

UNIVERSIDAD NACIONAL DE SAN CRISTÓBAL DE HUAMANGA

FACULTAD DE INGENIERÍA DE MINAS, GEOLOGÍA Y CIVIL

ESCUELA PROFESIONAL DE CIENCIAS FÍSICO MATEMÁTICAS



**“EVALUACIÓN DE LAS PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL
INVENTARIO SISCO PARA MEDIR EL ESTRÉS EN
ESTUDIANTES DE LA UNIVERSIDAD NACIONAL DE SAN
CRISTÓBAL DE HUAMANGA”**

TESIS

Para optar el Título Profesional de Licenciada en Ciencias Físico
Matemáticas, especialidad de Estadística.

Presentada por: Br. Lizbeth REZZA VEGA

Asesora: Lic. Silvia Angelita CARHUAYO LUJÁN

AYACUCHO - PERÚ

2020

DEDICATORIA

A mi madre Maximiliana:

Por todo el amor y apoyo incondicional que me brinda día a día.

Por ser mi ejemplo de perseverancia y superación a pesar de las adversidades.

A mi esposo Jesús y nuestras hijas: Ximena y Jheliz:

Con inmenso amor, por ser lo mejor que la vida me dio.

Por ser mi fuente de motivación e inspiración para cumplir con todas mis metas.

A mis hermanas: Emavel y Madhelin:

Por ser mi soporte emocional en todo momento.

LIZBETH.

AGRADECIMIENTOS

Me gustaría expresar mi más sincero agradecimiento a mi asesora Lic. Silvia Angelita Carhuayo Luján por su amistad y por su valiosa asesoría.

Al Mag. Psic. Ronald Castillo Blanco por sus valiosos comentarios.

A los docentes del área de Estadística del Departamento Académico de Matemática y Física de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga por ser parte fundamental de mi formación profesional y por estar siempre prestos a elucidar mis dudas e inquietudes.

PRESENTACIÓN

Señores miembros del jurado:

En cumplimiento del Reglamento de Grados y Títulos de la Facultad de Ingeniería de Minas, Geología y Civil de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga, presento ante ustedes la tesis titulada: **“EVALUACIÓN DE LAS PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL INVENTARIO SISCO PARA MEDIR EL ESTRÉS EN ESTUDIANTES DE LA UNIVERSIDAD NACIONAL DE SAN CRISTÓBAL DE HUAMANGA”**, la misma que someto a vuestra consideración y esperando que cumpla con los requisitos de aprobación para obtener el título de Licenciada en Ciencias Físico Matemáticas, Especialidad de Estadística.

Atentamente,

Br. Lizbeth Rezza Vega

ÍNDICE GENERAL

	Pág.
Dedicatoria	II
Agradecimiento.....	III
Presentación	IV
Resumen	XVI
Abstract	XVII
CAPÍTULO I:	1
INTRODUCCIÓN	1
1.1. Planteamiento del problema.....	1
1.2. Formulación del Problema	4
1.2.1. Problema general:	4
1.2.2. Problemas Específicos:	4
1.3. Justificación de la investigación.....	4
1.4. Objetivos de la investigación.....	5
1.4.1. Objetivo General:	5

1.4.2.	Objetivos específicos:	6
1.5.	Hipótesis de la Investigación	6
1.5.1.	Hipótesis General:	6
1.5.2.	Hipótesis Específicas:.....	6
2.	CAPÍTULO II:	7
	MARCO TEÓRICO	7
2.1.	Antecedentes	7
2.2.	Bases Teóricas	12
2.2.1.	Estrés	12
2.2.2.	Teorías	13
2.2.3.	Afrontamiento del estrés.....	16
2.3.	Estrés académico	16
2.3.1.	Modelo sistémico cognoscitivista del estrés académico	17
2.4.	Teoría de los test	22
2.4.1.	Teoría clásica de los test (TCT).	22
2.4.2.	La Teoría de la Respuesta al Ítem (TRI)	26
2.5.	Instrumento de medición.	28
2.6.	Características psicométricas de un instrumento.	29
2.6.1.	Fiabilidad.....	30
2.6.2.	Validez.....	44
2.7.	Análisis factorial exploratorio y confirmatorio	52
2.7.1.	Procedimiento del Análisis Factorial Confirmatorio.	54
2.7.2.	<i>Correlaciones policóricas PCC.</i>	65
3.	CAPÍTULO III:	67

MARCO METODOLÓGICO	67
3.1. Tipo de Investigación.....	67
3.2. Nivel de investigación.....	68
3.3. Diseño de investigación.....	68
3.4. Universo, Población y Muestra.....	68
3.4.1. Universo.....	68
3.4.2. Población	68
3.4.3. Muestra.....	68
3.4.4. Criterio de exclusión:.....	72
3.5. Técnicas de recolección de datos e instrumento	72
3.6. Variables e Indicadores	73
3.6.1. Definición Conceptual:	73
3.6.2. Operacionalización de las variables	73
3.6.3. Matriz de consistencia (ver anexo)	75
3.7. Procedimiento y técnicas de análisis de los datos	75
3.7.1. Procedimiento para el análisis de la validez.....	75
3.7.2. Procedimiento para el análisis de la fiabilidad.	76
4. CAPÍTULO IV:.....	77
RESULTADOS	77
4.1. ANÁLISIS DE LA ESCALA DE ESTRESORES	77
4.1.1. Evidencia de validez mediante el AFC	77
4.1.2. Análisis de confiabilidad	84
4.2. ANÁLISIS DE LA ESCALA DE REACCIONES.....	85
4.2.1. Evidencia de validez mediante el AFC	85

4.2.2.	Análisis de confiabilidad	95
4.3.	ANÁLISIS DE LA ESCALA DE ESTRATEGIAS DE AFRONTAMIENTO.....	96
4.3.1.	Evidencia de validez mediante el AFC	96
4.3.2.	Análisis de confiabilidad	102
4.4.	ANALISIS PARA EL MODELO PROPUESTO	102
4.4.1.	Análisis de la escala de estresores	102
4.4.2.	Análisis de la escala de reacciones	115
4.4.3.	Análisis de la escala de estrategias de afrontamiento	116
5.	CAPÍTULO V:	127
	DISCUSIÓN.....	127
5.1.	Discusión respecto a las técnicas usadas	127
5.2.	Confiabilidad	129
5.3.	Evidencia de validez.	132
5.3.1.	Escala de estresores.	132
5.3.2.	Escala de reacciones o síntomas.	134
5.3.3.	Escala de estrategias de afrontamiento.	136
5.3.4.	Modelo global del Inventario SISCO	138
6.	CONCLUSIONES	140
7.	SUGERENCIAS	141
8.	REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS:	142
9.	ANEXOS	150

ÍNDICE DE TABLAS

<i>Tabla 1. Estresores académicos según Barraza y Polo, Hernández y Pozo</i>	<i>19</i>
<i>Tabla 2. Indicadores del estrés académico</i>	<i>20</i>
<i>Tabla 3. Escala de Interpretación de la magnitud del Coeficiente de Confiabilidad</i>	<i>44</i>
<i>Tabla 4. Clasificación de los índices de ajuste</i>	<i>61</i>
<i>Tabla 5. Siglas de los índices de bondad de ajuste</i>	<i>62</i>
<i>Tabla 6. Cálculo del tamaño de muestra por escuelas profesionales</i>	<i>70</i>
<i>Tabla 7. Operacionalización de la variable</i>	<i>74</i>
<i>Tabla 8. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estresores</i>	<i>78</i>
<i>Tabla 9. Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio para la escala de estresores</i>	<i>81</i>
<i>Tabla 10. Cargas factoriales de cada ítem con el factor latente “Estresores” y proporción de varianza explicada por el factor latente</i>	<i>82</i>
<i>Tabla 11. Índices de bondad de ajuste para el modelo unidimensional de estresores</i>	<i>83</i>
<i>Tabla 12. Coeficientes de consistencia interna de la escala de estresores</i>	<i>84</i>
<i>Tabla 13. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de reacciones</i>	<i>87</i>
<i>Tabla 14. Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio para la escala de reacciones en su modelo de tres factores correlacionados.</i>	<i>91</i>

<i>Tabla 15. Cargas factoriales de cada ítem con su factor latente y proporción de varianza explicada por el factor latente</i>	<i>93</i>
<i>Tabla 16. Índices de bondad de ajuste de tres modelos de la escala de reacciones</i>	<i>94</i>
<i>Tabla 17. Descriptivos y coeficientes de consistencia interna de las dimensiones de la escala de reacciones.....</i>	<i>95</i>
<i>Tabla 18. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estrategias de afrontamiento</i>	<i>96</i>
<i>Tabla 19. Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio para la escala de estrategias de afrontamiento.</i>	<i>99</i>
<i>Tabla 20. Cargas factoriales de cada ítem con el factor latente “Afrontamiento” y proporción de varianza explicada por el factor latente</i>	<i>100</i>
<i>Tabla 21. Índices de bondad de ajuste para el modelo unidimensional para la escala de estrategias de afrontamiento</i>	<i>101</i>
<i>Tabla 22. Descriptivos y coeficientes de consistencia interna de la estructura unidimensional de la escala de estrategias de afrontamiento.....</i>	<i>102</i>
<i>Tabla 23. Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para tres factores correlacionados.....</i>	<i>104</i>
<i>Tabla 24. Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para dos factores correlacionados.....</i>	<i>106</i>
<i>Tabla 25. Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para el modelo 3 de estresores</i>	<i>108</i>
<i>Tabla 26. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estresores (modelo 3).</i>	<i>110</i>

<i>Tabla 27. Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio para la escala de estresores.....</i>	<i>111</i>
<i>Tabla 28. Cargas factoriales de cada ítem con el factor latente “Estresores” y proporción de varianza explicada por el factor latente del modelo 03</i>	<i>112</i>
<i>Tabla 29. Índices de bondad de ajuste para el modelo 03 de estresores académicos.....</i>	<i>113</i>
<i>Tabla 30. Coeficientes de consistencia interna de las dimensiones de la escala de estresores (modelo propuesto)</i>	<i>114</i>
<i>Tabla 31. Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para tres factores correlacionados</i>	<i>116</i>
<i>Tabla 32. Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para tres factores correlacionados en la escala de estrategias de afrontamiento</i>	<i>118</i>
<i>Tabla 33. Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para dos factores correlacionados</i>	<i>120</i>
<i>Tabla 34. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estrategias de afrontamiento (modelo 2).</i>	<i>122</i>
<i>Tabla 35. Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio para la escala de estrategias de afrontamiento (Modelo 02)</i>	<i>123</i>
<i>Tabla 36. Cargas factoriales de cada ítem con los factores latentes y proporción de varianza explicada por cada factor latente.</i>	<i>124</i>
<i>Tabla 37. Índices de bondad de ajuste para el modelo bidimensional para la escala de estrategias de afrontamiento</i>	<i>125</i>
<i>Tabla 38. Coeficientes de consistencia interna de las dimensiones de la escala de estrategias de afrontamiento (modelo 2).....</i>	<i>126</i>

<i>Tabla 39. Coeficientes de consistencia interna de la escala de estresores entre el modelo original y el modelo propuesto.....</i>	<i>130</i>
<i>Tabla 40. Coeficientes de consistencia interna de la escala de estrategias de afrontamiento entre el modelo original y el modelo propuesto</i>	<i>130</i>
<i>Tabla 41. Índices de bondad de ajuste para el Modelo 01 y el Modelo 03 (propuesto)</i>	<i>134</i>
<i>Tabla 42. Índices de bondad de ajuste para el Modelo 01 y el Modelo 02 (propuesto) para la escala estrategias de afrontamiento.....</i>	<i>137</i>
<i>Tabla 43. Índices de bondad de ajuste para el Modelo global original y el Modelo global propuesto.....</i>	<i>138</i>

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1. Modelo Sistémico Cognoscitivista del estrés académico.....	21
Figura 2. Métodos para evaluar la confiabilidad.....	34
Figura 3. Fuentes de evidencia de validez de las puntuaciones de un test.	45
Figura 4. Diagrama de flujo del AFC y AFE	54
Figura 5. Path Diagram para un modelo de factores correlacionados	56
Figura 6. Cantidad de estudiantes que conforman la muestra por escuelas profesionales.....	71
Figura 7. Diagrama de trayectoria para el modelo unidimensional de los estresores académicos con errores incorrelacionados.....	78
Figura 8. Correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estresores.....	79
Figura 9. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial confirmatorio de la escala de estresores.....	80
Figura 10. Diagrama de trayectoria para el modelo tridimensional de las reacciones con errores incorrelacionados	86
Figura 11. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de reacciones	88
Figura 12. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial confirmatorio de la escala de reacciones	90
Figura 13. Correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estrategias de afrontamiento	97

Figura 14. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial confirmatorio de la escala de estrategias de afrontamiento.	98
Figura 15. Scree Plot mediante el método paralelo en la escala de estresores	103
Figura 16. Scree Plot mediante el método paralelo del modelo 2 de la escala de estresores	105
Figura 17. Salida del análisis factorial exploratorio del modelo 2 de la escala de estresores	107
Figura 18. Scree Plot mediante el método paralelo del modelo 3 de la escala de estresores unidimensional.	108
Figura 19. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial exploratorio del modelo 3 de la escala de estresores académicos.....	109
Figura 20. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial confirmatorio de la escala de estresores (modelo3)	111
Figura 21. Scree Plot mediante el método paralelo en la escala de reacciones.....	115
Figura 22. Screen Plot mediante el método paralelo en la escala de estrategias de afrontamiento	117
Figura 23. Scree Plot mediante el método paralelo del modelo 2 de la escala de estrategias de afrontamiento.....	120
Figura 24. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial exploratorio del modelo 2 de la escala de estrategias de afrontamiento.	121
Figura 25. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial confirmatorio de la escala de estrategias de afrontamiento (modelo2)	122

INDICE DE ANEXOS

<i>Anexo 1. Matriz de Consistencia.</i>	150
<i>Anexo 2. Protocolo Original</i>	152
<i>Anexo 3. Protocolo propuesto</i>	154
<i>Anexo 4. Script del Análisis Factorial Confirmatorio en el programa R-Studio</i>	156
<i>Anexo 5. Script del Análisis Factorial Exploratorio en el programa R-Studio.</i>	157

RESUMEN

La presente investigación tuvo como objetivo determinar las propiedades psicométricas mediante el análisis de las evidencias basadas en la estructura interna y la consistencia interna del Inventario Sistemático Cognoscitivista (SISCO) para medir el estrés académico en alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga. Esta investigación reúne las condiciones metodológicas de un diseño cuantitativo no experimental, de tipo aplicado, de corte instrumental y de acuerdo a su naturaleza es descriptivo y correlacional y, según Alarcón (2008) es considerada una investigación psicométrica. La muestra estuvo conformada por 552 estudiantes universitarios de las distintas escuelas profesionales de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga extraídas mediante el muestreo aleatorio estratificado con afijación proporcional. Se realizó un análisis factorial confirmatorio con la matriz de correlaciones policóricas para obtener evidencia de validez basado en la estructura interna a través del estimador robusto WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas) resultando para el modelo global compuesto por las dimensiones: estresores, síntomas y estrategias de afrontamiento, índices de ajuste adecuado del modelo a los datos (CFI = .918; TLI=.911; RMSEA=0.042). Del mismo modo, se evaluó la fiabilidad como consistencia interna mediante los estadísticos Alfa ordinal y Omega, los resultados indican buena fiabilidad del instrumento, reportando para la escala de estresores: $\alpha_{\text{ordinal}} = .79$ y $\omega = .77$, para la escala de reacciones: $\alpha_{\text{ordinal}} = .93$ y $\omega = .91$, para las estrategias de afrontamiento: $\alpha_{\text{ordinal}} = .77$ y $\omega = .75$. Por lo cual, se considera que el inventario SISCO es un instrumento recomendable para la evaluación del estrés académico en estudiantes universitarios peruanos. Se propone una leve modificación en la estructura del modelo el que reporta evidencias de validez y confiabilidad que supera considerablemente al modelo global original.

Palabras clave: Estrés académico, análisis factorial confirmatorio, fiabilidad, validez, estudiantes universitarios.

