas en el caso de la última. A pesar de una elevada correlación entre ambas dimensiones, la recién comentada circunstancia nos conduce a interpretar que, aparentemente, el apoyo social realmente recibido y la comprensión percibida disponen de unos factores latentes distintos.

### 3.6. Invarianza factorial

Siguiendo las sugerencias de Meade et al. (2008), se evaluaron, previamente al análisis multigrupo, los ajustes del modelo final de forma independiente. Como se puede observar en la Tabla 6, el modelo final obtuvo para ambos géneros unos valores adecuados según la clasificación de Hu y Bentler (1999).

Tabla 6

Tabla 6

*Ajustes del modelo final, separado por géneros*

Modelos	$\chi^2$ MLM	df	$\chi^2/df$	Scaling	p	RMSEA (90% CI)	SRMR	CFI	TLI
Modelo final - Masculino	110,624	80	1,383	1,065	0,013	0,055 (0,026 - 0,079)	0,051	0,970	0,961
Modelo final - Femenino	117,679	80	1,471	1,256	0,004	0,058 (0,034 - 0,079)	0,045	0,971	0,962

Notas. n = 310; femenino = 176; masculino = 134;  $\chi^2$  MLM - Chi-cuadrado utilizando el método de máxima verosimilitud con errores estándares robustos (MLM); df, Grados de libertad; Scaling, factor de ajuste de la corrección de Satorra-Bentler; RMSEA, error cuadrático medio de aproximación; SRMR, residuo estandarizado cuadrático medio; CFI, índice de ajuste comparativo; TLI, Tucker Lewis Index.

Ajustes del modelo final, separado por géneros

A continuación, se realizó el análisis multigrupo por género. En el M2, se igualaron las cargas factoriales entre ambos grupos, en el M3 las cargas factoriales y los interceptos y, en el M4, las cargas factoriales, los interceptos y los residuos. Como puede observarse en la Tabla 7, los cambios de los índices se encontraron dentro de unos rangos adecuados con  $|\Delta CFI| \leq .010$  según Cheung y Rensvold (2002) y  $|\Delta RMSEA| \leq .015$  según Chen (2007). Basado en lo expresado anteriormente, podemos afirmar que el instrumento representa invarianza factorial con relación a los géneros, quiere decir que, independientemente del género del participante, el instrumento evalúa el mismo constructo.

Tabla 7

Tabla 7

*Ajuste del modelo final y comparación de modelos con respecto a los géneros*

Modelo	Ajuste de modelo						Comparación de modelos				
	S-B $\chi^2$ MLM	df	$\chi^2/df$	Scaling	RMSEA	CFI	$\Delta$ S-B $\chi^2$ MLM	$\Delta$ df	p	$\Delta$ RMSEA	$\Delta$ CFI
M1: Configural	228,884	160	1,431	1,161	0,057	0,971					
M2: Débil	242,677	170	1,428	1,164	0,057	0,969	13,793	10	0,183	0,000	-0,002
M3: Fuerte	257,174	180	1,429	1,148	0,056	0,967	14,497	10	0,152	-0,001	-0,002
M4: Estricto	282,403	195	1,448	1,234	0,060	0,960	25,229	15	0,047	0,004	-0,007

Notas. n = 310; femenino = 176; masculino = 134;  $\chi^2$  MLM - Chi-cuadrado utilizando el método de máxima verosimilitud con errores estándares robustos (MLM); df, Grados de libertad; Scaling, factor de ajuste de la corrección de Satorra-Bentler; RMSEA, error cuadrático medio de aproximación; CFI, índice de ajuste comparativo.

*Ajuste del modelo final y comparación de modelos con respecto a los géneros*

### 3.7. Estadística descriptiva

La Tabla 8 muestra la estadística descriptiva del modelo final según géneros. Al analizar su contenido, llama la atención que el género femenino obtuvo en todos los ítems una media mayor que el género masculino.

