



Terapia Psicológica

ISSN: 0716-6184

sochpscl@entelchile.net

Sociedad Chilena de Psicología Clínica  
Chile

Melipillán Araneda, Roberto; Cova Solar, Félix; Rincón González, Paulina; Valdivia Peralta, Mario  
Propiedades Psicométricas del Inventory de Depresión de Beck-II en Adolescentes Chilenos  
Terapia Psicológica, vol. 26, núm. 1, julio, 2008, pp. 59-69

Sociedad Chilena de Psicología Clínica  
Santiago, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=78526105>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en [redalyc.org](http://redalyc.org)

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# Propiedades Psicométricas del Inventory de Depresión de Beck-II en Adolescentes Chilenos

## Psychometric Properties of Beck's Depression Inventory II.

Roberto Melipillán Araneda\*

Universidad San Sebastián, Chile

Félix Cova Solar

Paulina Rincón González

Mario Valdivia Peralta

Universidad de Concepción, Chile

(Rec: 08 noviembre 2007 - Acep: 25 marzo 2008)

### Resumen

En la presente investigación se estudian las propiedades psicométricas de la más reciente versión del Inventory de Depresión de Beck (BDI-II, Beck, Steer & Brown, 1996) en adolescentes chilenos. Una muestra de adolescentes consultantes a servicios de salud mental fue comparada con dos tipos de muestras controles. El inventario mostró un alto grado de consistencia interna ( $\alpha=0,91$ ) y apropiada correlación test-retest ( $r=0,66$ ), así como capacidad para identificar adolescentes consultantes en servicios de salud mental. El BDI-II y la escala de afecto depresivo del MACI mostró una correlación de  $r=0,82$ . Tanto una estructura unifactorial como bifactorial mostraron una adecuada bondad de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. Los resultados indican que el BDI-II es un instrumento adecuado para evaluar sintomatología depresiva en adolescentes chilenos.

*Palabras clave:* BDI-II, propiedades psicométricas, depresión en adolescentes

### Abstract

The psychometric properties of the most recent version of Beck's Depression Inventory (BDI-II, Beck, Steer & Brown, 1996) in Chilean adolescents is evaluated in the current research. A sample of adolescents from the mental health services was compared with two kind of control samples. The inventory showed high internal reliability ( $\alpha=0,91$ ) and proper test-retest correlation ( $r=0,66$ ), as well as the ability to identify adolescents consulting in mental health services. The BDI-II and the MACI depression affection scale show a correlation of  $r=0,82$ . Both unifactorial and bifactorial structure show a suitable goodness-of-fit in the confirmatory factor analysis. The results indicate that BDI-II is an adequate instrument to assess depressive symptoms in Chilean adolescents.

*Key words:* BDI-II, psychometric properties, adolescent depression

---

\* Correspondencia a: Roberto Melipillán Araneda  
Universidad San Sebastián, Facultad de Ciencias Sociales, Cruz 1577, Carrera de Psicología, Concepción. Fono: 41-2400175 E-mail: [rob\\_meli@vtr.net](mailto:rob_meli@vtr.net)

La depresión en adolescentes es un problema significativo, asociado a considerable impedimento funcional y a un mayor riesgo de trastornos depresivos en edades posteriores de la vida (Harrington, 2002). Aproximadamente, un 2 a 5% de los adolescentes reúne los criterios de trastorno depresivo mayor en un corte transversal, y alrededor de un 16% han experimentado un trastorno depresivo alguna vez a la edad de 16 años (Costello & Angold, 2006). De allí la importancia de contar con instrumentos que permitan evaluar este tipo de sintomatología en los adolescentes.

Con este propósito, en la presente investigación se realizó un estudio de las propiedades psicométricas del Inventario de Depresión de Beck, específicamente de la última versión de este instrumento, conocida como BDI-II (Beck, Steer & Bown, 1996). Desde que Beck desarrolló este instrumento, en 1961, se ha constituido en una de las herramientas más estudiadas y empleadas internacionalmente para valorar la sintomatología depresiva, dadas las positivas cualidades psicométricas que ha mostrado (Beck et al., 1996; Penley, Wiebe & Nwosu, 2003). La primera versión de 1961 fue seguida por la aun más difundida versión desarrollada en 1979, conocida tanto por el acrónimo BDI a secas como BDI-IA, que a su vez sufrió leves modificaciones en el tiempo, hasta ser revisada de modo sustantivo al elaborarse el BDI-II. Tanto la versión de 1961 como la de 1979 –especialmente esta última– han sido investigadas y utilizadas en Chile y Latinoamérica (Alvarado, Vega, Sanhueza & Muñoz, 2005; Jurado, et al., 1998; Ojeda et al., 2003); sin embargo, el BDI-II ha sido poco estudiado y empleado en Chile y Latinoamérica.

Las principales modificaciones del BDI-II respecto al BDI-IA tienen relación con el esfuerzo de hacerlo más compatible con las conceptualizaciones actuales de los trastornos depresivos, específicamente con la propuesta por el DSM-IV (Beck et al., 1996). Ello se refleja en la

indicación de que el evaluado considere para valorar sus síntomas las dos últimas semanas (el BDI-IA pedía considerar sólo la última). Además de este cambio, el BDI-II modificó la redacción de la mayoría de los ítems del BDI-IA, y reemplazó cuatro ítems por otros nuevos. Sólo tres ítems del BDI-IA se conservan sin ninguna modificación en el BDI-II. Las diferencias más relevantes entre ambos instrumentos se presentan en la Tabla 1.

Las comparaciones entre el BDI-IA y el BDI-II indican que el segundo instrumento tiene al menos las mismas ampliamente reconocidas y estudiadas cualidades psicométricas del primero, existiendo indicios de que su consistencia interna y validez factorial es superior (Beck et al., 1996; Sanz, Navarro & Vásquez, 2003). También es claro que la validez de contenido del BDI-II es superior a la del BDI-IA si se considera su mayor cercanía a la conceptualización actual de los trastornos depresivos mayores y de la distimia, reflejando sus ítems casi la totalidad de los criterios diagnósticos sintomáticos de éstos (Sanz, Navarro et al., 2003).

Existen dos traducciones del BDI-II al castellano. Una traducción está disponible junto con el propio Manual del BDI-II, y ha sido estudiada por Penley et al. (2003) en Estados Unidos con población latina. Otra traducción y estudio de sus propiedades psicométricas ha sido realizada en España. En los dos casos, las investigaciones corroboraron la confiabilidad transcultural del instrumento y su capacidad de discriminar adecuadamente la presencia de síntomas y trastornos depresivos (Penley et al., 2003; Sanz, Navarro et al., 2003). En estas investigaciones se han tomado muestras de población adulta y de estudiantes universitarios, pero no así de adolescentes.