ABSTRACT

This research aimed to determine the psychometric properties by analyzing the evidence based on the internal structure and internal consistency of the Cognoscitivist Systemic Inventory (SISCO) to measure academic stress in students of the Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga. This research meets the methodological conditions of a non-experimental quantitative design, of applied type, of instrumental cut and according to its nature is descriptive and correlational and, according to Alarcón (2008) it is considered a psychometric investigation. The sample consisted of 552 university students from the different professional schools of the National University of San Cristóbal de Huamanga, extracted by means of stratified random sampling with proportional affixation. Confirmatory factor analysis was conducted using a polichoric correlation matrix to obtain evidence of validity based on the internal structure through the WLSMV estimator (weighted least squares with adjusted means and variance) resulting for the global model composed of the dimensions: stressors, symptoms and coping strategies, indexes of adequate adjustment of the model to the data (CFI = .918; TLI = .911; RMSEA = 0.042). In the same way, reliability is evaluated as internal consistency by Alfa ordinal and Omega statistic, the results show good internal reliability of the tool, reporting for the stressors scale: $\alpha_{\text{ordinal}} = .79$ and $\omega = .77$, for the symptoms scale: $\alpha_{\text{ordinal}} = .93$ and $\omega = .91$, for coping strategies: $\alpha_{\text{ordinal}} = .77$ and $\omega = .75$. Therefore, the inventory SISCO is considered as a suitable tool for academic stress evaluation in Peruvian university students. A slight modification in the structure of the model is proposed, which reports evidence of validity and reliability that considerably exceeds the original global model.

Keywords: Academic stress, confirmatory factor analysis, reliability, validity, university students.

CAPÍTULO I:

INTRODUCCIÓN

1.1. Planteamiento del problema

El término “estrés” se ha convertido en una expresión bastante común y es utilizado para expresar diferentes actitudes o estados de ánimo y, aunque no siempre se suele emplear en el contexto correcto, lo real es que el “estrés” es un común denominador de nuestra sociedad ya que constituye uno de los problemas de salud más generalizado actualmente.

Según (Leza, 2016) *es un mal que aqueja a todo ser humano, en donde sus emociones y sentimientos se ven bloqueados y dominados; en donde la mente como el cuerpo, se circunscriben a una dialéctica de dominio y extorsión.* Cotidianamente se emplea para definir lo que le ocurre a un individuo cuando acontece algo que no esperaba que sucediera o simplemente, una sensación desagradable originada por una preocupación de cualquier índole.

Conceptualizar el término “estrés” resulta ser extenuante debido a la diversa cantidad de planteamientos, modelos y enfoques que han asumido los autores. La coexistencia de estas diversas formas de conceptualización del estrés y la presencia de múltiples instrumentos de medición reflejan la problemática estructural del campo, lo que conlleva a una gran

dispersión de datos, una falta de organización de los datos construidos y poca o nula continuidad estructural en el campo (Barraza, 2007).

Existen diversos tipos de estrés, según Orlandini (1999) citado por (Díaz, 2010), se puede hablar de estrés amoroso y marital, de estrés sexual, de estrés familiar, de estrés por duelo, de estrés médico, de estrés ocupacional, de estrés académico, de estrés militar, de estrés por tortura y encarcelamiento, entre otros.

En la presente investigación la atención se centra en el estrés académico. “Desde los grados preescolares hasta la educación universitaria de postgrado, cuando una persona está en un período de aprendizaje experimenta tensión. A ésta se le denomina estrés académico, y ocurre tanto en el estudio individual como en el aula escolar” Orlandini (1999) citado por Águila, Calcines, Monteagudo, & Nieve (2015), ya que el estudiante debe hacer frente a un conjunto de retos o exigencias por parte de la universidad pero al no poder afrontarlos eficazmente con los recursos que dispone, acontece un desequilibrio sistémico en su relación con el entorno. Los altos niveles de estrés en el alumno pueden afectar negativamente el bienestar físico y emocional desencadenando problemas de ajuste social, familiar, afectivo, de salud y académico; como explica (Barraza, 2006), los síntomas mentales y físicos que experimentan los estudiantes como la irritabilidad, estado depresivo, conducta impulsiva, inestabilidad emocional, fatiga crónica, insomnio, dificultad de concentración entre otros, pueden afectar severamente la cotidianidad de los estudiantes produciendo un bajo rendimiento académico, ausentismo, aislamiento social, entre otros.

Para el estudio de estrés académico se debe contar con un instrumento apropiado que garantice la calidad y la fidelidad de la información obtenida, lo cual se va a obtener sólo si el instrumento presenta evidencias de validez.

Según Barraza el proceso de validación es uno de los temas cruciales en el proceso de adaptación, validación y construcción de un test, una escala, un inventario o un cuestionario,

ya que se requiere comprobar la utilidad de la medida realizada.

La realización exhaustiva de este procedimiento, permite asegurar que el instrumento utilizado mida lo que debe medir, además de certificar que el instrumento tiene ciertas características o atributos que hacen meritoria su utilización (Sánchez & Echeverry, 2004)

El inventario SISCO del Estrés Académico, fue construida por Arturo Barraza Macías en el año 2006, en la ciudad de México; el autor configura al estrés académico en un Modelo Sistémico Cognoscitivista, que fue desarrollado procedimentalmente a partir de la teoría de la modelización sistémica de Raymond Colle (Colle, 2002) y, teóricamente; en base a la teoría general de sistemas (Bertalanfy, 1991) y en el modelo transaccional del estrés. Cohen y Lazarus, (1979), Lazarus y Folkman, (1986) y Lazarus, (2000); citado por (Barraza, 2006)

A pesar de que existen instrumentos específicos para evaluar estrés, en nuestro país no se cuenta con uno para medir el estrés académico que haya sido validado con una muestra de estudiantes peruanos, inclusive este instrumento no cuenta con el análisis estadístico apropiado y actualizado en México, país de origen del Inventario SISCO.

Este estudio constituirá no sólo un aporte conceptual sino también metodológico haciendo uso de paquetes estadísticos como: SPSS de IBM, R Studio, que formará parte de los registros de instrumentos contextualizados y actuales en el área de psicología en el Perú, a la vez que permitirá a las instituciones educativas de nivel superior contar con un instrumento válido para evaluar el estrés académico.

Los aspectos antes considerados conllevan a la formulación del siguiente problema de investigación:

1.2. Formulación del Problema

1.2.1. Problema general:

¿Cuantitativamente, tienen validez los resultados del estrés académico en estudiantes de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga, obtenidos mediante el Inventario SISCO?

1.2.2. Problemas Específicos:

- (1) ¿Las puntuaciones obtenidas del inventario SISCO de Estrés Académico en alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga serán suficientemente fiables?
- (2) ¿El inventario SISCO de Estrés Académico en alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga presenta evidencias de validez basado en su estructura interna?

1.3. Justificación de la investigación

(Jaimes Parada, 2013) presenta una versión del inventario SISCO validado en el contexto Bumangués (Estado de Bucaramanga, Colombia). Para la validez cuantitativa, la autora se basó en los “tipos de validez” concepto arcaico usado hasta 1985, más no así en las “evidencias de validez” de acuerdo a los Standards for Educational and Psychological Testing (American Educational Research Association, American Psychological Association and the National Council on Measurement in Education , 1999). Del mismo modo para evaluar la fiabilidad de la estructura interna la autora utilizó el Alfa de Cronbach sin tener en cuenta la naturaleza politómica de los ítems y no realiza el análisis factorial confirmatorio. La autora recomienda continuar con este tipo de procesos, para fortalecer el campo psicométrico, no

solo procedimentalmente, sino también a nivel de herramientas adaptadas, validadas o construidas para el contexto y la población de interés.

A nivel del Perú no existen instrumentos que midan el estrés académico en los estudiantes universitarios peruanos que hayan sido validadas cualitativamente ni menos cuantitativamente con la rigurosidad estadística que se requiere ni haciendo uso de algún software estadístico libre.

La validación del inventario SISCO del Estrés Académico en el contexto universitario ayacuchano será favorable para el manejo interno de la oficina de Bienestar Universitario de la UNSCH debido a la nula existencia de herramientas que evalúen específicamente el estrés en población estudiantil, posteriormente, daría paso a futuras investigaciones al interior o exterior de la Universidad.

En conclusión, el estudio se justifica y fundamenta en la escasez de instrumentos válidos para la medición del estrés académico en Perú, siendo necesario contar con un instrumento estandarizado en esta población que permita detectar esta patología para actuar oportunamente ya que permitirá identificar los estresores, síntomas psicológicos, físicos y comportamentales como las estrategias de afrontamiento en los alumnos, lo que contribuirá a la disminución de la deserción universitaria y a los costos asociados tanto para las familias como para el Estado.

1.4. Objetivos de la investigación

1.4.1. Objetivo General:

Analizar si existe evidencia cuantitativa de validez del Inventario SISCO en la evaluación del estrés académico en alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga.

1.4.2. Objetivos específicos:

- (1) Determinar si existe evidencia para afirmar que el Inventario SISCO cuenta con criterio psicométrico de fiabilidad para medir el estrés académico en alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga.
- (2) Determinar si existe evidencia para afirmar que el Inventario SISCO cuenta con criterio psicométrico de validez para medir el estrés académico en alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga.

1.5. Hipótesis de la Investigación

1.5.1. Hipótesis General:

El Inventario SISCO es válido cuantitativamente permitiendo afirmar que el conjunto de ítems contribuye a determinar el nivel de estrés académico en los estudiantes.

1.5.2. Hipótesis Específicas:

- (1) El Inventario SISCO cuenta con criterio psicométrico de fiabilidad permitiendo determinar el nivel de Estrés Académico de los alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga.
- (2) El Inventario SISCO cuenta con criterio psicométrico de validez permitiendo determinar el nivel de Estrés Académico de los alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga.

CAPÍTULO II:

MARCO TEÓRICO

2.1. Antecedentes

En España, los psicólogos españoles Antonia Polo, José Manuel Hernández y Carmen Pozo crearon el Inventario de Estrés Académico (IEA) a partir de la información recogida entre los estudiantes de la Universidad Autónoma de Madrid, que eran usuarios del Servicio de Psicología Aplicada de la Facultad de Psicología de dicha universidad. Este inventario muestra un listado de situaciones que generan estrés en la población universitaria en una escala con valores del 1 al 5 (donde 1 representa Nada de estrés y 5 Mucho estrés), y además plantean una serie de elementos que el organismo experimenta cuando se ve expuesto a situaciones de estrés en función a los niveles de respuesta: fisiológico, cognitivo y motor. Los autores han demostrado que este instrumento tiene la capacidad de discriminar entre las situaciones que generan mayor estrés en los estudiantes universitarios, sin embargo, el IEA no contaba con un análisis estadístico a profundidad que avale sus garantías científicas, así como corrobore factorialmente la estructura del inventario; este hecho llevó a Dr. Daniel Herrera Avilés, Ps. Marcela Rodríguez Rodríguez, Ps. Mariela Valverde Torres determinar la validez de criterio,

de constructo, consistencia interna y la estabilidad temporal de los puntajes en estudiantes universitarios de la comuna de Concepción. En función a los análisis metodológicos que realizaron, los autores llegaron a la conclusión que el IEA es un instrumento que cumple con los requerimientos metodológicos necesarios para constituir una herramienta de medición específica para estrés académico en estudiantes universitarios y cumple con los requisitos necesarios para afirmar que es un instrumento válido y confiable. (Herrera, Daniel; Rodríguez, Marcela; Valverde, Mariela, 2010).

En México, Arturo Barraza en el año 2006, construye y valida el inventario SISCO, un instrumento para medir el estrés académico en estudiantes de educación media, superior y de post grado en la ciudad de Durango. Los ítems de la escala construida se distribuyen según las dimensiones estresores, reacciones (físicas, psicológicas, comportamentales) y estrategias para afrontar la situación. Esta escala fue aplicada a una muestra no probabilística de 239 estudiantes. Para el análisis de la validez utilizó la técnica del Análisis Factorial Exploratorio, en el que consideró criterios para valorar la viabilidad del mismo, la prueba de esfericidad de Barlett resultó significativa en 000. y el test KMO de adecuación a la muestra alcanzó un valor de .762, presentando saturaciones mayores a .35, del mismo modo, para obtener las correlaciones inter factores utilizó el estadístico r de Pearson que tuvo como resultado en la dimensión síntomas de .895, estresores de .769 y Estrategias de afrontamiento de .675. Para el análisis de la confiabilidad, Barraza (2007) respaldó su investigación en base a la Teoría Clásica de los Test y utilizó las técnicas de Mitad-mitad de Spearman Brown y el Alfa de Cronbach obteniendo un resultado general de .80, en la dimensión de estresores obtuvo .82, en la dimensión de síntomas .88 y en la dimensión de estrategias de Afrontamiento .71. La confiabilidad en Alfa de Cronbach arrojó resultado global de .90, dentro de cada dimensión obtuvo .85 para la dimensión de estresores .91 para las reacciones y .69 para la dimensión de estrategias de afrontamiento.

En Colombia, Cáceres, G. y Peña, G. (2010) realizaron la investigación titulada “Validación del Inventario del Estrés Académico y análisis comparativo en adultos jóvenes de la universidad Industrial de Santander UIS y la Universidad Pontificia Bolivariana, Seccional de Bucaramanga”, cuyo principal objetivo fue el de validar el inventario SISCO de estrés académico y realizar un análisis comparativo en adultos jóvenes de la UIS y la UPB, la muestra estuvo conformado por 300 estudiantes de pregrado. Los investigadores realizaron el análisis de confiabilidad del instrumento mediante el método de consistencia interna calculado por medio del coeficiente alfa de Cronbach como resultado, obtuvieron una confiabilidad general de .873, la dimensión que alcanzó mayor confiabilidad fue síntomas con .790 seguida de estresores .763 y estrategias de afrontamiento .654. La validez del instrumento lo realizaron mediante el análisis factorial utilizando la técnica de Componentes Principales con la rotación Varimax, donde las dimensiones estresores, síntomas y estrategias de afrontamiento presentaron saturaciones mayores a .25 concluyendo que los ítems representan de forma adecuada a los factores. (Cáceres & Peña, 2010)

Castrillón y Borrero en el año 2005, en su investigación denominada “Validación del Inventario de Ansiedad Estado - Rasgo (STAIC) en niños escolarizados entre los 8 y 15 años” realizaron la validez de constructo bajo el análisis factorial con rotación varimax por el método de componentes principales y la confiabilidad por alpha de Cronbach con coeficiente de correlación intraclase a una muestra de 670 niños de ambos géneros de 35 instituciones educativas públicas y privadas de la ciudad de Medellín, Colombia, arrojando como resultado seis factores en su estructura factorial y un alpha de Cronbach de 0.70. Así mismo, los autores destacaron que el Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAIC), ajustado con población de la ciudad de Medellín (Antioquia), tiene condiciones para ser aplicada en otras regiones de

Colombia con mayor capacidad discriminativa que la prueba que tiene estandarización y adaptación española. (Castrillón, D.A.; Borrero, P.E., 2005)

En Chile; Jerez-Mendoza, M y Oyarzo-Barría, C (2015), presentaron la investigación titulada “Estrés académico en estudiantes del Departamento de Salud de la Universidad de Los Lagos Osorno”, cuyo objetivo fue identificar la presencia de estrés académico, los factores estresores, síntomas y estrategias de afrontamiento que presentan los alumnos. La muestra estuvo compuesta por 314 alumnos de las carreras de Enfermería, Fonoaudiología, Kinesiología y Nutrición, a los que se les aplicó el inventario SISCO del estrés académico. La confiabilidad y validez instrumento en este estudio lo realizaron a través de 4 apartados: confiabilidad, análisis de consistencia interna, análisis de grupos contrastados y análisis factorial. Para establecer la confiabilidad del instrumento optaron por el alfa de Cronbach arrojando el valor de 0,875 para la escala total y la fiabilidad para cada dimensión fue de: Estresores (0,79), Síntomas (0,88) y Estrategias de Afrontamiento (0,68). La validez del instrumento lo realizaron a través del análisis factorial de componentes principales (AFCP) considerando los requisitos del test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) que arrojó un valor de 0,882 y la prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa 0,000. Se confirmó la homogeneidad y direccionalidad única de los ítems que componen el inventario a través del análisis de consistencia interna y de grupos contrastados. (Jerez-Mendoza & Oyarzo-Barría, 2015).