Tabla 8

*Tabla 8*

<i>Estadística descriptiva del modelo final</i>											
Dimensión	Ítem	Femenino					Masculino				
		M	SD	Mdn	Asimetría	Curtosis	M	SD	Mdn	Asimetría	Curtosis
Disponibilidad de apoyo emocional											
	BSSS_02	3,31	0,77	3,00	-0,80	-0,15	2,96	0,95	3,00	-0,62	-0,31
	BSSS_03	3,23	0,86	3,00	-0,82	-0,28	2,90	0,94	3,00	-0,54	-0,38
	BSSS_04	3,27	0,90	4,00	-1,12	0,63	2,90	1,02	3,00	-0,61	-0,40
Disponibilidad de apoyo instrumental											
	BSSS_06	3,30	0,86	3,50	-1,31	1,74	3,02	1,01	3,00	-0,83	0,14
	BSSS_07	3,41	0,74	4,00	-1,16	0,98	3,14	0,95	3,00	-0,96	0,20
	BSSS_08	3,27	0,90	3,00	-1,26	1,32	2,91	1,02	3,00	-0,83	0,08
Necesidad de apoyo											
	BSSS_09	2,59	1,13	3,00	-0,30	-0,90	2,06	1,12	2,00	0,08	-0,61
	BSSS_10	2,82	1,10	3,00	-0,68	-0,32	2,29	1,14	2,00	-0,31	-0,70
	BSSS_11	2,47	1,25	2,00	-0,31	-0,93	2,40	1,18	2,00	-0,14	-0,93
Apoyo emocional recibido											
	BSSS_13	3,47	0,78	4,00	-1,30	0,76	3,40	0,87	4,00	-1,40	1,44
	BSSS_14	3,55	0,72	4,00	-1,44	1,09	3,39	0,89	4,00	-1,52	1,82
	BSSS_21	3,40	0,90	4,00	-1,44	1,54	3,24	1,04	4,00	-1,24	0,68
Comprensión percibida											
	BSSS_16	3,37	0,92	4,00	-1,45	1,56	3,23	1,16	4,00	-1,58	1,65
	BSSS_17	3,10	1,15	4,00	-1,06	0,14	2,86	1,24	3,00	-0,81	-0,44
	BSSS_18	2,88	1,15	3,00	-0,64	-0,60	2,73	1,20	3,00	-0,53	-0,79

Notas. n = 310; femenino = 176; masculino = 134; M, Media; SD, desviación estándar; Mdn, Mediana; Min, Minimum; Max, Maximum; Q, cuartil.

*Estadística descriptiva del modelo final*

## DISCUSIÓN

Con el objetivo de realizar la adaptación de la Escala de Apoyo Social de Berlín y desarrollar una versión breve de dicho instrumento, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio, un análisis factorial confirmatorio de varias posibles estructuras factoriales, una reducción de ítems, una comprobación de la validez convergente y un análisis multigrupo para determinar la invarianza factorial por género. Siguiendo la clasificación de Hu y Bentler (1999), todos los índices de ajuste del modelo final se encontraron en unos rangos adecuados, por lo que se puede afirmar la validez del instrumento. Además, los resultados del análisis de invarianza factorial convalidan que la versión breve, la cual fue desarrollada en el presente estudio, evalúa el mismo constructo independientemente del género de la persona que responde a sus preguntas. Es importante resaltar dicho resultado, ya que éste permite la utilización del instrumento para posibles estudios de diferencias de grupos (Byrne, 2016). Además, debe mencionarse el hecho que el presente estudio no recurrió a la utilización de covarianzas residuales, por lo que todos los índices de ajuste, incluyendo aquellos que fueron obtenidos en el análisis de invarianza factorial, representan una discrepancia mínima entre el modelo hipotetizado y los datos observados.

Al comparar los valores psicométricos de la versión original con aquellos que obtuvo la versión breve, se puede destacar que ésta última no sólo obtuvo unos índices de ajuste más favorables, sino también unas consistencias internas más elevadas. Dicho hallazgo debe ser resaltado debido a que la versión desarrollada dispone de tan sólo tres ítems por factor.

A pesar de los resultados positivos, debe subrayarse el hecho que la versión breve del instrumento dispone de unas características notablemente distintas a las del instrumento original. En este sentido, debe tenerse en cuenta que, en el presente estudio, se descubrió una dimensión nueva que obtuvo la denominación comprensión percibida. Dicho factor no aparece en la versión original, pero el análisis de validez convergente mostró que la mencionada dimensión exhibe las correlaciones más elevadas con los síntomas que fueron considerados en el presente estudio, por lo que se justificó la utilización de la misma. Con el fin de dar explicación a dichas asociaciones no esperadas, se encontró la importancia que tiene la sensibilidad que se percibe en la persona que brinda el apoyo social (Feeney & Collins, 2015). Quiere decir que, aunque un individuo reciba un determinado apoyo emocional, dicha circunstancia no asegura que el individuo se sienta comprendido. Siguiendo el mencionado estudio de Feeney y Collins (2015), la percepción de incompreensión podría interpretarse como la percepción de un determinado tipo de insensibilidad en la persona que está brindando el apoyo.