Tomando como base estos estudios de versiones en español del BDI-II, la presente investigación evalúa las propiedades psicométricas del instrumento en muestras de adolescentes chilenos con edades entre 14 y 20 años.

Tabla 1  
Principales diferencias entre la Escala de Depresión de Beck-II y la Escala de Depresión de Beck-IA

Ítems eliminados del BDI-IA en el BDI-II	Ítems agregados al BDI-II	Ítems del BDI-IA con modificaciones importantes en el BDI-II
Pérdida de peso	Agitación o inquietud	Pérdida de apetito (ahora incluye tanto aumento como disminución)
Cambio en la imagen corporal	Sentimientos de inutilidad	Sueño (ahora incluye tanto aumento como disminución del sueño)
Preocupación por enfermedades	Dificultades de concentración	Desinterés (ahora incluye desinterés por las personas y actividades)
Dificultades en el trabajo	Pérdida de energía	

## Método

### *Participantes*

Para el estudio de las características psicométricas de la Escala BDI-II se obtuvieron tres muestras, todas de la provincia de Concepción.

**Muestra Clínica:** adolescentes consultantes en centros de atención primaria, que presentaban síndromes o trastornos emocionales depresivos y/o ansiosos, según la evaluación clínica realizada por profesionales de salud mental. Este grupo clínico estuvo compuesto de 78 adolescentes de ambos性, 60 (76,9%) mujeres y 18 (23,1%) hombres, con edades comprendidas entre 11 y 20 años, con un promedio de 16,45 años ( $DE=1,72$ ).

**Muestra Control:** muestra obtenida de tres cursos de estudiantes de enseñanza media de liceos municipales y particulares subvencionados de la provincia de Concepción, conformada por 78 adolescentes, 62 (79,5%) mujeres y 16 (20,5%) hombres, con edades comprendidas entre los 15 y 20 años, con un promedio de 15,94 años ( $DE=1,09$ ). Previamente, se excluyeron de esta muestra a los jóvenes que informaron haber recibido tratamiento por algún problema de salud mental durante los últimos dos años. Dado que el promedio de edad del grupo control difiere ligeramente del grupo experimental, se evaluó el efecto de esta diferencia en los análisis, no mostrando influencia. Por esta razón, se informan sólo los análisis sin este control.

**Muestra representativa de estudiantes de enseñanza media de la comuna de Concepción:** a través de un muestreo estratificado por características socioeconómicas de los establecimientos, tamaño y dependencia, se obtuvo una muestra representativa de adolescentes estudiantes de enseñanza media de la comuna de Concepción (ver Cova, Melipillán, Valdivia, Bravo & Valenzuela, 2007). Esta muestra estuvo formada por 737 estudiantes de enseñanza media de ambos性, 370 (50,2%) mujeres y 367 (49,8%) hombres. El rango de edades fue de 14 a 20 años, con un promedio de 16,08 años ( $DE=1,37$ ).

### *Instrumentos*

#### *Inventario de Depresión de Beck–Segunda Versión BDI-II*

El Inventario de Depresión de Beck–Segunda Versión, BDI-II; es un instrumento de autoaplicación de 21 ítems. Ha sido diseñado para evaluar la gravedad de sintomatología depresiva en adultos y adolescentes con una edad mínima de 13 años. En cada uno de los ítems, la persona tiene que elegir, entre un conjunto de cuatro alternativas ordenadas de menor a mayor gravedad, la frase que mejor describe su estado durante las últimas dos semanas, incluyendo el día en que completa el instrumento. En cuanto a la corrección, cada ítem se valora de 0 a 3 puntos en función de la alternativa escogida y, tras sumar directamente la puntuación

de cada ítem, se puede obtener una puntuación total que varía de 0 a 63.

Beck et al. (1996) observaron una alta consistencia interna del BDI-II tanto en muestras clínicas como no clínicas, con un coeficiente alfa de alrededor de 0,92. En la adaptación española realizada por el equipo de Sanz, el Inventario para la Depresión de Beck-II obtuvo niveles elevados de consistencia interna tanto en muestras de universitarios, de población general y de consultantes con trastornos psicopatológicos (Sanz, García-Vera, Espinosa, Fortún & Vásquez, 2005; Sanz, Navarro et al., 2003; Sanz, Perdigón & Vásquez, 2003).

Dada la existencia de traducciones del BDI-II al español, sólo se realizó una adaptación de éste a los usos lingüísticos propios de Chile. Para ello la traducción del equipo de Beck et al. (1996), y la realizada en España por Sanz, Navarro et al. (2003), fueron contrastadas por los autores entre sí y respecto del instrumento original en inglés. Una aplicación piloto del instrumento mostró adecuada comprensión de los ítems.

#### *Inventario Clínico de Adolescentes de Millon MACI (Millon, Millon & Davis, 1993)*

Para evaluar la validez concurrente del instrumento se empleó el MACI. Este es un instrumento de autoinforme para adolescentes de 13 a 19 años y tiene la finalidad de medir personalidad, psicopatología y áreas de conflicto propias de esta etapa del desarrollo. La fiabilidad de las escalas del MACI ha sido probada internacionalmente en reiteradas oportunidades. Su adaptación y validación en Chile ha estado a cargo de un equipo liderado por Vinet (Vinet & Alarcón, 2003; Vinet & Forns, 2006; Vinet, González & Alarcón, 2002). En muestras chilenas ha mostrado consistencia interna similar a la obtenida por Millon y capacidad de discriminar entre adolescentes normales y con problemas psicológicos (Vinet & Alarcón, 2003).

### *Estrategia de Análisis de Datos*

Los análisis estadísticos se llevaron a cabo mediante los programas SAS 8.1, EQS 6.1 y R 2.6.0.

La evaluación de la confiabilidad del BDI-II se llevó a cabo en base al análisis de la consistencia interna y la estabilidad temporal del instrumento. Lo anterior se complementó con una evaluación de la homogeneidad de los ítems de la escala.

Para evaluar la validez del BDI-II para discriminar entre participantes con sintomatología depresiva y sin dicha sintomatología se empleó un análisis de regresión logística. Los resultados de la regresión logística se complementaron con un análisis de la curva *Característica de Operación del Receptor (ROC)* a objeto de determinar el puntaje de corte óptimo para la identificación de un caso como positivo para el diagnóstico de depresión. Junto a lo anterior, se calculó el área bajo la curva ROC, a efectos de determinar el nivel de

exactitud diagnóstica global del BDI-II, más allá de cualquier puntaje específico de corte que se decidiera emplear. Un área en una curva ROC con un valor de 0,5 indica que la capacidad del instrumento para identificar correctamente un caso (ya sea, como positivo o negativo para la característica analizada) es igual a la de una clasificación realizada en base al azar, mientras que un área con un valor de 1,0 indica que el instrumento logra una clasificación perfecta del conjunto de casos analizados (Swets, 1988; Swets, Dawes & Monahan, 2000).