En Perú, el Instituto Nacional de Salud Mental "Honorio Delgado - Hideyo Noguchi" inició en el año 2002 una serie de investigaciones epidemiológicas con el objetivo de realizar el diagnóstico de la salud mental en la población peruana, en los Anales de Salud Mental (2008) ponen a disposición de la comunidad académica y científica una base de datos que consta de

1 148 fichas de análisis en total y, luego de eliminar las duplicadas y no pertinentes, quedaron finalmente 1 051 registros, cada registro o ficha de análisis corresponde a un instrumento, encontrándose que el 32% de los registros correspondía a instrumentos creados; el 23%, a instrumentos adaptados, y el resto, 45%, a aplicaciones de los instrumentos. Estos registros se refieren a más de 703 instrumentos diferentes. Según la temática del instrumento, el 32% de los registros corresponde a instrumentos sobre personalidad; el 11%, a funciones cognoscitivas; el 9%, a familia; porcentajes menores, a otras áreas temáticas. El 88% de los registros se obtuvo en universidades, y el 75% en tesis, en los que se evidencia que la rigurosidad de los procedimientos para establecer la validez, confiabilidad y normas de los instrumentos varía ampliamente lo cual limita la bondad de los instrumentos. (Instituto Nacional de Salud Mental, 2008).

Instrumentos adaptados, validados o contruidos referidos a la evaluación del estrés en poblaciones académicas son escasos, por lo que estudios que soporten marcos teóricos que contengan esta temática, tienen poca probabilidad de fundamentar y nutrir este tipo de procesos.

Beatriz Canessa en el año 2002 en Perú realizó un estudio que tuvo como objetivo la adaptación psicométrica de las Escalas de Afrontamiento para adolescentes (ACS) de Frydenberg y Lewis en un grupo de escolares de Lima metropolitana. En base a una muestra constituida por 1236 escolares entre 14 y 17 años de edad, determinó la validez de contenido a través del método del criterio de jueces, para la validez de constructo utilizó el método intraprueba a través del análisis de ítems y el análisis factorial, para determinar la confiabilidad del instrumento utilizó el método de la consistencia interna por medio del coeficiente alfa de Cronbach. Los resultados demostraron que todos los puntajes de las ACS son confiables, la autora llega a la conclusión de que dicha prueba posee validez de constructo, debido a que las correlaciones ítem-test en cada una de las escalas obtuvieron valores significativos, así mismo

mediante los análisis factoriales confirmó que las 18 escalas que conforman el ACS se mantienen en la versión adaptada para nuestro medio, con la inclusión, en algunos casos, de ítems específicos. (Canessa, 2002).

2.2. Bases Teóricas

2.2.1. Estrés

“El estrés se ha considerado en los últimos años como un mal que aqueja a todo ser humano, en donde sus emociones y sentimientos se ven bloqueados y dominados; en donde la mente como el cuerpo, se circunscriben a una dialéctica de dominio y extorsión” (Gutierrez, 2012).

En 1930, Hans Selye, un joven de origen austriaco- húngaro de 20 años de edad, estudiante de segundo año de la carrera de medicina en la Universidad de Praga, se percató que todos los enfermos a quienes estudiaba, indistintamente de la enfermedad que padecían, presentaban síntomas comunes y generales: cansancio, pérdida del apetito, baja de peso, astenia, entre otros síntomas inespecíficos. A este fenómeno, Selye lo denominó como el “Síndrome de estar enfermo” o “Síndrome General de Adaptación”. Posteriormente, Selye realizó un postdoctorado en la Escuela de Medicina de la Universidad McGill en Canadá, donde desarrolló sus famosos experimentos del ejercicio físico extenuante con ratas de laboratorio que comprobaron la elevación de las hormonas suprarrenales, la atrofia del sistema linfático y la presencia de úlceras gástricas. A esta triada de factores Selye lo denominó al inicio “estrés biológico” y luego simplemente “estrés”. (Selye, 1960)

Luego, Selye incorporó a su teoría las demandas de carácter social y las amenazas del entorno del individuo que requieren de capacidad de adaptación, que sumado a los agentes físicos nocivos provocan el trastorno del estrés.

Hans Selye en 1960, definió el estrés como “la suma de todos los efectos inespecíficos de factores (actividades cotidianas, agentes productores de enfermedades, drogas, hábitos de vida inadecuados, cambios abruptos en los entornos laboral y familiar), que pueden actuar sobre la persona” Martínez y Díaz, 2007 p. 13, citado por (Berrío & Mazo, 2011)

Desde entonces, el estrés ha sido estudiado desde varias disciplinas médicas, biológicas y psicológicas con la aplicación de tecnologías variadas y avanzadas, y con enfoques teóricos diferentes.

En general, los enfoques fisiológicos o bioquímicos consideran el estrés en términos de respuestas. Los enfoques psicológicos y psicosociales lo consideran como un fenómeno externo, focalizado en el estímulo.

2.2.2. Teorías

(Berrío & Mazo, 2011) enfocan el estrés bajo tres orientaciones: teorías basadas en la respuesta, teorías basadas en el estímulo y teorías basadas en la interacción.

A. Teorías basadas en la respuesta.

La teoría del estrés que expuso Selye, concibe el estrés como una respuesta no específica del organismo, ante las demandas que se le hacen lo que implica que el estrés no tiene una causa particular. El agente desencadenante del estrés (el estresor), es un factor que afecta la homeostasis considerado como un conjunto de fenómenos de autorregulación, conducentes al mantenimiento de una relativa constancia en la composición y las propiedades del medio interno de un organismo y puede ser un estímulo físico, psicológico, cognitivo o emocional.

Sin embargo, Selye indica que no se debe evitar el estrés, ya que se puede asociar con estímulos o experiencias agradables y desagradables. Por lo tanto, el estrés se concibe como

una reacción adaptativa, mientras no exceda sus niveles, y afecte de modo negativo al organismo.

Por otro lado, Selye acentúa que la respuesta de estrés está compuesta por un mecanismo tripartito (síndrome general de adaptación), el cual tiene tres etapas: reacción de alarma, resistencia y agotamiento.

Así pues, esta teoría brinda una definición operativa del estrés, con base en el estresor y la respuesta de estrés.

B. Teorías basadas en el estímulo.

Las definiciones de este enfoque tratan al estrés como una variable independiente, al contrario que el enfoque anterior, que lo considera como variable dependiente.

Las teorías del estrés centradas en el estímulo, interpretan y comprenden al estrés de acuerdo con las características que se asocian con los estímulos ambientales, pues consideran que éstos pueden desorganizar o alterar las funciones del organismo.

Holmes y Rahe (1967), son los autores que más han desarrollado esta orientación y han propuesto que los acontecimientos vitales importantes, tales como el casamiento, el nacimiento de un hijo, la jubilación, la muerte de un ser querido, el embarazo, etc., son siempre una fuente de estrés porque producen grandes cambios y exigen la adaptación del sujeto. (Papalia y Wendkos, 1987 citado en (Oros & Vogel, 2005, pág. 86).

De acuerdo a la Ley de la elasticidad de Hooke: "El estrés (la carga o demanda que se ejerce sobre el metal), produce deformación (distorsión) del metal (strain). Si el strain producido por el estrés cae dentro de los límites de la elasticidad del metal, cuando el estrés desaparece, el material retorna a su estado original; pero, si sobrepasa esos límites, los daños son permanentes" (Cox, 1978). Haciendo una semejanza; si el material es el ser humano y la tensión ejercida

sobre este no excede los límites de resistencia individual, este no quedará dañado al cesar el estrés.

Este modelo se diferencia de las teorías basadas en la respuesta, ya que localizan el estrés en el exterior, y no en el individuo, a quien le corresponde el strain (efecto generado por el estrés). Debido a la gran importancia que se le da al ambiente y las situaciones sociales, esta teoría se enmarca en la que suele denominarse perspectiva psicosocial del estrés o enfoque de los sucesos vitales.

C. Teorías basadas en la interacción.

El principal exponente de la perspectiva interaccional es Richard Lazarus (Lazarus & Folkman, 1986). Las teorías interactivas o transaccionales tienden a maximizar la relevancia de los factores psicológicos (básicamente cognitivos) que median entre los estímulos (estresores o estresantes) y las respuestas de estrés.

Los dos enfoques analizados más arriba tienden a ver a la persona como algo pasivo en el proceso de estrés. En cambio, la perspectiva interaccional define el estrés como un “encuentro” que implica relaciones particulares entre la persona y su entorno. El concepto fundamental de la teoría interaccional es la evaluación cognitiva: *"La evaluación cognitiva es un proceso evaluativo que determina por qué y hasta qué punto una relación determinada o una serie de relaciones entre el individuo y el entorno es estresante"* (Lazarus & Folkman, 1986, pág. 43)

En suma, se trata de un modelo relacional o procesual, donde el estrés es un proceso interaccional, es una relación particular entre la persona y la situación que se produce cuando la persona valora que las demandas exceden sus recursos de ajuste y hacen que peligre su bienestar. (Lazarus & Folkman, 1986)

2.2.3. Afrontamiento del estrés

El afrontamiento, en palabras de Lazarus *"es el proceso a través del cual el individuo maneja las demandas de la relación individuo-ambiente que evalúa como estresantes y las emociones que ello genera"* (Lazarus & Folkman, 1986, pág. 44). Además, el afrontamiento se relaciona estrechamente con la evaluación cognitiva de las situaciones estresantes.

El concepto de afrontamiento se puede comprender como un estilo personal o como un proceso; son considerados disposiciones personales estables que permiten hacer frente a las diferentes situaciones estresantes y, entendido como proceso, el afrontamiento se define como un esfuerzo cognitivo y conductual constantemente cambiante, para manejar las demandas específicas externas y/o internas que son evaluadas como excedentes o desbordantes de los recursos del individuo. (Lazarus & Folkman, 1986, pág. 164).

Además, hay estrategias de afrontamiento más estables o consistentes que otras, de acuerdo con la situación estresante, puesto que el afrontamiento depende del contexto. Lazarus y Folkman, 1988, citado en (Sandín, 1995), formularon ocho estrategias de afrontamiento: confrontación, distanciamiento, autocontrol, búsqueda de apoyo social, aceptación de la responsabilidad, escape-evitación, planificación de solución de problemas y reevaluación positiva. Estas dos últimas se han asociado con resultados positivos.

2.3. Estrés académico

"Desde los grados preescolares hasta la educación universitaria de postgrado, cuando una persona está en un período de aprendizaje experimenta tensión. A ésta se le denomina estrés académico, y ocurre tanto en el estudio individual como en el aula escolar" (Orlandini, 2012, pág. 143).

A nivel superior, el estudiante al embarcarse en una carrera universitaria se enfrenta a una serie de demandas o exigencias que las universidades le plantean y al no poder ser enfrentados con los recursos de que dispone acontece el desequilibrio sistémico (estrés) en su relación con el entorno, en este sentido el estímulo estresor se considera como una demanda y puede ser valorada como una pérdida, una amenaza, un desafío o se le puede asociar a emociones negativas.

Altos niveles de estrés en el alumno pueden afectar negativamente el bienestar físico y emocional desencadenando problemas de ajuste social, familiar, afectivo, de salud y académico.

A diferencia de lo que ocurre en otros campos de estudio del estrés psicosocial, como por ejemplo el estrés laboral, existen pocas investigaciones que aborden de forma específica y rigurosa el impacto que el sistema educativo puede ejercer sobre los estudiantes, y, en especial, sobre los estudiantes universitarios, aunque resulte razonable suponer que muchas de las demandas, conflictos, actividades y eventos implicados en la vida académica puedan provocar estrés, y que dicho estrés repercuta negativamente en la salud, el bienestar y el propio rendimiento de los estudiantes. (Muñoz, 2004).

Para (Barraza, 2007) el problema estructural en el campo de estudio del estrés académico radica en la coexistencia de diversas formas de conceptualizar el estrés.

A continuación, se presenta el primer modelo elaborado de manera específica para el estrés académico.

2.3.1. Modelo sistémico cognoscitivista del estrés académico

Este modelo propuesto por (Barraza, 2007), se sustenta en la teoría general de sistemas de Colle, y en el modelo transaccional del estrés de Richard Lazarus. Es el primer modelo elaborado de manera específica para el estrés académico. El modelo se constituye por cuatro hipótesis:

(1) Hipótesis de los componentes sistémicos procesuales del estrés académico.

Centra su atención en la definición de sistema abierto, que implica un proceso relacional entre el sistema y su entorno. Los componentes sistémicos-procesuales se refieren al constante flujo de entrada (input) y salida (output) al que está expuesto todo sistema para alcanzar su equilibrio. Por lo cual dichos componentes del estrés académico son dos: estímulos estresores (input), que provocan un desequilibrio sistémico que se manifiestan en una serie de síntomas y estrategias de afrontamiento (output).

(2) Hipótesis del estrés académico como estado psicológico.

El estrés académico es un estado esencialmente psicológico ya que presentan *estresores mayores* que amenazan la integridad vital del individuo y son ajenos a su valoración y *estresores menores (hassless)* por la valoración que la persona hace de ellos. Se define estresor a un “estímulo o situación amenazante que desencadena en el sujeto una reacción generalizada e inespecífica” (Barraza, 2005, pág. 4)

Barraza (2005; 2006; 2007; 2008; Barraza y Acosta, 2007; Barraza y Silerio, 2007) y Polo, Hernández y Pozo, 1996, citado por (Berrío & Mazo, 2011) proponen un conjunto de estresores del estrés académico que se muestran en la Tabla 1.

Tabla 1. *Estresores académicos según Barraza y Polo, Hernández y Pozo*

Barraza (2003)	Polo, Hernández y Pozo (1996)
➤ Competitividad grupal	➤ Realización de un examen
➤ Sobrecargas de tareas	➤ Exposición de trabajos en clase
➤ Exceso de responsabilidad	➤ Intervención en el aula (responder a una pregunta del profesor, realizar preguntas, participar en coloquios, etc.)
➤ Interrupciones del trabajo	➤ Subir al despacho del profesor en horas de tutorías
➤ Ambiente físico desagradable	➤ Sobrecarga académica (excesivo número de créditos, trabajos obligatorios, etc.)
➤ Falta de incentivos	➤ Masificación de las aulas.
➤ Tiempo limitado para hacer el trabajo	➤ Falta de tiempo para cumplir con las actividades académicas.
➤ Problemas o conflictos con los asesores	➤ Competitividad entre compañeros
➤ Problemas o conflictos con tus compañeros	➤ Realización de trabajos obligatorios para aprobar las asignaturas (búsqueda de material necesario, redactar el trabajo, etc.)
➤ Las evaluaciones	➤ La tarea de estudio
➤ Tipo de trabajo que se te pide	➤ Trabajar en grupo

Fuente: (Barraza, Características del estrés académico de los alumnos de educación media superior, 2005).

(3) Hipótesis de los indicadores del desequilibrio sistémico que implica el estrés académico.

Los indicadores o síntomas de la situación estresante (desequilibrio sistémico) se clasifican como reacciones físicas, psicológicas y comportamentales.

Tabla 2. Indicadores del estrés académico

Indicadores	Ejemplos
Físicos: reacciones corporales	<ul style="list-style-type: none"> - Dolores de cabeza. - Insomnio - Problemas digestivos - Fatiga crónica - Sudoración excesiva, etc.
Psicológicos: relacionados con las funciones cognitivas o emocionales.	<ul style="list-style-type: none"> - Desconcentración - Bloqueo mental - Problemas de memoria - Ansiedad - Depresión, etc.
Comportamentales: involucran la conducta	<ul style="list-style-type: none"> - Ausentismo de las clases - Desgano para realizar las labores académicas. - Aislamiento, etc.

Fuente: (Berrío & Mazo, 2011)

En relación a la Tabla 2, Arturo Barraza manifiesta que “*Este conjunto de indicadores se articulan de manera idiosincrática en las personas, de tal manera que el desequilibrio sistémico va a ser manifestado de manera diferente, en cantidad y variedad, por cada persona*”. (Barraza, 2008, pág. 274)

(4) Hipótesis del afrontamiento como restaurador del equilibrio sistémico.

Frente al desequilibrio que produce el estrés, el sujeto pone en marcha diversas estrategias de afrontamiento para restaurar el equilibrio del sistema. Aunque son muy variadas las estrategias de afrontamiento, (Barraza, 2008) propone las siguientes: habilidad asertiva; elogios a sí mismo; distracciones evasivas; ventilación o confidencias; religiosidad; búsqueda de información sobre la situación; solicitud de asistencia profesional, tomar la situación con sentido del humor, y elaborar un plan y ejecución de sus tareas. Para poder considerar completa la modelización sobre el estrés académico, (Barraza, 2006) la asiste con su respectiva representación gráfica.

