

**VALIDEZ Y CONFIABILIDAD DEL INVENTARIO DE IDEACIÓN
SUICIDA POSITIVA Y NEGATIVA – PANSI, EN ESTUDIANTES DE
COLEGIOS Y UNIVERSIDADES DE SAN JUAN DE PASTO**

FREDY HERNÁN VILLALOBOS GALVIS

Trabajo de grado

Jorge Humberto Mayorga Álvarez

Asesor

**UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA –
UNIVERSIDAD DE NARIÑO
ESPECIALIZACIÓN EN ESTADÍSTICA
SAN JUAN DE PASTO**

2008

A Dios, por ser la razón de mi existencia.
A Bertha y Eudoro, por sus esfuerzos y educación.
A Jimena, por su apoyo y comprensión.
A Santiago, por ser el pedacito de cielo que Dios me dio y
a quien le debo las horas dedicadas a este trabajo.
Y a todos ellos por su amor.

AGRADECIMIENTOS

En primer lugar, este trabajo no hubiera sido posible sin la formación impartida por los docentes de la especialización en Estadística, en especial, al profesor Jorge Humberto Mayorga Álvarez, asesor del trabajo, quien además de todo, me enseñó que el papel del docente es el de indicar caminos, de tal forma que el aprender se convierta en la emocionante visita a la ciudad del saber.

A las directivas de los colegios Liceo de la Universidad de Nariño, IEM San Juan Bosco, Colegio San Felipe Nery e Instituto Champagnat, a sí como de la Universidad de Nariño y de la Institución Universitaria CESMAG, en la ciudad de San Juan de Pasto, le agradezco por creer en la investigación y por su interés por el mejoramiento del bienestar de sus estudiantes.

A los estudiantes que participaron en el estudio y a sus padres de familia, por confiar en el equipo de investigación.

A los estudiantes investigadores del Grupo de Investigación Psicología y Salud del Departamento de Psicología de la Universidad de Nariño, por su apoyo en la realización general del estudio.

CONTENIDO

	Pág.
INTRODUCCIÓN	9
1. PROBLEMA	12
2. OBJETIVOS	16
3. REFERENTES TEÓRICOS	17
3.1. MEDICIÓN Y EVALUACIÓN PSICOLOGÍA	17
3.2. LA TÉCNICA ESTADÍSTICA DEL ANÁLISIS FACTORIAL	19
3.2.1 El modelo de análisis factorial	20
3.2.2 Las hipótesis del modelo	21
3.2.3 Propiedades del modelo	22
3.3. LA METODOLOGÍA DEL ANÁLISIS FACTORIAL	24
3.3.1. Asociación entre variables	24
3.3.2 Extracción de Factores por el método de Componentes principales	26
3.3.3. Rotaciones factoriales	28
3.3.4. Puntuaciones Factoriales	32
3.3.5. Validación de resultados	33
3.4. La prueba PANSI: desarrollo y estudio psicométrico original	34
4. MÉTODO	36
4.1. INSTRUMENTO	36
4.2. PARTICIPANTES	36
5. RESULTADOS	38
5.1. VARIABILIDAD DE LOS ITEMS	38
5.2. RELACIONES ENTRE ITEMS	39
5.3. ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO	40
5.4. CONFORMACIÓN DE LOS COMPONENTES ENCONTRADOS	43
5.5. VALIDACIÓN DEL MODELO FACTORIAL SEGÚN VARIABLES SOCIODEMOGRÁFICAS	45

5.6. CONSISTENCIA INTERNA DE LA PRUEBA TOTAL Y DE LAS SUB-ESCALAS	47
5.7 RELACIONES DISCRIMINANTES ITEM-PRUEBA	49
5.8. EVIDENCIAS DE VALIDEZ DE CONSTRUCTO	51
6. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES	54
REFERENCIAS	60

LISTA DE TABLAS

	Pág.
Tabla 1. Casos de muerte por suicidio en el Municipio de Pasto (2003 – 2007)	12
Tabla 2. Frecuencias y medidas de distribución para los ítems del PANSI	38
Tabla 3. Coeficientes de correlación por rangos de Spearman entre ítems del PANSI	39
Tabla 4. Solución factorial para los ítems del PANSI	41
Tabla 5. Matriz de patrones factoriales	42
Tabla 6. Conformación de los componentes	44
Tabla 7. Estadísticos generales del análisis factorial por sub-grupos muestrales.	45
Tabla 8. Invarianza factorial entre estudios y sub-muestras	46
Tabla 9. Estadísticas de consistencia interna de la escala total	48
Tabla 10. Estadísticas de consistencia interna de la sub-escala Ideas Negativas	49
Tabla 11. Estadísticas de consistencia interna de la sub-escala Ideas Positivas	50
Tabla 12. Análisis de varianza no-paramétrico de las puntuaciones del PANSI, según tipo de conducta suicida	51
Tabla 13. Correlaciones entre escalas del PANSI y variables relevantes	52
Tabla 14. Puntuaciones en la escala total de acuerdo con el tipo de conducta suicida	53

LISTA DE FIGURAS

	Pág.
Figura 1. Gráfico de componentes en el espacio rotado	43

RESUMEN

Con el fin de conocer las características de validez y confiabilidad de una versión en español del Inventario de Ideación Suicida Positiva y Negativa – PANSI, en estudiantes de algunos colegios y universidades de la ciudad de San Juan de Pasto se llevó a cabo un estudio de tipo psicométrico. Para ello se contó con la participación de 1284 estudiantes de 4 colegios y 2 universidades de la ciudad. Se encontró que la tendencia de distribución de los casos tuvo altas curtosis, alrededor de frecuencias bajas de las ideas suicidas, razón por la cual se hizo uso de estadísticas no-paramétricas en los análisis posteriores. Se llevó a cabo un análisis factorial por componentes principales con rotación Oblimin, hallándose una estructura bifactorial que explicaba el 64% de la varianza. El primer factor estaba compuesto por 8 ítems y correspondió a las ideas suicidas negativas, mientras que el segundo, compuesto por 6 ítems, abarcó los pensamientos protectores ante el suicidio, datos que se mantuvieron a través de los subgrupos de hombres, mujeres, estudiantes de bachillerato y universitarios y que confirman lo hallado en los estudios originales de la prueba. La escala total y las sub-escalas de ideas suicidas negativas y positivas, tuvieron altos niveles de consistencia interna (α de Cronbach de 0,89; 0,93 y 0,83, respectivamente). En cuanto a la validez concurrente, la escala mostró correlaciones significativas, y en las direcciones esperadas, con medidas de depresión, desesperanza, ideas suicidas y autoestima. Finalmente, se encontraron diferencias significativas en las puntuaciones totales del PANSI entre diferentes tipos de conducta suicida. Se demostró así que el PANSI – versión en español - es una prueba con buenas características psicométricas que facilitan su utilización en ambientes de prevención e intervención de las conductas suicidas, en general, y de la ideación suicida, en particular.

Palabras Clave: Ideas suicidas, Suicidio, Psicometría, Análisis Factorial, Validez, Confiabilidad.

ABSTRACT

A psychometric study with the aim to knowing the validity and reliability characteristics of a Spanish version of the Positive and Negative Suicidal Ideation Inventory - PANSI, was developed considering a sample of high school and university students in San Juan de Pasto. For this purpose, the participation of 1284 students of 4 high schools and 2 universities of the city was required. The distribution tendencies of the cases had high kurtosis, around low frequencies of suicidal thoughts, for this reason non-parametric statistics were used in the later analysis. A principal component factor analysis with Oblimin rotation was carried out. Here, a bi-factor structure which explained 64% of variance was found. The first factor, was composed by 8 items corresponding to negative suicidal thoughts, while the second, composed by 6 items, included protective thoughts against suicide. These findings were maintained across men, women, high school students and college students' sub-groups and these confirm the findings of original studies of the PANSI. The total scale and the negative and positive suicidal ideation sub-scales had high levels of internal consistency (Cronbach's alpha coefficient of .89; .93; .83, respectively). As far as the concurrent validity goes, the scale showed significant correlations, and in the expected directions, with some measures of depression, hopelessness, suicidal ideations and self-esteem. Finally, significant differences in the total scores of PANSI, between different suicidal behaviors were found. It was demonstrated that PANSI – Spanish version – is a scale with good psychometric characteristics, which facilitate its use in the prevention and intervention environments of suicidal behaviors in general, and in the suicidal ideation problem, specifically.

Keywords: Suicidal ideation, Suicide, Psychometric characteristics, Factor Analysis, Validity, Reliability.

INTRODUCCIÓN

El presente trabajo surge de la inquietud históricamente conocida por contar con instrumentos de medición de los atributos psicológicos. De otro lado, la región del departamento de Nariño cuenta con índices altamente preocupantes de incidencia de conductas suicidas. En ese sentido, las ideas de suicidio se instauran como una fase previa a la presentación de conductas suicidas más graves, tales como el intento de suicidio y el suicidio consumado, de tal manera que su detección temprana y su atención oportuna crea la posibilidad de prevención de estas conductas más riesgosas.

Así pues, el presente estudio se centra en conocer las características técnicas del Inventario de Ideas Suicidas Positivas y Negativas – PANSI, con miras a sugerir su uso en población del municipio de Pasto.

Una de las características más importantes de los instrumentos de evaluación psicológica es la validez, dentro de la que se identifica a la validez factorial, como una de sus principales formas de obtener evidencias. En este sentido, la investigación psicométrica hace uso de la técnica del análisis factorial, tanto exploratorio como confirmatorio, como una forma de identificar o corroborar la organización de los ítems en torno a constructos teóricos inferidos y coherentes con la teoría que sustenta a la prueba psicológica.

Por esta razón, los referentes teóricos de esta investigación toman en consideración el problema de la medición psicológica, para luego abordar de manera teórica y metodológica, la técnica del análisis factorial.

Este estudio contó con la participación de 1284 estudiantes de secundaria y universidad quienes respondieron a una batería de pruebas psicológicas dentro de la cual se encontraba el PANSI.

Para encontrar evidencias de validez de constructo, se hizo uso del análisis factorial exploratorio (validez factorial), de las correlaciones bivariadas con medidas de variables relevantes (validez concurrente) y de la prueba de análisis de varianza no-paramétrico de Kruskal Wallis (validez discriminante); mientras que para estimar la fiabilidad de la escala se utilizó el coeficiente alfa de Cronbach de consistencia interna.

A partir de este estudio, la comunidad científica y profesional de la región contará con un instrumento que por sus propiedades técnicas puede ser usado en adolescentes y jóvenes, con miras a la detección oportuna de ideas suicidas.

1. PROBLEMA

La conducta suicida en sus distintas formas representa un problema de salud pública internacional, ya que se encuentra dentro de las diez principales causas de mortalidad general y entre las tres primeras causas de muerte en el grupo de adolescentes y adultos jóvenes.

De acuerdo con los informes anuales emitidos por el Observatorio del Delito del Municipio de Pasto, durante el quinquenio 2003-2007 se han registrado 229 muertes por suicidio. De estas muertes se destaca la mayor frecuencia de casos de hombres, en una proporción 2:1 frente a las mujeres. Sin embargo, al revisar la información para los últimos dos años, la proporción es de 3:1. De igual forma, la tasa por 100.000 habitantes ha fluctuado entre 8,6 (en 2005) y 14,2 (en 2006) (ver tabla 1).

Tabla 1. Casos de muerte por suicidio en el municipio de Pasto (2003-2007).