Para complementar el análisis anterior y a objeto de proporcionar evidencia de la validez concurrente del BDI-II, se correlacionaron sus puntajes con los de diferentes subescalas de la escala MACI.

Finalmente, con el fin de analizar la estructura factorial del BDI-II se implementó un procedimiento de *validación cruzada*. Para ello, se procedió a dividir de manera aleatoria el conjunto total de participantes del estudio en dos muestras de igual número (426 participantes en cada una). La primera muestra, definida como la *muestra de entrenamiento*, proporcionó los datos sobre los que se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) a objeto de identificar el número de factores que deberían conformar el BDI-II en la población adolescente analizada. La segunda muestra, definida como la *muestra de validación*, proporcionó los datos que permitieron someter a confirmación la estructura factorial identificada por el AFE inicial. Este segundo análisis, implicó la realización de un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC).

## Resultados

### Análisis de la Confiabilidad

En primer lugar, se procedió a analizar la consistencia interna del BDI-II para el conjunto de participantes del estudio. El resultado obtenido en el coeficiente alfa de Cronbach correspondió a 0,91, el cual resulta altamente satisfactorio. Al replicar este análisis en cada uno de los tres grupos de participantes por separado, se observan valores en el coeficiente alfa de Cronbach correspondientes a 0,91 para la muestra clínica, 0,89 para la muestra control y 0,89 para la muestra representativa.

Como complemento del análisis anterior, se llevó a cabo un análisis de la homogeneidad de los ítems de la Escala BDI-II en el conjunto de participantes en el estudio. Los resultados se observan en la Tabla 2.

Como se observa en la Tabla 2, los ítems de la Escala BDI-II exhiben una adecuada homogeneidad, variando desde un mínimo de  $r(891)=0,33$ ,  $p<0,001$  para el ítem 21 ("Pérdida de interés por el sexo") a un máximo de  $r(891)=0,64$ ,  $p<0,001$  para el ítem 1 ("Tristeza"), con un promedio para el conjunto de ítems de 0,53 ( $DE=0,07$ ).

Junto con evaluar la consistencia interna, también se procedió a determinar la estabilidad temporal de los puntajes de la Escala BDI-II. Para ello, se aplicó en una segunda ocasión el instrumento a un total de 33 participantes, en su gran mayoría pertenecientes a la muestra control (7 a 10 días después de la primera aplicación), obteniéndose un coeficiente de correlación producto-momento de Pearson entre ambas aplicaciones de  $r(31)=0,66$ ,  $p<0,001$ , lo cual permite concluir que la Escala BDI-II posee niveles adecuados de estabilidad temporal.

Tabla 2  
Correlaciones ítem-total corregido para los ítems de la Escala de Depresión de Beck-II

Ítem	r	Ítem	r
1	0,64	12	0,56
2	0,56	13	0,57
3	0,60	14	0,61
4	0,51	15	0,56
5	0,53	16	0,46
6	0,43	17	0,55
7	0,61	18	0,49
8	0,55	19	0,51
9	0,56	20	0,57
10	0,57	21	0,33
11	0,43		

### Análisis de la Validez

Al comparar los puntajes en la Escala BDI-II de los participantes pertenecientes a las muestras clínica y control se observa que los primeros presentan un promedio de 29,01 ( $DE=13,49$ ), mientras los segundos un promedio de 19,18 ( $DE=11,58$ ). Para determinar la capacidad de los puntajes de la escala BDI-II para discriminar correctamente a los participantes de cada uno de estos grupos, se llevó a cabo un análisis de regresión logística. Los resultados indicaron un efecto significativo de los puntajes del BDI-II, con un valor en el estadístico de Wald de  $\chi^2(1)=18,85$ ,  $p<0,001$  y un coeficiente  $\beta=0,06$ . En términos de *odds ratio*, se observa un valor de 1,06 (*IC 95%*: 1,03–1,09). En cuanto a la capacidad explicativa del modelo, se observa que éste presenta un coeficiente de Cox y Snell =0,13 y un coeficiente de Nagelkerke =0,18. Estos resultados indican que aquellos participantes que obtienen mayores puntajes en la escala BDI-II tienen una mayor probabilidad de consultar servicios de salud mental por presentar sintomatología depresiva.

Como complemento al análisis anterior, se llevó a cabo una evaluación de la curva ROC correspondiente a los puntajes del BDI-II. En este análisis se incluyó la totalidad de los participantes, los cuales fueron divididos en dos grupos: un primer grupo correspondiente a la muestra clínica original ( $N=78$ ) y un segundo grupo en el que se combinaron la muestra control y la muestra representativa ( $N=815$ ).

Los resultados indicaron que el área bajo la curva ROC correspondió a 0,76. Para obtener un intervalo de confianza del 95% para este estimador, se obtuvieron 5000 remuestras mediante bootstrapping (Gönen, 2007), obteniéndose como resultado el intervalo 0,70–0,82. En cuanto a la identificación del puntaje de corte para determinar la presencia de depresión, el mejor valor observado es 20, el cual presenta una sensibilidad del 73% (proporción de casos verdaderos que el test logra identificar del total de casos verdaderos observados en el estudio), una especificidad del 68% (proporción de casos falsos que el test logra identificar del total de casos falsos observados en el estudio) y un porcentaje total de clasificaciones correctas del 67%. La sensibilidad y especificidad obtenida al emplear el puntaje de corte de 19 propuesto por Beck et al. (1996), es prácticamente idéntica: 74% y 65% respectivamente.

Para evaluar la validez concurrente del BDI-II, a la muestra clínica y control se les aplicó el MACI. En la Tabla 3 se presentan las correlaciones obtenidas entre las escalas del MACI y el BDI-II.

Como se aprecia en la Tabla 3, la Escala BDI-II exhibe correlaciones significativas con la casi totalidad de las escalas MACI. En particular, se observa que las correlaciones más elevadas se presentan con las escalas “*Autodegradación*” ( $r(140)=0,83, p<0,001$ ), “*Afecto depresivo*” ( $r(140)=0,82, p<0,001$ ), “*Tendencia suicida*” ( $r(140)=0,80, p<0,001$ ) y “*Autodevaluación*” ( $r(140)=0,79, p<0,001$ ). Se observan algunas correlaciones negativas que son concordantes con los datos de la validación realizada en Chile del MACI, donde se observó que en éstas los participantes no consultantes tenían puntajes más altos que los de una muestra clínica (Vinet & Alarcón, 2003). Hay sólo dos escalas MACI que no muestran relaciones significativas con la Escala BDI-II: “*Sumisión*” ( $r(140)=-0,06, p>0,05$ ) y “*Disconformidad sexual*” ( $r(140)=-0,14, p>0,05$ ).