Como segunda diferencia con respecto al instrumento original, debe mencionarse que no se ha podido incluir el enfoque bilateral, quiere decir la evaluación del apoyo social que los participantes brindan a una determinada persona muy próxima y tampoco el comportamiento que dicha persona próxima adopta con el fin de proteger al participante de posibles factores estresantes. Como última diferencia con el instrumento original, debe destacarse la utilización de una escala Likert de cinco puntos, la cual no aparenta haber tenido un efecto negativo con relación a los valores psicométricos del instrumento.

Además de lo mencionado, cabe resaltar que, entre el apoyo emocional disponible y el apoyo instrumental disponible, existe una correlación elevada, lo cual podría interpretarse como la posibilidad de juntar ambos factores o excluir uno de los dos. En el presente estudio, se decidió no llevar a cabo dicho procedimiento, ya que se han encontrado distintas correlaciones con respecto al psicoticismo, por lo que la distinción entre ambas dimensiones podría ser de utilidad en futuras investigaciones.

Aunque la versión abreviada de la Escala de Apoyo Social de Berlín muestra valores psicométricos adecuados, deben enfatizarse las siguientes limitaciones. El tamaño de la muestra puede considerarse relativamente pequeño. Debido al muestreo no probabilístico, debe tenerse en cuenta también que los valores de la estadística descriptiva no son representativos, por lo que cualquier conclusión basada en ésta sólo es permisible de manera limitada. Esto se basa, en primer lugar, en el hecho de la autoselección por parte de los participantes y, en segundo lugar, en el hecho de que la muestra se tomó durante las restricciones de la pandemia del coronavirus, lo cual debe interpretarse como un importante factor de influencia.

Finalmente, cabe mencionar que no se realizó un estudio longitudinal y que solamente se utilizaron determinados síntomas psicológicos para la comprobación de la validez convergente. Las circunstancias mencionadas hacen que futuros estudios sean necesarios para consolidar la estructura factorial encontrada, para poder reportar confiabilidades de Test-Retest y para poder predecir prospectivamente otros constructos que pudieran ser de interés.

## CONCLUSIÓN

Por su brevedad y sus favorables valores psicométricos, la versión breve de la Escala de Apoyo Social de Berlín es también un instrumento adecuado para la utilización en extensos estudios que requieren técnicas precisas. Debido a las correlaciones entre un elevado número de síntomas psicológicos y las dimensiones del apoyo social, el análisis de éste puede jugar también un papel importante en el área clínica. De particular relevancia

aquí podría ser la percepción de comprensión, ya que dicho factor dispone de las asociaciones más elevadas con la mayoría de los síntomas analizados.

## ANEXOS

**Tabla 9**

*Tabla 9*

*EASB-15: Escala de Apoyo Social de Berlín*

<b>Estime en qué medida está de acuerdo con las siguientes afirmaciones.</b>						
<b>0 = Totalmente en desacuerdo</b>						
<b>1 = En desacuerdo</b>						
<b>2 = Ni de acuerdo ni en desacuerdo</b>						
<b>3 = De acuerdo</b>						
<b>4 = Totalmente de acuerdo</b>						
01.	Cada vez que no me siento bien, otras personas me demuestran su preocupación.	0	1	2	3	4
02.	Cada vez que me siento triste, hay gente que me levanta el ánimo.	0	1	2	3	4
03.	Siempre hay alguien allí, para mí, cuando necesito que me reconforten.	0	1	2	3	4
04.	Cuando estoy preocupado/a, siempre hay alguien que me ayuda.	0	1	2	3	4
05.	Hay gente que me ofrece ayuda cuando la necesito.	0	1	2	3	4
06.	Cuando todo se hace intolerable para mí, otros están allí para ayudarme.	0	1	2	3	4
07.	Cuando estoy decaído/a, necesito alguien para levantarme el ánimo.	0	1	2	3	4
08.	Para mí es importante tener siempre a alguien que me escuche.	0	1	2	3	4
09.	Antes de tomar una decisión importante, definitivamente necesito una segunda opinión.	0	1	2	3	4
<b>Piense ahora en la persona que está más próxima a usted (como su esposo/a, amigo/a, compañero/a), ¿cómo fue esta persona con usted en la última semana?</b>						
10.	Esa persona me demostró que me quiere y me acepta	0	1	2	3	4
11.	Esa persona estuvo ahí cuando la necesité.	0	1	2	3	4
12.	Esa persona me aseguró que puedo confiar completamente en él o ella.	0	1	2	3	4
13.	Esa persona me dejó solo/a.	0	1	2	3	4
14.	Esa persona no mostró demasiada empatía por mi situación.	0	1	2	3	4
15.	Esa persona se quejó de mí.	0	1	2	3	4