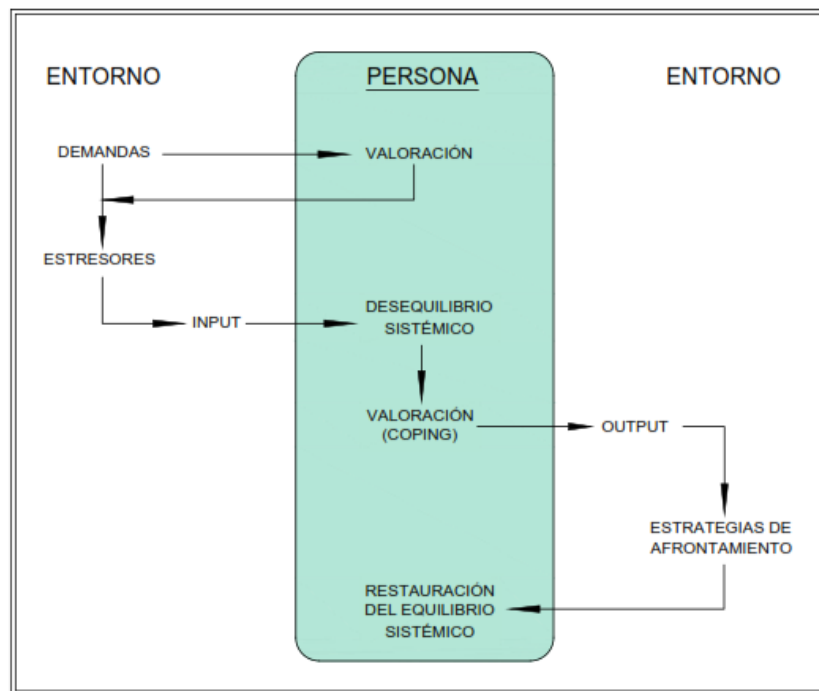


Figura 1. Modelo Sistémico Cognoscitivista del estrés académico.

Fuente: (Barraza, Un modelo conceptual para el estudio del estrés académico, 2006)

La lectura del modelo gráfico inicia del lado izquierdo superior y tiene la siguiente lógica de exposición:

- (a) El entorno plantea al individuo una serie de demandas o exigencias.
- (b) La persona somete estas demandas a un proceso de valoración.
- (c) Si considera que las demandas desbordan sus recursos las valora como estresores.
- (d) Dichos estresores se constituyen en el input que entra al sistema y provoca un desequilibrio sistémico en la relación persona-entorno.
- (e) Ese desequilibrio da paso a un segundo proceso de valoración de la capacidad de afrontar la situación estresante, determinando la mejor forma de enfrentarla.
- (f) El sistema responde con estrategias de afrontamiento (output) a las demandas del entorno.

- (g) Una vez aplicadas estas estrategias de afrontamiento, en caso de ser exitosas, el sistema recupera su equilibrio sistémico; si no lo son, el sistema realiza un tercer proceso de valoración que lo conduce a un ajuste de las estrategias para lograr el éxito esperado. (Barraza, 2006)

2.4. Teoría de los test

Un test o instrumento de medición es un medio empírico que permite generar puntuaciones en una escala numérica para representar una variable o constructo (Nunnally & Bernstein, 1995).

Los tests son instrumentos de medida sofisticados mediante los cuales los psicólogos llevan a cabo inferencias y toman decisiones sobre aspectos importantes de las personas. Por tanto, hay que asegurarse de que esas inferencias sean adecuadas y pertinentes, de lo contrario se puede perjudicar notablemente a las personas que acuden a los psicólogos por la razón que sea.

Las teorías estadísticas de los tests van a permitir la estimación de las propiedades psicométricas de los tests para de ese modo garantizar que las decisiones tomadas a partir de ellos son las adecuadas. Sin esas teorías no podríamos estimar la fiabilidad y la validez de los tests, lo cual es imprescindible para poder usar los tests de forma rigurosa y científica.

Existen dos grandes enfoques o teorías a la hora de construir y analizar los tests, son la Teoría Clásica de los Tests (TCT) y el enfoque de la Teoría de Respuesta a los Ítems (TRI).

2.4.1. Teoría clásica de los test (TCT)

La Teoría Clásica de los Tests es el conjunto de principios teóricos y métodos cuantitativos derivados de ellos, que fundamentan la construcción, aplicación, validación e interpretación de

distintos tipos de tests y que permiten derivar escalas estandarizadas aplicables a una población (Hambleton, 1994).

La Teoría Clásica de los Tests se basa en los trabajos pioneros de Spearman de principios del siglo XX, y sostiene que la puntuación observable de una persona en un test está una función de dos componentes: su puntuación verdadera (inobservable) y el error de medición implícito en la prueba.

El modelo que propone Spearman es el modelo lineal clásico que, en base a un conjunto de deducciones, permiten estimar la cantidad de error que afecta a las puntuaciones de los test y permite deducir, qué parte de la variabilidad en las puntuaciones en un test se debe a la variabilidad en el atributo medido y qué parte se explica por la presencia de errores en el proceso de medición. (Abad, Olea, Ponsoda, & García, 2011)

El modelo se representa por la siguiente ecuación:

$$X_i = V + E_i$$

Donde:

X_i = Puntuación observada o empírica

V = Puntuación verdadera constante.

E_i = Puntuación de error.

En este sentido, la puntuación empírica, (X), que se obtiene para un sujeto cuando se le aplica un test en un momento dado, razonablemente no tiene por qué coincidir exactamente con su verdadera puntuación, (V), pues en ese momento el sujeto puede estar afectado por múltiples factores no controlados que inciden en su conducta, (E).

Es por esto, que la aceptación generalizada de este modelo proviene del hecho elemental de que los errores no son observables directamente, y que la utilización del mismo posibilita la descomposición de la medición empírica (X) en sus dos componentes aditivos (V) y (E) de un

modo simple y parsimonioso mediante el uso de los supuestos básicos que se asumen para el modelo. (Chacón & Pérez-Gil, 2008)

2.4.1.1. Supuestos de la Teoría clásica de los test.

Primer supuesto: establece que la puntuación verdadera (V) coincide con el valor esperado de la puntuación empírica (X); por lo tanto, la puntuación verdadera es un concepto matemático y como tal puede ser estimado, esto es:

$$V = E(X)$$

Segundo supuesto: Naturaleza del error de medida.

- El error de medida se considera como una variable aleatoria que sigue una distribución normal con media cero y varianza σ_e^2 .

$$E(e) = 0$$

- Las varianzas de los errores son iguales cualquiera que sea la puntuación verdadera a la que vayan asociados, es decir, el modelo es homocedástico.

$$Var(e_i) = \sigma_{e_i}^2 = Var(e_j); \text{ para todo } i, j.$$

Tercer supuesto: Relación entre errores y puntuaciones verdaderas.

- No existe correlación entre las puntuaciones verdaderas de los sujetos de un test y sus respectivos errores de medida.

$$\rho_{Ve} = 0$$

Cuarto supuesto: Relación entre errores de medida

- No existe correlación entre los errores de medida de dos medidas diferentes, es decir, los errores de medida de los sujetos en un test no correlacionan con sus errores de medida en otro test distinto, ni siquiera en otra aplicación del mismo test a los mismos sujetos.

$$\rho_{e_i e_j} = 0$$

Hambleton y Van Der Linden (1982), citado en (Chacón & Pérez-Gil, 2008) señala que estos supuestos no pueden ser comprobados empíricamente ya que no permiten deducir la cantidad de error que afecta a una determinada puntuación en un test. En este sentido, dichos supuestos son proposiciones tautológicas.

Este modelo desarrolló el estudio de la confiabilidad, que puede ser definida como el grado de consistencia que existe entre dos medidas de un mismo evento, objeto (Muñiz, 1996; Nunnally & Bernstein, 1995; Kline, 1993).

Como indica (Muñiz J. , 2010), lo que le ha proporcionado una larga vida a la Teoría Clásica de los Test son su sencillez matemática y enjundia psicológica. Crocker y Algina (1986), citado por (Chacón & Pérez-Gil, 2008) apuntan que el éxito de la TCT se debe a que proporciona solución a una amplia gama de problemas de medida y a que sus supuestos son mínimos.

En definitiva, la sencillez, claridad y flexibilidad de sus conceptos, junto a la simplicidad de sus supuestos y procedimientos han posibilitado que pueda ser aplicada a muchas situaciones en las que no tienen cabida modelos con supuestos más restrictivos.

Las principales deficiencias identificadas en la TCT son las siguientes:

- a) Los resultados de los instrumentos que miden diferentes constructos no pueden ser directamente comparables entre sí.
- b) Los instrumentos dependen tanto de las muestras con las que se han trabajado como de la muestra de los ítems que conforman el test.

2.4.2. La Teoría de la Respuesta al Ítem (TRI)

Esta teoría parte del supuesto de que las puntuaciones obtenidas en un ítem y por ende en un test dependen directamente del grado en que la persona posea la habilidad o rasgo medido, este rasgo no es observado, por ello se denomina rasgo latente; el rasgo latente es un constructo que permite explicar los hechos por medio de funciones matemáticas que relacionan las probabilidades de una respuesta particular a un ítem con la aptitud general del sujeto; es decir, la relación que existe entre el rendimiento (puntuaciones observables) y el rasgo latente (habilidad de la persona) se describe a través de una función matemática.

Los postulados básicos de la teoría de la respuesta al ítem o TRI son los siguientes:

- a. El resultado de un examinado en un ítem puede ser explicado por un conjunto de factores llamados rasgos latentes o aptitudes que se simbolizan por θ .
- b. La relación entre la respuesta de un sujeto a un ítem y el rasgo latente que subyace puede describirse como una función monótona creciente que se llama función característica del ítem o curva característica del ítem (CCI). Esta función específica que a medida que la aptitud aumenta, la probabilidad de una respuesta correcta al ítem también aumenta.
- c. Las estimaciones de la aptitud (θ) obtenidas con distintos ítems serían iguales y las estimaciones de los parámetros de los ítems obtenidos en distintas muestras de examinados serán iguales. Es decir que en la TRI los parámetros de aptitud y de los ítems son invariantes.

Los supuestos de la Teoría de Respuesta al Ítem son:

- ***La unidimensionalidad del rasgo latente.***

Los ítems que conforman un test deben medir sólo una aptitud o rasgo.

- ***La independencia.***

Las respuestas de un evaluado a cualquier par de ítem son independientes y no depende de sus respuestas a los otros ítems. Así, las aptitudes especificadas en el modelo son los mismos factores que influyen sobre las respuestas a los ítems del test. (Cortada de Kohan, 1998).

Por su parte, la TRI presenta las siguientes deficiencias:

- a) Invarianza de los parámetros de los evaluados: implica que la estimación de la habilidad de una persona es independiente de la muestra de ítems que conforman el test.
- b) Invarianza de los parámetros del ítem: implica que las características psicométricas de un test, como la dificultad y la discriminación, son independientes de la muestra específica utilizada para estudiar las características del ítem.
- c) Cálculo de un estadístico que indica la precisión con la que se estima la habilidad o rasgo de cada sujeto, por lo que puede variar de un sujeto a otro.

Algunas voces críticas del modelo como Kline (2006) resaltan que, salvo para tests que evalúan dominios limitados (de rendimiento, por ejemplo), la teoría TRI no garantiza ítems unidimensionales. Otra dificultad de TRI es que requiere de un gran número de evaluados (200 a 500 sujetos para escalas cortas) para calibrar los ítems. Además, produce escalas muy cortas con alta homogeneidad que pueden ser inadecuadas para algunos propósitos de evaluación (Nunnally & Bernstein, 1995).

Durante los primeros años de la historia de la TRI, los teóricos estuvieron concentrados en el desarrollo y en la complejización de modelos para ítems dicotómicos. Este formato de respuesta resultaba ideal para las aplicaciones educativas, puesto que era y es el más frecuentemente utilizado en tests de ejecución máxima que puntúan con 1 el acierto y con 0 el

fallo. La limitación que presentaban estos modelos dicotómicos de la primera generación de la TRI era la dificultad de dar un tratamiento satisfactorio a ítems puntuados politómicamente, formato por excelencia de ítems de tests de ejecución típica. Las investigaciones aplicadas con tests de ejecución típica, como es el caso del estrés, realizadas en los últimos años han permitido a los especialistas identificar las limitaciones que puede tener la TRI al intentar modelizarlos. Aunque suponen que tendrá hacia el futuro un importante rol en el análisis de tests de ejecución típica, los autores más optimistas como (Reise & Henson, 2003) se muestran de acuerdo al afirmar que el uso de la Teoría de respuesta al ítem (TRI) tiene barreras técnicas que limitan su aplicación rutinaria. Los más pesimistas como Aiken considera que son justamente estos obstáculos los que hacen que la TRI difícilmente pueda reemplazar a la Teoría clásica de los test (TCT) en la medición con tests de ejecución típica (Aiken, 1999).

En este trabajo, dentro del objetivo general de validación del instrumento y por las razones expuestas, se empleará el modelo en el enfoque de la teoría clásica de los test.

2.5. Instrumento de medición.

Medir ha sido una necesidad humana, sobre todo en el mundo contemporáneo, en donde la investigación científica no está ajena a parámetros de medición, tanto en las ciencias sociales, como las ciencias naturales.

La definición clásica de “medir”, según Steven (1951) citado por (Hernández, Fernández, & Baptista, 2010), es “asignar números, símbolos o valores a las propiedades de objetos o eventos de acuerdo con reglas”, pero en las ciencias sociales, los fenómenos que son medidos no pueden caracterizarse como objetos o eventos; en tal sentido se define la “medición” como “el proceso de vincular conceptos abstractos con indicadores empíricos”.

(Hernández, Fernández, & Baptista, 2010) consideran que para llevar a cabo la medición dentro de la investigación científica se deben emplear instrumentos de medición; entendiéndose como *un recurso que utiliza el investigador para registrar información o datos sobre las variables que tiene en mente.*, p 276.

Para (Nunnally & Bernstein, 1995) un test o instrumento de medición es un medio empírico que permite generar puntuaciones en una escala numérica para representar una variable o constructo.

Por otro lado, (Hernández, Fernández, & Baptista, 2010), agrega que un instrumento de medición adecuado es aquel que registra datos observables que representen verdaderamente los conceptos o variables que el investigador tiene en mente; es decir, que capture verdaderamente la realidad que desee capturar.

2.6. Características psicométricas de un instrumento.

Las dos propiedades fundamentales de una “buena” medición son la validez y la confiabilidad (Nunnally & Bernstein, 1995; AERA et al, 1999).

El concepto de validez sufrió, a partir de los años 1990, una importante transformación conceptual gracias al trabajo de Samuel Messick. Mientras que la definición tradicional de validez nos refería prácticamente a una tautología, *“un instrumento es válido si mide lo que con él se pretende medir”*, Messick provocó una pequeña revolución en la comunidad de la medición educativa definiendo validez como *“el grado en que la teoría y los datos disponibles le dan soporte a la interpretación de las puntuaciones de un test para un uso específico”*. (American Educational Research Association, American Psychological Association and the National Council on Measurement in Education , 1999)

Pérez, 1998 manifiesta que los instrumentos empleados en la investigación científica deben ser óptimos al momento que se va a aplicar, para lo cual es necesario que cumpla los principios de validez y fiabilidad, si los instrumentos reúnen estos requisitos habrá cierta garantía de los resultados obtenidos de un determinado estudio y, por consiguiente, las conclusiones pueden ser creíbles y merecedoras de una mayor confianza.

(Gómez, 2002) describe a la validación de un instrumento como un proceso continuo y dinámico que va adquiriendo más consistencia cuantas más propiedades psicométricas se hayan medido en distintas culturas, con distintas poblaciones y sujetos.

Los diversos autores indagados coinciden en que no hay un solo valor cuantitativo que refleje la validez, ya que involucra muchas consideraciones: algunas teóricas, otras empíricas y otras incluso cuestiones políticas. Por lo tanto, no hay un solo número o prueba estadística que capture la complejidad y la amplia naturaleza de la validez.

2.6.1. Fiabilidad

“La fiabilidad es un criterio métrico de calidad global de un test que proporciona información acerca de la cantidad de error aleatorio que contiene una medida obtenida al aplicar esa prueba o test a un sujeto o grupo de sujetos” (Navas, 2002)

Confiabilidad significa precisión, consistencia, estabilidad en repeticiones, una definición conceptual bastante ilustrativa indica que un instrumento es confiable si aplicado en las mismas condiciones a los mismos sujetos produce los mismos resultados (Nunnally & Bernstein, 1995)

Diversos autores han brindado su punto de vista acerca del concepto de confiabilidad, algunos señalan que la confiabilidad es la proporción de la varianza total atribuida a la varianza verdadera y, en consecuencia, entre mayor sea la proporción de la varianza total atribuida a la varianza verdadera, la prueba será más confiable.