Tabla 3  
Correlaciones producto-momento de Pearson entre la Escala de Depresión de Beck-II y las escalas MACI

Escalas MACI	r
1 Introvertido	0,71***
2A Inhibido	0,67***
2B Afligido	0,78***
3 Sumiso	-0,06
4 Dramatizador	-0,58***
5 Egoísta	-0,55***
6A Transgresor	0,22**
6B Poderoso	0,36***
7 Conformista	-0,60***
8A Oposicionista	0,72***
8B Autodegradante	0,83***
9 Tendencia Borderline	0,78***
A Difusión de la Identidad	0,77***
B Autodevaluación	0,79***
C Desaprobación Corporal	0,65***
D Disconformidad Sexual	-0,14
E Inseguridad Grupal	0,45***
F Insensibilidad Social	-0,27**
G Discordia Familiar	0,51***
H Abuso Infantil	0,71***
AA Disfunción Alimentaria	0,70***
BB Tendencia Abuso Sustancias	0,44***
CC Predisposición Delictiva	-0,34***
DD Tendencia a la Impulsividad	0,31***
EE Sentimientos de Ansiedad	0,19*
FF Afecto Depresivo	0,82***
GG Tendencia Suicida	0,80***

\*  $p<0,05$ ; \*\*  $p<0,01$ ; \*\*\*  $p<0,001$

### Análisis Factorial Exploratorio

Para evaluar la estructura factorial del BDI-II se llevó a cabo un Análisis Factorial Exploratorio, empleando como método de extracción de factores el Análisis de Eje Principal (AEP), dado que resulta una de las estrategias analíticas más ampliamente empleadas para analizar la estructura factorial de escalas compuestas (Afifi & Clark, 1999; Hair, Black, Babin, Anderson & Tatham, 2005; Tabachnik & Fidell, 2006).

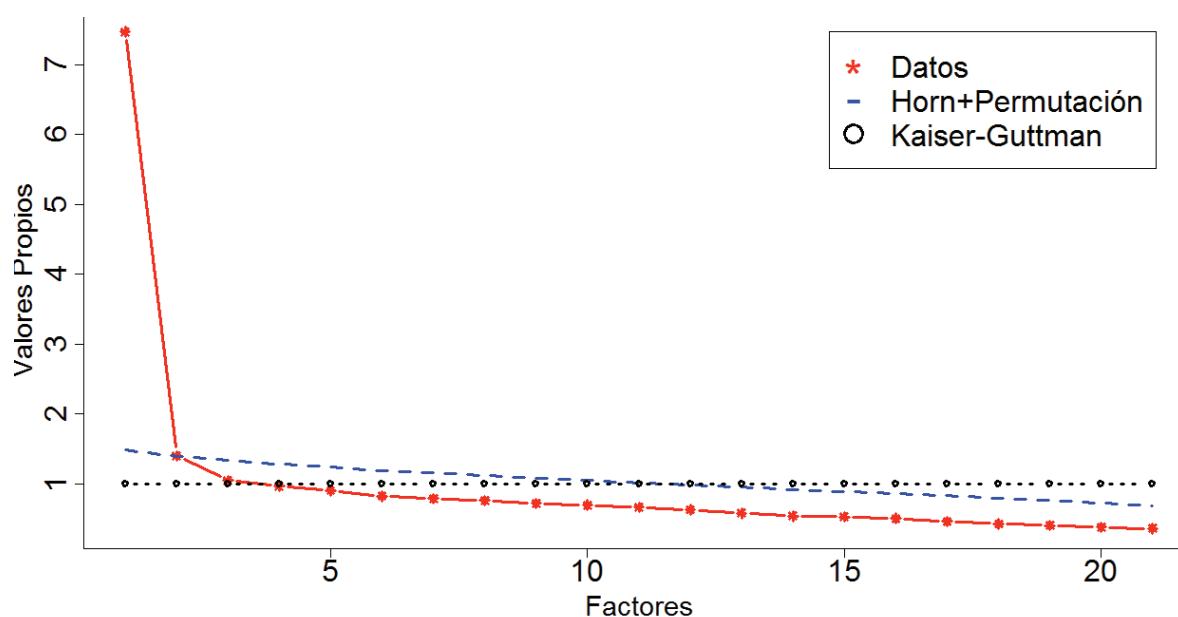
Una decisión importante que se debe adoptar al llevar a cabo un Análisis Factorial Exploratorio, consiste en explicitar qué criterios se van a utilizar para identificar el número de factores a extraer. En la literatura se mencionan distintas alternativas, siendo las más ampliamente empleadas por los investigadores el criterio de Kaiser–Guttman de retener todos aquellos factores que presenten un valor propio mayor a 1,0, y la propuesta de Catell de examinar el gráfico de sedimentación (“scree test”) (Afifi & Clark, 1999; Hair et al., 2005; Tabachnik & Fidell, 2006). No obstante el mayoritario empleo de los dos criterios antes mencionados, distintos autores han cuestionado su uso (Buja & Eyuboglu, 1992; Floyd & Widaman, 1995; Hong, Mitchell & Harshman, 2006; O’Connor, 2000; Reise, Waller & Comrey, 2000). Dentro de las alternativas propuestas destacan: a) emplear el Test MAP de Velicer (O’Connor, 2000; Hong et al., 2006) y b) emplear una modificación del Análisis

Paralelo de Horn en base a su uso conjunto con técnicas de remuestreo (Buja & Eyuboglu, 1992; Lattin, Carroll & Green, 2003; Thompson, 2005). En virtud de estos antecedentes se optó por emplear estos dos últimos criterios al momento de llevar a cabo la interpretación del número de factores presentes en el BDI-II. En lo que dice relación con la técnica de remuestreo empleada en conjunción con el Análisis Paralelo de Horn, se adoptó la propuesta de Buja y Eyuboglu (1992), quienes sugieren obtener los nuevos conjuntos de datos aleatorios, a partir de la realización de una permutación independiente de los datos obtenidos en cada una de las variables originales (ítems en el caso del BDI-II). Para una descripción detallada de los procedimientos antes descritos consultar Melipillán (2007).

Los resultados del Test MAP de Velicer aplicados a los datos del BDI-II indicaron que el promedio de los cuadrados de las correlaciones entre los ítems correspondió a 0,108, mientras que el menor de los promedios de los cuadrados de las correlaciones parciales se obtuvo al parcializar el primer componente, con un promedio de 0,009. De este modo, los resultados obtenidos proporcionan evidencia para la existencia de un único factor para el BDI-II.

Por su parte, los resultados obtenidos tras la realización del Análisis Paralelo de Horn sobre 5000 remuestras permutadas a partir de los datos originales del BDI-II se presentan en la Figura 1.

Figura 1. Resultados del Análisis Paralelo de Horn combinado con permutación para los datos del BDI-II.