Sexo	Año					Total
	2003	2004	2005	2006	2007	
Hombre	28	26	23	41	39	157
%	57.14	63.41	69.70	74.55	76.47	68.56
Mujer	21	15	10	14	12	72
%	42.86	36.59	30.30	25.45	23.53	31.44
Total	49	41	33	55	51	229
Tasa	13,1	10,9	8,6	14,2	12,9	

Fuente: Observatorio del Delito del Municipio de Pasto

Al revisar las características específicas de estas muertes por suicidio, se puede observar que los meses en los cuales se presentan más casos son los de octubre, marzo, junio, diciembre y enero. De igual forma, el 64,6% de todos los suicidios se dan en personas con edades entre 15 y 29 años, lo que corresponde a la etapa

evolutiva de la adolescencia media y tardía y a la adultez joven, en edades que típicamente se asocian a la finalización de la formación educativa secundaria o universitaria y al inicio de la actividad económica laboral.

Cuando se toma en consideración el mecanismo de muerte utilizado, se puede observar que casi la mitad de los casos (48,9%) murieron por intoxicación, seguidos por el ahorcamiento (32,2%) y por el arma de fuego (12,7%). Finalmente, dentro de las razones principalmente aducidas como evento desencadenante del suicidio están los conflictos de pareja y los familiares.

Por su parte, en lo que hace referencia a los intentos de suicidio, la Red de Información de Lesiones por Causa Externa, del Observatorio del Delito, reportó 795 casos de intentos de suicidio, durante el trienio 2005-2007, los cuales se presentaron con mayor frecuencia en los meses de mayo y enero. De los casos reportados, el 53% correspondieron a mujeres, lo que implica una proporción 1:1 frente a hombres. Con respecto a la edad, el 68.8% de los casos correspondieron a personas entre los 15 y 29 años de edad. Las tasas de intentos de suicidio en el trienio oscilaron entre 66 y 70 por cada 100.000 habitantes.

Al revisar el mecanismo utilizado, se encontró una mayor frecuencia en el uso de fármacos (30%), seguido por otros tóxicos (20%) y por plaguicidas (16%), es decir, que en casi 2 terceras partes de los casos el intento buscó la intoxicación. Finalmente, las razones aducidas como desencadenantes de la conducta suicida fueron principalmente los problemas de pareja (54,5%)

La presencia de conductas suicidas en estudiantes de educación secundaria y universitaria de Latinoamérica ha sido reportada por diferentes investigaciones, en las cuales se han hallado indicadores de ideación suicida que oscilan entre el 8 y el 25% de los casos, mientras que los intentos de suicidio varían entre el 8 y el 12% (Villalobos-Galvis, 2008).

Para el caso específico de la ciudad de San Juan de Pasto, Villalobos-Galvis (2008) encontró que el nivel de subreporte del intento de suicidio en estudiantes de colegios y universidades podría estar por el orden del 80% es decir, que por cada caso reportado en la Red de Lesiones por Causa Externa, podrían haber 4 casos no reportados. De igual forma, halló que alrededor de un 30% de los estudiantes ha presentado alguna conducta suicida durante el transcurso de su vida, de los cuales un 8% fueron intentos de suicidio.

Estos datos permiten ver con claridad la importancia que tiene el problema de la conducta suicida en el panorama de la salud pública de la capital del departamento de Nariño, razón por la cual se requiere de estrategias de evaluación, tales como las pruebas psicológicas, que permitan hacer una identificación temprana de casos en riesgo, con el fin de realizar acciones preventivas adecuadas y focalizadas, que propendan por una disminución de la presencia y gravedad de la conducta suicida.

Finalmente, diferentes autores han propuesto el concepto de espectro suicida (Villalobos-Galvis, 2007) el cual plantea que la conducta suicida pasa por estadios de menor a mayor gravedad, iniciando por las ideas de suicidio, pasando por los planes y las tentativas suicidas y culminando con la muerte por suicidio. Así pues, se considera que la ideación suicida es tal vez el punto clave en cuanto a las posibilidades efectivas de hacer prevención del suicidio, pues se asume que la conducta suicida a penas se está instaurando en el individuo y que si se interviniera en tales ideas se disminuiría la probabilidad de que se presenten conductas cada vez más nocivas.

Así pues, se requiere de instrumentos que permitan evaluar la presencia y la intensidad de las ideas suicidas, de una manera rápida y certera, y con las condiciones psicométricas que avalen su uso en la ciudad.

De acuerdo con lo anterior, la pregunta de investigación para el presente estudio es:
¿Cuáles son las características de validez y confiabilidad de una versión en español del Inventario de Ideación Suicida Positiva y Negativa – PANSI, en estudiantes de algunos colegios y universidades de San Juan de Pasto?.

2. OBJETIVOS

El propósito del presente trabajo es determinar la validez y la confiabilidad de una versión en español del Inventario de Ideación Suicida Positiva y Negativa – PANSI, en estudiantes de colegios y universidades de San Juan de Pasto.

Para el logro de este objetivo general, se plantearon los siguientes objetivos específicos:

1. Describir la variabilidad de las opciones de respuesta para cada uno de los ítems de la prueba.
2. Hallar evidencias de validez de constructo, a partir del uso del análisis factorial.
3. Hallar evidencias de validez concurrente.
4. Determinar los niveles de confiabilidad de la prueba.

3. REFERENTES TEÓRICOS

3.1 MEDICIÓN Y EVALUACIÓN EN PSICOLOGÍA

La posibilidad de medición los atributos de estudio fue la responsable del origen de la psicología científica con los trabajos de Wilhem Wundt a mediados del siglo XIX. De acuerdo con Cohen y Swerdlik (1999), el concepto de medición al interior de la psicología nace desde en el momento en el que se reconocen varios elementos epistemológicos. En primer lugar, el aceptar que los rasgos y estados psicológicos existen y que son los responsables de buena parte del comportamiento de los seres humanos. Una vez que se acepta su existencia se propone que pueden cuantificarse y medirse, pues al pensarse en la existencia de cualquier rasgo o estado, automáticamente se asume que existen en alguna cantidad. El punto crucial es entonces establecer una metodología que permita convertir en números aquellas propiedades psicológicas que, se reconoce, existen en alguna magnitud. Ese es el trabajo de la medición psicológica.

Para ello, se ha hecho uso de diferentes formas, medios y tecnologías que permiten la cuantificación de los atributos psicológicos. Una de esas tantas son los instrumentos o pruebas psicológicas. La medición en psicología exige que tales instrumentos de medida cuenten con 2 propiedades fundamentales: La confiabilidad y la validez.

La **confiabilidad** se entiende como “la razón de la varianza real de un conjunto de calificaciones de una prueba con la varianza total u obtenida” (Brown, 1999, p. 63), es decir, la proporción de variación en las calificaciones obtenidas por una prueba que se relacionan con la variación de las calificaciones reales. Dentro de los tipos de confiabilidad que se pueden calcular están: la estabilidad (constancia de las mediciones a lo largo del tiempo), equivalencia (correspondencia entre los resultados obtenidos en dos formas, supuestamente equivalentes de una prueba) o la

consistencia interna (consistencia de la ejecución a través de los reactivos que constituyen la prueba).

El método más comúnmente aplicado en la estimación de la consistencia interna es el coeficiente Alpha (α) de Cronbach (Nunnally y Bernstein, 1995), el cual se obtiene de la siguiente ecuación:

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \left(1 - \frac{\sum \sigma_i^2}{\sigma_y^2} \right)$$

En donde,

k = número de ítems que componen la escala.

σ_i^2 = Varianza de los reactivos (ítems) individuales.

σ_y^2 = Varianza en los puntajes totales de la escala.

Así, α representa la correlación esperada de una escala con una forma alterna que contiene el mismo número de reactivos. La raíz cuadrada de α es la correlación estimada de una prueba con puntajes verdaderos sin error. Otra forma de ver a α es considerarlo como la correlación esperada de una prueba con otra de la misma longitud que pretende medir lo mismo. Finalmente, se la puede ver como la correlación esperada entre una prueba real y una forma alterna hipotética aún cuando dicha forma alterna nunca pueda ser construida (Nunnally y Bernstein, 1995).

Por otro lado, por **validez** se entiende a la capacidad que tenga el instrumento de medir lo que pretende medir. En palabras de Brown (1999), la validez es “la proporción de varianza real que es relevante para los fines del examen”, es decir que la varianza real puede subdividirse en varianza relevante y otra varianza confiable, pero irrelevante. Existen tres formas generales de validez: de criterio (calidad de las predicciones acerca de la ejecución futura de un individuo en otra variable, a partir de su ejecución en la prueba); de contenido (grado en el que la prueba es una muestra

adecuada de un universo definido de reactivos) y **de constructo** (suficiencia en la evidencia disponible de que la prueba mide un atributo particular).

Este último tipo de validez ha centrado su atención en la función que cumple la teoría psicológica en la elaboración de una prueba y en la necesidad de formular hipótesis que puedan ser comprobadas o refutadas en el proceso de validación (Anastasi y Urbina 1998). Por ello se ha hecho muy común el uso de la técnica del análisis factorial como una manera de comprobar que los ítems que conforman la prueba se inter-correlacionan de una manera lógica a la luz del atributo que dice medir la prueba. Así pues, un instrumento tendrá validez factorial si la estructura y composición de sus factores son coherentes con la teoría existente acerca del atributo a medir, así como con la operacionalización que se hizo de éste en el momento de crear la prueba. A juicio de Cohen y Swerdlik (1999) el análisis factorial es una de las principales formas actualmente utilizadas para recolectar evidencia de las formas convergente y discriminativa de la validez de constructo.

3.2 LA TÉCNICA ESTADÍSTICA DEL ANÁLISIS FACTORIAL

El análisis factorial es una técnica multivariante que tiene por objeto sintetizar las interrelaciones observadas entre un conjunto de variables, como una ayuda en la construcción de nuevos conceptos y teorías. Implica la reducción de un conjunto p de variables aleatorias, en un grupo m de factores latentes, de tal manera que los m factores siempre serán, en número, inferiores a las p variables iniciales (Rodríguez, 2000; Henson y Roberts, 2006).

El éxito de esta técnica descansa en 2 conceptos: (a) el principio de parsimonia en virtud del cual se establece que todo modelo debe ser más simple que los datos en los que se basa y (b) que el número y la composición de los factores elegidos debe ser interpretable (Henson y Roberts, 2006). Si se cumplen estos dos criterios, y si cada una de las observaciones es susceptible de ser expresada a partir de una serie de

factores latentes desconocidos, estos factores, a su vez, pueden ser considerados como indicadores nuevos, indicadores sintéticos, los cuales resumen el conjunto de la información proporcionada por los indicadores originales (Rodríguez, 2000).

El análisis factorial puede ser de tipo exploratorio o confirmatorio. El primero se caracteriza porque no se conocen a priori el número de factores y es en la aplicación empírica en donde se determina este número. Por su parte, en el análisis confirmatorio, los factores están fijados a priori, utilizándose entonces pruebas de hipótesis para su corroboración.

3.2.1 El modelo de análisis factorial

Para lograr su propósito, el análisis factorial utiliza un conjunto de variables aleatorias inobservables, denominadas *factores comunes*, de tal manera que todas las covarianzas o correlaciones entre las variables observadas, son explicadas por dichos factores y cualquier porción de la varianza inexplicada por los factores comunes se asigna a términos de error residuales que se denominan *factores únicos o específicos*.

Desde este punto de vista, el modelo general de análisis factorial es el siguiente:

$$X_1 = l_{11}F_1 + l_{12}F_2 + \dots + l_{1m}F_m + e_1$$

$$X_2 = l_{21}F_1 + l_{22}F_2 + \dots + l_{2m}F_m + e_2$$

.....

$$X_p = l_{p1}F_1 + l_{p2}F_2 + \dots + l_{pm}F_m + e_p$$

En donde F_1, F_2, \dots, F_m son factores comunes, e_1, e_2, \dots, e_p , son factores únicos o específicos, l_{jh} es el peso del factor h en la variable j . A los coeficientes de este tipo se les denomina cargas factoriales.