Por otro lado, la confiabilidad se relaciona con la consistencia de las puntuaciones en la medición al margen de lo que mida el instrumento. (Muñiz J. F., 1997) por su parte refiere que la confiabilidad se refiere a la estabilidad de las mediciones cuando no existan razones teóricas o empíricas para suponer que la variable a medir haya sido modificada diferencialmente para los sujetos.

La confiabilidad es condición necesaria pero no suficiente para la validez. Es decir, si el instrumento exhibe un grado aceptable de validez ello implica que también debe poseer un grado aceptable de confiabilidad (como es claro a partir de la definición de esta última), sin embargo, lo opuesto no es cierto, o sea, un instrumento que exhibe un alto nivel de confiabilidad no necesariamente es válido, esto porque puede estar midiendo con alta precisión y consistencia, pero sin garantía de que lo medido sea el constructo de interés. La evidencia de confiabilidad es entonces un requisito necesario, pero no suficiente para la validez (Babbie, 2010).

La fiabilidad tiene dos grandes componentes:

La consistencia interna: se refiere al grado en que los distintos ítems, partes o piezas de un test miden la misma cosa. Significa la constancia de los ítems para operar sobre un mismo constructo de un modo análogo.

La estabilidad temporal: se refiere al grado en que un instrumento de medida arrojará el mismo resultado en diversas mediciones concretas midiendo un objeto o sujeto que ha permanecido invariable.

En el marco de la teoría clásica de los tests, según el modelo lineal clásico propuesto por Charles Spearman (1904, 1907, 1913); la puntuación empírica (X) que obtiene un sujeto en un test, es la suma de dos componentes: la puntuación verdadera y el inevitable error de medida asociado al instrumento (Muñiz J. , 2010). Es decir, si a la puntuación empírica (obtenida en la

prueba) se le elimina el error de medida, se obtendrá la puntuación verdadera. En este contexto, la fiabilidad hace referencia a la proporción de la varianza verdadera, es decir, la parte de la varianza total que los ítems discriminan por lo que tienen en común.

Siguiendo este razonamiento, obtendríamos:

$$\rho_{xx'} = \frac{\text{Variabilidad verdadera}}{\text{Variabilidad total}}$$

$$\rho_{xx'} = \frac{\sigma_V^2}{\sigma_X^2} = 1 - \frac{\sigma_E^2}{\sigma_X^2}$$

Donde:

$\rho_{xx'}$: Símbolo de la fiabilidad de las puntuaciones observadas (X)

σ_X^2 : Varianza de las puntuaciones empíricas u observadas

σ_V^2 : Varianza de las puntuaciones verdaderas.

σ_E^2 : Varianza debida a los errores no sistemáticos de medición.

Entonces la confiabilidad $\rho_{xx'}$ de las puntuaciones se define como la razón de la varianza de la puntuación verdadera con la varianza de la puntuación empírica u observada, o la proporción de la varianza observada que es explicada por la varianza real.

La confiabilidad de un conjunto de calificaciones en una prueba se expresa como un número decimal positivo que fluctúa entre 0 y 1, el valor 1 indica una confiabilidad perfecta, y 0 indica una falta absoluta de confiabilidad de la medición.

Debido a que no existe modo alguno de determinar la puntuación verdadera directamente, existe una serie de métodos para realizar una estimación de la fiabilidad.

2.6.1.1. Métodos para evaluar la fiabilidad

(Morales, 2007) propone para el cálculo de la fiabilidad tres enfoques que, aunque parten de modelos teóricos idénticos o parecidos, siguen procedimientos distintos cuyos resultados no pueden interpretarse del mismo modo:

- El primer enfoque es el test-retest,
- El segundo es el de las pruebas paralelas
- El tercero son los coeficientes de consistencia interna.

Como la varianza de las calificaciones reales no puede calcularse de manera directa, la confiabilidad se estima analizando los efectos de variaciones en las condiciones de la administración y el contenido de la prueba en las calificaciones observadas, consecuentemente, la confiabilidad no está influenciada por cambios sistemáticos en las calificaciones que tienen un efecto similar en todos los examinados, sino sólo por cambios no sistemáticos que tienen efectos diferentes en personas distintas.

Dichos factores no sistemáticos influyen en la varianza de error y, por lo tanto, en la confiabilidad de las calificaciones en la prueba. Cada uno de los diversos métodos para estimar la confiabilidad (test-retest, formas paralelas, consistencia interna) toma en consideración los efectos de circunstancias algo diferentes que pueden producir cambios no sistemáticos en las puntuaciones y, por ende, afectan la varianza de error y el coeficiente de confiabilidad. (Aiken, 1999)

A continuación, se presenta un esquema sobre las interrogantes que responden los diversos métodos al evaluar la confiabilidad de un instrumento:

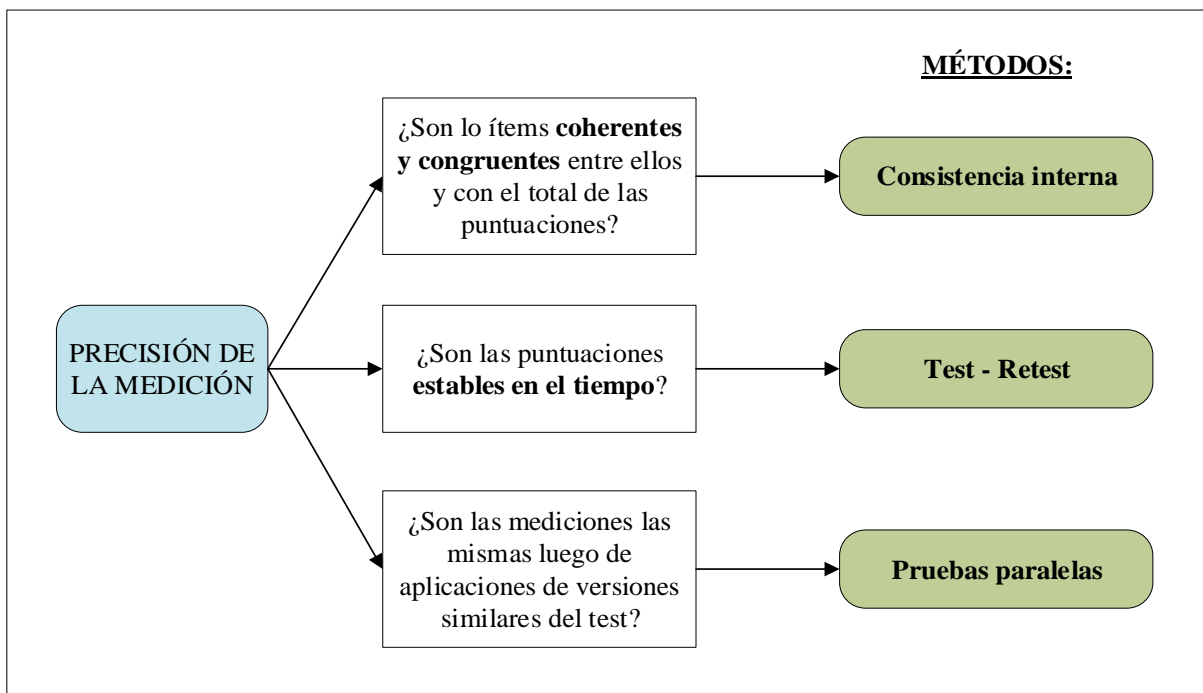


Figura 2. Métodos para evaluar la confiabilidad

Hay ocasiones en que no es posible construir formas paralelas de un test, ni siquiera formas con una equivalencia más débil, ni tampoco es posible en muchas ocasiones aplicar la prueba (o una forma alternativa) en dos ocasiones distintas, entonces:

¿Cómo obtener una estimación del coeficiente de fiabilidad del test cuando este se aplica solo una vez?

El método de consistencia interna responde a esta interrogante.

2.6.1.1.1. Método: Coeficientes de consistencia interna

En este caso es imposible plantear la fiabilidad en términos de la estabilidad o congruencia entre las puntuaciones obtenidas en las dos ocasiones en las que se ha administrado el test. La forma de abordarla ahora será en términos de la congruencia entre las respuestas que han dado los sujetos a los distintos ítems (o grupos de ítems) del test. Lo que se busca es la congruencia o la consistencia en la actuación o forma de

responder del sujeto a los distintos ítems (o grupos de ítems) del test, de manera que si el sujeto se muestra consistente en su actuación se considera que es posible generalizar sus puntuaciones a otros ítems del dominio evaluado, distintos a los ítems concretos utilizados en el test. Cuando se examina la fiabilidad desde este ángulo, los errores aleatorios tienen que ver con la utilización concreta que se hace en un test de una determinada muestra o conjunto de ítems, esto es, proceden de la variación en el contenido de los ítems, de errores derivados del muestreo de contenido de los ítems del test. Por eso se habla de la fiabilidad como de la consistencia interna de los ítems del test y se recomienda adoptar esta óptica para estimar el coeficiente de fiabilidad de un test cuando éste se ha construido para proporcionar un conjunto homogéneo de ítems, desaconsejándose su utilización cuando la especificación del test lo define como una prueba que pretende evaluar un dominio conductual o un área de conocimiento que no tiene por qué ser necesariamente homogéneo. Asimismo, la adopción de esta perspectiva supone que todos los sujetos han tenido la oportunidad de responder a todos los ítems del test, esto es, es apropiado para tests de potencia, pero no para tests de velocidad.

Este tipo de confiabilidad permite determinar el grado en que los ítems de una prueba están correlacionados entre sí. Si los diferentes reactivos de un instrumento tienen correlación positiva y, como mínimo, moderada, dicho instrumento será homogéneo.

En consecuencia, se puede definir la homogeneidad como la consistencia en la ejecución en todos los reactivos de la prueba (Loevinger, 1947; Anastasi, 1961). De allí que, en una prueba con un alto grado de consistencia interna, el saber cómo se desempeña una persona en un ítem, nos permite predecir cómo lo hará en los demás.

Técnicas:

Existen diferentes técnicas para estimar la confiabilidad por medio de la consistencia interna. Algunos de los más conocidos son: Dos mitades, corregido por la fórmula de Spearman-Brown, Kuder-Richardson, Alpha de Cronbach, Alpha ordinal, Theta de Armor, Omega.

A) Método de Spearman – Brown (método de las dos mitades)

En primer lugar, se divide el test en dos mitades (p. ej., ítems impares e ítems pares). Para cada persona se obtiene la puntuación directa en ambas mitades. Disponemos entonces de dos variables (X_I y X_P), cuya correlación de Pearson indica su grado de relación lineal. Si ambas mitades son paralelas, su correlación será el coeficiente de fiabilidad de las puntuaciones en la mitad del test.

Una práctica habitual consiste en extrapolar el coeficiente de fiabilidad de las puntuaciones en el test completo ($X=X_I+X_P$) y aplicar la fórmula de Spearman-Brown, con $n=2$.

$$r_{XX} = \frac{2r_{X_I X_P}}{1 + r_{X_I X_P}}$$

Su valor representa el grado en que el test es homogéneo, pudiendo estar entre 0 y 1 e indica el grado en que un test compuesto por dos formas paralelas (las mitades) proporcionaría resultados similares a otro test equivalente.

En sentido estricto, nos indica qué proporción de la varianza de las puntuaciones empíricas en el test completo no se debe a la varianza del error por muestreo o error aleatorio. Sin embargo, suele interpretarse como proporción de la varianza de las puntuaciones en el test que es debida a las puntuaciones verdaderas (Abad, Olea, Ponsoda, & García, 2011).

Consideraciones:

- Se debe de cuidar el modo en que se forman las mitades para garantizar su paralelismo; así ambas mitades deberían estar equilibradas en cuanto a la dificultad, los contenidos y la posición media de los ítems en el test.
- Un inconveniente de este método es que existen muchas formas de dividir el test en dos mitades y cada una de ellas arrojará un resultado distinto.
- Si el número de ítems es impar, es incorrecto aplicar la fórmula de Spearman-Brown directamente, puesto que las dos formas ya no serían paralelas, en este caso se puede calcular un coeficiente de fiabilidad corregido.

B) Kuder – Richardson

Kuder y Richardson (1937) desarrollaron varios modelos para estimar la confiabilidad de consistencia interna de una prueba, siendo uno de los más conocidos la denominada fórmula 20. El modelo de Kuder-Richardson proporciona la medida de todos los coeficientes de división por mitades para todas las posibles mediciones del instrumento en dos partes.

Características:

- Permite calcular la confiabilidad con una sola aplicación del instrumento
- No requiere el diseño de pruebas paralelas
- Es aplicable sólo en instrumentos con ítems dicotómicos en los cuales sólo existen respuestas correctas e incorrectas.

La fórmula es:

$$r_{KR-20} = \frac{k}{k-1} * \left(\frac{\sigma_X^2 - \sum pq}{\sigma_X^2} \right)$$

Donde:

r_{KR-20} : Coeficiente de confiabilidad KR-20

K : Número de ítems que contiene el instrumento.

σ_x^2 : Varianza total de la prueba.

p : Porcentaje de personas que responde correctamente al ítem.

q : Porcentaje de personas que responde incorrectamente al ítem.

Aplicación:

La fórmula KR-20 tan solo es una variante del coeficiente alpha “ α ” especialmente orientada a ítems dicotómicos. Una vez obtenidos “ p ” y “ q ” para cada ítem se procede a obtener la varianza de cada ítem como producto de “ p ” por “ q ”, donde también se requiere la varianza total y la suma de la varianza de los ítems para aplicar finalmente la formula KR-20.

C) Alpha de Cronbach

Lee Cronbach señaló que su artículo publicado en 1951 había sido citado por lo menos 5590 veces y que se nombraba aproximadamente 325 veces al año en el Social Sciences Citation Index. (Cronbach, My current thoughts on coefficient Alpha and successor procedures, 2004)

A pesar que los orígenes del coeficiente alpha se hallan en los trabajos de Hoyt (1941) y de Guttman (1945), este coeficiente es ampliamente conocido en la literatura como alpha de Cronbach (1916-2001), propuesto por Lee J. Cronbach en 1951 como un estadístico para estimar la confiabilidad de la prueba. (Oliden & Zumbo, 2008)

Es un indicador de consistencia interna con el que se estudia la concordancia entre las puntuaciones de las personas entre las partes más elementales del test: los ítems.

El coeficiente “ α ” es útil para expresar “en qué grado las medidas que se obtienen de los sujetos dependen de los ítems aplicados.

Este coeficiente estima el valor de $\rho_{X,T}^2$; que es la correlación cuadrática entre el puntaje observado y la puntuación verdadera; es decir, estima la varianza que en los puntajes observados corresponden a factores comunes de los diferentes ítems.

Salvo que tengamos un interés expreso en conocer la consistencia entre dos o más partes de un test (ej. primera mitad y segunda mitad; ítems pares e impares) será preferible calcular el coeficiente alfa, a aplicar métodos de dos mitades. Éstos únicamente ofrecen información sobre la consistencia entre las partes, mientras que el coeficiente alfa tiene en cuenta la covariación entre cualquier par de ítems.

Una fórmula con la cual se calcula el coeficiente “ α ” es la siguiente (Cronbach, 1951, pág. 305)

$$\alpha = \frac{n}{n-1} \frac{\sum_{k=1}^n \sum_{h=1}^n \sigma_{k,h}}{\sigma_X^2}; \quad \forall h \neq k$$

Donde:

n : es el número de partes

k y h : son partes sobre las que se calcula el estadístico

Una fórmula equivalente puede encontrarse en la derivación del coeficiente “ α ” de Lord y Novick (1968, p. 89):

$$\alpha = \frac{n}{n-1} \left(1 - \frac{\sum_{k=1}^n \sigma_k^2}{\sigma_X^2} \right)$$

Interpretaciones del coeficiente “ α ”.

Según (Cortina, 1993) estas son las cinco interpretaciones aceptadas en la literatura:

- a. El coeficiente “ α ” es la media de todos los coeficientes de confiabilidad por mitades,
- b. Es el límite inferior de la confiabilidad de una prueba,
- c. Es una medida de la saturación del primer factor,
- d. Es igual a la confiabilidad en condiciones de τ - equivalencia y
- e. Es una versión general del coeficiente de equivalencia Kuder-Richardson (K-R 20).

A pesar de su uso generalizado en las ciencias sociales su aplicación podría no ser correcta cuando la escala de respuesta es de naturaleza ordinal, pues una de las asunciones del coeficiente de Cronbach es la naturaleza continua de las variables.

