

Desarrollo del Inventario de Desajustes Psicológicos para Estudiantes Universitarios Chilenos

Development of the Inventory of Psychological Maladjustments for Chilean University Students

Eugenia V. Vinet¹, Ítalo Trizano-Hermosilla², José L. Saiz³ y Felix Cova⁴

Resumen

Partiendo de un conjunto de ítems (Cova et al., 2007) se desarrolló el Inventario de Desajustes Psicológicos para Estudiantes Universitarios (IDP-EU), destinado a evaluar cuatro áreas de desajustes prevalentes en esa población: conductas autodestructivas, desajustes alimentarios, consumo problemático de sustancias, y estrés académico. Una muestra de 1935 estudiantes de pregrado de cuatro universidades estatales chilenas, respondió el conjunto previo de ítems y, como criterios externos de validación, el DASS-21 y una versión del ASSIST. Se efectuaron análisis exploratorios y confirmatorios de modelos de medida y estructurales, y análisis de fiabilidades. Los resultados confirmaron que el IDP-EU posee la estructura hipotetizada de cuatro factores correlacionados, los cuales muestran, en general, asociaciones teóricamente esperables con los criterios externos y, además, adecuadas fiabilidades. Estos resultados son discutidos en términos de sus alcances teóricos, limitaciones metodológicas e implicaciones prácticas.

Palabras clave: inventario, desajustes psicológicos, validez, fiabilidad, estudiantes universitarios

Abstract

Based on a set of items (Cova et al., 2007), the Inventory of Psychological Maladjustments for University Students (IDP-EU) was developed to assess four areas of prevalent maladjustments in this population: self-destructive behaviors, eating maladjustments, problematic consumption of substances, and academic stress. A sample of 1935 undergraduate students from four Chilean state universities answered the previous set of items and, as external validation criteria, the DASS-21 and a version of the ASSIST. Exploratory and confirmatory analysis of measurement and structural models, and reliability examinations were carried out. The results confirmed that the IDP-EU has the hypothesized structure of four correlated factors, which show, in general, theoretically expected associations with the external criteria and, in addition, adequate reliabilities. These results are discussed in terms of their theoretical scope, methodological limitations and practical implications.

Keywords: inventory, psychological maladjustments, validity, reliability, university students

Nota de los autores: Este estudio fue financiado por la Comisión Nacional de Investigación Científica y Tecnológica (CONICYT) de Chile, a través del proyecto Fondecyt 1150095.

¹ Académica, Departamento de Psicología, Universidad de La Frontera. Av. Francisco Salazar 01145, Temuco, Chile. Tel.: 56-452325621. Correo: eugenia.vinet@ufrontera.cl

² Académico, Departamento de Psicología, Universidad de La Frontera. Av. Francisco Salazar 01145, Temuco, Chile. Tel.: 56-452325612. Correo: italo.trizano@ufrontera.cl

³ Académico, Departamento de Psicología, Universidad de La Frontera. Av. Francisco Salazar 01145, Temuco, Chile. Tel.: 56-452325621. Correo: jose.saiz@ufrontera.cl

⁴ Académico, Departamento de Psicología, Universidad de Concepción. Víctor Lamas 1290, Concepción, Chile. Tel.: 56-412204301. Correo: fecova@udec.cl

Introducción

La necesidad de estudiar los problemas de salud mental de los estudiantes universitarios es un tema recurrente en la literatura chilena. En una exploración inicial Rioseco et al. (1996) alertaron que su incidencia en la población universitaria duplicaba la incidencia en población general. El diagnóstico de estos problemas y su enfrentamiento oportuno ha sido demandado en los medios de comunicación social (e.g., Jiménez et al., 2019).

Los reportes científicos de las últimas décadas señalan que la depresión y la ansiedad son los trastornos de mayor incidencia en los estudiantes universitarios chilenos (Antúnez & Vinet, 2013; Baader et al., 2014; Barrera-Herrera & San Martín, 2021; Cova et al., 2007; Instituto Nacional de la Juventud [INJUV], 2018; Michin & Bagladi, 2011; Rossi et al., 2019) presentando valores superiores a los encontrados en población general tanto de jóvenes como de adultos. Estos estudios señalan también ciertas áreas de problemas específicos que frecuentemente aparecen asociadas a la depresión y ansiedad en esta población estudiantil universitaria: (1) conductas autolesivas y suicidio, (2) desajustes alimentarios, (3) consumo de sustancias y (4) estrés académico. Estos problemas, que son el foco del presente estudio, son concebidos aquí como desajustes psicológicos por cuanto refieren a la inhabilidad individual, de naturaleza relativamente menor, para reaccionar de manera adaptativa a las demandas del entorno (Ranasinghe et al., 2017; VandenBos, 2007). Esta inhabilidad no necesariamente configura un trastorno mental/psiquiátrico (Stein et al., 2010).

Las conductas autolesivas y suicidas constituyen desajustes dramáticos y han sido poco estudiados en estudiantes universitarios del medio nacional. La conducta autolesiva se define como un comportamiento deliberado destinado a producir daño físico directo en el propio cuerpo, sin que exista necesariamente la intención de provocar la muerte, aunque en la práctica clínica se presenta frecuentemente asociada a la conducta suicida (Villarroel et al., 2013).

En población clínica universitaria nacional, Michin y Bagladi (2011) reportan valores de 5.9% para ideación suicida y de 6.3% para intento de

suicidio. Por su parte, en población universitaria general, también chilena, Cova et al. (2007) señalan un autoreporte de planificación suicida de 18.3% y de intento suicida de 7.1%. Baader et al. (2014) indican que un 5.3% de los estudiantes de población universitaria nacional presenta conductas autodestructivas vinculadas a depresión que implican riesgos moderados y severos de cometer suicidio y/o conductas autolesivas no fatales. Por último, Barrera-Herrera y San Martín (2021) corroboran estos hallazgos señalando que el 5,1% de los estudiantes ha presentado pensamientos o ideación suicida en las dos últimas semanas. En la misma perspectiva, estudios fuera de Chile reportan relaciones directas entre mayor intensidad de conductas autodestructivas y/o suicidas y mayores niveles de depresión (Anestis & Selby, 2015; Lew et al., 2019), encontrándose además altos niveles de ansiedad y estrés en estudiantes que presentan autolesiones (Latimer et al., 2009).

La etapa universitaria, al menos en Chile, constituye un periodo de riesgo de desajustes en la conducta alimentaria. Por primera vez, los jóvenes asumen responsabilidades por su propia alimentación, quedando expuestos a una mala nutrición ya que generalmente no desayunan, pasan largas horas sin consumir alimentos entre las comidas centrales y prefieren la comida rápida, rica en grasa, como primera opción (Rodríguez et al., 2013). Se suma a lo anterior la ausencia de ejercicio físico, la presión publicitaria por una figura esbelta y los regímenes de adelgazamiento informales con el propósito de adaptarse a los cánones de belleza imperantes (Durán et al., 2013).

Según Michin y Bagladi (2011), la frecuencia de casos que ameritan un diagnóstico de trastorno de la conducta alimentaria alcanza al 6.5% de los estudiantes consultantes. En población universitaria general, Baader et al. (2014) señalan que el 8.8% de estudiantes presenta algún trastorno de la alimentación, predominando la bulimia (6.1%). Por su parte, Barrera-Herrera y San Martín (2021) reportan que las conductas alimentarias de riesgo alcanzan casi al 50% de los estudiantes (33.8% en riesgo moderado y 15.7% en riesgo alto) condiciones que pudieran derivar en un trastorno de la conducta alimentaria clínicamente diagnosticable. Es relevante señalar

que diversos tipos de desajustes alimentarios se presentan en comorbilidad con depresión, ansiedad y estrés (Baader et al., 2014; Borges et al., 2017; Burton et al., 2017) y, además, en algunos casos, se observa que junto a la sintomatología disfórica, se presenta un mayor consumo de alcohol y otras sustancias (Baile & González, 2011; Escandón-Nagel, 2016).