Como se puede observar, en este modelo cada una de las p variables observables es una combinación lineal de m factores comunes ($m < p$) y de un factor único. Así pues, todas las variables originales vienen influidas por todos los factores comunes, mientras que existe un factor único que es específico para cada variable. Debe tenerse en cuenta que tanto los factores comunes como los factores únicos no son observables.

Matricialmente, este modelo se puede expresar de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} l_{11} & l_{12} & \cdots & l_{1m} \\ l_{21} & l_{22} & \cdots & l_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ l_{p1} & l_{p2} & \cdots & l_{pm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ \vdots \\ F_m \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_p \end{bmatrix}$$

O de forma matricial resumida:

$$X = Lf + e$$

3.2.2 Las hipótesis del modelo

Para poder llevar a cabo un análisis factorial, se requiere la formulación de hipótesis estadísticas sobre los factores comunes y los únicos. Las hipótesis sobre los primeros son:

- $E(f) = 0$, es decir, la esperanza de cada uno de los factores comunes es nula.
- La matriz de covarianzas de los factores comunes es $E(ff') = I$.

Esto implica que los factores comunes son variables tipificadas de media 0 y varianza 1 y que, además, están incorrelacionados entre sí.

Por su parte, para los factores únicos se tienen las siguientes hipótesis:

- $E(e) = 0$, o sea que la esperanza de cada uno de los factores únicos es nula.
- $E(ee') = \Omega$, es decir, que la matriz de covarianzas de los factores únicos es una matriz diagonal, lo que implica que las varianzas de tales factores pueden ser distintas y que los factores están incorrelacionados entre sí.

Finalmente, se postula una hipótesis acerca de la relación entre factores comunes y factores únicos, la cual se define como nula, así:

$$E(fe') = 0$$

3.2.3 Propiedades del modelo

Dado que las variables X son variables tipificadas, su matriz de covarianzas es igual a la matriz de correlación poblacional \mathbf{R}_p , es decir,

$$E(x'x) = R_p = \begin{bmatrix} 1 & p_{12} & \cdots & p_{1p} \\ p_{21} & 1 & \cdots & p_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{p1} & p_{p2} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

Como se trata de variables tipificadas, la varianza de cada una de ellas es 1. Ahora bien, de acuerdo con supuestos previos, la matriz de correlación poblacional (\mathbf{R}_p) se puede descomponer de la siguiente manera:

$$\mathbf{R}_p = \mathbf{L}'\mathbf{L} + \Omega$$

En donde $L'L$ corresponde a los factores comunes y Ω es la matriz de covarianzas de los factores únicos. De acuerdo con esto, la varianza de la variable tipificada X_j se puede descomponer de la siguiente manera.

$$1 = l_{j1}^2 + l_{j2}^2 + \dots + l_{jm}^2 + \omega_j^2$$

La suma de los m primeros términos de esta ecuación va a ser designada por h_j^2 , es decir,

$$h_j^2 = l_{j1}^2 + l_{j2}^2 + \dots + l_{jm}^2$$

Al reemplazar h_j^2 en la ecuación de la varianza de la variable genérica, se puede decir que tal varianza se divide en h_j^2 que representa la comunalidad, es decir, la varianza debida a factores comunes, mientras que ω_j^2 es la especificidad, o sea, la parte de la varianza que se debe a los factores únicos, así:

$$1 = h_j^2 + \omega_j^2$$

Como se puede ver, la comunalidad es un valor que oscila entre 0 (los factores no explicarán nada de la variabilidad de las variables) y 1 (la variable queda totalmente explicada por los factores) (Bisquerra, 1989).

De otro lado, a partir de la descomposición de la matriz de correlación poblacional, se puede obtener el coeficiente de correlación entre cada par de variables originales como función de los coeficientes de los factores comunes. De esta manera, la correlación entre las variables X_h y X_j está dada por:

$$p_{hj} = l_{h1}l_{j1} + l_{h2}l_{j2} + \dots + l_{hm}l_{jm} = \sum_{k=1}^m l_{hk}l_{jk}$$

El problema que aborda el análisis factorial es la estimación de los coeficientes ljh , los cuales son denominados *cargas factoriales estimadas*, las cuales indican los pesos de los diferentes factores en la estimación de la comunalidad de cada variable. Una vez estimada ésta, se realiza la estimación de la especificidad de forma residual.

3.3 LA METODOLOGÍA DEL ANÁLISIS FACTORIAL

Complementando a Bisquerra (1989), se plantea que para la realización de una investigación, haciendo uso del análisis factorial se deben llevar a cabo los siguientes pasos:

1. Cálculo de la matriz de correlación, con el fin de examinar la correlación y la asociación lineal entre las variables.
2. Extracción de factores, cuyo propósito es resumir el conjunto de variables en un subconjunto de factores de tal manera que aún siendo en número menor, ofrezcan la misma información.
3. Rotación de factores con la pretensión de seleccionar la solución factorial más sencilla e interpretable.
4. Cálculo de puntuaciones factoriales que permiten determinar en qué medida los factores seleccionados se dan en los individuos o en otras unidades de análisis.
5. Validación de resultados

3.3.1 Asociación entre variables

La matriz de correlaciones se calcula tomando en cuenta que el análisis factorial es una técnica que analiza la correlación lineal entre las variables. Si las variables no estuvieran asociadas linealmente, las correlaciones entre ellas serían nulas, y por ello, no existiría asociación lineal entre las variables, por lo que sería incorrecto y vacío de contenido someterlas a un análisis factorial (Rodríguez, 2000).

Existen varios coeficientes estadísticos que permiten estimar el grado de asociación entre las variables. Uno de ellos es el **Coefficiente de Correlación Múltiple**, el cual mide el grado de intercorrelación o de asociación lineal entre las variables, de tal manera que cuando éste es bajo, las variables podrán ser eliminadas y cuando sea alto, la matriz puede ser considerada adecuada para un análisis de tipo factorial (Bisquerra, 1989).

Otro indicador lo ofrece la **Prueba de Esfericidad de Bartlett** que contrasta, bajo la hipótesis de normalidad multivariante, si la matriz de correlación de las variables observadas es la identidad, lo cual significa que las intercorrelaciones entre las variables son cero. Bajo la hipótesis nula este estadístico se distribuye asintóticamente según distribución χ^2 con $p(p-1)$ grados de libertad (con p = número de variables observadas). Así pues, si el estadístico χ^2 es pequeño (no significativo) implicaría que las variables no están intercorrelacionadas, por lo que el análisis factorial no sería aplicable. El estadístico de prueba es

$$\chi^2_{\alpha(k^2-k)} = - \left[n - 1 - \frac{1}{6}(2k + 5) \right] \ln|R|$$

En donde **R** es la matriz de correlación muestral de los residuos.

La **Medida de Adecuación de la Muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)**, es un índice que toma valores entre 0 y 1 y que se utiliza para comparar las magnitudes de los coeficientes de correlación observados, con las magnitudes de los coeficientes de correlación parcial, de forma que, cuanto más pequeño sea su valor, mayor es el valor de los coeficientes de correlaciones parciales y, por lo tanto menos deseable es realizar un análisis factorial. Se aconseja que si $KMO \geq 0,75$ la idea de realizar un análisis factorial es buena, si $0,75 > KMO \geq 0,5$ la idea es aceptable; mientras que si $KMO < 0,5$ es inaceptable realizar un análisis factorial. La medida KMO se define como:

$$KMO = \frac{\sum_{h \neq j} \sum_{j \neq h} r_{jh}^2}{\sum_{h \neq j} r_{jh}^2 + \sum_{h \neq j} \sum_{j \neq h} a_{jh}^2}$$

En donde, r_{jh} son los coeficientes de correlación observados entre variables originales, mientras que a_{jh} son los coeficientes de correlación parcial entre las variables originales.

3.3.2 Extracción de Factores por el método de Componentes Principales

En la factorización, el análisis de componentes principales (introducido por Hotelling en 1932) se define como una técnica estadística que permite transformar un conjunto de variables intercorrelacionadas, en otros conjuntos de variables no correlacionadas denominados factores (Bisquerra, 1989). El objetivo de tal técnica es explicar la mayor cantidad de varianza de las variables originales a través del menor número de factores o componentes.

La base de análisis de componentes principales es la matriz de correlación a partir de la cual se obtendrán las ecuaciones lineales que representan la transformación lineal de las variables originales en relación con los componentes resultantes. El primer factor será aquella combinación que explica la mayor parte de la varianza de las variables. Obtenido éste, se le resta a las variables y sobre la variabilidad restante se elige como segundo factor principal a aquel que, incorrelacionado con el primero, explique el máximo de variabilidad, y así sucesivamente. En conclusión, los m factores principales son tales que la variabilidad explicada por cada uno de ellos es máxima (Rodríguez, 2000). La ventaja de este método es que siempre proporciona una solución, pero puede llevar a estimadores muy sesgados de la matriz de cargas factoriales, particularmente, si existen variables con comunalidades bajas.

Otros métodos de extracción de factores son: Ejes principales, Máxima verosimilitud, mínimos cuadrados no ponderados, mínimos cuadrados generalizados, factorización por imágenes y el alfa.

En el uso de los métodos de extracción de factores es necesario tener en cuenta que si las comunalidades son altas (mayores a 0,6) todos los procedimientos tienden a dar la misma solución, pero si son bajas para algunas variables, el método de componentes principales tiende a dar soluciones muy diferentes al resto de los métodos con cargas factoriales mayores.

De otro lado, si el número de variables es alto (mayor a 30), las estimaciones de la comunalidad tienen menos influencia en la solución obtenida y todos los métodos tienden a dar el mismo resultado, pero si el número es bajo, todo dependerá del método utilizado para estimar las comunalidades y de si éstas son altas.

El siguiente paso debe ser la escogencia del número de factores que se tomarán para el análisis. Para ello se tienen en cuenta algunos criterios: (a) El planteado por la hipótesis del investigador, es decir, tomar los k factores con mayor varianza explicada y cuyo k sea dado por investigaciones o teorizaciones previas, (b) la regla de Kaiser, es decir, escoger aquellos factores cuyos valores propios (eigenvalues) sean mayores o iguales a 1; (c) el porcentaje de varianza explicada acumulado, tomando el número mínimo necesario para lograr un porcentaje satisfactorio (75%); (d) el análisis del gráfico scree plot (o perfil de la falda de una montaña) en donde los factores se sitúan en el eje de las abcisas y los valores propios en el eje de las ordenadas, tomando aquellos factores cuyos valores propios estén por encima del punto de inflexión de la gráfica; y (e) criterio de la división por mitad, en el cual la muestra se divide en dos partes iguales tomadas aleatoriamente y se realiza un análisis factorial a cada una de ellas, de lo cual se conservarán sólo aquellos factores que tienen alta correspondencia de cargas de factores en las dos muestras (Rodríguez, 2000). Es importante tener en cuenta que la técnica del análisis factorial exploratorio es una técnica descriptiva,

razón por la cual muchas de las decisiones que se toman corresponden al interés descriptivo del investigador, más que al uso de alguna técnica rigurosa de prueba de hipótesis para la toma de decisiones.

Una vez obtenidos los factores, cada una de las variables se podrá expresar como la combinación lineal de los mismos, lo que se refleja en la matriz factorial, la cual no es más que una reproducción sencilla de la matriz de correlaciones inicial, en donde cada columna es un factor (factores seleccionados), las filas son las variables y los F_{ij} son considerados como índices de correlación (cuando los factores son ortogonales) entre el factor i y la variable j . Estos coeficientes reciben el nombre de pesos, cargas, ponderaciones o saturaciones factoriales (factor loading), e indican el peso que cada variable asigna a cada factor. Cuando las saturaciones de las variables son altas, se asume que esta variable se asocia con dicho factor (Rodríguez, 2000).