El análisis de la Figura 1 permite observar que sólo el primer valor propio (7,47) de la matriz de correlaciones del BDI-II logra superar al cuantil 95 de los valores propios correspondientes (1,49) obtenidos a partir de las remuestras permutadas. Este resultado lleva a concluir la existencia de sólo un factor para el BDI-II, lo cual resulta consistente con el resultado proporcionado por el Test MAP de Velicer.

Para efectos de comparación, y tal como se observa en la Figura 1, el resultado de la aplicación del criterio de Kaiser-Guttman llevaría a la identificación de tres factores

(valores propios: 7,47, 1,40 y 1,05), mientras que el análisis del gráfico de sedimentación, llevaría a la identificación de un solo factor.

En virtud de los resultados recién descritos, se procedió a solicitar la extracción de un solo factor mediante un AEP sobre la matriz de datos. En cuanto a la varianza explicada por el modelo de un factor, se observa que ésta alcanza a un 32,41%. La Tabla 4 presenta la matriz de cargas factoriales para la solución de un factor.

Tabla 4  
Cargas factoriales y communalidad final ( $h^2$ ) de los ítems de la Escala de Depresión de Beck-II para la solución de un factor.

Ítem	Carga	$h^2$	Ítem	Carga	$h^2$
1	0,70	0,49	12	0,58	0,34
2	0,60	0,36	13	0,57	0,33
3	0,66	0,43	14	0,65	0,43
4	0,59	0,34	15	0,58	0,34
5	0,54	0,30	16	0,44	0,19
6	0,47	0,22	17	0,58	0,33
7	0,69	0,48	18	0,50	0,25
8	0,59	0,35	19	0,48	0,24
9	0,59	0,35	20	0,59	0,34
10	0,63	0,40	21	0,33	0,11
11	0,47	0,22			

Al analizar los resultados de la Tabla 4, se aprecia que casi la totalidad de los ítems de la escala BDI-II presentan cargas factoriales superiores a 0,40, considerado como un valor adecuado para indicar una pertenencia significativa a un determinado factor (Hair et al., 2005; Meyers, Gamst & Guarino, 2006; Stevens, 2002). La única excepción a este patrón ocurrió en el ítem 21, el cual presentó una carga de 0,33.

#### Análisis Factorial Confirmatorio

Con el objetivo de proporcionar evidencia más concluyente en cuanto a la estructura factorial de la escala BDI-II, se llevó a cabo un AFC sobre los datos de la muestra de validación, empleando para ello el programa EQS 6.1.

Si bien, los resultados del AEP realizados sobre la muestra de entrenamiento indicaron la existencia de un solo factor, algunos estudios internacionales han señalado la existencia de una estructura de dos factores para el BDI-II (Beck et al., 1996; Dozois, Dobson & Ahnberg, 1998; Sanz, Navarro et al. 2003; Steer & Clark, 1997; Whishman, Perez & Ramel, 2000). Las investigaciones que han identificado dos factores los han caracterizado como *factor somático*

(abarcando síntomas como cansancio, pérdida de placer, interés en el sexo o de energía) y *factor cognitivo-afectivo* (abarcando síntomas inutilidad, sentimientos de fracaso y tristeza). Debido a ello, es que se procedió a comparar, en la muestra de validación, la calidad del ajuste de los modelos rivales de uno y dos factores.

Para la estimación de los parámetros del modelo el método de estimación más ampliamente empleado corresponde al de máxima verosimilitud (*maximum likelihood*). Sin embargo, la naturaleza ordinal de las alternativas de respuesta de los ítems de la escala BDI-II, así como su número reducido (cuatro alternativas), volvían cuestionable el cumplimiento del supuesto de normalidad multivariada en que descansa el empleo de dicho método (Bentler, 2005; Byrne, 2006; Kline, 2005; Schumacker & Lomax, 2004), por lo que se optó por llevar a cabo la estrategia consistente en someter a análisis la matriz de correlaciones policóricas, lo que permite obtener una modificación “robusta” del método de estimación de máxima verosimilitud (Bentler, 2005; Byrne, 2006). Cuando se implementa esta estrategia de análisis “robusto”, usualmente se emplea como estadístico de calidad de ajuste global del modelo analizado, el valor del  $\chi^2$  *Escalado de Satorra-Bentler (S-B  $\chi^2$ )*. Sin embargo,

el empleo de este estadístico a objeto de comparar entre sí distintos modelos anidados no resulta del todo adecuado, por cuanto la diferencia en los valores  $S-B \chi^2$  de los dos modelos bajo análisis, no sigue una distribución  $\chi^2$ , por lo que debe llevarse a cabo un ajuste sobre estos valores antes de proceder a su comparación. De igual modo, es posible que el valor resultante presente signo negativo (Bentler, 2005; Byrne, 2006). Debido a ello es que Bentler (2005) sugiere para este tipo de análisis, reemplazar el estadístico  $S-B \chi^2$  por alguno de los nuevos estadísticos basados en los residuos, los cuales parecen desempeñarse tan bien, o incluso, mejor que el estadístico  $S-B \chi^2$ . En base a las consideraciones anteriores, para efectos de los análisis que a continuación se informan, se ha optado por emplear el *Test Estadístico Basado en Residuos de Yuan-Bentler* ( $Y-B_{(RES)} \chi^2$ ). A objeto de complementar los resultados del estadístico recién descrito, se optó por la interpretación del siguiente conjunto de indicadores: a) *CFI*, b) *RMSEA* y c) intervalo de confianza del 90% para *RMSEA* (Bentler, 2005; Byrne, 2006; Kline, 2005; Thompson, 2005; Schumacker & Lomax, 2004; Tabachnik & Fidell, 2006).

Los resultados correspondientes a la calidad del ajuste de ambos modelos se presentan en la Tabla 5 (bajo el encabezado *Modelo Original*).

Tabla 5

Índices de calidad del ajuste de los modelos de uno y dos factores (originales y modificados) para la Escala de Depresión de Beck-II.

	Un Factor	Dos Factores
Modelo Original		
$Y-B_{(RES)} \chi^2$ (gl)	233,608* (189)	232,159* (188)
CFI	0,927	0,953
RMSEA	0,051	0,041
IC 90% RMSEA	0,044 – 0,058	0,033 – 0,048
Modelo Modificado		
$Y-B_{(RES)} \chi^2$ (gl)	229,263* (188)	226,448* (187)
CFI	0,943	0,960
RMSEA	0,045	0,038
IC 90% RMSEA	0,038 – 0,052	0,030 – 0,046

\*  $p<0,05$

Al analizar la significación estadística de ambos modelos en base al estadístico  $Y-B_{(RES)} \chi^2$  se observa que el modelo de un factor arrojó un valor de  $Y-B_{(RES)} \chi^2(189)=233,608$ ,  $p<0,05$ ; mientras que el modelo de dos factores presentó un valor de  $Y-B_{(RES)} \chi^2(188)=232,159$ ,  $p<0,05$ . Si bien la significación estadística alcanzada en ambos modelos indicaría la existencia de una discrepancia entre los modelos propuestos y los datos analizados, es conocida la dependencia de este tipo de estadísticos en relación al tamaño de la muestra

empleada, lo cual podría estar explicando los resultados para el caso de la presente muestra (Byrne, 2006).