El consumo de drogas forma parte importante de la denominada “cultura universitaria” (Sepúlveda et al., 2011). Se presenta generalmente como policonsumo simultáneo de tabaco, alcohol y marihuana en situaciones de interacción social, predominando una percepción no patológica asociada a efectos positivos de estas sustancias como facilitadores de la socialización, la diversión y el alivio de tensiones producidas por las exigencias académicas (Abarca Saavedra & Baiz, 2020; Cazenave et al., 2017).

A nivel nacional, el Primer Estudio de Drogas en Educación Superior (SENDA, 2019) indica que un 68% de los estudiantes declaró haber consumido alcohol en el último mes y un 50.4% haber consumido marihuana en el último año. Respecto de otras drogas, SENDA (2019) reportó prevalencias de un 16.4% anual de consumo de medicamentos sin receta, un 10.3% de hachís, y prevalencias menores al 5% para cocaína y LSD; la pasta base fue reportada solo por el 0.5% de la muestra. Particularmente en población general, el consumo problemático de drogas ha sido asociado con incrementos en los niveles de depresión, ansiedad y estrés (Fooladi et al., 2014; Krill et al., 2016). En estudiantes universitarios, el consumo de alcohol constituye una estrategia de afrontamiento de eventos estresantes (Armendáriz García et al., 2012) y el consumo de marihuana, al ser asociado a diversión y/o relajación, evita que se enfrenten problemas de fondo como la depresión, el agobio estudiantil y el estrés que provocan las cargas académicas excesivas (Abarca Saavedra & Baiz, 2020).

Los estudiantes universitarios enfrentan una amplia gama de estresores permanentes relacionados con la academia que les demandan gran cantidad de recursos físicos y psicológicos (Barker et al., 2018). La literatura indica que el estrés académico, caracterizado por fuertes vivencias de ansiedad y depresión que producen agobio y desesperanza al no poder afrontar los

desafíos propios de la vida universitaria, puede reducir el rendimiento estudiantil, disminuir la motivación y aumentar el riesgo de deserción. Los estudiantes atribuyen el estrés a la elevada carga académica y la gran cantidad de horas que deben dedicar al estudio (Castillo Pimienta et al., 2016; Michin & Bagladi, 2011). Sin embargo, existen además otras situaciones estresantes concurrentes: presiones y expectativas familiares sobre el rendimiento académico, desarraigo y bajo apoyo familiar y amical si el estudiante debe trasladarse a otra ciudad para asistir a la universidad, vulnerabilidad psicosocial, económica y cultural si el estudiante es el primer miembro de su familia en cursar una carrera universitaria (Jarpa-Arriagada & Rodríguez-Garcés, 2017; Micin & Bagladi, 2011; Rodríguez-Fernández et al., 2020).

Dimensionar el estrés académico no ha sido fácil dada la escasa disponibilidad, en Latinoamérica, de instrumentos adecuadamente validados, encontrándose cifras que oscilan ampliamente entre un 35% y un 95% de los estudiantes (Guzmán-Castillo et al., 2018). Particularmente en Chile, Cova et al. (2007) reportan que un 76% de los estudiantes se ha sentido “agotado mentalmente”, que un 74.8% ha estado “agobiado por las responsabilidades académicas” y que un 65.5% ha sentido que “no puede cumplir con todas las responsabilidades académicas”. Adicionalmente, la literatura internacional señala que, junto con presentar síntomas ansiosos y depresivos, una gran proporción de estudiantes consume, al menos en ocasiones, alcohol o drogas sin receta para hacer frente al estrés de su vida universitaria (Istasy et al., 2019).

Una estrategia para evaluar estas cuatro áreas de desajustes en estudiantes universitarios sería emplear medidas específicas para cada área, validadas en Chile. Ilustrando, la Escala de Suicidalidad (Okasha et al., 1981), validada por Salvo et al. (2009), y la Escala de Restricción Alimentaria (Herman & Polivy, 1980), validada por Silva y Urzúa-Morales (2010), han sido empleadas para medir, respectivamente, riesgo suicida y desajustes alimentarios. El consumo de alcohol y drogas ha sido a menudo evaluado mediante el Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT; Saunders, 1993) según la validación chilena reportada por Alvarado et al.

(2009). El estrés académico ha sido escasamente medido en Chile. A la propuesta de Cova et al. (2007) solo recientemente se han agregado los inventarios SISCO-EA (Guzmán-Castillo et al., 2018) y SISCO II (Castillo-Navarrete et al., 2020) como medidas de este tipo particular de estrés.

La estrategia descrita precedentemente posee debilidades. Muchas de las medidas específicas disponibles son de origen anglosajón y, como previenen Salazar et al. (2018), podrían no representar adecuadamente las manifestaciones conductuales que adquieren estos desajustes psicológicos en contextos culturales iberoamericanos. En segundo lugar, no todas las medidas específicas han sido validadas en poblaciones universitarias nacionales. En tercer lugar, su administración conjunta implicaría una batería muy extensa y poco práctica para la detección inicial de problemas de salud mental la cual debería privilegiar un instrumento breve, con instrucciones únicas y respuesta sencilla en un mismo formato.

Una herramienta que supera los cuestionamientos señalados, vale decir, es poblacionalmente específica, posee un origen nacional, contiene un reducido número de ítems y ofrece una respuesta sencilla en un formato único, es el conjunto de ítems diseñados por Cova et al. (2007) consistente en indicadores, principalmente conductuales, de las cuatro áreas de desajustes ya descritas en los estudiantes universitarios chilenos. Es relevante señalar que, en el área de uso de sustancias, los ítems indagan consecuencias negativas del consumo y no la frecuencia del mismo. En el trabajo inicial sus autores solo realizaron análisis descriptivos ítem a ítem, sin estructurar escalas ni determinar propiedades psicométricas; así, este conjunto de ítems no puede ser considerado un instrumento psicométrico.

El objetivo general del presente estudio fue continuar el trabajo de Cova et al. (2007), desarrollando un instrumento, el Inventario de Desajustes Psicológicos para Estudiantes Universitarios (IDP-EU), destinado al tamizaje de las cuatro áreas de desajustes descritas, sustentado en tres propiedades psicométricas: validez estructural, validez según asociación con otras variables, y fiabilidad. Los objetivos específicos de este estudio fueron (1) realizar un análisis

descriptivo preliminar del conjunto inicial de ítems, (2) establecer su configuración dimensional interna, (3) examinar las asociaciones de sus dimensiones con dos conjuntos de variables externas relevantes, esto es, síntomas emocionales negativos y frecuencia de consumo de drogas, y (4) evaluar la fiabilidad de sus medidas.

En términos de hipótesis se planteó que: (a) Los ítems del IDP-EU se organizan en cuatro dimensiones oblicuas que explican satisfactoriamente la matriz de correlaciones interítems. (b) A partir de la literatura revisada, se plantea que estas dimensiones se asocian, todas de modo directo, con medidas de síntomas emocionales negativos (depresión, ansiedad y estrés) y con medidas de frecuencia de consumo. Específicamente, las conductas autolesivas y los desajustes alimentarios se relacionan con síntomas emocionales negativos y, en menor grado, con la frecuencia de uso de drogas. El consumo problemático de sustancias presentan asociaciones bajas o moderadas con síntomas emocionales y altas con la frecuencia de consumo. El estrés académico se asocia con síntomas emocionales negativos, particularmente con estrés general; con una menor intensidad se asocia con la frecuencia de consumo de sustancias. (c) Finalmente, las dimensiones del instrumento presentan fiabilidades elevadas, mayores a .70, midiendo con precisión los cuatro constructos.