3.3.3 Rotaciones factoriales

Dado que normalmente todas las variables tienen alguna asociación con los factores, la interpretación de los mismos se torna difícil. Para ello, una solución es la rotación factorial, la cual permite la transformación de la matriz inicial en otra de más fácil interpretación, y que se basa en la posibilidad de transformar la estructura factorial sin alterar sus propiedades matemáticas (Bisquerra, 1989).

La rotación factorial consiste en hacer girar los ejes de coordenadas (que representan los factores de la matriz factorial), hasta que éstos se aproximen a la nube de puntos de las variables representadas, en este caso, a partir de sus pesos. La rotación factorial transforma la matriz factorial inicial en otra matriz denominada matriz factorial rotada, combinación lineal de la primera, por lo que el porcentaje de varianza explicada es igual (Rodríguez, 2000).

Cualquiera de los varios métodos que existen para realizar la rotación busca cumplir con el principio de estructura simple y en ellos las comunalidades y el porcentaje de varianza total explicada no cambia, aunque sí el porcentaje de varianza atribuido a cada uno de los factores (Bisquerra, 1989).

Los métodos analíticos de rotación se dividen en dos grandes grupos: (a) los ortogonales, en los cuales los factores comunes no están correlacionados y técnicamente son más fáciles de aplicar; y (b) los oblicuos, en los cuales los factores comunes están correlacionados y, en consecuencia, son más realistas (Rodríguez, 2000). De igual manera, todos terminan en max o en min, indicando que maximizan algo bueno respecto a la rotación o minimizan algo malo para ella, respectivamente. El término “algo bueno” hace referencia a un ángulo de rotación óptimo.

En la rotación **ortogonal**, los ejes se rotan de forma que quede preservada la incorrelación entre los factores, es decir, permanecen perpendiculares. Dentro de los métodos ortogonales se distinguen las rotaciones: Varimax, Quartimax y Equamax (Rodríguez, 2000).

La rotación **Varimax** de Kaiser considera que si se logra aumentar la varianza de las cargas factoriales al cuadrado de cada factor, consiguiendo que algunas de sus cargas factoriales tiendan a acercarse a uno mientras que otras se acerquen a cero, lo que se obtiene es una pertenencia más clara e inteligible de cada variable a ese factor. Los nuevos ejes se obtienen maximizando la suma para los k factores retenidos de las varianzas de las cargas factoriales al cuadrado dentro de cada factor. Para evitar que las variables con mayores comunalidades tengan más peso en la solución final, suele efectuarse la normalización de Kaiser, la cual consiste en dividir cada carga factorial al cuadrado por la comunalidad de la variable correspondiente, por esta razón el método también es conocido como Varimax Normalizado. Esta prueba es la solución ortogonal definitiva salvo que no se deba argumentar contra la presencia de un factor

general basado en una sola estructura varimax, pues fue creada para eliminar factores generales.

De otro lado, el método **Quartimax**, desarrollado por Nerhaus y Wrigley (citados por Nunnally y Bernstein, 1995), pretende que cada variable tenga correlaciones elevadas con un pequeño número de factores, para lo cual busca maximizar la varianza de las cargas factoriales al cuadrado de cada variable en los factores. Esta técnica es útil cuando se desea destacar un factor general con el que se correlacionan todas las variables, caso en el cual, el factor I inicial por lo general proporciona su mejor definición. Por lo mismo, esta técnica no es adecuada cuando la estimación de un factor general sea indeseable.

Por su parte el método **Equamax** busca maximizar la media de los criterios anteriores, por lo que suele presentar un comportamiento similar a uno de ellos.

Por su parte, la rotación **Oblicua** se caracteriza por que a su matriz de rotación no se le exige ser ortogonal, sino singular. Esta puede utilizarse cuando es probable que los factores en la población tengan una correlación muy fuerte. Esto implica que se gana más flexibilidad y realismo, pero se tiene el riesgo de perder robustez por lo que sólo conviene aplicar estos métodos si el número de observaciones por factor es elevado.

En el método **Oblimin** se busca minimizar la siguiente expresión:

$$\sum_{s < q=1}^k \left[\alpha \sum_{i=1}^p b_{is}^2 b_{iq}^2 + (1 - \alpha) \sum_{i=1}^p (b_{is}^2 - \bar{b}_s^2)(b_{iq}^2 - \bar{b}_s^2) \right]$$

En donde,

$$\sum_{s < q=1}^k \sum_{i=1}^p b_{is}^2 b_{iq}^2$$

controla la interpretabilidad de los factores

$$\sum_{s < q=1}^k \sum_{i=1}^p (b_{is}^2 - \bar{b}_s^2)(b_{iq}^2 - \bar{b}_s^2)$$

controla la ortogonalidad de los factores.

Así, para un valor $\alpha = 1$ se alcanza el máximo grado de oblicuidad y cuanto más cerca de 0 toma sus valores, más ortogonales son los factores.

El método **Promax**, propuesto por Hendrickson y White, citados por Nunnally y Bernstein, (1995) busca maximizar la propagación (varianza) de los elementos del patrón en un factor. Comienza con una estructura ortogonal y luego determina un patrón ideal que tenga una propagación mayor que esta estructura ortogonal. En otras palabras, consiste en alterar los resultados de una rotación ortogonal hasta crear una solución con cargas factoriales lo más próximas a la estructura ideal, la cual se supone que se obtiene elevando las cargas factoriales obtenidas en una rotación ortogonal, a una potencia que suele estar entre 2 y 4. El proceso de rotación de la solución ortogonal a la ideal se hace por medio del método *Procrustes* que hace que los factores reales rotados oblicuamente estén tan cerca de los factores ideales como sea posible en un sentido de cuadrado mínimos.

En la rotación oblicua, las cargas factoriales no coinciden con las correlaciones entre el factor y la variable, puesto que los factores están correlacionados entre sí. Por ello, los paquetes estadísticos calculan dos matrices: la **matriz de cargas factoriales** que muestran la contribución única de cada variable al factor y la **matriz de estructura factorial** que muestra las correlaciones entre los factores y las variables y que contiene la información de la contribución única y de las correlaciones entre factores.

Además de estas dos matrices, es interesante analizar también la matriz de correlaciones entre factores, pues si son muy pequeñas lo mejor es utilizar rotaciones ortogonales y si son muy altas es posible que los dos factores estén muy correlacionados, señal de que estarían midiendo el mismo concepto y que, en consecuencia se pueda reducir aún más el número de factores.

Una vez simplificada la matriz factorial a partir del uso de la rotación, sólo resta nombrar (asignar una etiqueta) a los factores obtenidos, a partir de las variables con las que está asociado (matriz factorial rotada). En esta parte juega un papel muy importante el marco teórico en el que se apoye el objeto de estudio, sin olvidar la experiencia del investigador (Rodríguez, 2000).

Para la interpretación de los factores se sugieren dos pasos prácticos: (a) identificar las variables cuyas correlaciones con el factor son las más elevadas en valor absoluto y (b) intentar dar un nombre a los factores, el cual se asigna a partir de su estructura de correlaciones con las variables.

3.3.4 Puntuaciones Factoriales

Una vez que se han identificado y nombrado los factores o componentes latentes de un conjunto de variables, puede ser de utilidad conocer qué puntuaciones obtienen los sujetos o unidades de análisis. El cálculo de las puntuaciones factoriales de cada individuo indicará en qué medida los factores se presentan en las unidades de análisis. De otro lado, tales puntuaciones sólo serán exactas si el método de extracción de factores fue el de componentes principales, de lo contrario las puntuaciones factoriales sólo reflejarán estimaciones de las mismas (Bisquerra, 1989).

Dependiendo del objeto del estudio, el cálculo de las puntuaciones factoriales permitirá: (a) identificar casos atípicos, (b) conocer dónde se ubican ciertos grupos subcolectivos de la muestra, (c) conocer en qué factor sobresalen unos sujetos y en

qué factor no, y (d) explicar, analizando las informaciones anteriores, por qué han aparecido dichos factores en el análisis realizado.

Existen varios métodos para el cálculo de las puntuaciones factoriales: (a) El método de regresión, en el que se estima la matriz F por el método de mínimos cuadrados y en el que las puntuaciones de los factores obtenidas pueden estar correlacionadas, aún cuando se asume que los factores pueden ser ortogonales y tampoco la varianza de las puntuaciones de cada factor es igual a 1; (b) el método de Bartlett que utiliza el método de los mínimos cuadrados generalizados, en el que se asume que los factores tienen una distribución normal con media 0 y matriz de covarianzas I; y (c) el método de Anderson-Rubin que estima con el método de mínimos cuadrados generalizados adicionando la condición de que F por su transpuesta sea igual a la idéntica, y en la que las puntuaciones de los factores están incorrelacionadas y con varianza 1.

3.3.5 Validación de resultados

Finalmente, la inquietud del investigador es conocer si los hallazgos de la estructura factorial son una buena representación de la realidad. Para ello se puede tomar en cuenta la bondad de ajuste y la generalidad de los resultados.

Un indicador de que el modelo al que se ha llegado se ajusta a los datos es la **matriz de residuales**, la cual aparece dividida en dos partes: en el triángulo superior se recogen las interrelaciones estimadas entre las variables estimadas a partir del modelo; y en el triángulo inferior, los residuales (diferencia entre la correlación observada – matriz de correlación- y la estimada a partir del modelo – matriz factorial-). La magnitud de los residuales indican lo bien que se ajusta el modelo a los datos, de tal manera que si los residuales son bajos (inferiores a 0,05) se podrá considerar que el modelo de Análisis Factorial se adecua a los datos, mientras que si

éstos son elevados, las comunalidades serán bajas y se deberá replantear la aplicación del modelo (Bisquerra, 1989).

El segundo tipo de análisis busca refrendar los resultados del primer análisis factorial realizando nuevos análisis factoriales sobre nuevas muestras extraídas de la población objeto de estudio o, por lo menos, de la muestra original. En cada caso se estudiaría qué factores de los calculados se replican en los distintos análisis llevados a cabo. Otra posibilidad es realizar nuevos análisis factoriales modificando las variables consideradas bien sea eliminando aquellas variables que no tienen relación con ningún factor o eliminando las variables con relaciones más fuertes tratando de descubrir cómo se comporta el resto de ellas sin su presencia.

Otro de los procedimientos metodológicos y estadísticos que complementan y profundizan los hallazgos del análisis factorial consiste en la realización de otros análisis factoriales con sub-colectivos o grupos que están presentes en esa muestra y que pueden formarse utilizando las categorías de las variables primarias: sexo, edad, clase social, etc. En algunos casos los resultados factoriales son diferentes al compararlos con la muestra completa, lo que permite llegar a dos conclusiones: (a) las variables se comportan en el análisis factorial de manera diferente dependiendo de qué muestra se trabaje y (b) que no existe un “sujeto tipo”, sino que existen diferentes “tipos” de sujetos en la muestra global. Finalmente, se sugiere adelantar análisis factoriales confirmatorios para comprobar los resultados obtenidos en la versión exploratoria.