*EASB-15: Escala de Apoyo Social de Berlín*

Tabla 10

*Tabla 10*

<i>Asignación de ítems</i>			
Disponibilidad de apoyo emocional	01.	02.	03.
Disponibilidad de apoyo instrumental	04.	05.	06.
Necesidad de apoyo	07.	08.	09.
Apoyo emocional recibido	10.	11.	12.
Comprensión percibida*	13.	14.	15.

Notas. \*, ítems invertidos

*Asignación de ítems***15 REFERENCIAS**

- Arechabala Mantuliz, M. C., & Miranda Castillo, C. (2002). Validación de un escala de apoyo social percibido en un grupo de adultos mayores adscritos a un programa de hipertensión de la región metropolitana. *Ciencia y Enfermería*, 8(1), 49–55. <https://doi.org/10.4067/S0717-95532002000100007>
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173–1182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>
- Byrne, B. M. (2016). *Structural Equation Modeling With AMOS* (Routledge/Taylor & Francis (ed.)). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315757421>
- Cano García, F. J., Rodríguez Franco, L., & García Martínez, J. (2007). Adaptación española del Inventario de Estrategias de Afrontamiento. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 35(1), 29–39.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Cohen, S., & Hoberman, H. M. (1983). Positive Events and Social Supports as Buffers of Life Change Stress1. *Journal of Applied Social Psychology*, 13(2), 99–125. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1983.tb02325.x>
- Cohen, S., & Syme, S. L. (1985). Issues in the study and application of social support. In S. L. Syme (Ed.), *Social Support and Health* (Vol. 3, pp. 3–22). San Francisco: Academic Press.
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310–357. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.310>
- Core Team. (2020). R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria. <https://www.r-project.org/>
- Costello, A., & Osborne, J. (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>
- Cuéllar-Flores, I., & Dresch, V. (2012). Validación del cuestionario de Apoyo Social Funcional Duke-UNK-11 en personas cuidadoras. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 2(34), 89–101.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). *Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research*. *Psychological Methods*, 4(3), 272–299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>