Método

Participantes

Mediante un muestreo intencionado, se conformó una muestra de 1935 estudiantes universitarios de pregrado cuyos criterios de inclusión fueron: ser adulto emergente (de 18 a 29 años) y ser chileno. Los participantes tuvieron una $M_{edad}=21.30$ años ($DE=2.04$) y el 56% fueron mujeres. Procedían de cuatro universidades chilenas del Consorcio de Universidades del Estado de Chile (CUECH) situadas en el norte (37.1%), centro (26.3%) y sur (36.6%) del país. Su nivel socioeconómico fue clasificado como bajo (29.3%), medio (29.9%) y alto (41.1%) de acuerdo al procedimiento ESOMAR (ADIMARK, 2000). La distribución por área de estudio fue ingeniería (31.6%), salud (29.9%), educación y ciencias sociales (26.6%) y otras áreas (12.9%).

Instrumentos y Medidas

Ítems iniciales. Del conjunto original de 21 ítems propuestos por Cova et al. (2007) para describir desajustes psicológicos comunes en estudiantes universitarios chilenos, 19 indagan la frecuencia, en el último año, de indicadores sobre conductas autodestructivas, desajustes alimentarios, consumo problemático de sustancias y estrés académico. Los dos ítems restantes pesquistan la necesidad percibida de ayuda psicológica (ítem 17) y de consultar a profesionales de la salud mental (ítem 18); dado que estos ítems no se refieren directamente a desajustes psicológicos, fueron excluidos del presente estudio. Cada ítem es respondido en una escala de cinco opciones que va desde 0 (no me ha sucedido) hasta 4 (me sucede casi siempre).

La primera columna de la Tabla 1 presenta el conjunto de ítems propuesto por Cova et al. (2007), con su numeración original. Previo al estudio propiamente tal, se realizó una aplicación piloto ($n=56$) que reveló dificultades de comprensión en cinco ítems, los cuales fueron ligeramente modificados en su redacción, manteniendo inalterable su contenido: ítems 11, 12, 13, 14, y 16¹. Las expresiones modificadas aparecen en cursivas en la Tabla 1.

Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS – 21), versión chilena. Como la escala original (Lovibond & Lovibond, 1995), esta versión traducida y adaptada en Chile por Vinet et al. (2008), consta de 21 ítems (siete por cada escala) que evalúan la frecuencia e intensidad en que los síntomas de depresión, ansiedad y estrés se experimentaron durante la última semana. Utiliza un formato de respuesta con cuatro opciones que van desde 0 (ausencia del síntoma) hasta 3 (alta frecuencia e intensidad del síntoma); el puntaje total de cada escala varía entre 0 y 21 puntos. Puntajes altos indican mayor frecuencia e intensidad de síntomas emocionales negativos. Cuenta con una adecuada calidad psicométrica en poblaciones de estudiantes chilenos (Antúnez & Vinet, 2012; Mellor et al., 2015; Román et al.,

2016). Las fiabilidades ordinales en el presente estudio fueron adecuadas: coeficientes alfa de .893, .869 y .892, y omega de .894, .873, .893 para depresión, ansiedad y estrés, respectivamente.

Prueba de Detección de Consumo de Alcohol, Tabaco y Sustancias (ASSIST, por su sigla en inglés). Se utilizó una sección de esta medida de tamizaje (Organización Mundial de la Salud, 2011) que indaga la frecuencia de uso de diversas sustancias en los últimos tres meses. Esta sección fue presentada como una escala de auto-reporte que preguntaba por la frecuencia de consumo de cada sustancia en una escala de cinco opciones de respuesta, desde 0 (nunca) a 4 (consumo diario). En este estudio, el consumo fue operacionalizado según dos conglomerados de sustancias resultantes de un análisis paralelo (Horn, 1965) y una modelización de ecuaciones estructurales exploratoria, utilizando el método de estimación WLSMV y rotación oblicua geomin (Ledesma et al., 2019). Se obtuvo una solución de dos factores con excelente ajuste: WLSMV- χ^2 ($gl=19$)=134.751, $p<.001$, CFI=.974, TLI=.950, RMSEA=.056 (90% IC=.047-.065), SRMR=.045. Mientras un factor, denominado sustancias de consumo social (SS), incluyó tabaco, alcohol y marihuana, el otro, denominado otras sustancias (OS) incluyó cocaína, inhalantes, anfetaminas u otros estimulantes, tranquilizantes, alucinógenos, opiáceos y otras. La correlación interfactores fue .553. Los puntajes más altos en cada factor, expresados como promedio de respuestas, indican una mayor frecuencia de uso de las sustancias incluidas en el factor. Las fiabilidades ordinales alfa y omega fueron, respectivamente, .800 y .806 para la dimensión SS y .887 y .892 para la dimensión OS.

Cuestionario Sociodemográfico ad-hoc. Indagó información sobre sexo, edad, nivel socioeconómico y área de estudios.

Procedimiento

Con la colaboración de las direcciones académicas de pregrado, directores de carrera y profesores de las cuatro universidades, se invitó a los estudiantes a responder los cuatro instrumentos ya descritos, dentro de una batería más extensa. Se explicó a los estudiantes el contenido de la evaluación y el carácter

¹ Modificaciones realizadas: ítem 11: “del alcohol” cambiado por “mi consumo de alcohol”; ítem 12: “Usualmente termino bebiendo” por “He terminado bebiendo”; ítem 13: “Me molesta” por “Me ha molestado”; ítem 1: “del consumo” por “de mi consumo”, e ítem 16: “provocado en mi” por “me ha provocado”.

voluntario, confidencial y anónimo de sus respuestas. Quienes aceptaron participar, firmaron un consentimiento informado aprobado por el Comité Ético Científico de la Universidad de La Frontera. La aplicación completa de la encuesta se realizó en grupos de aproximadamente 30 personas, fue supervisada por un grupo de ayudantes y duró aproximadamente una hora.

Análisis de Datos

En la muestra total se efectuó un análisis descriptivo de cada ítem incluyendo medidas de centro, dispersión y forma de su distribución. Para examinar las evidencias de validez estructural del conjunto de ítems se realizó un proceso de validación cruzada dividiendo al azar la muestra en dos mitades (M1 y M2), utilizando M1 para análisis factorial exploratorio (AFE) y M2 para análisis factorial confirmatorio (AFC). Para evaluar la calidad de los modelos examinados tanto mediante AFE como AFC se emplearon los siguientes indicadores: índice de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI) y error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), junto a su intervalo de confianza al 90%. Para CFI y TLI, se juzgó como ajuste suficiente la obtención de valores superiores a .90 y, como ajuste adecuado, valores superiores a .95, en tanto que, para RMSEA, valores inferiores a .06 fueron interpretados como ajuste adecuado (Schreiber et al., 2006). En AFE, los ítems con cargas iguales o mayores a .30 fueron interpretados como pertenecientes a un factor.

Se realizó el AFE en M1 ($n=968$), a partir de la matriz de correlaciones policóricas y usando el método de estimación de Mínimos Cuadrados Ponderados con Media y Varianza Ajustada (WLSMV), pues esta matriz es recomendada para examinar ítems respondidos en una escala de frecuencia, especialmente al presentar altos niveles, en valor absoluto, de asimetría y/o curtosis, junto a pocas categorías de respuesta (Asún et al., 2016; Ledesma et al., 2019). Se utilizó una rotación oblicua geomin. En la M2 ($n=967$) se realizó un AFC contrastando el modelo resultante del AFE previo.

Para evaluar las evidencias de validez del IDP-EU respecto a variables usadas como criterios externos se examinó, en la muestra total, un modelo de nueve variables latentes en el cual

se especificaron correlaciones entre los cuatro constructos del IDP-EU y los cinco constructos externos (depresión, ansiedad, estrés, uso de sustancias sociales y de otras sustancias). Debido a las limitaciones de los coeficientes tradicionales (e.g., McNeish, 2018; Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016), la fiabilidad de las dimensiones del IDP-EU fue estimada mediante las versiones ordinales (e.g., Viladrich et al., 2017) de los coeficientes alfa, omega y Greatest Lower Bound (GLB). Adicionalmente, para estimar la fiabilidad ordinal de las puntuaciones obtenidas del modelo factorial, se utilizó el coeficiente designado con la sigla ORION (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016).