Paula Elosua Oliden y Bruno D. Zumbo, en su artículo publicado el 2008, cita a Gelin, Beasley y Zumbo, 2003; Lozano, García-Cueto y Muñiz, 2008; Ramsay, 1973; Weng, 2004 quienes afirman que, varios estudios de simulación han mostrado que la utilización del coeficiente alpha como coeficiente de consistencia interna sobre escalas de respuesta Likert con menos de 5 categorías de respuesta produce un decremento espurio en su magnitud; magnitud que se estabiliza a partir de escalas con 6 categorías de respuesta. (Oliden & Zumbo, 2008).

D) Coeficiente alpha ordinal

En base a la matriz de correlaciones de Pearson y el modelo del análisis factorial, McDonald (1985, p. 217), describe el cálculo del coeficiente alpha desde el modelo del

factor común. Para una escala compuesta por n ítems el coeficiente alpha ordinal podría estimarse como:

$$\alpha = \frac{n}{n-1} \left[\frac{n(\bar{\lambda})^2 - \bar{\lambda}^2}{n(\bar{\lambda})^2 + (u^2)} \right]$$

Donde:

$\bar{\lambda}$: es la media aritmética de los pesos factoriales.

$\bar{\lambda}^2$: es la media aritmética de los cuadrados de los n pesos factoriales.

u^2 : es la media aritmética de las unicidades de las n variables.

De acuerdo con ciertos autores los tipos de correlaciones que deben aplicarse a cada estudio (AFE, ACP, AFC) dependen del nivel de medición de las variables que participen del mismo (Lévy Mangin, Martín Fuentes y Román González, 2006; Manzano Patiño y Zamora Muñoz, 2009; Ogasawara, 2011). De esta manera si todas ellas son continuas la matriz debe responder al modelo de Pearson. Si todas son dicotómicas se utiliza una matriz de correlación tetracórica (TCC). Si la totalidad es ordinal o algunas son ordinales y otras dicotómicas, corresponde el uso de una matriz de correlación policórica (PCC).

Teniendo en cuenta el planteamiento anterior, la materia prima del análisis de fiabilidad y validez en el presente trabajo será la matriz de correlaciones policóricas dado que su utilización se torna relevante y es el más adecuado desde el punto de vista metodológico (Choi, Kim, Chen, & Danneis, 2011)

De todos modos, parece pertinente mencionar que existen investigaciones que han efectuado estudios comparativos entre las distintas metodologías, en los que han encontrado evidencias favorables para las correlaciones tetracóricas (TCC) y policóricas (PCC) (Choi et. al., 2010; Holgado Tello et. al., 2010; Saris, Scherpenzeel & Wijk, 1998),

en cuanto a mejor ajuste de los modelos, mayor robustez y mejores niveles de significación de las relaciones entre variables, así como también mejores estimaciones en análisis de fiabilidad (en el caso de las correlaciones TCC). Todo esto hace pensar, al menos inicialmente, que la aplicación de la metodología policórica permite arribar a resultados cuyas características se adaptan mejor a las propiedades poblacionales de los datos. Por lo tanto para el cálculo del alfa ordinal se usa la ecuación provista por (Gadermann, Guhn y Zumbo, 2012) mostrada abajo en el que $r_{policórica\ promedio}$ corresponde al promedio de los elementos de la matriz de correlaciones policóricas considerados para el constructo a evaluarse.

$$\alpha_{ordinal} = \frac{k \cdot r_{policórica\ promedio}}{1 + (k - 1) \cdot r_{policórica\ promedio}}$$

E) Coeficiente Theta

La estimación de la fiabilidad para escalas multidimensionales fue desarrollada por Armor (1974), denominado coeficiente theta, basándose en el modelo de componentes principales. (Oliden & Zumbo, 2008)

El coeficiente theta para una solución factorial simple se estima de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\theta = \frac{n}{n-1} \left[1 - \frac{1}{Eigen_1} \right]$$

Donde:

n : es el número de ítems de la escala

$Eigen_1$: es el valor propio mayor correspondiente a la matriz de correlaciones

Las versiones ordinales de los coeficientes alpha y theta se calcularían sobre la matriz de correlaciones policóricas. (Oliden & Zumbo, 2008)

F) Coeficiente Omega

El coeficiente omega, a diferencia del coeficiente de alfa trabaja con las cargas factoriales (Gerbing & Anderson, 1988), que son la suma ponderada de las variables estandarizadas, transformación que hace más estable los cálculos (Timmerman, 2005) y refleja el verdadero nivel de fiabilidad. En segundo lugar, no depende del número de ítems tal como se aprecia en su expresión matemática (McDonald, 1999):

$$\omega = \frac{\left(\sum_{i=1}^p \lambda_i\right)^2}{\left(\sum_{i=1}^p \lambda_i\right)^2 + \sum_{i=1}^p e_i}; \quad e_i = (1 - \lambda_i^2)$$

$$\omega = \frac{\left[\sum_{i=1}^i \lambda\right]^2}{\left[\sum_{i=1}^i \lambda\right]^2 + \left[\sum_{i=1}^i 1 - \lambda_i^2\right]}$$

Donde:

ω : es el símbolo de coeficiente omega.

λ_i : es la carga factorial estandarizada de i .

Para considerar un valor aceptable de confiabilidad mediante el coeficiente omega, éstos deben encontrarse entre .70 y .90 (Campo Arias & Oviedo, 2008) citado por (Oliden & Zumbo, 2008); aunque en algunas circunstancias pueden aceptarse valores superiores a .65 (Katz, 2006)

A continuación, se muestra una escala para la interpretación del coeficiente de confiabilidad.

Tabla 3. Escala de Interpretación de la magnitud del Coeficiente de Confiabilidad

Rangos	Magnitud
0,81 a 1,00	Muy alta
0,61 a 0,80	Alta
0,41 a 0,60	Moderada
0,21 a 0,40	Baja
0,01 a 0,20	Muy baja

Fuente: (Palella & Martins, 2003)

2.6.2. Validez

Como ya hemos visto, los estudios de fiabilidad nos informan de si estamos midiendo con mucho o con poco error de medida, pero no informan de qué atributo estamos midiendo. Los estudios de validez van a aportar significado a las puntuaciones que estamos obteniendo, permitiéndonos conocer si el uso que pretendemos hacer de ellas es o no adecuado.

Según la edición más reciente de los «Estándares para el uso de tests psicológicos y educacionales» (American Educational Research Association, American Psychological Association and the National Council on Measurement in Education, 1999, pág. 9), «*validez se refiere al grado en que la evidencia y la teoría apoyan las interpretaciones de las puntuaciones en los tests*». Es decir, se validan las inferencias relativas al uso específico de un test, y no el propio test.

Como explica (Sireci, 1998), las fuentes de evidencia de validez han sufrido un proceso de «embalaje» y «desembalaje»; la tendencia a lo largo de la historia de la validez hasta la actualidad ha sido un «desembalaje» hacia varios tipos de validez y un «embalaje» hacia una conceptualización unitaria, siendo además previsible que esta metamorfosis continúe en el futuro. En cualquier caso, no hay duda de que la concepción actual es tomar la validez como única, existiendo diferentes fuentes para probar dicha validez. En este sentido, las

recomendaciones técnicas de las comisiones internacionales sugieren cinco fuentes de evidencia de validez: contenido, procesos de respuesta, estructura interna, relación con otras variables y consecuencias de la aplicación del test. (AERA, et al, 2014).

A continuación, se presenta un esquema sobre las fuentes de evidencia de validez.

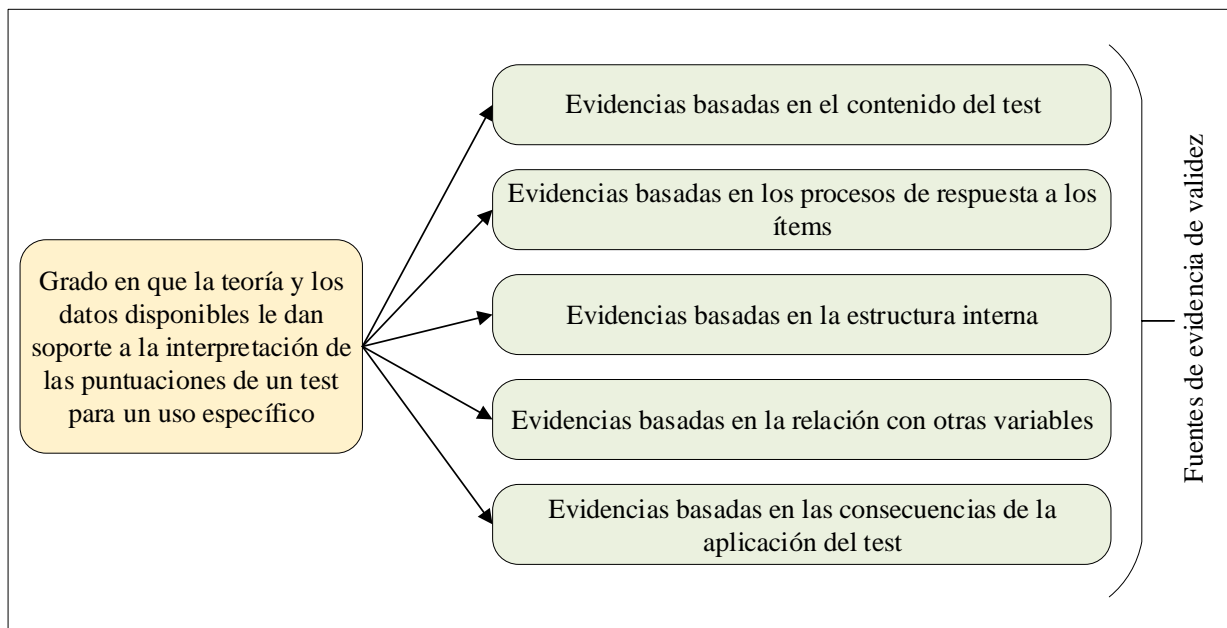


Figura 3. Fuentes de evidencia de validez de las puntuaciones de un test.

2.6.2.1. Evidencias basadas en el contenido del test.

Es fácil comprender la necesidad de examinar el contenido de un test como un primer paso para juzgar si un instrumento puede usarse para un propósito en particular, en concreto, la evidencia de validez de contenido hace referencia a la relación que existe entre los ítems que componen el test y lo que se pretende evaluar con él; además, a las instrucciones para su administración y las rúbricas o criterios para su corrección y puntuación.

Se puede defender que existen tres aspectos bien diferenciados que se deben tener en cuenta a la hora de comprobar las evidencias de la validez de contenido: la definición del dominio, la representación de los ítems que evalúan el dominio y su relevancia (Sireci, 1998).

Este tipo de evidencia se recoge principalmente en el momento de la elaboración del test.

Procedimientos:

Si se quiere desarrollar un test, lo primero que se debe realizar es definir de manera operativa el dominio a evaluar. Tras realizar o aceptar una definición ya existente, se debe elaborar una tabla de especificaciones. Se trata de realizar una descripción detallada del test, determinar la proporción o el número de ítems que evaluarán cada contenido o habilidad del dominio que evaluar; el formato de los ítems y de las respuestas (AERA, APA y NCME, 1999)

Los estudios de validación de contenido, en su mayoría requieren del trabajo de jueces o expertos que evalúan los ítems del test y emiten juicios sobre el grado de emparejamiento entre los ítems y los objetivos definidos en la tabla de especificaciones. Para evitar cualquier sesgo, dichos jueces no deben estar implicados en la elaboración del cuestionario.

Se pueden utilizar varios procedimientos para que los jueces evalúen el emparejamiento entre los ítems y los objetivos del test:

- índice de congruencia ítem-objetivo
- índices de congruencias globales
- índices de la relevancia del ítem.

Por otro lado, el uso de expertos para valorar tanto la relevancia como la representatividad de los ítems tiene como fin evitar que el cuestionario tenga contenidos sesgados, es decir, el contenido de un test está sesgado si los ítems que lo componen evalúan aspectos no relevantes para el dominio (sesgo por falta de relevancia) o si no representan de manera adecuada todo el dominio que se pretende evaluar (sesgo por falta de representatividad). Es decir, un test está sesgado si no cubre adecuadamente el dominio que pretende medir o si incluye cuestiones no necesarias para valorar correctamente el dominio. (Lozano & Turbani, 2013).

2.6.2.2. Evidencias basadas en la estructura interna del test.

¿Mide nuestro test un constructo coherente o se trata simplemente de un conjunto de ítems no relacionados? Las evidencias sobre la estructura interna permitirán responder a esta pregunta.

Para la elaboración de un test se utilizarán distintos ítems o preguntas; es posible que se considere que todos los ítems son igual de relevantes para medir la característica estudiada, en cuyo caso obtendremos una puntuación total del test a partir de la simple suma de las puntuaciones obtenidas por el sujeto en los diferentes ítems. La situación puede no ser tan sencilla cuando suponemos que no todos los ítems tienen la misma importancia en la medida del constructo, y por tanto será necesario ponderar las puntuaciones de los ítems antes de proceder a la suma; hablamos en este caso de puntuaciones compuestas.

En esta situación, la estructura del test es unidimensional si suponemos que todos los ítems, aunque de distinta manera, contribuyen a la medida de un único aspecto de la variable criterio o presenta una estructura interna multidimensional, si las diferentes preguntas no miden un solo aspecto o dimensión sino dos o más.

Por lo tanto, para analizar la estructura interna del test se deben realizar estudios sobre la dimensionalidad y sobre el funcionamiento diferencial de los ítems. (Abad, et al, 2011)

1. Los estudios de dimensionalidad permiten determinar la estructura del test, que puede haber sido construido para medir una o varias dimensiones, y ver si coincide con la estructura postulada al construir la prueba. Se basa en el examen de las relaciones entre los ítems del test con el fin de determinar, empíricamente, qué conceptos se pueden emplear para interpretar sus puntuaciones. Para ello se utilizan técnicas estadísticas, fundamentalmente el análisis factorial, que examinan si las relaciones entre los ítems se corresponden con las hipotetizadas para el constructo que estamos midiendo.

2. Dentro de las evidencias a la estructura interna también pueden ubicarse los trabajos encaminados a evaluar el funcionamiento diferencial de los ítems (FDI). El Funcionamiento diferencial de los ítems aparece cuando sujetos del mismo nivel en la característica medida por el test, pero que pertenecen a distintos grupos, tienen distinta probabilidad de acertar o estar de acuerdo con el ítem. Para hablar de FDI la diferencia entre los distintos grupos tiene que ser debida a diferencias en variables que no son las que el test pretende medir. El estudio del FDI también aporta evidencia sobre las consecuencias sociales del uso del test.

Son muchos los procedimientos de detección del FDI que se han propuesto, unos basados en las puntuaciones empíricas directas (más eficientes en las situaciones donde no se dispone de un tamaño muestral elevado) y otros fundamentados en la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI). Los diversos procedimientos varían en su capacidad de detección, en su complejidad de cálculo y en los tamaños muestrales requeridos, y sigue investigándose actualmente sobre ellos.

Dentro de los métodos basados en las puntuaciones directas, uno de los más conocidos es el método de Mantel-Haenszel, que consiste en comprobar si para un nivel similar de rendimiento en el test, las proporciones de acierto en el ítem de los dos grupos son iguales.

2.6.2.3. Evidencias basadas en la relación con otras variables.

El objetivo aquí es establecer si las relaciones observadas entre las puntuaciones en el test y otras variables externas relevantes son consistentes con la interpretación propuesta para las puntuaciones. Las variables externas a las que hacemos alusión pueden ser:

- otras medidas del mismo constructo obtenidas con diferentes test;
- medidas de constructos diferentes pero que se insertan en el modelo teórico donde se encuadra el constructo de interés, o

- algún tipo de variable (criterio) que pretendamos predecir a partir de las puntuaciones en el test.

Examinaremos por separado las evidencias para establecer la relación del test con otros constructos (evidencia convergente y discriminante) y del test con algún criterio (validez referida a un criterio).

2.6.2.3.1. La evidencia convergente y discriminante.

Busca examinar las relaciones previsibles entre las puntuaciones en el test y otros constructos, ya sean similares (evidencia convergente) o diferentes (evidencia discriminante) a los que se pretenden medir con el test.

Si la previsión es que miden el mismo constructo, se estaría buscando una evidencia de validez convergente. Si la hipótesis de partida es que los test miden constructos diferentes, se estaría buscando evidencia discriminante.