Para determinar si existen diferencias significativas en la calidad del ajuste entre ambos modelos, se procedió a calcular la diferencia entre sus respectivos estadísticos  $Y-B_{(RES)} \chi^2$ . El estadístico resultante ( $\Delta Y-B_{(RES)} \chi^2$ ) sigue una distribución  $\chi^2$  con grados de libertad iguales a la diferencia entre los grados de libertad de los modelos bajo comparación. La elección de esta estrategia analítica obedece a la naturaleza anidada de los modelos bajo estudio (Bentler, 2005). El resultado obtenido correspondió a  $\Delta Y-B_{(RES)} \chi^2(1)=1,449$ ,  $p>0,05$ , lo cual permite concluir que no existen diferencias significativas en la calidad del ajuste de ambos modelos. Esto implica que la calidad del ajuste proporcionado por el modelo de dos factores no es superior al ajuste logrado por el modelo de un factor.

En cuanto a los restantes estadísticos empleados (*CFI*, *RMSEA* e *IC 90% RMSEA*), ambos modelos presentan niveles adecuados en términos de la calidad del ajuste a los datos (ver Tabla 5).

A continuación, se procedió a llevar a cabo una *búsqueda de especificación* a objeto de identificar algunas modificaciones a ambos modelos que permitieran incrementar su adecuación a los datos (Byrne, 2006; Kline, 2005). Para ello, se empleó el estadístico *Multiplicador de Lagrange Multivariado*. Los resultados de los análisis realizados sobre ambos modelos por separado, llevaron a identificar una misma modificación, la cual consistía en permitir la correlación entre los errores de los ítems 15 (“Pérdida de energía”) y 20 (“Cansancio o fatiga”). Dada la clara similitud en el contenido de ambos ítems, se consideró justificado implementar dicha modificación. De este modo, se procedió a re-especificar ambos modelos, permitiendo la correlación entre los errores de ambos ítems para los dos modelos bajo análisis y, a continuación, se volvieron a llevar a cabo los análisis estadísticos descritos previamente.

Al comparar en términos del estadístico  $Y-B_{(RES)} \chi^2$  a los modelos modificados, se observa que el modelo de un factor presenta un valor de  $Y-B_{(RES)} \chi^2(188)=229,263$ ,  $p<0,05$ ; mientras que el modelo de dos factores alcanza un valor de  $Y-B_{(RES)} \chi^2(187)=226,448$ ,  $p<0,05$ . Dada la naturaleza anidada de los modelos analizados, se procedió a determinar la significación estadística de la diferencia en la calidad del ajuste de ambos modelos. El resultado obtenido correspondió a  $\Delta Y-B_{(RES)} \chi^2(1)=2,815$ ,  $p>0,05$  lo que permite concluir que el modelo de dos factores modificado no evidencia un ajuste significativamente superior al modelo de un factor modificado.

La segunda mitad de la Tabla 5 (bajo el encabezado *Modelo Modificado*), presenta los resultados obtenidos por ambos modelos en cada uno de los otros tres indicadores de ajuste analizados (*CFI*, *RMSEA* e *IC 90% RMSEA*). Al analizar dichos resultados, no se observan diferencias importantes en los indicadores exhibidos por ambos modelos.

En particular, se puede observar que ambos modelos presentan valores adecuados en el coeficiente *CFI*, cuando se los compara con el valor de referencia de 0,95 propuesto para este estadístico. En lo que respecta al coeficiente *RMSEA*, ambos modelos alcanzan valores inferiores al valor de 0,05 considerado como óptimo. A esta misma interpretación se arriba al analizar el intervalo de confianza del 90% para el coeficiente *RMSEA*. Estos resultados confirman la no existencia de diferencias relevantes en el grado de ajuste alcanzado por ambos modelos a los datos analizados. Finalmente, las Figuras 2 y 3 presentan los modelos modificados de uno y dos factores.

## Discusión

La Escala BDI-II es un instrumento que ha demostrado estar bien diseñado, con alta consistencia interna y diversos indicadores de validez. El presente estudio confirma que en adolescentes chilenos el instrumento mantiene sus atributos:

presenta una alta consistencia interna, aceptable correlación test-retest y discrimina adecuadamente entre población consultante con sintomatología emocional ansioso-depresiva y población no consultante.

La pérdida de interés en el sexo es el ítem más “problemático” de la escala, ya que es el que menos intensamente se relaciona con el conjunto, como se observa en la correlación ítem-total y la menor carga de saturación factorial (0,33). Análisis no presentados muestran también que este ítem es el que menos discrimina dado que la mayoría de los adolescentes (70%) refiere no notar cambios en este ámbito. Sin embargo, estas razones no justifican su eliminación del instrumento.

Un indicador de validez convergente del BDI-II fue la estrecha correlación que mostró con las escalas del MACI, especialmente con aquellas cuya relación con la presencia de sintomatología depresiva es más esperada: con las escalas de autodevaluación, de afecto depresivo, de ideación suicida y de aflicción.

Figura 2. Solución estandarizada (cargas y varianza de los errores) para el modelo final de un factor de la Escala de Depresión de Beck-II.