3.4 LA PRUEBA PANSI: DESARROLLO Y ESTUDIO PSICOMÉTRICO ORIGINAL

Uno de los instrumentos que responde a la idea de identificación temprana de casos es el Inventario de Ideación Suicida Positiva y Negativa (Positive and Negative Suicide Ideation – PANSI), el cual fue desarrollado por Osman, Gutierrez, Kopper,

Barrios y Chiros (1998) con el propósito de medir de manera simultánea factores de riesgo y de protección frente al suicidio. Es un inventario de 14 ítems con dos escalas factorialmente derivadas: Ideación positiva e ideación negativa. El trabajo original sobre el PANSI se llevó a cabo en dos estudios. En el primero, los autores encontraron una estructura bi-factorial en una muestra normativa de 450 estudiantes universitarios entre los 18 y 25 años de edad. El segundo estudio implicó a 286 estudiantes de pregrado con edades entre los 18 y 48 años, en el cual el análisis factorial confirmatorio validó la estructura de dos factores propuesta en el estudio 1 (Osman et al., 1998).

Los análisis factoriales confirmatorios que se han hecho sobre la prueba demostraron la validez factorial de la escala así como de su estructura bi-factorial entre minorías raciales (Muehlenkamp et al., 2005); estudiantes de secundaria (Osman et al., 2003) y pacientes internos adolescentes (Osman et al., 2002). De igual forma se ha encontrado evidencia de validez concurrente y predictiva en diferentes muestras de estudio (Muehlenkamp et al., 2005).

4. MÉTODO

4.1. INSTRUMENTO

Para el presente estudio se hizo uso de una versión en español del PANSI, la cual fue adaptada por la técnica de traducción simple. El PANSI es un cuestionario de 14 items, 6 de ideación suicida positiva (factores protectores) y 8 de ideación suicida negativa (factores de riesgo), que son evaluados en el marco de las últimas dos semanas y en los que se pregunta qué tan a menudo la persona ha presentado cada uno de los 14 pensamientos. La persona debe responder haciendo uso de una escala Likert de 5 puntos que oscila entre 0 (nunca) y 4 (siempre). Este inventario ha mostrado niveles de consistencia interna superiores a 0,8 y buena evidencia de validez de constructo (concurrente y discriminante) tanto en muestras clínicas como no-clínicas (Osman et al., 2003).

4.2 PARTICIPANTES

Para este estudio se contó con la participación de 1284 estudiantes de 4 colegios y 2 universidades de la ciudad de San Juan de Pasto. De este grupo, el 55,2% eran hombres (n=709). La edad de los participantes fluctuó entre los 10 y los 35 años, con una media de 16,8 años y una desviación estándar de 4,27. Las edades más frecuentes se presentaron en los 15 años (11%) y 13 y 14 años (9,5%) y las menos frecuentes fueron los mayores de 27 años (0,6% o menos).

El grupo estudiado abarcó a estudiantes de 6° grado de bachillerato a 5° año de universidad. El 60,1% estaban matriculados en grados de bachillerato y el otro 39,9% eran estudiantes universitarios. La mayor participación se dio en el 1° (14%) y 3° (13%) años de universidad y en el grado 9° de bachillerato (11%). Por su parte, la

menor participación se dio en los estudiantes del 5º año de universidad con apenas el 1,2%.

Se consiguió una participación prácticamente similar entre estudiantes de instituciones del sector oficial (49,8%) y del sector privado (50,2%).

5. RESULTADOS

5.1. VARIABILIDAD DE LOS ÍTEMS

En la tabla 2 se observa cómo la mayoría de ítems tienen asimetrías positivas, es decir, la mayoría de las personas se ubicaron en las opciones bajas de respuesta; así como curtosis positivas, indicando una gran aglomeración de casos en torno a tales calificaciones. Ejemplos claros de esta situación son los ítems 3 (sin esperanza en el futuro), 1 (no cumplir expectativas) y 9 (vida es un fracaso), los cuales presentaron

Tabla 2. Frecuencias y medidas de distribución para los ítems del PANSI

Item	Opciones de Respuesta					Asimetría	Curtosis
	0	1	2	3	4		
1	83,4	7,2	5,8	2,0	1,6	2,861	7,979
2	18,6	29,6	26,4	15,1	10,2	0,339	-0,806
3	84,2	7,2	5,6	1,3	1,7	3,036	9,314
4	68,6	12,5	10,4	4,1	4,5	1,737	2,034
5	81,4	8,4	5,6	2,2	2,4	2,709	6,907
6	34,5	29,8	20,9	8,0	6,8	0,841	0,065
7	81,7	7,9	6	2,5	1,9	2,666	6,676
8	45,6	25,1	17,7	7,4	4,2	0,985	0,082
9	82,9	7,0	5,9	2,3	1,9	2,763	7,235
10	81,8	8,8	5,4	2,1	1,9	2,783	7,528
11	78,2	9,2	6,6	2,8	3,2	2,376	4,913
12	34,9	30,7	16,4	9,9	8,1	0,798	-0,393
13	64,2	17,5	9,7	4,3	4,3	1,678	1,954
14	60,1	20,4	11,9	4,5	3,1	1,510	1,560

Fuente: Esta investigación

frecuencias superiores al 82%, arrastrando claramente la tendencia de respuesta hacia la opción 0 (nunca). Tan solo los ítems 2 (control de la vida), 6 (expectativas cumplidas) y 8 (buen desempeño), presentaron asimetrías y curtosis cercanas a 0, es decir, podrían llegar a tener distribuciones cercanas a la normal.

5.2. RELACIONES ENTRE ÍTEMS

Al analizar las correlaciones entre cada par de los ítems que conforman el PANSI (véase la tabla 3), se puede observar que el ítem que tiene los coeficientes de correlación más altos ($P \geq 0,7$) es el número 10 (Problemas graves), al relacionarse con los ítems 7 (no encuentra solución), 9 (vida es un fracaso) y 11 (soledad).

Tabla 3. Coeficientes de correlación por rangos de Spearman entre ítems del PANSI

	ITEMS													
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
PANSI2	0,12													
PANSI3	0,68	0,14												
PANSI4	0,43	0,13	0,49											
PANSI5	0,63	0,15	0,69	0,51										
PANSI6	0,21	0,39	0,25	0,17	0,27									
PANSI7	0,64	0,16	0,64	0,49	0,68	0,23								
PANSI8	0,17	0,31	0,22	0,20	0,22	0,52	0,23							
PANSI9	0,62	0,16	0,68	0,47	0,63	0,24	0,66	0,23						
PANSI10	0,63	0,16	0,69	0,48	0,64	0,23	0,71	0,23	0,70					
PANSI11	0,62	0,17	0,66	0,54	0,63	0,24	0,67	0,24	0,71	0,72				
PANSI12	0,25	0,37	0,28	0,25	0,31	0,51	0,29	0,46	0,31	0,28	0,33			
PANSI13	0,41	0,29	0,41	0,32	0,40	0,47	0,41	0,42	0,41	0,45	0,49	0,55		
PANSI14	0,36	0,28	0,40	0,32	0,39	0,50	0,38	0,46	0,42	0,41	0,45	0,54	0,67	

Fuente: Esta investigación

Por su parte, el ítem 2 (control de la vida) presenta las menores correlaciones ($P \leq 0,15$) con los ítems 1 (no cumplir expectativas), 3 (sin esperanza en el futuro), 4 (tristeza extrema) y 5 (incapacidad). No obstante lo anterior, todas las correlaciones entre pares de ítems resultaron altamente significativas ($p < 0,001$). Estos resultados, permiten asumir que existe un importante nivel de intercorrelación entre los ítems del PANSI, razón por la cual se hace adecuado proponer un análisis factorial exploratorio

5.3. ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO

Al calcular la prueba de Kaiser Meyer Olkin, se obtiene un coeficiente de 0,937, mientras que la prueba de esfericidad de Bartlett resulta significativa ($\chi^2 = 10497,38$; $gl=91$; $p < 0,001$) y las comunalidades oscilan entre 0,34 (ítem 2) y 0,76 (ítem 3); elementos que ofrecen certezas frente a la viabilidad del uso de la técnica del análisis factorial en este caso.

Al realizar el análisis factorial exploratorio con la técnica de componentes principales, se obtiene la solución bifactorial presente en la tabla 4. Allí se observa que sólo hay dos componentes con autovalores mayores a 1, los cuales explican el 63,8% de la varianza.

Siguiendo los planteamientos del grupo de Osman et al (1998, 2002, 2003; Muehlekamp et al, 2005), se llevó a cabo una rotación oblicua por la técnica Oblimin con Normalización de Kaiser, la cual produjo la estructura presentada en la tabla 5, luego de 4 iteraciones.

Tabla 4. Solución factorial para los ítems del PANSI

Comp.	Valores propios iniciales			Sumas de cuadrados de las cargas			Sumas de cuadrados de la rotación
	Total	% de	%	Total	% de	%	Total
		varianza	acumulado		varianza	acumulado	
1	6,649	47,492	47,492	6,649	47,492	47,492	6,231
2	2,287	16,334	63,825	2,287	16,334	63,825	4,099
3	,791	5,647	69,473				
4	,612	4,372	73,845				
5	,599	4,278	78,123				
6	,502	3,587	81,711				
7	,473	3,380	85,091				
8	,394	2,816	87,907				
9	,369	2,636	90,543				
10	,329	2,349	92,891				
11	,290	2,072	94,963				
12	,269	1,920	96,883				
13	,232	1,656	98,539				
14	,205	1,461	100,000				

Fuente: Esta investigación

En la figura 1 se representa gráficamente la conformación espacial de los ítems a través de las dos dimensiones tomadas para el análisis factorial. Como se puede observar tanto en la tabla 5, como en el gráfico 1, los ítems 1, 3, 4, 5, 7, 9, 10 y 11 se agrupan en torno al componente 1, mientras que los ítems 2, 6, 8, 12, 13, y 14 se agrupan en torno al componente 2.