En 1959 Campbell y Fiske propusieron un diseño para analizar la validez convergente y discriminante, basado en el estudio de la denominada matriz multirrasgo-multimétodo (MRMM). El objetivo de estudiar una matriz MRMM es evaluar los efectos de la varianza atribuida al constructo de interés y la varianza del método, ya que el efecto del método altera las correlaciones entre los constructos introduciendo sesgos sistemáticos. Idealmente, una medida no debería contener efecto del método. Adicionalmente, una MRMM también proporciona información sobre el patrón de asociaciones entre constructos y las posibles interacciones entre métodos y constructos. (Abad, Olea y Ponsoda, 2007)

2.6.2.3.2. Evidencia sobre la relación entre el test y algún criterio relevante.

Cuando se pretende utilizar el test para pronosticar determinados criterios (variables ajenas al test) se requiere que el test se relacione muy estrechamente con dichos criterios.

Suele hablarse entonces de la necesidad de obtener evidencias de validez referida al criterio.

Para obtener la relación entre el test (X) y el criterio (Y), si son variables continuas, se calcula la correlación entre ambas variables, que se denomina Coeficiente de Validez (r_{XY}) e indica el grado en que las puntuaciones en el test sirven para pronosticar con precisión las puntuaciones con el criterio. La validez referida a un criterio puede ser predictiva o concurrente, las evidencias de validez predictiva reflejan la relación entre las puntuaciones en un test y un criterio, cuando el criterio se mide más tarde y en el caso de la validez concurrente, las medidas en el test y en el criterio se obtienen aproximadamente en el mismo momento. (Abdad, 2011).

2.6.2.4. Evidencias basadas en los procesos de respuesta a los ítems

Este tipo de evidencia es un concepto que se introdujo como novedoso en los estándares publicados en 1999, si bien había sido previamente mencionado por algunos especialistas en la medida de lo psicológico, como Messick (1989). Los estándares describen este tipo de indicios como el ajuste entre el constructo evaluado y el proceso de respuesta realizada por las personas que responden al test.

A la hora de responder a un test se deben combinar las características de las preguntas realizadas, las de las respuestas que se pueden dar y las de la persona que responde. Por ello, existen diferentes factores que pueden afectar a la respuesta:

- a) Factores relacionados con los ítems. Como:
 - Contenido de los ítems. Se debe asegurar que el contenido es adecuado a la población que se quiere evaluar. Por ejemplo, no se puede usar un test para evaluar depresión infantil si este fue construido para hacerlo en adultos.

- Redacción de los ítems. El lenguaje empleado para realizar el ítem no debe superar la capacidad comprensiva de las personas que van a responder.
 - Validez aparente del ítem. Cuando se evalúan conocimientos es deseable que las personas que responden al cuestionario piensen que es adecuado.
- b) Factores relacionados con la respuesta a los ítems.
- El número de alternativas que se ofrezcan como respuesta. Los tests de actitudes suelen responderse en un formato tipo Likert. En estas escalas se les pide a las personas en qué grado están de acuerdo con la afirmación que se les presenta teniendo que responder en una escala donde, por ejemplo, 0 significa totalmente en desacuerdo y 5, totalmente de acuerdo.
 - Las instrucciones a la hora de rellenar el cuestionario deben ser claras y comprensibles.
- c) Factores relacionados con las personas. En este apartado entrarían todas las características personales de aquellos que van a responder al cuestionario (capacidad lectora, capacidad intelectual, capacidad discriminativa, estado emocional, etc.).

2.6.2.5. Evidencia de validez basada en las consecuencias de la aplicación

Cuando se toman decisiones a partir de la aplicación de un test y no se trata solo de describir o interpretar sin que existan acciones que se deriven de ello, se debe pensar en las consecuencias que tiene aplicar dicho cuestionario.

Los tests deben usarse cuando se maximicen las consecuencias positivas (beneficios) y se minimicen las negativas (costes) derivadas de su aplicación. Los tests se aplican esperando que de la información obtenida se extraiga algún tipo de beneficio (poder seleccionar el mejor tratamiento terapéutico, ubicar a los trabajadores de una empresa en el puesto más adecuado, mejorar las técnicas

didácticas empleadas, etc.). Uno de los propósitos fundamentales de la validación es indicar en qué casos se pueden obtener estos beneficios.

Dentro de este concepto hay que diferenciar entre evidencias que son relevantes para la validez y evidencias que son importantes para las políticas sociales pero que se sitúan fuera del concepto de validez. (APA, 1999).

2.7. Análisis factorial exploratorio y confirmatorio

En psicometría clásica los estudios exploratorios (análisis factorial exploratorio y análisis de componentes principales) y el análisis factorial confirmatorio (AFC), constituyen métodos que tienen por objeto establecer evidencias de validez. Estos diseños factoriales deben su origen a las ideas iniciales de Galton en 1883, posteriormente fueron retomadas y puestas en marcha por Pearson y Spearman. Este último fue el iniciador de los procedimientos factoriales exploratorios en el ámbito de la psicología. Los análisis factoriales confirmatorios se originaron a partir de los trabajos de Lawley y Maxwell en 1971; en la actualidad Jöreskog es uno de los autores más destacados en esta área (Martínez Arias, 2005, citado por Freigberg, A ,2013)

Todo análisis factorial es entendido cómo un método que busca explicar mediante un pequeño número de variables latentes (factores) un conjunto de variables observadas (Kline, 2016) y sirve para estudiar las dimensiones que subyacen a las relaciones entre varias variables.

Existen dos estrategias distintas de análisis factorial: exploratoria y confirmatoria. La lógica que subyace a ambas es la misma, pero existen diferencias importantes. En un análisis factorial exploratorio (AFE), el investigador estudia qué estructura factorial se ajusta mejor a los datos y no se requieren previsiones exactas sobre:

1. Cuántos factores subyacen a las relaciones entre variables, pues se decide el número de factores siguiendo una estrategia empírica.
2. Qué variables pesan en cada factor o qué factores correlacionan entre sí.

Esto no quiere decir que el AFE no requiera un modelo teórico. Una cierta teoría previa está implícita en la selección de las variables (p. ej., ítems) que se analizan factorialmente y, además, cualquier buen investigador tendrá hipótesis acerca de las relaciones entre las variables. Sin embargo, el AFE al ser una técnica exploratoria no contrasta directamente el modelo teórico. Si el modelo obtenido mediante un AFE no coincide con el modelo teórico, no puede concluirse que éste sea incorrecto. Para decidir esto último es necesario aplicar un análisis factorial confirmatorio (AFC), en el que el investigador plantea hipótesis definidas a priori sobre:

1. Cuál es el número de factores.
2. Si hay o no correlaciones entre los factores.
3. Cómo saturan las variables observadas en ellos.
4. Si existen correlaciones entre los términos de error o específicos.

A medida que se acumulan estudios dentro de un campo de conocimiento, los investigadores prefieren utilizar técnicas confirmatorias frente a exploratorias. Cuando la teoría permite establecer relaciones claras entre los ítems y las dimensiones latentes, puede ser más adecuado efectuar un AFC. De esta manera, se puede probar si la estructura obtenida por unos autores se replica en otra muestra. Frente al AFE, el AFC tiene algunas ventajas, ya que permite:

1. Contrastar directamente el modelo teórico del investigador.
2. Estudiar modelos complejos
3. Establecer restricciones en los pesos
4. Reducir el número de parámetros a estimar.

El AFC es una herramienta estadística fundamental en Psicometría para obtener evidencia sobre la estructura interna del test y para contrastar el supuesto de unidimensionalidad que subyace a la aplicación de algunos modelos de la TRI. En ambos casos, se realizaría un AFC de las respuestas a los ítems. (Abad, et al, 2011)

En la **Figura 4** se muestran las diferencias entre el diagrama de flujos (path diagram) de los modelos del análisis factorial confirmatorio y exploratorio con 6 variables y 2 factores.

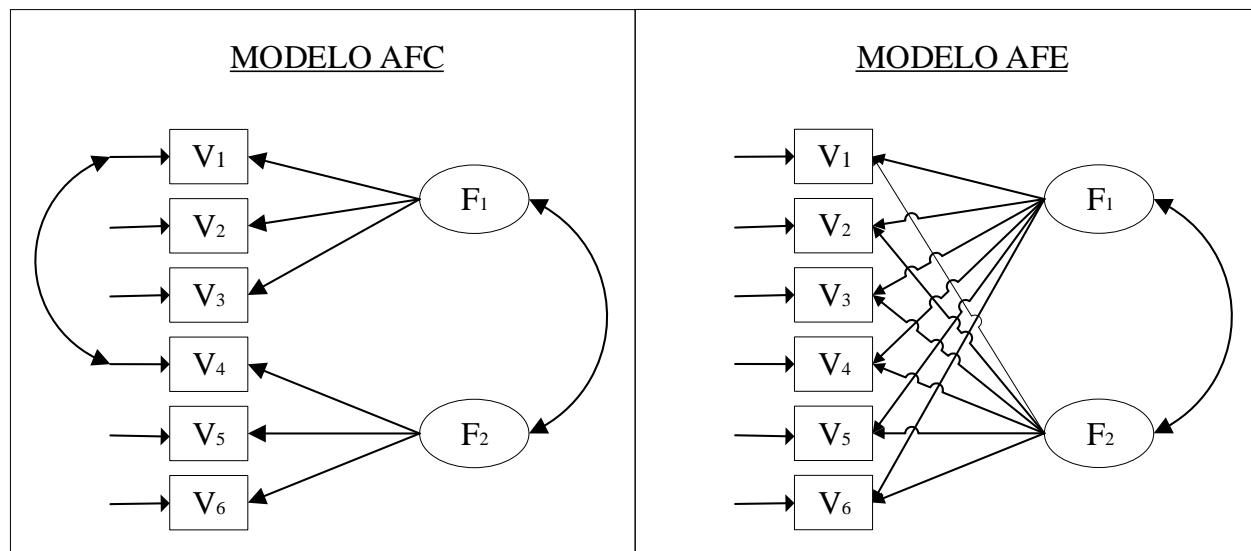


Figura 4. Diagrama de flujo del AFC y AFE

Fuente: Med Clin (Barc) 2004;122(Supl 1):21-7

Es importante resaltar que debido a que el análisis factorial exploratorio (AFE) no se realiza sobre una base teórica de las relaciones entre los datos, todas las variables (ítems) cargan en todos los factores, mientras que con el análisis factorial confirmatorio (AFC) se busca probar una teoría causal, por lo cual solo las variables evaluadas en cada factor presentan cargas factoriales en esos factores.

Por las razones expuestas y siendo el objetivo de este trabajo, analizar la evidencia de validez mediante su estructura interna, nos enfocaremos en el análisis factorial confirmatorio (AFC)

2.7.1. Procedimiento del Análisis Factorial Confirmatorio.

A grosso modo, en el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) inicialmente se especifica e identifica el modelo. Tras la recogida de datos, se estiman los parámetros y, a continuación, se evalúa el ajuste del modelo. Si el modelo presenta un ajuste adecuado, se

podrá utilizar para evaluar e interpretar los parámetros. En caso contrario, se modificará el modelo y de nuevo se iniciará el proceso (Batista y Coenders, 2000; Arbero, Vila y Holgado, 2011; Catena, Ramos y Trujillo, 2003; Fadlelmula, 2011).

2.7.1.1. Especificación del modelo:

Una práctica frecuente para la especificación del modelo es representar el modelo mediante una gráfica denominada diagrama de senderos (en inglés, path diagram) en el que se observa y establece que cada variable satura sólo sobre el factor común que mide, que los factores comunes están correlacionados, y los factores únicos están incorrelacionados. Una vez especificado el modelo, se debe evaluar si es estimable.

Algunos programas como AMOS permiten que el usuario genere su modelo dibujándolo y el programa genera las estimaciones de los parámetros del modelo como se puede observar en la **Figura 5**:

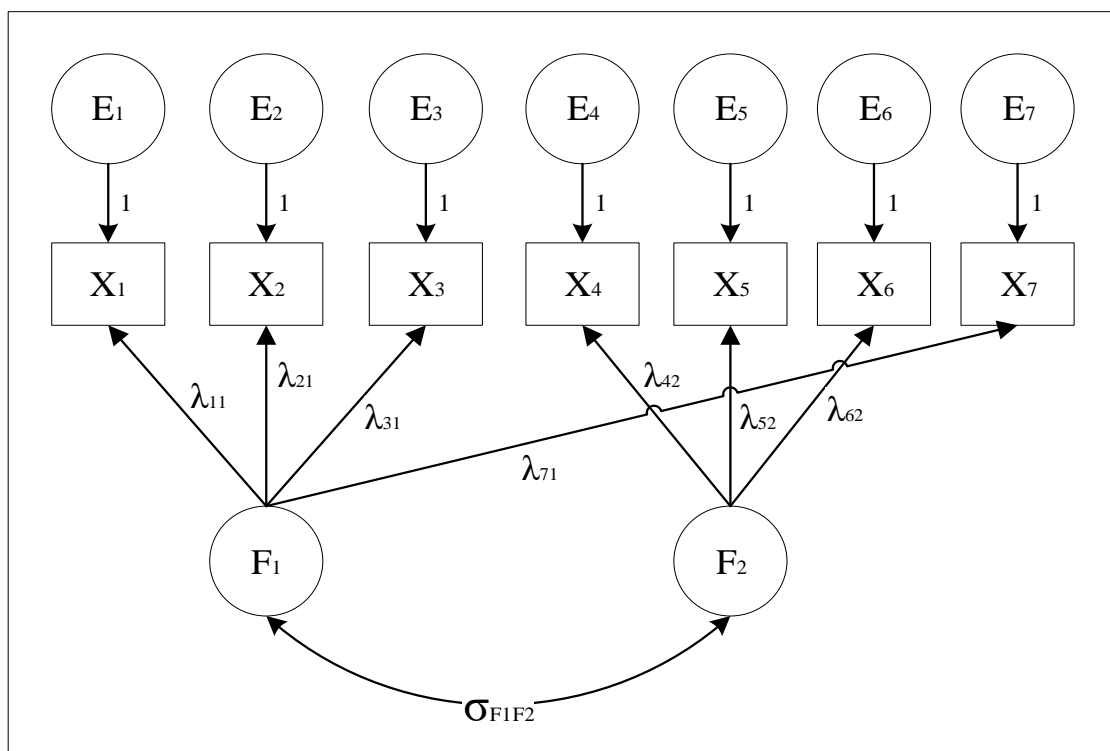


Figura 5. Path Diagram para un modelo de factores correlacionados

Las variables se representan mediante cuadrados si son observables (en este caso, los ítems) o mediante círculos si son variables latentes: como los factores (F_1 y F_2) o los errores (E_1, \dots, E_7). Las relaciones entre variables se representan mediante líneas. Una línea curva bidireccional conectando dos variables latentes indica que ambas covarían. Las ecuaciones para las puntuaciones estarán dadas como sigue:

$$\begin{aligned} X_1 &= \lambda_{11}F_1 + E_1 \\ X_2 &= \lambda_{21}F_1 + E_2 \\ X_3 &= \lambda_{31}F_1 + E_3 \\ X_4 &= \lambda_{41}F_2 + E_4 \\ &\dots \end{aligned}$$

Generalizando:

$$X_j = \sum_{m=1}^M \lambda_{jm} F_m + E_j$$

Donde:

- El parámetro λ_{jm} indica el peso de la variable X_j en el factor F_m
- E_j refleja la parte específica de la variable que no tiene que ver con los factores comunes e incluye el efecto debido a la especificidad de la variable, al error de medida o error de muestreo.

2.7.1.2. Identificación del modelo:

En el AFC no existe el problema de la indeterminación factorial propio del AFE. Sin embargo, el modelo de AFC debe ser identificado para que la solución factorial obtenida sea única.

Un modelo está identificado, si existe suficiente información para estimar sus parámetros. Si no está identificado o está identificado parcialmente, sus parámetros (o los de una parte del modelo) no se pueden estimar y se tiene que redefinir el modelo para que esté identificado.

Recomendaciones sobre la identificación:

A modo de síntesis, pueden realizarse algunas recomendaciones para facilitar que el modelo esté identificado (Brown, 2006):

- Fijar la métrica de todos los factores.
- Comprobar que el modelo está sobreidentificado; es decir, que el número de parámetros a estimar es menor que el número de elementos de la matriz de varianzas-covarianzas.

En el caso del modelo de un factor, se requieren 4 variables para que el modelo esté sobreidentificado. En el caso de modelos de varios factores correlacionados, se

requieren dos variables por factor. Sin embargo, es recomendable el uso de un mínimo de tres variables por factor para prevenir la aparición de un modelo empíricamente no identificado.