Los análisis descriptivos se obtuvieron con el software JASP (Love et al., 2019). Los AFE y AFC y el modelo de correlaciones entre variables latentes se realizaron con Mplus 8.1 (Muthén & Muthén, 2017). Se utilizó FACTOR (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017) para las estimaciones de fiabilidad ordinal.

Resultados

Revisión Preliminar de los Ítems

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos de los 19 ítems propuestos para medir desajustes psicológicos. Se observa allí que los ítems 6 y 15 presentan medias cercanas a cero, desviaciones estándares muy reducidas y elevados niveles de asimetría y de curtosis. Así, estos dos ítems no diferencian suficientemente entre los participantes, razón por la cual se decidió excluirlos de los análisis siguientes, quedando tras este paso 17 de los 21 ítems originales.

Evidencias de Validez Estructural

Análisis Factorial Exploratorio. En la M1, el AFE de los 17 ítems sobre desajustes psicológicos mostró adecuados valores KMO y en la prueba de Bartlett (.83 y 7030.6, $gl=136$, $p<.001$, respectivamente). Se modelizó su estructura solicitando cuatro factores para representar los correspondientes desajustes psicológicos. Aunque los índices de ajuste exploratorios mostraron que el modelo emergente se ajustó satisfactoriamente a los datos (WLSMV- $\chi^2=266.022$, $gl=74$, $p<.001$, CFI=.986, TLI=.975, RMSEA=.052 (90% IC .045-.059), el ítem 9 presentó una carga factorial doble mayor a .30. La

Tabla 1. Estadísticos descriptivos del conjunto preliminar de ítems del IDP-EU, en la muestra total (n=1935)

Ítems	M	DE	Asim	Curt
1. He sentido ganas de hacerme daño a mí mismo/a (CA)	.29	.68	2.71	7.63
2. Me he hecho daño físico intencionalmente (CA)	.16	.53	4.01	18.61
3. He pensado que sería mejor estar muerto/a (CA)	.35	.77	2.52	6.57
4. He deseado matarme (CA)	.19	.60	3.87	16.53
5. He planificado la forma en que podría matarme (CA)	.18	.60	4.11	18.55
6. He tratado de matarme (CA)	.04	.30	9.93	113.50
7. Pierdo frecuentemente el control sobre lo que como (DA)	1.11	1.21	.67	-.68
8. A menudo tengo la sensación de no poder dejar de comer (DA)	1.10	1.21	.76	-.51
9. He vomitado intencionalmente después de comer (DA)	.13	.53	4.78	24.61
10. He ingerido diuréticos o laxantes para bajar de peso (DA)	.12	.53	4.89	25.33
11. He tenido problemas con familiares, amigos o pareja a causa de <i>mi consumo</i> de alcohol (CPS)	.16	.52	3.63	14.47
12. <i>He terminado</i> bebiendo más de lo que quería (CPS)	.68	.98	1.26	.76
13. <i>Me ha molestado</i> que me critiquen por la forma en la que consumo alcohol (CPS)	.25	.72	3.17	1.15
14. He tenido problemas interpersonales a causa de <i>mi consumo</i> de marihuana u otra droga (CPS)	.10	.42	4.96	26.77
15. He tenido problemas legales a causa del consumo de marihuana o algún otro tipo de droga ilícita (CPS)	.02	.18	9.85	107.90
16. El consumo de marihuana u otra droga <i>me ha provocado</i> una disminución de mi rendimiento académico (CPS)	.08	.36	5.62	36.25
19. Me he sentido agotado/a mentalmente (EA)	1.81	1.24	-.03	-.94
20. He sentido que no puedo cumplir con todas mis responsabilidades académicas (EA)	1.56	1.19	.28	-.80
21. Me he sentido agobiado por mis responsabilidades académicas (EA)	1.93	1.17	-.03	-.74

Nota. Se excluyen los ítems 17 y 18, por no ser medidas directas de desajustes psicológicos. Los cambios de redacción en los ítems 11, 12, 13, 14 y 16 están señalados en cursiva. En cada ítem se agrega, entre paréntesis, el desajuste psicológico que pretende medir: CA=conductas autodestructivas, DA=desajustes alimentarios, CPS=consumo problemático de sustancias, EA=estrés académico. M=media. DE=desviación estándar. Asim=asimetría. Curt=curtosis.

repetición del AFE anterior, excluyendo al ítem 9, entregó valores adecuados en el índice KMO y prueba de Bartlett (respectivamente .80 y 11062, $gl=120$, $p<.001$). Este modelo también mostró un ajuste satisfactorio (WLSMV- $\chi^2=232.147$, $gl=62$, $p<.001$, CFI=.988, TLI=.977, RMSEA=.053 (90% IC .046-.061). La varianza explicada por el segundo AFE (77.4%) fue mayor que la del primer AFE (75.2%). En la Tabla 2 se presentan las saturaciones factoriales y las correlaciones interfactores de esta estructura tetrafactorial de 16 ítems. El patrón de saturaciones factoriales es congruente con la configuración dimensional esperada.

El primer factor (F1), compuesto por los ítems 1 al 5, fue denominado *conductas autodestructivas* ya que refiere a la ideación, intención y/o conducta de dañarse a sí mismo. El segundo factor (F2) agrupa los ítems 11, 12, 13, 14 y 16, todos referidos a consecuencias personales e interpersonales negativas originadas por el consumo de drogas, fue nominado *consumo problemático de sustancias*. El tercer factor (F3), integrado por los ítems 7, 8 y 10, denota descontrol alimentario y/o acciones para controlar la sobreingesta y sus consecuencias y fue denominado *desajustes alimentarios*. El último factor (F4), integrado por los ítems 19, 20, y 21, se

denominó *estrés académico* e indica vivencias de agobio y agotamiento ante los requerimientos académicos.

Análisis Factorial Confirmatorio. Al evaluar en la M2 ($n=967$) la estructura de 16 ítems surgida en la M1, el AFC reveló excelentes índices de ajuste, WLSMV- χ^2 (98)=229.825, CFI=.992, TLI=.990, RMSEA=.037 (90% IC=.031-.044), señalando que el modelo propuesto reproduce adecuadamente los datos. Estos resultados permiten aceptar la hipótesis sobre la configuración tetradimensional del IDP-EU. En la Figura 1 se presenta el modelo examinado. Las saturaciones factoriales estandarizadas, todas significativas, presentan magnitudes moderadas o elevadas, muy similares a las obtenidas previamente en el AFE. Las correlaciones interfactores, todas significativas, fueron también similares a aquellas resultantes del AFE.

Para un eventual uso como referente normativo provisorio, se proporcionan las medias (y desviaciones estándar) de los puntajes individuales en los factores ($n=1935$): conductas autodestructivas: .23 (.53); consumo problemático de sustancias: .26 (.43); desajustes alimentarios: .62 (.66); y estrés académico: 1.77 (1.07). Para estos efectos, el puntaje individual correspondió al

Tabla 2. Modelo exploratorio tetrafactorial (16 ítems) del IDP-EU, en M1 ($n=968$): Saturaciones factoriales y correlaciones interfactores

Ítems	F1: Conductas autodestructivas	F2: Consumo problemático de sustancias	F3: Desajustes alimentarios	F4: Estrés académico
1	.843	.069	.047	.063
2	.750	.150	.037	.046
3	.879	-.058	-.045	.103
4	.997	-.015	.025	-.055
5	.905	-.012	-.017	-.056
7	.043	.016	.802	.071
8	-.042	-.035	.919	-.004
10	.140	.172	.409	-.039
11	.022	.863	-.026	.024
12	-.078	.839	.031	.037
13	-.031	.878	-.015	-.024
14	.129	.672	.013	-.096
16	.039	.644	.006	.040
19	.051	.023	.064	.770
20	.028	-.033	-.023	.915
21	-.032	.019	.016	.897
F 1	1.000			
F 2	.283	1.000		
F 3	.490	.336	1.000	
F 4	.437	.108	.458	1.000

Nota. Se mantiene numeración original de los ítems según Cova et al. (2007). Las saturaciones factoriales $>.40$ aparecen en negritas y son todas significativas ($ps<.05$). Todas las correlaciones interfactores fueron significativas ($ps<.05$).