- Feeney, B. C., & Collins, N. L. (2015). A New Look at Social Support. *Personality and Social Psychology Review*, 19(2), 113–147. <https://doi.org/10.1177/1088868314544222>
- Guarino, L., Sojo, V., & Bethelmy, L. (2007). *Validación hispana del Coping Style Questionnaire*. *Psicología Conductual*, 15(2), 173–189.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Prentice Hall.
- Henderson, A. S. (1992). *Social support and depression*. Hemisphere Publishing Corp.
- Hinton, P. (2014). SPSS Explained. *Routledge*. <https://doi.org/10.4324/9781315797298>
- Hobfoll, S. E., Lilly, R. S., & Jackson, A. P. (1992). *Conservation of social resources and the self*. Hemisphere Publishing Corp.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kessler, R. C., & McLeod, J. D. (1985). *Social support and mental health in community samples*. Academic Press.
- Kobasa, S. C., & Puccetti, M. C. (1983). Personality and social resources in stress resistance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45(4), 839–850. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.45.4.839>
- Korkmaz, S., Goksuluk, D., & Zararsiz, G. (2014). MVN: An R Package for Assessing Multivariate Normality. *The R Journal*, 6(2), 151–162. <https://doi.org/10.32614/RJ-2014-031>
- Leys, C., Klein, O., Dominicy, Y., & Ley, C. (2018). Detecting multivariate outliers: Use a robust variant of the Mahalanobis distance. *Journal of Experimental Social Psychology*, 74, 150–156. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2017.09.011>
- Maisel, N. C., & Gable, S. L. (2009). The Paradox of Received Social Support. *Psychological Science*, 20(8), 928–932. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2009.02388.x>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519–530. <https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 568–592. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.3.568>
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847–862.
- Revelle, W. (2019). *psych: Procedures for personality and psychological research*. <https://cran.r-project.org/package=psych> Version = 1.9.12
- Rodríguez Espínola, S., & Enrique, H. C. (2007). Validación Argentina del Cuestionario MOS de Apoyo Social Percibido. *Psicobate*, 7, 155–168. <https://doi.org/10.18682/pd.v7i0.433>
- Rook, K. S. (1985). *The Functions of Social Bonds: Perspectives From Research on Social Support, Loneliness and Social Isolation*. In I. G. Sarason & B. R. Sarason (Eds.), *Social Support: Theory, Research and Applications* (pp. 243–267). Dordrecht: Springer Netherlands. [https://doi.org/10.1007/978-94-009-5115-0\\_14](https://doi.org/10.1007/978-94-009-5115-0_14)
- Rosseel, Y. (2012). lavaan#: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Sandín, B., & Chorot, P. (2003). Cuestionario de afrontamiento del estrés (CAE)#: desarrollo y validación preliminar. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 8(1), 39–45. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.8.num.1.2003.3941>
- Sandín, B., Valiente, R. M., Chorot, P., Santed, M. A., & Lostao, L. (2008). SA-45: forma abreviada del SCL-90. *Psicothema*, 20(2), 290–296.
- Sandler, I. N., & Lakey, B. (1982). Locus of control as a stress moderator: The role of control perceptions and social support. *American Journal of Community Psychology*, 10(1), 65–80. <https://doi.org/10.1007/BF00903305>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2000). A Scaled Difference Chi-Square Test Statistic for Moment Structure Analysis. *SSRN Electronic Journal*, 66(4), 507–514. <https://doi.org/10.2139/ssrn.199064>

- Schulz, U., & Schwarzer, R. (2003). Soziale Unterstützung bei der Krankheitsbewältigung: Die Berliner Social Support Skalen (BSSS). *Diagnostica*, 49(2), 73–82. <https://doi.org/10.1026//0012-1924.49.2.73>
- Schwarzer, R., & Leppin, A. (1988). *Sozialer Rückhalt und Gesundheit*. Hogrefe Verlag.
- Sommer, G., & Fydrich, T. (1989). *Soziale Unterstützung, Diagnostik, Konzepte, Fragebogen F-SozU*. Tübingen: Deutsche Gesellschaft für Verhaltenstherapie.
- Thoits, P. A. (2011). Mechanisms Linking Social Ties and Support to Physical and Mental Health. *Journal of Health and Social Behavior*, 52(2), 145–161. <https://doi.org/10.1177/0022146510395592>
- Trujillo, H. M., Martos, F. J., & González-Cabrera, J. (2012). Adaptación al español del cuestionario Interpersonal Support Evaluation List (ISEL). *Universitas Psychologica*, 11(3), 969–978. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy11-3.aeci>
- Uchino, B. N. (2004). *Social Support and Physical Health*. Yale University Press. <https://doi.org/10.12987/yale/9780300102185.001.0001>
- Uchino, B. N. (2009). Understanding the Links Between Social Support and Physical Health: A Life-Span Perspective With Emphasis on the Separability of Perceived and Received Support. *Perspectives on Psychological Science*, 4(3), 236–255. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6924.2009.01122.x>
- Venables, W. N., & Ripley, B. D. (2002). *Modern Applied Statistics with S*. Springer New York. <https://doi.org/10.1007/978-0-387-21706-2>
- Wheaton, B. (1985). Models for the Stress-Buffering Functions of Coping Resources. *Journal of Health and Social Behavior*, 26(4), 352–364. <https://doi.org/10.2307/2136658>
- Wills, T. A. (1985). *Supportive functions of interpersonal relationships*. Academic Press.
- Wills, T. A., & Cleary, S. D. (1996). How are social support effects mediated? A test with parental support and adolescent substance use. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(5), 937–952. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.71.5.937>
- Yu, C.-Y. (2002). *Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes*. University of California, Los Angeles Los Angeles, CA.