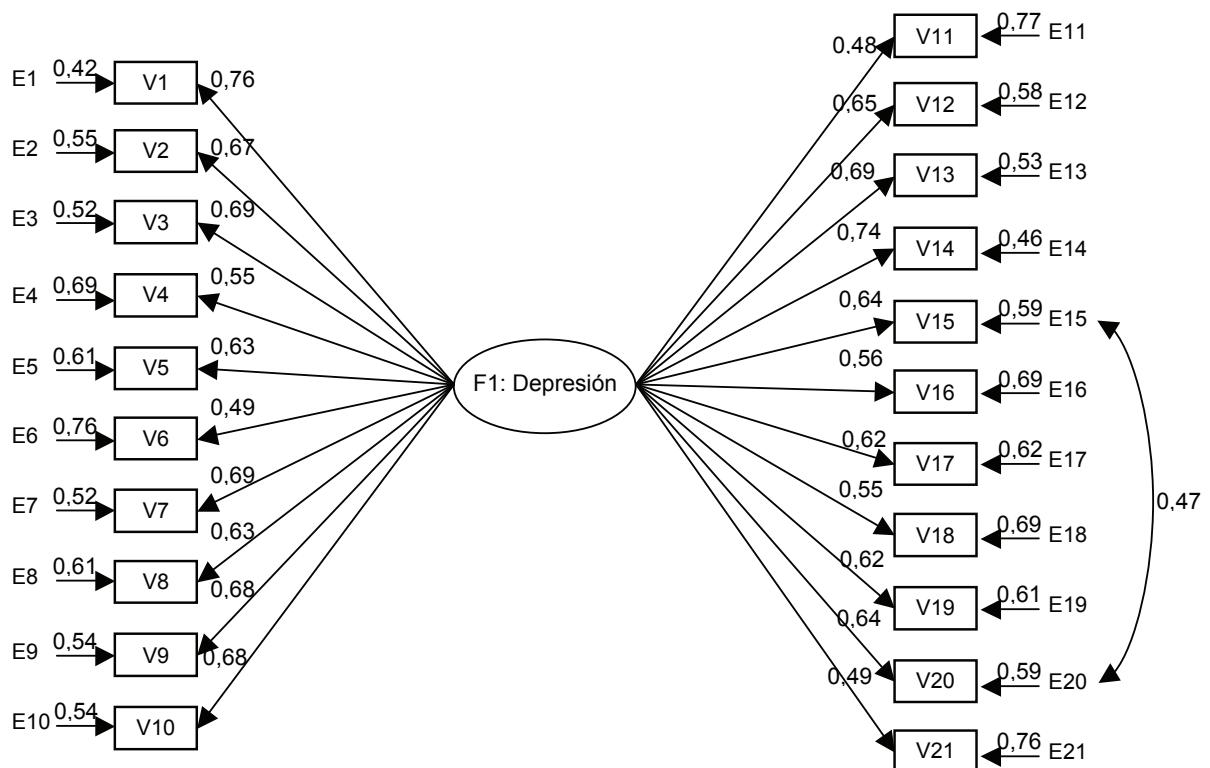
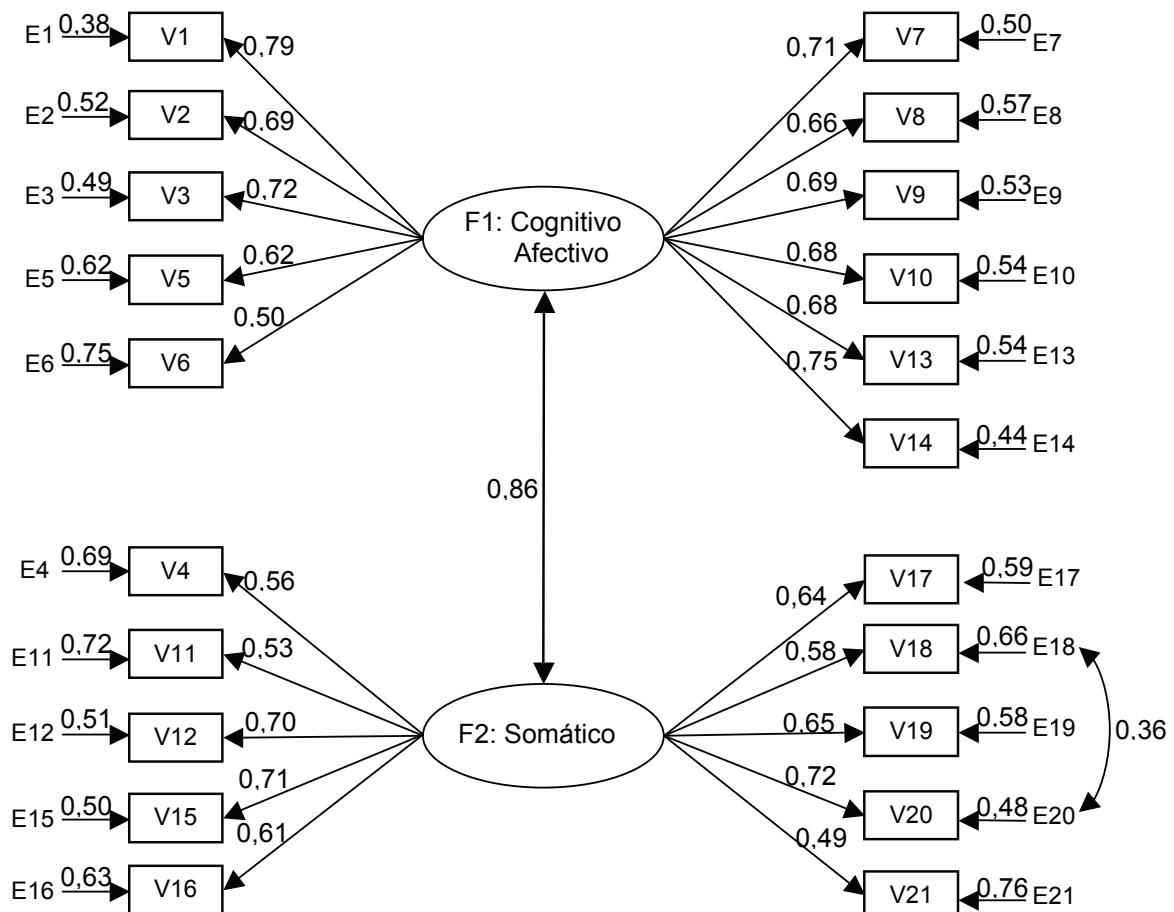


Figura 3. Solución estandarizada (cargas y varianza de los errores) para el modelo final de dos factores de la Escala de Depresión de Beck-II.



Respecto al puntaje de corte, debe considerarse que para un instrumento de estas características, no es posible estimar un punto de corte absoluto, sin considerar el propósito y población específica en que será utilizado. Beck et al. (1996) como Dozois, Dobson y Ahnberg (1998) fijan en 19 el punto de corte del BDI-II para discriminar presencia de sintomatología depresiva clínicamente significativa, prácticamente equivalente al obtenido en esta investigación (los puntos de corte fijados para el BDI-II por Beck son: 0–13=mínimo; 14–19=leve; 20–28=moderado y 29–63=severo, Beck et al., 1996). Sin embargo, otros autores señalan que para fines de tamizaje el valor debe ser mucho más bajo. Por ejemplo, en el estudio de Sanz, Navarro et al. (2003) se sugiere un valor de 12 puntos. Para analizar el punto de corte obtenido en esta investigación deben considerarse las limitaciones del criterio de discriminación utilizado –población consultante/no consultante–, más aún si se

tiene presente que mucha población no tiene acceso a los servicios de salud mental por diversos obstáculos. Estas consideraciones justifican en mantener en 19 el punto de corte que puede indicar la presencia de sintomatología depresiva importante, aun cuando no implique necesariamente la presencia de un trastorno depresivo. Un aspecto a tener presente es el promedio más alto de sintomatología depresiva que los adolescentes chilenos muestran en éste y otros estudios (ver Cova et al., 2007).