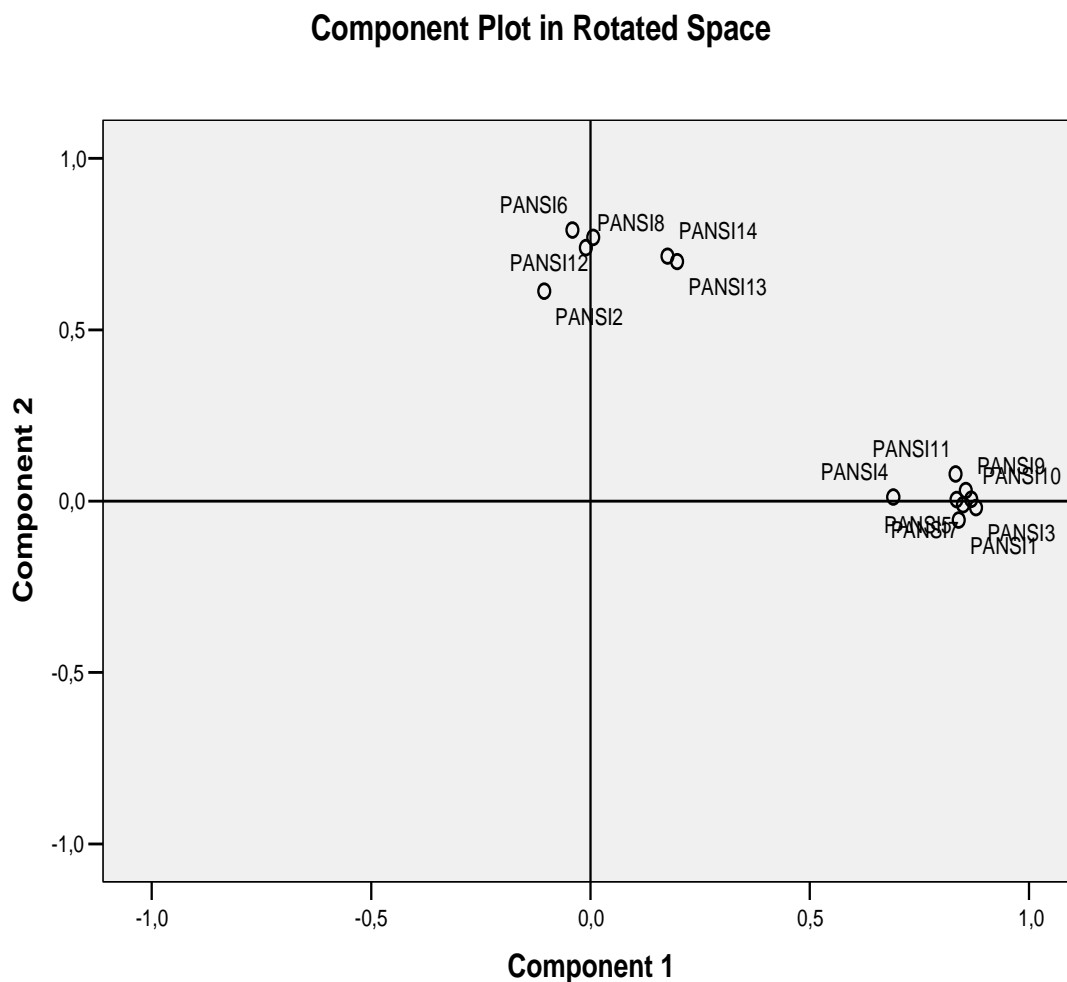
Tabla 5. Matriz de patrones factoriales

	Componente	
	1	2
PANSI3	,879	-,019
PANSI10	,868	,005
PANSI9	,856	,031
PANSI7	,849	-,011
PANSI1	,839	-,055
PANSI5	,835	,005
PANSI11	,833	,079
PANSI4	,690	,012
PANSI6	-,041	,791
PANSI12	,006	,770
PANSI8	-,011	,739
PANSI14	,176	,715
PANSI13	,198	,699
PANSI2	-,106	,613

Fuente: Esta investigación

Finalmente, se halló una correlación de 0,376 entre los dos componentes extraídos, lo cual demuestra que si bien es cierto están relacionados, de todas maneras están evaluando dimensiones diferentes de la ideación suicida.

Figura 1. Gráfico de componentes en el espacio rotado



5.4. CONFORMACIÓN DE LOS COMPONENTES ENCONTRADOS

En la tabla 6 se muestra la conformación de cada uno de los componentes hallados tras el análisis factorial. Como se puede observar, el primer factor corresponde a los ítems de la ideación suicida negativa, o pensamientos suicidas propiamente dichos. El ítem que mayor carga factorial aporta al componente es el 3, “pensaste en matarte porque no tenías esperanzas en el futuro”.

Tabla 6. Conformación de los componentes.

Item	Componente
3. Pensaste en matarte porque no tenías esperanza en el futuro?	1
10. Pensaste que tus problemas eran tan graves que la única opción que tenías era suicidarte?	1
9. Pensaste en matarte porque viste que tu vida era un fracaso?	1
7. Pensaste en matarte porque no encontraste una solución a un problema personal?	1
1. Has considerado seriamente matarte porque no pudiste cumplir con lo que otras personas esperaban de ti?	1
5. Pensaste en matarte porque no pudiste hacer algo que era muy importante en tu vida?	1
11. Te sentiste tan solo(a) o tan triste que querías matarte para así terminar con ese sufrimiento?	1
4. Te sentiste tan triste por tu relación con alguien importante, que quisiste estar muerto?	1
6. Tuviste esperanza en el futuro porque las cosas estaban saliendo como tu querías?	2
12. Tuviste confianza en las capacidades que tenías para enfrentar la mayoría de problemas de tu vida?	2
8. Te sentiste alegre porque te estaba yendo bien en el colegio o en el trabajo?	2
14. Tuviste confianza en lograr tus metas en el futuro?	2
13. Sentiste que valía la pena vivir la vida?	2
2. Has sentido que tenías el control de la mayoría de las situaciones de tu vida?	2

Fuente: Esta investigación

Por su parte, el segundo factor corresponde a los ítems de ideación suicida positiva, o pensamientos de protección frente al suicidio. El ítem con mayor saturación acá es el 6 “tuviste esperanza en el futuro porque las cosas estaban saliendo como tu querías”.

5.5. VALIDACIÓN DEL MODELO FACTORIAL SEGÚN VARIABLES SOCIODEMOGRÁFICAS.

Tal como lo plantea Bisquerra (1989), una forma de validar los resultados de un análisis factorial exploratorio es comparar las soluciones factoriales entre subgrupos de la población. Por ello, se realizaron diferentes análisis factoriales exploratorios, haciendo uso de la misma técnica en mujeres vrs hombres y bachilleres vrs universitarios. En la tabla 7 se presentan las estadísticas obtenidas para cada uno de ellos.

Tabla 7. Estadísticos generales del análisis factorial por sub-grupos muestrales.

Estadístico	Mujeres	Hombres	Bachilleres	Universitarios
Comunalidad mínima	0,387	0,306	0,299	0,410
Comunalidad máxima	0,742	0,782	0,763	0,751
No. de componentes con valores propios > 1	2	2	2	2
Varianza explicada	62,98%	64,78%	62,77%	65,98%
Correlación entre factores	0,402	0,348	0,348	0,405

Fuente: Esta investigación

En la tabla 8 se presentan los datos para evaluar la invarianza factorial de las diferentes soluciones obtenidas. Un primer elemento que se observa es que el primer componente siempre fue el de ideas suicidas negativas y que en todos los sub-grupos poblacionales, los ítems siempre cargaron en el factor identificado en el estudio original.

Tabla 8. Invarianza factorial entre estudios y sub-muestras.

Item	Original	Muestra Total	Mujeres	Hombres	Bachilleres	Universitarios
PANSI3	I (0,91)	I (0,879)	I (0,878)	I (0,885)	I (0,875)	I (0,882)
PANSI10	I (0,75)	I (0,868)	I (0,891)	I (0,846)	I (0,870)	I (0,868)
PANSI9	I (0,86)	I (0,856)	I (0,856)	I (0,861)	I (0,836)	I (0,912)
PANSI7	I (0,87)	I (0,849)	I (0,845)	I (0,853)	I (0,843)	I (0,856)
PANSI1	I (0,69)	I (0,839)	I (0,846)	I (0,840)	I (0,820)	I (0,892)
PANSI11	I (0,84)	I (0,833)	I (0,814)	I (0,846)	I (0,826)	I (0,847)
PANSI5	I (0,84)	I (0,835)	I (0,807)	I (0,855)	I (0,850)	I (0,765)
PANSI4	I (0,73)	I (0,690)	I (0,604)	I (0,758)	I (0,710)	I (0,656)
PANSI6	II (0,67)	II (0,791)	II (0,796)	II (0,787)	II (0,775)	II (0,814)
PANSI12	II (0,78)	II (0,770)	II (0,715)	II (0,805)	II (0,755)	II (0,799)
PANSI8	II (0,67)	II (0,739)	II (0,735)	II (0,742)	II (0,735)	II (0,749)
PANSI14	II (0,76)	II (0,715)	II (0,705)	II (0,717)	II (0,697)	II (0,741)
PANSI13	II (0,68)	II (0,699)	II (0,634)	II (0,736)	II (0,686)	II (0,722)
PANSI2	II (0,67)	II (0,613)	II (0,664)	II (0,576)	II (0,578)	II (0,666)

Nota: En cada celda se presenta el factor al que pertenece y la carga factorial respectiva.

Fuente: Esta investigación

De igual manera, al comparar la estructura factorial hallada en este estudio, con la formulada por Osman (1998) en el estudio de validación original, se puede observar que la prueba mantiene la misma organización factorial, es decir, que los ítems de este estudio cargan en los mismos factores originales.

Otro elemento que se observa es que los valores de las saturaciones, si bien es cierto son diferentes para cada caso, tienden a mantenerse a través de los diferentes subgrupos.

Para el factor I el ítem que tiende a presentar la mayor carga factorial es el 3 seguido del 9. Mientras que el ítem 4 en todas las muestras es el de menor saturación, siempre mayor a 0,6. Por su parte, en el factor 2, el ítem que tiende a presentar las mayores saturaciones ($>0,77$) es el 6, mientras que el de menores saturaciones ($>0,57$) fue el ítem 2.

5.6. CONSISTENCIA INTERNA DE LA PRUEBA TOTAL Y DE LAS SUB-ESCALAS.

Al realizar el cálculo del coeficiente de consistencia interna para la prueba total, se encontró que el estadístico alpha de Cronbach fue 0.895, lo cual indica un buen nivel de consistencia interna. Al revisar la tabla 9, se observa que el ítem con menor correlación (0,313) con la prueba total es el ítem 2, aspecto que se hace evidente en el ligero aumento que tendría la confiabilidad de la escala (0,007) si se eliminara el ítem. De igual forma, resulta evidente que la posibilidad de eliminar alguno de los otros ítems generaría una disminución de la confiabilidad de la escala. A partir de este análisis, se puede concluir que la conformación actual de la escala es adecuada y que cumple con los criterios de consistencia interna requeridos en esta investigación.

Tabla 9. Estadísticas de consistencia interna de la escala total.

Item	Media de la escala si se elimina el item	Varianza de la escala si se elimina el item	Correlación item-prueba corregida	Alfa de Cronbach si se elimina el item
PANSI1	9,07	74,376	0,623	0,887
PANSI2	7,70	75,242	0,313	0,902
PANSI3	9,09	73,668	0,694	0,885
PANSI4	8,74	71,965	0,545	0,890
PANSI5	9,02	72,712	0,671	0,885
PANSI6	8,16	71,771	0,501	0,892
PANSI7	9,04	73,157	0,673	0,885
PANSI8	8,39	72,720	0,487	0,892
PANSI9	9,05	72,678	0,711	0,884
PANSI10	9,05	73,059	0,701	0,884
PANSI11	8,94	70,805	0,730	0,882
PANSI12	8,13	70,801	0,527	0,891
PANSI13	8,72	70,579	0,643	0,885
PANSI14	8,69	71,236	0,637	0,885

Fuente: Esta investigación

Al analizar la consistencia interna del primer factor (Ideas Negativas), se obtuvo un coeficiente alfa de Cronbach de 0,933, lo cual indica que esta escala tiene una muy alta consistencia interna. En la tabla 10 se puede ver que los ítems tienen una alta correlación con la sub-escala, con coeficientes que varían entre 0,62 y 0,82, lo cual demuestra que existe una alta intercorrelación entre ellos. De igual forma se observa que el ítem 4, el cual tiene la menor correlación ítem-escala, justo es aquel que tiene la menor saturación en el factor.

Tabla 10. Estadísticas de consistencia interna de la sub-escala Ideas Negativas.

Item	Media de la escala si se elimina el ítem	Varianza de la escala si se elimina el ítem	Correlación ítem-prueba corregida	Alfa de Cronbach si se elimina el ítem
PANSI1	2,67	26,737	0,750	0,925
PANSI3	2,69	26,344	0,822	0,921
PANSI4	2,34	25,274	0,627	0,939
PANSI5	2,63	25,846	0,778	0,923
PANSI7	2,63	26,029	0,788	0,922
PANSI9	2,64	25,854	0,813	0,920
PANSI10	2,65	26,017	0,819	0,920
PANSI11	2,54	24,760	0,815	0,920

Fuente: Esta investigación

Finalmente, el segundo factor (ideas positivas), obtuvo un coeficiente alfa de Cronbach de 0,827, lo cual implica una buena consistencia interna de la sub-escala. En la tabla 11 se observa que los coeficientes de correlación ítem-prueba varían entre 0,416 y 0,665, demostrando una buena interrelación de cada uno de ellos con la suma de las puntuaciones de los demás ítems. De igual manera, el ítem 2, el cual presentó la menor saturación en el factor, es el que presenta menor correlación con la puntuación de la escala.