Tabla 3. Correlaciones entre las dimensiones del IDP-EU y las dimensiones del DASS-21 y del ASSIST ($n=1935$)

Dimensiones IDP-EU	DASS - 21			ASSIST	
	Dep	Ans	Est	SS	OS
Conductas autodestructivas	.679	.514	.465	.149	.253
Desajustes alimentarios	.408	.442	.436	.160	.217
Consumo problemático sustancias	.210	.239	.213	.836	.563
Estrés Académico	.568	.532	.604	-.046	-.036

Nota. Dep=Depresión, Ans=Ansiedad, Est=Estrés, SS=Sustancias Sociales, OS=Otras Sustancias. Todas las correlaciones son significativas ($ps<.001$), excepto estrés académico con SS ($p=.105$) y con OS ($p=.474$).

promedio de las respuestas del participante en los ítems que componen cada factor.

Evidencias de Validez con Criterios Externos (DASS-21 y ASSIST)

El modelo confirmatorio de relaciones entre las cuatro dimensiones IDP-EU y las cinco dimensiones aportadas por los criterios externos (DASS-21: depresión, ansiedad y estrés; ASSIST: sustancias sociales, otras sustancias) obtuvo, en la muestra total, un ajuste satisfactorio: $WLSMV-\chi^2(866)=3090.009$, $p<.001$, $CFI=.962$, $TLI=.958$, $RMSEA=.036$ (90% IC=.035-.038). Los resultados, presentados en la Tabla 3, muestran que se cumplen 18 de las 20 relaciones hipotetizadas entre

las cuatro dimensiones del IDP-EU y las cinco variables externas proporcionando evidencia a favor de la validez del inventario según asociaciones con otras variables. Las excepciones fueron las correlaciones entre estrés académico y las dos medidas de frecuencia de consumo (SS y OS), ambas cercanas a cero y no significativas.

Evidencias de Fiabilidad

Como se observa en la Tabla 4, en la muestra total las dimensiones del IDP-EU exhibieron altos niveles de fiabilidad ordinal que van desde .786 (alfa en desajustes alimentarios) hasta .973 (ORION en conductas autodestructivas), respaldando así la hipótesis sobre fiabilidades mayores a .70.

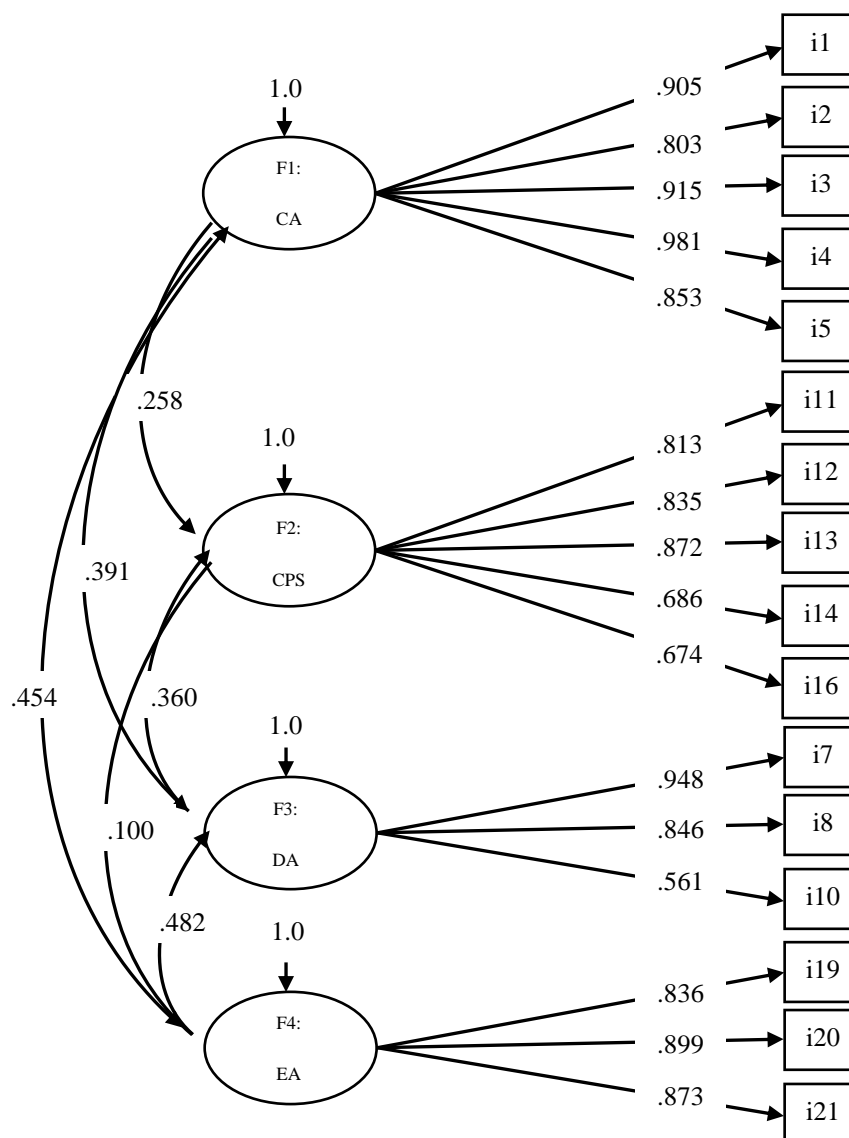


Figura 1. Modelo confirmatorio tetrafactorial del IDP-EU, en M2 ($n=967$). Saturaciones factoriales estandarizadas y correlaciones interfactoriales.

Se mantiene la numeración original de los ítems según Cova et al. (2007). Todas las saturaciones factoriales y correlaciones interfactoriales son significativas ($p < .05$). F=factor; i=ítem; CA=conductas autodestructivas; CPS=consumo problemático de sustancias; DA=desajustes alimentarios; EA=estrés académico.

Tabla 4. Estimadores de fiabilidad ordinal para las dimensiones del IDP-EU

Dimensiones IDP-EU	Omega	GLB	Alfa	ORION
Conductas autodestructivas	.947	.968	.946	.973
Desajustes alimentarios	.811	.811	.786	.885
Consumo problemático sustancias	.878	.928	.877	.890
Estrés Académico	.905	.905	.905	.914

Nota. GLB=Greatest Lower Bound. ORION=Overall Reliability of fully- Informative prior Oblique N-EAP scores.

Discusión

A partir de un conjunto de ítems que corresponden a indicadores de cuatro áreas de desajustes psicológicos relevantes en población estudiantil universitaria, el presente estudio desarrolló un instrumento de medida y demostró sus adecuadas características psicométricas. En primer lugar, el análisis de los ítems iniciales y de

su estructura interna condujo a un instrumento más breve, de 16 ítems: el IDP-EU. Este nuevo instrumento se presenta, en su formato de aplicación y con los ítems ahora enumerados consecutivamente, en el Anexo 1, junto a la composición de sus dimensiones. En segundo lugar, mediante análisis factoriales (AFE y AFC) se exploró, y luego confirmó, la validez estructural del instrumento referida a cuatro

factores latentes correlacionados, congruentes con las áreas de desajustes propuestas inicialmente por Cova et al. (2007). En tercer lugar, este estudio entregó, mediante un análisis de relaciones entre variables latentes, evidencias de validez basadas en asociaciones con otras variables. La casi totalidad de las correlaciones del IDP-EU con las dimensiones de los cuestionarios DASS-21 y ASSIST fueron significativas y congruentes con el sentido teórico esperado.