Respecto de la estructura factorial, el análisis confirmatorio mostró que tanto la estructura bifactorial encontrada en investigaciones internacionales como la unifactorial observada en la presente muestra tienen una adecuada bondad de ajuste, no mostrando ninguna superioridad a la otra. Los autores que han distinguido dos factores han observado alta intercorrelación entre ellos, lo que explica estos resultados (Beck et al., 1996; Dozois, Dobson & Ahnberg, 1998;

Sanz, Navarro et al. 2003; Steer & Clark, 1997; Whishman, Perez & Ramel, 2000). De acuerdo a los resultados de este estudio, lo más parsimonioso es considerar el BDI-II como un instrumento unifactorial, lo que es concordante con la práctica habitual de utilizarlo como escala total.

En su conjunto, estos resultados permiten estimar que el BDI-II es una escala que se puede utilizar satisfactoriamente en adolescentes chilenos.

## Referencias

- Afifi, A.A. & Clark, V. (1999). *Computer-aided multivariate analysis* (3a ed.). Boca Raton, Florida: Chapman & Hall/CRC.
- Alvarado, R., Vega, J., Sanhueza, G. & Muñoz, M.G. (2005). Evaluación del programa para la detección, diagnóstico y tratamiento integral de la depresión en atención primaria, en Chile. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 18, 278-286.
- Beck, A.T., Steer, R.A. & Brown, G.K. (1996). *BDI-II. Beck Depression Inventory-second edition. Manual*. San Antonio: The Psychological Corporation.
- Bentler, P.M. (2005). *EQS 6 structural equations program manual*. Encino, California: Multivariate Software.
- Buja, A. & Eryuboglu, N. (1992). Remarks on parallel analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 27, 509-540.
- Byrne, B.M. (2006). *Structural equation modeling with EQS* (2nd ed.). Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- Costello, E.J. & Angold, A. (2006). Developmental epidemiology. En D. Cicchetti & D. Cohen [eds.], *Developmental Psychopathology* (pp. 41-75). New Jersey: Wiley and Sons.
- Cova, F., Melipillán, R., Valdivia, M., Bravo, E. & Valenzuela, B. (2007). Sintomatología depresiva y ansiosa en estudiantes de enseñanza media. *Revista Chilena de Pediatría*, 78, 151-159.
- Dozois, D., Dobson, K. & Ahnberg, J. (1998). A psychometric evaluation of the Beck Depression Inventory-II. *Psychological Assessment*, 10, 83-89.
- Floyd, F.J. & Widaman, K.F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7, 286-299.
- Gönen, M. (2007). *Analyzing receiver operating characteristic curves with SAS*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E. & Tatham, R.L. (2005). *Multivariate data analysis* (6th ed.). Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall.
- Harrington, R.C. (2002). Affective disorders. En: M. Rutter & E. Taylor [eds.], *Child and adolescent psychiatry* (4th ed., pp. 463-485). Oxford: Blackwell Publishing Science.
- Hong, S., Mitchell, S.K. & Harshman, R.A. (2006). Bootstrap scree tests: a Monte Carlo simulation and applications to published data. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 59, 35-57.
- Jurado, S., Villegas, M., Méndez, L., Rodríguez, F., Loperena, V. & Varela, R. (1998). La estandarización del Inventario de Depresión de Beck para los residentes de la Ciudad de México. *Salud Mental*, 21: 26-31.
- Kline, R.B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). New York: Guilford.
- Lattin, J., Carroll, J.D. & Green, P.E. (2003). *Analyzing multivariate data*. Pacific Grove, California: Duxbury.
- Melipillán, R. (2007). *Materialismo y su relación con bienestar subjetivo y valores prosociales en trabajadores de la región del Biobío*. Tesis de magíster no publicada, Universidad de Concepción, Chile.
- Meyers, L.S., Gamst, G. & Guarino, A.J. (2006). *Applied multivariate research*. Thousand Oaks, California: Sage.
- Million, T., Million, C. & Davis, R. (1993). *MACI Manual. Million Adolescent Clinical Inventory*. Minneapolis: National Computer Systems.
- O'Connor, B.P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 32, 396-402.
- Ojeda, C., Silva, H., Cabrera, J., Tchimino, C., De La Carrera, C. & Molina, A. (2003). Validez interna y concurrente de una escala breve autoadministrada de siete ítems para la depresión, evaluada en relación a los inventarios de Beck y Hamilton: estudio preliminar. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatría*, 41, 31-38.
- Penley, J., Wiebe, J. & Nwosu, A. (2003). Psychometric properties of the spanish Beck Depression Inventory-II in a medical sample. *Psychological Assessment*, 15, 569-577.
- Reise, S.P., Waller, N.G. & Comrey, A.L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, 12, 287-297.
- Sanz, J., García, M.P., Espinosa, R., Fortún, M. & Vázquez, C. (2005). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 3. Propiedades psicométricas en pacientes con trastornos psicológicos. *Clinica y Salud*, 16, 121-142.
- Sanz, J., Navarro, M.E. & Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 1. Propiedades psicométricas en estudiantes universitarios. *Ánalisis y Modificación de Conducta*, 29, 239-288.
- Sanz, J., Perdigón, A. & Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 2. Propiedades psicométricas en población general. *Clinica y Salud*, 14, 249-280.
- Schumacker, R.E. & Lomax, R.G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling* (2nd ed.). Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Steer, R.A. & Clark, D.A. (1997). Psychometric characteristics of the Beck Depression Inventory-II with college students. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 30, 128-136.
- Stevens, J.P. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4th ed.). Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Swets, J.A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science*, 240, 1285-1293.
- Swets, J.A., Dawes, R.M. & Monahan, J. (2000). Psychological science can improve diagnostic decisions. *Psychological Science in the Public Interest*, 1, 1-26.
- Tabachnick, B.G. & Fidell, L.S. (2006). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston, Massachusetts: Allyn and Bacon.
- Thompson, B. (2005). *Exploratory and confirmatory factor analysis*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Vinet, E. & Alarcón P. (2003). El Inventario Clínico para Adolescentes de Millon (MACI) en la evaluación de adolescentes chilenos. *Psikhe*, 12, 39-55.
- Vinet, E. & Forns, M. (2006). El Inventario Clínico para Adolescentes de Millon (MACI) y su capacidad para discriminar entre población general y clínica. *Psikhe*, 15, 69-80.
- Vinet, E., González, M. & Alarcón, P. (2002). *MACI in Chile: a study with two groups presenting psychological problems*. Ponencia presentada en Ninth Annual Millon Clinical Inventories Conference, Minneapolis, EE.UU.
- Whisman, M., Pérez, J. & Ramel, W. (2000). Factor structure of the Beck Depression Inventory-Second Edition (BDI-II) in a student sample. *Journal of Clinical Psychology*, 56, 545-551.