En conclusión, se encontró que tanto la escala total como cada una de las sub-escalas del PANSI poseen características de buena consistencia interna.

5.7. RELACIONES DISCRIMINANTES ÍTEM-PRUEBA.

Uno de los objetivos del presente estudio es demostrar que las puntuaciones obtenidas por una persona en cada uno de los ítems se relacionaban con las puntuaciones obtenidas en la escala total. Tal como se ha hecho evidente en las tablas 9, 10 y 11, si

hay correlaciones importantes entre los ítems y la prueba, lo cual permite suponer que para todos los reactivos una mayor frecuencia de una idea suicida se asocia con mayores niveles de respuesta en los demás reactivos.

Tabla 11. Estadísticas de consistencia interna de la sub-escala Ideas Positivas.

Item	Media de la escala si se elimina el ítem	Varianza de la escala si se elimina el ítem	Correlación ítem-prueba corregida	Alfa de Cronbach si se elimina el ítem
PANSI2	4,81	19,920	0,416	0,838
PANSI6	5,27	17,960	0,642	0,790
PANSI8	5,51	18,865	0,586	0,802
PANSI12	5,24	17,675	0,640	0,790
PANSI13	5,82	18,596	0,658	0,788
PANSI14	5,80	18,904	0,665	0,788

Fuente: Esta investigación

En la tabla 12 se presentan los datos de un análisis de varianza, haciendo uso de la técnica Shapiro-Wilks (Kruskal Wallis), en la cual se observa que las puntuaciones obtenidas en cada ítem, se asocian con diferencias significativas en la calificación total de la prueba, sin el ítem sujeto de prueba.

Tal como se observa en la tabla 12, la tendencia de los datos es que el rango medio de la calificación de la prueba total va aumentando a medida que aumenta la opción de respuesta marcada. De igual forma, los resultados de la prueba Kruskal Wallis presentó p-valores menores a 0,001, indicando que se puede rechazar la hipótesis nula que afirma que las puntuaciones totales obtenidas para cada opción de respuesta tienen la misma mediana. Esto implica que las diferencias en las marcaciones de una determinada opción de respuesta necesariamente implican diferencias en las puntuaciones totales del PANSI.

Tabla 12. Análisis de varianza no-paramétrico de las puntuaciones del PANSI según tipo de conducta suicida.

Item	Rango medio por opciones de respuesta					Kruskal- Wallis χ^2	gl.	Sig.
	0	1	2	3	4			
1	540,9	915,73	1055,55	1045,98	1144,28	288,25	4	0,001
2	370,19	544,52	731,02	784,67	725,25	214,28	4	0,001
3	537,5	945,26	1103,73	1167,13	1179,81	338,79	4	0,001
4	518,45	705,47	832,46	1020,32	984,83	243,91	4	0,001
5	528,98	933,42	1052,94	1158,26	1059,12	344,68	4	0,001
6	402,76	582,29	792,81	955,21	928,59	372,66	4	0,001
7	528,46	912,39	1083,72	1137,1	1115,19	357,40	4	0,001
8	459,85	609,66	807,9	971,42	967,87	308,28	4	0,001
9	530,76	930,73	1085,37	1140,66	1166,77	361,77	4	0,001
10	529,08	946,24	1079,7	1132,18	1089,36	352,21	4	0,001
11	510,86	887,37	1049,99	1103,37	1134,31	412,93	4	0,001
12	365,6	578,29	986,44	982,43	843,82	512,39	4	0,001
13	456,84	776,5	1024,88	1144,93	966,08	519,09	4	0,001
14	444,4	759,64	972,56	1082,47	1041,96	503,91	4	0,001

Fuente: Esta investigación

5.8. EVIDENCIAS DE VALIDEZ DE CONSTRUCTO.

En la tabla 13 se presentan los coeficientes de correlación por rangos de Spearman, entre medidas de depresión (CESD), desesperanza (BHS), autoestima (AER) e ideación suicida (IS_CESD), con las subescalas y la escala total del PANSI. De acuerdo con los p-valores, todas las correlaciones son altamente significativas ($p < 0,001$). En ese sentido, la escala y las subescalas del PANSI tienen relaciones positivas con medidas de depresión, desesperanza e ideas suicidas, mientras que tienen relaciones negativas con la escala de autoestima. Un elemento interesante es

que la escala total del PANSI muestra las mayores correlaciones con las demás variables, aunque la mayor relación que existe con la escala de ideas suicidas (IS_CESD) la tiene la sub-escala de ideas negativas.

Tabla 13. Correlaciones entre escalas del PANSI y variables relevantes.

	CESD	BHS	AER	IS_CESD
PANSI Negativo	0,474	0,402	-0,365	0,561
PANSI Positivo	0,453	0,487	-0,491	0,348
PANSI Total	0,526	0,524	-0,530	0,478

Fuente: Esta investigación

De otro lado, con miras a comprobar si el PANSI es sensible a la presencia de conductas suicidas en el pasado, se llevó a cabo un análisis de varianza no-paramétrico, haciendo uso de la prueba Kruskal Wallis. Es este análisis, se considera como variable de clasificación la conducta suicida, la cual se obtenía de la pregunta: “¿Alguna vez tú mismo te has herido, cortado, intoxicado o hecho daño a propósito, con el fin de quitarte la vida?” ante la cual la personas podían marcar “no, nunca lo he hecho” (Ninguna), “sólo lo pensé” (ideas), “estuve a punto de hacerlo” (planes) o “sí lo hice” (intento). El estadístico de prueba calculado permitió rechazar la hipótesis nula y asumir que sí existen diferencias significativas de las puntuaciones totales en el PANSI, entre los diferentes grupos de conductas suicidas ($\chi^2=188,54$, $gl=3$, $p<0,001$).

Así pues, en la tabla 14 se observa que las personas que no reportaron ninguna conducta suicida tienen los menores valores de la escala total y que a medida que el espectro suicida se va agravando (ideas, planes e intentos), los niveles de la escala total van aumentando consecuentemente. De esta forma, quienes han tenido intentos de suicidio durante su vida, son los que tienen mayores niveles de la escala total.

Tabla 14. Puntuaciones en la escala total de acuerdo con el tipo de conducta suicida.

Tipo de conducta suicida	N	Rango medio de la escala total	Media	Desv.
Ninguna	768	510,62	6,56	6,34
Ideas	313	753,71	12,45	9,66
Planes	61	802,07	15,43	12,83
Intentos	86	902,45	18,88	12,61
Total	1228			

Nota: Se excluyeron 56 casos por omisión de respuestas.

Fuente: Esta investigación

6. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

La importante presencia de conductas suicidas en el medio nariñense ha motivado a que desde diferentes sectores de la sociedad se trabaje por la formulación de distintas alternativas que permitan el manejo y disminución de este problema de salud pública. Una gran necesidad de nuestro medio es el contar con instrumentos de medida que se adecuen a sus condiciones idiomáticas y culturales y permitan a los profesionales de la salud y de la educación el contar con una herramienta de tamizaje de fácil aplicación y de gran validez científica, en la detección oportuna de posibles casos de conductas suicidas.

Es así, como el propósito del presente trabajo era determinar la validez y la confiabilidad de una versión en español del Inventario de Ideación Suicida Positiva y Negativa – PANSI, en estudiantes de colegios y universidades de San Juan de Pasto. Para ello se llevó a cabo un estudio de tipo psicométrico con la participación de 1228 estudiantes. Dentro de los principales resultados obtenidos en esta investigación se encuentra que el PANSI es una prueba con buenas características de confiabilidad y validez, tanto en su escala total como en las sub-escalas ideas negativas e ideas positivas. La presencia de distribuciones de respuestas de tipo leptocúrtico y de asimetría positiva, así como el carácter ordinal de escala de medida, en los ítems que componen este inventario llevó a la utilización de estadísticas no-paramétricas para el análisis de la información.

En primer lugar, se observó que la mayoría de personas encuestadas reportaban pensamientos suicidas de manera nula o muy baja, aspecto que generó que las distribuciones de casos en cada uno de los ítems tuviera altas curtosis y asimetrías positivas. Esto apoya lo planteado en otro estudio (Villalobos-Galvis, 2008) en el cual se encuentra que apenas un 18% de los estudiantes de la ciudad reportaron ideas suicidas a lo largo de su vida y este porcentaje deberá tener una tendencia

descendente si se toma en consideración que la prueba indaga sobre la presencia de ideas suicidas en los últimos 15 días.

Esta tendencia hacia porcentajes bajos ya ha sido reportada en otros estudios (González-Macip et al, 2001; González-Forteza et al 2003), en donde se plantea que las ideas suicidas son productos cognitivos “normales” en las personas, en el sentido de que la gran mayoría las tiene a lo largo de su vida, sin embargo, es la presencia excesiva, intensa, permanente y generalizada la que determina su potencial amenazante para el paso a una conducta suicida más grave, tal como el intento o el suicidio consumado.

El hecho de que se presenten distribuciones fuertemente asimétricas y no normocúrticas lleva al investigador a la imperiosa necesidad de hacer transformaciones de los datos o a manejar técnicas estadísticas que se ajusten a tales particularidades. En este sentido, en el presente trabajo se hizo uso de técnicas no-paramétricas (Correlación por Rangos de Spearman y Análisis de varianza unifactorial por rangos de Kruskal Wallis), así como el coeficiente Alfa de Cronbach, las cuales no requieren el cumplimiento de supuestos de normalidad (Siegel y Castellán, 2007), como es el caso del presente estudio.

Uno de los intereses que surgen cuando se hacen adaptaciones culturales de instrumentos es evaluar el grado de parsimonia en la estructura de la prueba a través de las diferentes versiones que se hagan de la misma. En virtud de ello, este trabajo pretendía observar la estructura factorial de la escala, con miras a validar el carácter bi-dimensional con el que fue creada. Para ello se hizo uso de la técnica del análisis factorial exploratorio, la cual demostró un alto nivel de eficacia, toda vez que demostró, una vez más, la presencia de dos factores claros en la prueba, los cuales explicaban el 64% de su variabilidad. Es importante acotar acá que este porcentaje de explicación es muy importante en contextos de ciencias humanas y específicamente

en la Psicología, toda vez que en ellos se suele trabajar con variables de alto nivel de dificultad de medición (Nunnally y Bernstein, 1995).

Así pues, un primer factor saliente fue el de las ideas suicidas negativas, o ideas suicidas propiamente dichas, en el cual saturaban de manera significativa 8 ítems, en cuyo contenido se esbozaba la intención de la persona de matarse ante diferentes situaciones inmanejables o intolerables en su esquema de valores. Este factor también fue el que surgió como primer componente en los diferentes estudios que ha realizado el grupo de Osman et al. (1998, 2002, 2003; Muehlekamp et al, 2005), validando que es la estructura más sobresaliente de la prueba.

El segundo factor, conocido como ideas suicidas positivas o ideas protectoras frente al suicidio, estaba compuesto por 6 ítems que se caracterizaban por presentar pensamientos de autoeficacia y esperanza hacia el futuro. Tales ítems fueron los mismos que cargaron en el segundo factor en los estudios de validación (Osman et al. 1998, 2002, 2003; Muehlekamp et al, 2005), por lo que también se comprueba la pertinencia de esta escala en la versión en español del PANSI.