En el modelo de medida tetrafactorial que provee evidencia de validez estructural al IDP-EU, las intensidades bajas o moderadas de las correlaciones entre los factores respaldan la noción de que éstos reflejan constructos claramente diferenciados. Siendo así, las asociaciones empíricas entre estos cuatro factores pueden interpretarse razonablemente más como vínculos sustantivos que como efectos de mediciones redundantes. Si solo se consideran las correlaciones mayores a .30 (varianza compartida o $VC > 9.0\%$), surge un interesante patrón de asociaciones, teóricamente congruente. Mientras más frecuente es el descontrol alimentario y las acciones para aminorar sus consecuencias negativas, más frecuente es la ideación, intención y/o acciones de autolesión ($VC=15.3\%$) y más frecuentes son los problemas personales e interpersonales derivados del consumo de sustancias ($VC=13.0\%$). Igualmente, mientras más frecuente es el agobio y cansancio ante las exigencias académicas, más frecuentes son las conductas autodestructivas ($VC=20.6\%$) y los desajustes alimentarios ($VC=23.2\%$).

El modelo que entrega al IDP-EU evidencias de validez basada en relaciones con variables externas constituye un primer paso en la elaboración de la red nomológica en la cual se insertan sus cuatro constructos. Afirmando la robustez de este modelo, es relevante destacar que las medidas adicionales empleadas (DASS-21 y ASSIST) cuentan con una demostrada calidad psicométrica en estudiantes universitarios chilenos. A continuación, se discuten en detalle las relaciones contenidas en este modelo.

Respaldando a diversos autores (e.g., Anestis & Selby, 2015; Baader et al., 2014; Barrera-Herrera & San Martín, 2021; Lew et al., 2019; Michin & Bagladi, 2011), las conductas autodestructivas del IDP-EU se asociaron

principalmente con depresión ($VC=46.1\%$), pero también con ansiedad y estrés ($VC=26.4\%$ y 21.6% respectivamente). Las conductas autodestructivas se asociaron también, aunque en menor intensidad, con la frecuencia de consumo de sustancias ($VC=2.2\%$ con SS y $VC=6.4\%$ con OS). Por su parte, la dimensión desajustes alimentarios del IDP-EU, en línea con lo reportado por Michin y Bagladi (2011) y Cova et al. (2007) se asoció moderadamente con depresión ($VC=16.6\%$), ansiedad ($VC=19.5\%$), y estrés ($VC=19.0\%$), y muy bajo con las dos dimensiones de frecuencia de consumo de drogas ($VC=2.6\%$ y 4.7% para SS y OS, respectivamente).

El consumo problemático de sustancias del IDP-EU, medido por ítems referidos principalmente a alcohol y marihuana, se relacionó fuertemente con la medida de frecuencia de consumo de sustancias sociales del ASSIST, que incluye tabaco, alcohol y marihuana ($VC=69.9\%$), y moderadamente con la frecuencia de consumo de otras sustancias ($VC=31.7\%$). Además, considerando que el consumo de sustancias está culturalmente normalizado y que los estudiantes lo emplean como un recurso de socialización y relajación (e.g., Casenave et al., 2017; Sepúlveda et al., 2011), es comprensible que su relación con la sintomatología emocional negativa sea más baja (VC entre 4.4% y 5.7%) que la esperada en población adulta general. Por último, el estrés académico apareció vinculado principalmente con la dimensión de estrés general del DASS-21 ($VC=36.5\%$) y, secundariamente, con depresión ($VC=32.3\%$) y ansiedad ($VC=28.3\%$). La ausencia de correlaciones entre estrés académico y frecuencia de consumo de sustancias, que contraría hallazgos previos (e.g., Istasy et al., 2019; Armendáriz García et al., 2012), sugiere que los estudiantes universitarios emplearían otras estrategias para afrontar el estrés académico, asunto abierto a nueva investigación.

Este estudio presenta algunas limitaciones. La naturaleza intencionada de la muestra empleada no permite determinar su representatividad de la población desde la cual fue extraída. Además, esta muestra incluye solo a estudiantes de universidades estatales, dejando fuera a aquellos de universidades privadas. Para mitigar esta limitación, se procuró la obtención de una muestra extensa que, además, fuera suficientemente

diversa en términos de su distribución geográfica, socioeconómica, por sexo y áreas de estudio. Otra limitación es que esta muestra procede de una población universitaria general; para expandir la red nomológica del IDP-EU, futuras investigaciones deberían incluir también segmentos clínicos de estudiantes.

Este estudio evidencia una adecuada calidad psicométrica inicial del IDP-EU, respaldando su aplicación en *screening* de salud mental, atinente a la realidad de los estudiantes universitarios chilenos. Así, este instrumento podría apoyar, en los servicios de salud estudiantil, la detección oportuna y la implementación de estrategias de intervención temprana. Es importante destacar su utilidad en la pesquisa de riesgo suicida y de problemas alimentarios que, aunque de baja frecuencia, entrañan un peligro real para la vida de los jóvenes. Igualmente, el consumo problemático de drogas, evaluado con el IDP-EU, permitiría hacer una valoración inicial de riesgo psicopatológico, más allá del consumo social. Finalmente, con este instrumento sería posible monitorear el estrés académico, un aspecto generalmente descuidado en la evaluación psicopatológica de esta población.

Este estudio reporta los valores de medias y desviaciones estándar de las cuatro dimensiones del IDP-EU como referentes normativos provisionales, en tanto no se cuenta con baremos o puntos de corte poblacionalmente aplicables. Es interesante señalar que los valores medios de las dimensiones son bajos, tal como se esperaría en una población general de estudiantes universitarios; en la misma línea, la puntuación comparativamente más elevada de estrés académico parece avalar la alta incidencia de este desajuste estudiantil.

Como estudios futuros, desde una perspectiva psicométrica, se hace necesario continuar acumulando evidencias sobre la validez del inventario. En esta línea, se propone evaluar la invarianza factorial entre subpoblaciones estudiantiles definidas, por ejemplo, según sexo, nivel socioeconómico, primera generación universitaria o pertenencia a grupos minoritarios. Si bien el IDP-EU fue desarrollado en Chile, puede ser relevante su examen psicométrico, y eventual uso práctico, en otras naciones iberoamericanas.

Referencias

- Abarca Saavedra, I., & Baiz, S. (2020). Representaciones sociales de estudiantes universitarios en Santiago de Chile sobre el consumo de marihuana. *Revista Argentina de Estudios de Juventud*, (14), e038. <https://doi.org/10.24215/18524907e038>
- ADIMARK. (2000). *El nivel socioeconómico ESOMAR: Manual de aplicación*. Autor.
- Alvarado, M. E., Garmendia, M. A., Acuña, G., Santis, R., & Arteaga, O. (2009). Validez y confiabilidad de la versión chilena del Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT). *Revista Médica de Chile*, 137(11), 1463-1468. <http://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872009001100008>
- Anestis, M. D., & Selby, E. A. (2015). Grit and perseverance in suicidal behavior and non-suicidal self-injury. *Death Studies*, 39, 211-218. <https://doi.org/10.1080/07481187.2014.946629>
- Antúnez, Z., & Vinet, E. (2012). Escalas de depresión, ansiedad y estrés (DASS - 21): Validación de la versión abreviada en estudiantes universitarios chilenos. *Terapia Psicológica*, 30(3), 49-55. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082012000300005>
- Antúnez, Z., & Vinet, E. (2013). Problemas de salud mental en estudiantes de una universidad regional chilena. *Revista Médica de Chile*, 141(2), 209-216. <http://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872013000200010>
- Armendáriz García, N. A., Villar Luis, M. A., Alonso Castillo, M. M., Alonso Castillo, B. A., & Oliva Rodríguez, N. N. (2012). Eventos estresantes y su relación con el consumo de alcohol en estudiantes universitarios. *Investigación en Enfermería: Imagen y Desarrollo*, 14(2), 97-112. Disponible en <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=145226758007>
- Asún, R. A., Rdz-Navarro, K., & Alvarado, J. M. (2016). Developing multidimensional Likert scales using item factor analysis: The case of four-point items. *Sociological Methods & Research*, 45(1), 109-133.