Los autores de la prueba (Osman et al., 1998, 2002, 2003; Muehlekamp et al, 2005) consideran que la presencia simultánea de ideas suicidas y de pensamientos protectores ante el suicidio, no son dimensiones ortogonales del fenómeno de la ideación suicida, ni tampoco dos extremos de una misma dimensión, sino que son dos dimensiones diferentes que tienen cierto nivel de relación, tal como se comprobó en el análisis de correlación entre factores. Este aspecto justifica el uso de la técnica oblicua de rotación Oblimin (Nunnally y Bernstein, 1995) para esta prueba psicológica específica, toda vez que ella parte de la idea de que los factores a rotar tienen algún grado de relación entre ellos, situación que (dicho sea de paso) se acerca más a las condiciones reales del fenómeno suicida.

Una forma de validar los resultados del análisis factorial exploratorio es la confirmación de la invarianza factorial a lo largo de diferentes sub-grupos de la muestra estudiada (Bisquerra, 1989). Así pues, en el presente estudio se hicieron comparaciones entre hombres y mujeres y entre estudiantes de bachillerato y de universidad. En todas las muestras se repitió la misma solución bifactorial, con la misma estructura de ítems, lo que valida los hallazgos de la muestra total.

De otro lado, aunque las cargas factoriales variaban de un grupo a otro, un elemento interesante fue que habían ítems que tendían a ser los de mayor o menor saturación factorial a través de la muestra y de los diferentes subgrupos. Estos elementos confirman el concepto que subyace a la formulación de las dos escalas, toda vez que demuestra que tienen implícitos conceptos diferentes, a saber: el pensamiento suicida y el pensamiento protector ante el suicidio, formulados por los creadores del PANSI (Osman et al., 1998, 2002, 2003; Muehlekamp et al, 2005).

Por otro lado, los altos niveles de consistencia interna tanto de la escala total, como de las dos sub-escalas, demuestran cómo los ítems evalúan un mismo atributo, con dos dimensiones componentes. Esto permite al profesional usuario de la escala, tener la certeza de que todos los ítems evalúan diferentes aspectos de la ideación suicida y que aunque parecidos, ninguno mide el mismo elemento que mide cualquier otro.

De igual manera, el análisis no-paramétrico de varianza demostró que hay diferencias en las medianas de la puntuación total entre las personas que contestan cada una de las opciones de respuesta a cualquier ítem. Ello lo que confirma es que todos los ítems tienen una alta correlación y que la alta frecuencia de un pensamiento suicida determinado está altamente asociada a la alta frecuencia de otros pensamientos suicidas y viceversa.

Estos dos últimos aspectos analizados guardan una estrecha relación con los resultados de las correlaciones entre ítems, toda vez que se demostró que cualquier

par de ítems tiene una relación positiva significativa, lo cual sustenta la hipótesis de la unidimensionalidad de segundo orden de la ideación suicida tal como es medida a través del PANSI.

Finalmente, los hallazgos de validez de constructo tienen un alto valor para este estudio, ya que el PANSI, tanto en su escala total como en sus sub-escalas, demostró relaciones muy significativas con variables que la literatura ha demostrado son altamente relacionadas con las ideas suicidas, a saber: la depresión (Konick y Gutiérrez, 2005; Sun, Hui y Watkins, 2006; Field, Diego y Sanders, 2001), la desesperanza (Mazza y Reynolds, 1998; Schhneider, Philipp y Müller, 2001) y la autoestima (Wild, Flisher y Lombard, 2004; Guillon, Crocq y Bailey, 2003; Pagés et al., 2004).

Un comentario especial merece la relación entre el PANSI y la escala de ideación suicida del CESD, pues se ve cómo es la subescala de ideas negativas la que más relación tiene con esta última. En ese sentido hay que reconocer que tanto la subescala de ideas negativas como la IS-CESD son escalas que preguntan de manera manifiesta por la presencia de ideas suicidas, razón por la cual sus niveles de correlación deben ser altos; mientras que la escala total toma en consideración a la otra dimensión, a saber, los pensamientos protectores ante el suicidio, lo cual hace que ya no se esté hablando propiamente del mismo fenómeno.

Finalmente, es importante reconocer cómo las puntuaciones de la escala total muestran un comportamiento diferencial entre los diversos grupos de la conducta suicida. En ese sentido se demostraría la validez del concepto de Espectro Suicida (Villalobos-Galvis, 2007), y del papel que juegan las ideas suicidas en él, pues se confirma cómo a medida que aumenta la gravedad de la conducta suicida, se da una mayor presencia de pensamientos de muerte autoinflingida. Este comportamiento de los datos es de gran relevancia práctica, pues demostraría que una alta puntuación en la escala total puede ser un importante indicador de alto riesgo suicida.

En conclusión, en este estudio se demuestra que la versión en español del Inventario de Ideas Suicidas Positivas y Negativas (PANSI) es un instrumento de excelentes propiedades psicométricas, que puede ser usado ampliamente en contextos de prevención e intervención, en el medio nariñense.

En segundo lugar, este estudio permitió demostrar cómo son los lineamientos conceptuales y teóricos propios del tema de estudio, los que guían y justifican el uso de tal o cual técnica estadística, y de manera específica el uso del análisis factorial exploratorio, en cualquier disciplina científica (Rodríguez, 2000; Henson y Roberts, 2006). Específicamente para el caso de la Psicología el análisis factorial demostró ser una buena forma de recolectar evidencia de la validez de constructo, tal como lo habían propuesto Cohen y Swerdlik (1999).

REFERENCIAS

- ANASTASI, A. y URBINA, R. *Tests psicológicos*. México: Prentice Hall. 1998.
- BISQUERRA, R. *El análisis multivariante*. Barcelona: PPU. 1989.
- BROWN, F. *Principios de la medición en psicología y educación*. México: Manual Moderno. 1999.
- COHEN, R. y SWERDLIK, M. *Pruebas y evaluación psicológicas. Introducción a las pruebas y a la medición*. México: McGraw Hill. 1999.
- FIELD, T.; DIEGO, M. y SANDERS, C. Adolescent suicidal ideation. En: *Adolescence*, 36 (2001): 241- 248.
- GONZÁLEZ-FORTEZA, C.; RAMOS, L.; CABALLERO, M.A. y WAGNER, F.A. Correlatos psicosociales de depresión, ideación e intento suicida en adolescentes mexicanos. En: *Psicothema*, 15 (2003): 524-532.
- GONZÁLEZ-MACIP, S.; DÍAZ, A.; ORTIZ, S.; GONZÁLEZ-FORTEZA, C., y GONZÁLEZ-NÚÑEZ, J.J. Características psicométricas de la Escala de Ideación Suicida de Beck (ISB) en estudiantes universitarios de la ciudad de México. En: *Salud Mental*, 23 (2000): 21 – 30.
- GUILLOIN, M., CROCQ, M. y BAILEY, P. The relationship between self-esteem and psychiatric disorders in adolescents. En: *European Psychiatry*, 18 (2003): 59 – 62.
- HENSON, R. y ROBERTS, K. Use of exploratory factor analysis in published research. Common errors and some comment on improved practice. En: *Educational and Psychological Measurement*, 66 (2006): 393 – 416.
- KONICK, L. y GUTIÉRREZ, P. Testing a model of suicide ideation in college students. En: *Suicide and Life-Threatening Behavior*. 35 (2005): 181- 192.
- MAZZA, J. y REYNOLDS, W. A longitudinal investigation of depression, hopelessness, social support and major and minor life events and their relation to Suicidal Ideation in adolescents. En: *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 28 (1998): 358 - 374.

MUEHLENKAMP, J.; GUTIERREZ, P.; OSMAN, A. y BARRIOS, F. Validation of the Positive and Negative Suicide Ideation (PANSI) Inventory in a diverse sample of young adults. En: *Journal of Clinical Psychology*, 61 (2005): 431–445.

NUNNALLY, J. y BERNSTEIN, I. *Teoría Psicométrica*. México: McGraw Hill. 1995.

OSMAN, A., ET AL. A preliminary validation of the Positive and Negative Suicide Ideation (PANSI) Inventory with normal adolescent samples. En: *Journal of Clinical Psychology*, 59 (2003): 493–512.

_____ The Positive and Negative Suicide Ideation Inventory: development and validation. En: *Psychological reports*, 82 (1998): 783 – 793.

_____ The Positive and Negative Suicide Ideation (PANSI) Inventory: Psychometric evaluation with adolescent psychiatric inpatient samples. En: *Journal of Personality Assessment*, 79 (2002): 512–530.

PAGÉS, F., ET AL. What are the characteristics of adolescent hospitalized suicide attempters?. En: *European Child and Adolescent Psychiatry*, 13 (2004): 151 – 158.

RODRÍGUEZ, M. *Modelos sociodemográficos: Atlas social de la ciudad de Alicante*. Tesis de Doctorado en Sociología no publicada. [On Line] Universidad de Alicante: Alicante. 2000 [citada el 17 de marzo de 2008]. <http://www.cervantesvirtual.com/FichaObra.html?Ref=6458&portal=33>.

SCHNEIDER, B.; PHILIPP, M., y MÜLLER, M. Psychopathological predictors of suicide in patients with major depression during a 5 year follow-up. En: *European Psychiatry*, 16 (2001): 283-288.

SIEGEL, S. y CASTELLÁN, N. (2007) *Estadística No Paramétrica. Aplicada a las ciencias de la conducta*. 4ª Edición. México: Trillas.

SUN, R.; HUI, E. y WATKINS, D. Towards a model of suicidal ideation for Hong Kong Chinese adolescents. En: *Journal of adolescence*. 29 (2006): 209-224.

URIEL, E. y ALDÁS, J. (2005) *Análisis Multivariante Aplicado*. Madrid: Thompson.

VILLALOBOS-GALVIS, F. Aplicación del modelo procesual del estrés a la conducta suicida. En: *Universidad y Salud*, 8 (2007): 126 - 141.

_____ Situación de la conducta suicida en estudiantes de colegios y universidades de San Juan de Pasto. Artículo sometido a evaluación para publicación. (2008).

WILD, L.; FLISHER, A. y LOMBARD, C. Suicidal ideation and attempts in adolescents: associations with depression and six domains of self-esteem. En: *Journal of Adolescence*, 27 (2004): 611 – 624.

ANEXO 1

PANSI

*A continuación encuentras una lista de frases que se pueden aplicar a tu caso personal o no. Por favor lee atentamente cada frase y marca en la columna la opción que mejor refleje tu situación en las últimas **dos semanas**:*

<i>Durante las últimas dos semanas...</i>					
<i>1. Has considerado seriamente matarte porque no pudiste cumplir con lo que otras personas esperaban de ti?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>2. Has sentido que tenías el control de la mayoría de las situaciones de tu vida?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>3. Pensaste en matarte porque no tenías esperanza en el futuro?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>4. Te sentiste tan triste por tu relación con alguien importante, que quisiste estar muerto?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>5. Pensaste en matarte porque no pudiste hacer algo que era muy importante en tu vida?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>6. Tuviste esperanza en el futuro porque las cosas estaban saliendo como tu querías?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>7. Pensaste en matarte porque no encontraste una solución a un problema personal?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>8. Te sentiste alegre porque te estaba</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>

<i>yendo bien en el colegio o en el trabajo?</i>		<i>Vez</i>	<i>Veces</i>	<i>siempre</i>	
<i>9. Pensaste en matarte porque viste que tu vida era un fracaso?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>10. Pensaste que tus problemas eran tan graves que la única opción que tenías era suicidarte?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>11. Te sentiste tan solo(a) o tan triste que querías matarte para así terminar con ese sufrimiento?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>12. Tuviste confianza en las capacidades que tenías para enfrentar la mayoría de problemas de tu vida?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>13. Sentiste que valía la pena vivir la vida?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>
<i>14. Tuviste confianza en lograr tus metas en el futuro?</i>	<i>Nunca</i>	<i>Rara Vez</i>	<i>Algunas Veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>