- <https://doi.org/10.1177/0049124114566716>
- Baader, T., Rojas, C., Molina, J., Gotelli, M., Alamo, C., Fierro, C., ... Dittus, P. (2014). Diagnóstico de la prevalencia de trastornos de la salud mental en estudiantes universitarios y los factores de riesgo emocionales asociados. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatría*, 52(3), 167-176.
<http://dx.doi.org/10.4067/S0717-92272014000300004>
- Baile, J. I., & González, M.J. (2011). Comorbilidad psicopatológica en obesidad. *Anales del Sistema Sanitario de Navarra*, 34(2), 253-261.
<http://dx.doi.org/10.4321/S1137-66272011000200011>
- Barker, E. T., Howard, A. L., Villemare-Krajden, R., & Galambos, N. L. (2018). The rise and fall of depressive symptoms and academic stress in two samples of university students. *Journal of Youth Adolescence*, 47, 1252-1266.
<https://doi.org/10.1007/s10964-018-0822-9>
- Barrera-Herrera, A., & San Martín, Y. (2021). Prevalencia de sintomatología de salud mental y hábitos de salud en una muestra de universitarios chilenos. *Psykhé*, 30(1), 1-16.
<https://doi.org/10.7764/psykhe.2019.21813>
- Borges, K. M., Figueiredo, F. W. S., & Souto, R. P. (2017). Night eating syndrome and emotional states in university students. *Journal of Human Growth and Development*, 27(3), 132-139.
<http://dx.doi.org/10.7322/jhgd.141277>
- Burton, A. L., Hay, P., Kleitman, S., Smith, E., Raman, J., Swinbourne, J., ... Abbott, M. J. (2017). Confirmatory factor analysis and examination of the psychometric properties of the eating beliefs questionnaire. *BMC Psychiatry*, 17, 237-249.
<https://doi.org/10.1186/s12888-017-1394-z>
- Castillo-Navarrete, J. L., Guzmán-Castillo, A., Bustos N., C., Zavala S., W., & Vicente P., B. (2020). Propiedades psicométricas del inventario SISCO-II de estrés académico. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 56(3), 101-116.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP56.3.08>
- Castillo Pimienta, C., Chacón de la Cruz, T., & Díaz-Véliz, G. (2016). Ansiedad y fuentes de estrés académico en estudiantes de carreras de la salud. *Investigación en Educación Médica*, 5(20), 230-237.
<https://doi.org/10.1016/j.riem.2016.03.001>
- Cazenave, A., Saavedra, W., Huerta, P., Mendoza, C., & Aguirre, C. (2017). Consumo de marihuana en jóvenes universitarios: Percepción de los pares. *Ciencia y Enfermería*, 23(1), 15-24.
<http://dx.doi.org/10.4067/S0717-95532017000100015>
- Cova, F., Alvial, W., Aro, M., Bonifetti, A., Hernández, M., & Rodríguez, C. (2007). Problemas de salud mental en estudiantes de la Universidad de Concepción. *Terapia Psicológica*, 25(2), 105-112.
<http://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082007000200001>
- Durán, S., Rodríguez, M., Record, J., Barra, R., Olivares, R., Tapia, A., ... Neira A. (2013). Autopercepción de la imagen corporal en estudiantes universitarios de Chile y Panamá. *Revista Chilena de Nutrición*, 40(1), 26-32.
<https://dx.doi.org/10.4067/S0717-75182013000100004>
- Escandón-Nagel, N. (2016). Comparación entre personas con malnutrición por exceso con y sin trastorno por atracón. *Nutrición Hospitalaria*, 33, 1470-1476.
<http://dx.doi.org/10.20960/nh.428>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2016). A note on improving EAP trait estimation in oblique factor-analytic and item response theory models. *Psicológica*, 37, 235-247.
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-240.
<https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Fooladi, N., Jirdehi, R., & Mohtasham-Amiri, Z. (2014). Comparison of depression, anxiety, stress and quality of life in drug abusers with normal subjects. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 159, 712-717.
<https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2014.12.459>
- Guzmán-Castillo, A., Sáez, K., Pérez, C., & Castillo-Navarrete, J. L. (2018). Validity and reliability of SISCO Inventory of academic stress among health students in Chile. *Journal*

- of *Pakistan Medical Association*, 68(12), 1759-1762.
- Herman, P., & Polivy, J. (1980). Restrained eating. En A. Stunkard A. (Ed.) *Obesity* (pp. 208-225). Saunders.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
<https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Instituto Nacional de la Juventud [INJUV] (2018). *9^{na} Encuesta Nacional de la Juventud 2018*. Gobierno de Chile, Ministerio de Desarrollo Social.
Disponible en <https://www.injuv.gob.cl/9encuestanacionaldejuventud>
- Istasy, M., Elias, R., Raheb, M., & Cernovsky, Z. (2019). Substance abuse and stress levels in Canadian university students. *Archives of Psychiatry and Behavioral Sciences*, 2(2), 1-6.
Disponible en <http://www.sryahwpublications.com/archives-of-psychiatry-and-behavioral-sciences/pdf/v2-i2/1.pdf>
- Jarpa-Arriagada, C. G., & Rodríguez-Garcés, C. (2017). Segmentación y exclusión en Chile: El caso de los jóvenes primera generación en educación superior. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 327-343.
Disponible en <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=773/77349627021>
- Jiménez, A., Rojas, G., & Martínez, V. (11 de marzo de 2019). Problemas de salud mental en estudiantes universitarios (I): ¿Consecuencias de la (sobre) carga académica? *CIPER-Chile*.
<https://ciperchile.cl/2019/03/11/problemas-de-salud-mental-en-estudiantes-universitarios-i-consecuencias-de-la-sobre-carga-academica/>
- Krill, P. R., Johnson R., & Albert, L. (2016). The prevalence of substance use and other mental health concerns among American attorneys. *Journal of Addiction Medicine*, 10(1) 46-52.
<https://doi.org/10.1097/ADM.0000000000000182>
- Latimer, S., Covic, T., Cumming, S., & Tennant, A. (2009). Psychometric analysis of the Self-Harm Inventory using Rasch modelling. *BMC Psychiatry*, 9, 53.
<https://doi.org/10.1186/1471-244X-9-53>
- Ledesma, R., Ferrando, P., & Tosi, J. (2019). Uso del análisis factorial exploratorio en RIDEP. Recomendaciones para autores y revisores. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 52(3), 173-180.
<https://doi.org/10.21865/ridep52.3.13>
- Lew, B., Huen, J., Yu, P., Yuan, L., Wang, D-F., Ping, F., ... Jia, C. (2019) Associations between depression, anxiety, stress, hopelessness, subjective well-being, coping styles and suicide in Chinese university students. *PLoS ONE* 14(7): e0217372.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0217372>
- Love, J., Selker, R., Marsman, M., Jamil, T., Dropmann, D., Verhagen, J., ... Wagenmakers, E. J. (2019). JASP: Graphical statistical software for common statistical designs. *Journal of Statistical Software*, 88(2), 1-17. <https://doi.org/10.18637/jss.v088.i02>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck depression and anxiety inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335-343.
[https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-U](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-U)
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412-433.
<https://doi.org/10.1037/met0000144>
- Mellor, D., Vinet, E. V., Xu, X., Mamat, N. H., Richardson, B., & Román, F. (2015). Factorial invariance of the DASS-21 among adolescents in four countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 31(2), 138-142.
<https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000218>
- Michin, S., & Bagladi, V. (2011). Salud mental en estudiantes universitarios: Incidencia de psicopatología y antecedentes de conducta suicida en población que acude a un servicio de salud estudiantil. *Terapia Psicológica*, 29(1), 53-64.
<http://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082011000100006>

- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus user's guide* (8th ed.). Author. Disponible en <https://www.statmodel.com/html Ug.shtml>
- Okasha, A., Lotaif, F., & Sadek, A. (1981). Prevalence of suicidal feelings in a sample of non-consulting medical students. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 63(5), 409-415.
- Organización Mundial de la Salud. (2011). *La prueba de detección de consumo de alcohol, tabaco y sustancias (ASSIST). Manual para uso en la atención primaria*. OMS.
- Ranasinghe, N., Devanarayana, N. M., Benninga, M. A., van Dijk, M., & Rajindrajith, S. (2017). Psychological maladjustment and quality of life in adolescents with constipation. *Archives of Disease in Childhood*, 102(3), 268-273. <https://doi.org/10.1136/archdischild-2016-310694>
- Rioseco, P., Valdivia, S., Vicente, B., Vielma, M., & Jerez, M. (1996). Nivel de salud mental en los estudiantes de la Universidad de Concepción. *Revista de Psiquiatría*, 11(3), 158-165.
- Rodríguez, F., Palma, X., Romo, A., Escobar D., Aragón, B., Espinoza, L., ... Gálvez, J. (2013). Hábitos alimentarios, actividad física y nivel socioeconómico en estudiantes universitarios de Chile. *Nutrición Hospitalaria*, 28, 447-455. <https://doi.org/10.3305/nh.2013.28.2.6230>
- Rodríguez-Fernández, A., Maury-Sintjago, E. A., Troncoso-Pantoja, C., Morales-Urzúa, M., & Parra-Flores, J. (2020). Estrés académico y estrategias de afrontamiento en estudiantes de carreras de salud de Santiago de Chile. *EDUMECENTRO*, 12(4), 1-16. Disponible en http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2077-28742020000400001&lng=es&tlng=pt.
- Román, F., Santibáñez, P., & Vinet, E. (2016). Uso de las Escalas de Depresión Ansiedad Estrés (DASS-21) como instrumento de tamizaje en jóvenes con problemas clínicos. *Acta de Investigación Psicológica*, 6(1), 2325-2336. [https://doi.org/10.1016/S2007-4719\(16\)30053-9](https://doi.org/10.1016/S2007-4719(16)30053-9)
- Rossi, J. L., Jiménez, J. P., Barros, P., Assar, R., Jaramillo, K., Herrera, L., ... Martínez, F. (2019). Sintomatología depresiva y bienestar psicológico en estudiantes universitarios chilenos. *Revista Médica de Chile*, 147(5), 579-588. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872019000500579>
- Salazar, I. C., Caballo, V. E., & Arias, V. (2018). Estructura interna del Cuestionario de Ansiedad Social para Adultos (CASO) con una muestra chilena. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 48(3), 91-104. <https://doi.org/10.21865/ridep48.3.08>
- Salvo, L., Melipillán, R., & Castro, A. (2009). Confiabilidad, validez y punto de corte para escala de screening de suicidalidad en adolescentes. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatría*, 47(1), 16-23. <https://dx.doi.org/10.4067/S0717-92272009000100003>
- Saunders, J. B. (1993). Development of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): WHO Collaborative Project on early detection of persons with harmful alcohol consumption-II. *Addiction*, 88(6), 791-804. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.1993.tb02093.x>
- Schreiber, J., Nora, A., Stage, F., Barlow, E., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-337. <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- SENDA (2019). *Primer estudio de drogas en educación superior*. Ministerio del Interior y Seguridad Pública. Gobierno de Chile. Disponible en https://www.senda.gob.cl/wp-content/uploads/2019/05/2019_05_23_PPT_Ed_SuperiorEstudiosOK.pdf
- Sepúlveda, M. J., Roa, J., & Muñoz, M. (2011). Estudio cuantitativo del consumo de drogas y factores sociodemográficos asociados en estudiantes de una universidad tradicional chilena. *Revista Médica de Chile*, 139, 856-863. <http://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872011000700005>
- Silva, J. R., & Urzúa-Morales, A. (2010). Propiedades psicométricas de la versión en español de la escala revisada de restricción alimentaria en una muestra de adolescentes.

- Universitas Psychologica*, 9(2), 521-530.
<https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy9-2.ppve>
- Stein, D. J., Phillips, K. A., Bolton, D., Fulford, K. W., Sadler, J. Z., & Kendler, K. S. (2010). What is a mental/psychiatric disorder? From DSM-IV to DSM-V. *Psychological Medicine*, 40(11), 1759-1765.
<https://doi.org/10.1017/S0033291709992261>
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, 1-8.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- VandenBos, G. (Ed.). (2007). *APA dictionary of psychology*. American Psychological Association.
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, 33(3), 755-782.
<http://dx.doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Villaruel, J., Jerez, S., Montenegro, M.A., Montes, C., Igor, M., & Silva, H. (2013). Conductas autolesivas no suicidas en la práctica clínica. Primera parte: Conceptualización y diagnóstico. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatría*, 51(1), 38-45.
<https://dx.doi.org/10.4067/S0717-92272013000100006>
- Vinet, E., Rehbein, L., Román F., & Saiz, J. (2008). *Escalas abreviadas de depresión, ansiedad y estrés (DASS- 21). Versión chilena traducida y adaptada*. Documento no publicado, Universidad de La Frontera, Temuco, Chile.

Anexo 1

Inventario de Desajustes Psicológicos para Estudiantes Universitarios – IDP-EU

A continuación encontrarás preguntas sobre tu experiencia con algunas situaciones específicas en los últimos 12 meses. Estas situaciones se refieren a conductas, pensamientos y sentimientos particulares que pueden suceder en algún momento, o por periodos, en la vida de las personas. Por favor señala la respuesta que representa tu experiencia personal. En cada pregunta marca con una X la opción de respuesta que mejor representa tu experiencia:

- 0 No me ha sucedido**
- 1 Me sucedió una vez** (en los últimos 12 meses)
- 2 Me ha sucedido algunas veces** (en los últimos 12 meses)
- 3 Me sucede con frecuencia** (en los últimos 12 meses)
- 4 Me sucede casi siempre** (en los últimos 12 meses)

Durante los últimos 12 meses ¿te han sucedido algunas de las siguientes situaciones? Si es así, ¿cuál ha sido la frecuencia de su ocurrencia?	Frecuencia				
	0	1	2	3	4
1. He sentido ganas de hacerme daño a mí mismo/a					
2. Me he hecho daño físico intencionalmente					
3. He pensado que sería mejor estar muerto/a					
4. He deseado matarme					
5. He planificado la forma en que podría matarme					
6. Pierdo frecuentemente el control sobre lo que como					
7. A menudo tengo la sensación de no poder dejar de comer					
8. He ingerido diuréticos o laxantes para bajar de peso					
9. He tenido problemas con familiares, amigos o pareja a causa de mi consumo de alcohol					
10. He terminado bebiendo más de lo que quería					
11. Me ha molestado que me critiquen por la forma en la que consumo alcohol					
12. He tenido problemas interpersonales a causa de mi consumo de marihuana u otra droga					
13. El consumo de marihuana u otra droga me ha provocado una disminución de mi rendimiento académico					
14. Me he sentido agotado/a mentalmente.					
15. He sentido que no puedo cumplir con todas mis responsabilidades académicas.					
16. Me he sentido agobiado por mis responsabilidades académicas.					

Dimensiones e Ítems del IDP-EU

- 1. Conductas autodestructivas: 1, 2, 3, 4, 5 (5 ítems)
- 2. Desajustes alimentarios: 6, 7, 8 (3 ítems)
- 3. Consumo problemático de sustancias: 9, 10, 11, 12, 13 (5 ítems)
- 4. Estrés académico: 14, 15, 16 (3 ítems)