2.7.1.3. Estimación de los parámetros del modelo.

Existen distintos procedimientos de estimación de parámetros. El fundamento matemático de estos procedimientos es complejo, pero su lógica es sencilla. Mediante los procedimientos de estimación se buscan aquellos parámetros (λ, \dots) que minimizan las diferencias entre los elementos de la matriz S (varianzas y covarianzas observadas) y los elementos de la matriz S^* (matriz de varianzas-covarianzas reproducida), a lo que se denomina Función de Discrepancia $F(S, S^*)$. (Adbad, 2011).

Los métodos clásicos se basan en el criterio de la Máxima Verosimilitud ya que el método de estimación de Máxima Verosimilitud (ML), que precisa de normalidad multivariada, es el que se utiliza en la mayoría de Análisis Factoriales Confirmatorios (Brown, 2006).

La normalidad multivariada de las variables observadas es un requisito para el uso de AFC mencionado por Mulaik (1972) pero que se puede incumplir en escalas tipo Likert (Flora & Curran, 2004). En este sentido, la asimetría en la distribución de las variables observadas es uno de los principales aspectos que distorsionan este supuesto.

Otro de los supuestos para el uso del AFC, mencionado por Mulaik (1972), establece que tanto las variables latentes como observadas han de ser continuas. Sin embargo, las escalas tipo Likert asumen que el constructo latente es de naturaleza continua pero las variables observadas que lo representan siguen una escala de medida ordinal (DiStefano 2002; Flora y Curran, 2004). A pesar de ello, lo habitual ha sido tratar las variables observadas como si también fueran continuas. Así, el método de estimación de Máxima Verosimilitud (ML) ha tenido un uso muy

extendido, pero al ser necesario que los datos se midan de acuerdo con una escala de medida de intervalo, quedaría desaconsejado su uso cuando se utilizan escalas tipo Likert (Brown, 2006; Flora y Curran, 2004).

Además, los métodos de estimación de parámetros como ML, asumen que las variables observadas están medidas de acuerdo con una escala de medida de intervalo y basan sus cálculos en la matriz de correlación de Pearson (Holgado, Chacón, Barbero y Vila, 2010).

Al respecto, (Jöreskog & Sörbom, 1996) proponen, como alternativa al uso de correlaciones de Pearson, recurrir a las correlaciones policóricas. Estas permiten superar los problemas que conllevan su uso, ya analizados por Johnson y Creech (1983) y O'Brien (1985) y tratados posteriormente en diferentes estudios (e.g., Coenders y Saris, 1995; Holgado et al., 2010).

Elegir el método adecuado en la fase de estimación de parámetros influirá en gran medida en la fase posterior de evaluación el ajuste del modelo teórico especificado. Por ello, ante las dificultades que plantea el uso de escalas tipo Likert, se recomienda recurrir al método de Mínimos Cuadrados Ponderados con Media y Varianza Ajustada (WLSMV). Este estimador tiene su importancia en la robustez de sus resultados cuando la escala de medición de las variables es ordinal (Finney y DiStefano, 2013; Kline, 2016), es recomendado para variables categóricas y que se establecen en la matriz de correlaciones policóricas (Brown, 2006); del mismo modo, ha demostrado ser un estadístico apropiado para la estimación de parámetros y errores estándar bajo, para distribuciones normales y no normales de respuestas latentes y, resultados de ajuste del modelo y cargas factoriales más apropiados cuando el número de categorías es baja (Byrne, 2012)

2.7.1.4. Evaluación del modelo

Una vez estimados los parámetros debe contrastarse el grado en que el modelo se ajusta a los datos. Para ver como ajustan los modelos estimados, se puede comparar la matriz de varianzas y covarianzas observadas y la que resulta del modelo estimado, para ello se pueden construir una serie de estadísticos a partir de los componentes de los modelos estimados, que se denominan Índices de Bondad de Ajuste.

2.7.1.4.1. Índices de bondad de ajuste

Los índices de bondad de ajuste son medidas de calidad que permiten determinar si las relaciones entre las variables del modelo estimado reflejan adecuadamente las relaciones observadas en los datos.

El valor de los índices es sensible al tamaño de los residuos: cuantos mayores sean estos, mayor será el desajuste. En la Tabla 4 se muestra esquemáticamente una clasificación de los índices de ajuste y los criterios de interpretación de éstos (adaptada de Schreiber, Stage, King, Nora y Barlow, 2006).

Tabla 4. Clasificación de los índices de ajuste

Inferencial / Descriptivo	Absoluto/comparativo	Índice de ajuste	Criterio de interpretación
Inferencial	Ajuste absoluto	Estadístico χ^2	Se mantiene el modelo si p – <i>valor</i> $\geq .05$ Nota: No se recomienda
		χ^2 / gl	Ratios menores que 2 o 3 suelen considerarse indicadores de ajuste aceptable. Nota: No se recomienda
Descriptivo	Ajuste absoluto	RMR	Cuánto más pequeño, mejor ajuste; 0 indica ajuste perfecto. Nota: No se recomienda porque es difícil de interpretar.
		SMRM	$\leq .08$, el modelo se ajusta.
		RMSEA	$\leq .06$, el modelo se ajusta
		GFI o AGFI	$\geq .95$, el modelo de ajusta. Nota: no se recomienda.
		NFI	$\geq .95$, el modelo de ajusta. Nota: tiende a sobreestimarse en muestras pequeñas
	Ajuste comparativo	NNFI o TLI	$\geq .95$ (para variables continuas) o $\geq .96$ (para variables categóricas): el modelo se ajusta.
		RNI o CFI	$\geq .95$ (para variables continuas o para variables categóricas): el modelo de ajusta.

Fuente: Medición en Ciencias Sociales y de la Salud. Abad, et al (2011)

De la Tabla 4 es importante distinguir entre:

1. Índices inferenciales e índices descriptivos. Los primeros tienen una distribución estadística y nos permiten hacer inferencias sobre lo que ocurre en la población (p. ej., si se mantiene la hipótesis nula de que los residuos son cero en la población) mientras que los segundos no tienen distribución estadística conocida y, por tanto, sólo nos permiten concluir sobre lo que ocurre en la muestra.

2. Índices de ajuste absoluto e índices de ajuste comparativo. Los primeros nos sirven para establecer en qué grado el modelo propuesto reproduce los datos, mientras que en los segundos se sigue la estrategia de determinar el grado en que el modelo propuesto es mejor que otro modelo alternativo.

Ninguno de estos estadísticos de ajuste aporta toda la información necesaria para valorar el modelo, por lo que la literatura recomienda emplear múltiples indicadores para evaluar el ajuste del modelo. En una revisión realizada por Jackson et al. (2009), se observó que los índices más utilizados en la literatura especializada eran el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de ajuste no normado (TLI), la raíz cuadrada media del error de aproximación (RMSEA). Estos tres indicadores dependen menos del tamaño muestral y pueden considerarse complementarios

Tabla 5. *Siglas de los índices de bondad de ajuste*

Índice (siglas)	Nombre en inglés	Nombre en español
SRMR	Root of Mean Squared Residual	Raíz del promedio de los residuos al cuadrado
RMSEA	Root Mean Square Error of Approximation	Raíz cuadrada media del error de aproximación
GFI	Goodness of Fit Index	Índice de bondad de ajuste
AGFI	Adjusted Goodness of Fit Index	Índice de bondad de ajuste ajustado
NFI	Normed Fit Index	Índice de ajuste normado
NNFI	Non-normed Fit Index	Índice de ajuste no normado
TLI	Tucker and Lewis's index	Índice de Tucker y Lewis
RNI	Relative Non-Centrality	Índice de no centralidad relativa
CFI	Comparative Fit Index	Índice de ajuste comparativo

A continuación, se realizará una breve descripción de los índices más utilizados:

- **Chi-cuadrado (χ^2):** es la única medida de bondad de ajuste que tiene una distribución estadística y nos permite hacer inferencias, tradicionalmente es utilizada para evaluar el ajuste global del modelo.

La hipótesis nula para esta prueba es que el modelo tiene un ajuste perfecto en la población, de manera que a medida que aumenta el valor de χ^2 el ajuste del modelo es peor. Es deseable en esta prueba que no se rechace la hipótesis nula

$$H_0: \Sigma - \Sigma(\theta) = 0$$

$$H_1: \Sigma - \Sigma(\theta) \neq 0$$

Esta prueba permite evaluar el grado de semejanza entre las matrices de covarianza de la población Σ y del modelo $\Sigma(\theta)$.

Un problema asociado al estadístico χ^2 es que, si la muestra es suficientemente grande, cualquier modelo resultará inadecuado, es decir, un incremento en el tamaño de la muestra aumenta la probabilidad de rechazar un modelo aún cuando las diferencias entre las matrices sean triviales.

- **RMSEA (Raíz cuadrada media del error de aproximación):** este es un índice de parsimonia ajustado propuesto por Steiger y Lind (1980) y se basa en obtener una medida de discrepancia ϵ_m a la que se denomina *error de aproximación* del modelo. (Abad, Olea, Ponsoda, & García, 2011)

$$RMSEA = \sqrt{\frac{\varepsilon_m}{gl}}$$

Se considera que un modelo es totalmente rechazable cuando el RMSEA es superior a 0,10; valores de 0,08 a 0,10 son suficientes; de 0,06 a 0,08 son recomendables y aceptables; y óptimos si sus valores están por debajo de 0,06.

Dados dos modelos con similar poder explicativo de los datos, se favorece el modelo más simple.

- **CFI (Índice de ajuste comparativo):** propuesto por Bentler (1990) , este índice se basa en la comparación del “error de aproximación” del modelo propuesto y del modelo de independencia, es decir evalúa la mejora relativa en el ajuste del modelo del investigador comparado con el modelo base. El modelo base es independiente, se asume que las covarianzas poblacionales entre las variables observadas son cero. Valores mayores a 0.9 indican un ajuste aceptable. El índice CFI, junto con RMSEA, es uno de los indicadores más usados. Una ventaja de CFI es que resulta muy recomendable para muestras pequeñas (mejor que TLI), sin embargo, TLI penaliza mejor que CFI los modelos no parsimoniosos.

2.7.1.5. Re-especificación del modelo

Es frecuente que los datos no se ajusten al modelo teórico que se propone inicialmente, ya sea que el modelo ajusta, pero algunos pesos no son estadísticamente significativos o que existan parámetros que se han fijado a cero, pero deberían ser estimados. Los modelos AFC pueden ser modificados hasta que se logre un ajuste deseable, lo correcto es contrastarlas en una muestra distinta, para garantizar la replicabilidad de los resultados.

2.7.2. Correlaciones policóricas PCC.

La matriz de correlaciones policóricas se obtienen a partir de estimadores indirectos de modo iterativo. Esta clase de correlaciones parten de la idea de que existe una serie de variables inobservables o latentes de naturaleza continua, sobre las cuales se construyen las variables observables (ítems) politómicas. De acuerdo con este supuesto las opciones de respuesta de las variables observables establecerían una suerte de umbrales sobre el continuo de las latentes, es decir las distintas chances de respuesta de las politómicas indicarían matices intermedios hasta alcanzar los extremos. Gallardo & Renom, (2009), citado en (Freiberg Hoffmann, Stover, de la Iglesia, & Fernández Lipocare, 2013).

2.7.2.1. Supuestos que subyacen el empleo de correlaciones policóricas PCC

La aplicación de correlaciones PCC exige tener en cuenta una serie de supuestos propios de variables paramétricas, que de no cumplirse requieren de la adopción de ciertas precauciones metodológicas. Pueden mencionarse los de normalidad y continuidad, por un lado, y la relación entre amplitud de la muestra y número de variables observadas por el otro (Byrne, 2006).

- Respecto al supuesto de Normalidad y Continuidad, si bien es cierto que las correlaciones policóricas operan bajo el supuesto de normalidad multivariada de los ítems en análisis y se conoce que en ciencias sociales y humanas el supuesto de normalidad multivariada no siempre se cumple, la violación del mismo no trae consecuencias sobre los resultados estadísticamente significativas. Para (Jöreskog & Sörbom, 1996) las estimaciones así obtenidas no son severamente alteradas si los valores del índice RMSEA (Raíz del error cuadrático medio) se encuentra dentro de los estándares permitidos (0-0.08)

- Respecto del criterio de continuidad, las variables observables categóricas, por su propia naturaleza quedan excluidas del nivel de medición continuo, esto no constituye un impedimento para la realización de los análisis ya que las correlaciones policóricas son calculadas a partir de las variables latentes (a las que sí se suponen continuas), que subyacen a las observadas.
- Respecto a la amplitud de la muestra y número de reactivos, cuantas más variables y opciones de respuesta se incluyan en el estudio, más grande debe ser la muestra de datos que se recoja (Byrne, 2012). Si bien no existen amplitudes predeterminadas se establece como mínimo una muestra superior a los 150 casos. Aunque se recomienda alcanzar los 500 o más casos para conseguir estimaciones suficientemente precisas y estables. (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Bacza, & Tomás-Marco, 2014)

CAPÍTULO III:

MARCO METODOLÓGICO

3.1. Tipo de Investigación

De acuerdo con lo que proponen Hernández, Fernández y Baptista (2006) y Sánchez y Reyes (2006), el estudio puede ser clasificado como aplicado, en la medida en que se orienta a la aplicación, de manera práctica, de los conocimientos teóricos de un determinado tema, que en este caso corresponde a la revisión de las propiedades psicométricas de las pruebas psicológicas. Adicionalmente, para Alarcón (2008) el estudio se puede clasificar como una Investigación psicométrica.

El presente estudio reúne las condiciones metodológicas de una investigación aplicada, en razón, que se usará conocimientos estadísticos y psicológicos, a fin de aplicarla en la validación cuantitativa del inventario SISCO.

3.2. Nivel de investigación

De acuerdo a la naturaleza del estudio de investigación, es un estudio descriptivo y correlacional.

3.3. Diseño de investigación

Corresponde a una investigación cuantitativa no experimental.

3.4. Universo, Población y Muestra

3.4.1. Universo

Alumnos ingresantes a la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga.

3.4.2. Población

Características en estudio correspondiente a 29 ítems del Inventario SISCO de Estrés Académico, administrados en 1838 estudiantes ingresantes a la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga matriculados en el semestre 2018–II.

3.4.3. Muestra

Características en estudio correspondiente a 29 ítems del Inventario SISCO de Estrés Académico, administrados en 552 estudiantes ingresantes a la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga matriculados en el semestre 2018–II.

Diseño muestral: Muestreo aleatorio estratificado con afijación proporcional. Cada estrato estuvo representado por una Escuela Profesional de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga.

Fórmula para la muestra general:

$$n = \frac{Z_{(1-\alpha/2)}^2 * N * p * q}{(N - 1)e_{\alpha}^2 + Z_{(1-\alpha/2)}^2 * p * q}$$

Fórmula de afijación proporcional:

$$n_i = n * \left(\frac{N_i}{N}\right) = n * w_i \quad i = 1, \dots, 27$$

Dónde:

- Nivel de confianza $(1-\alpha) = 95\%$
- N (tamaño de la población) = 1838
- $p = 0.5$ (proporción de casos que se consideran favorables en el universo)
- $q = 0.5$ (proporción de casos no favorables)
- error máximo tolerable $(e) = 0.035$
- w_i : ponderación o peso del estrato i-ésimo.

A continuación, se muestra una hoja de cálculo para la obtención del tamaño de muestra por escuelas profesionales y su correspondiente gráfica.

Tabla 6. *Cálculo del tamaño de muestra por escuelas profesionales*

N°	CÓDIGO	ESCUELA	N_i	P_i	Q_i	$N_i P_i Q_i$	w_i	n_i
1	01	Agronomía	100	0.5	0.5	25	0.0544	30
2	02	Biología	83	0.5	0.5	20.75	0.0452	25
3	03	Ed. Inicial	64	0.5	0.5	16	0.0348	19
4	04	Ed. Primaria	28	0.5	0.5	7	0.0152	8
5	05	Ed. Secundaria	58	0.5	0.5	14.5	0.0316	17
6	06	Ed. Física	63	0.5	0.5	15.75	0.0343	19
7	07	Adm. de Emp	91	0.5	0.5	22.75	0.0495	27
8	08	Contabilidad y Aud.	85	0.5	0.5	21.25	0.0462	25
9	09	Economía	100	0.5	0.5	25	0.0544	30
10	10	Antropología Social	58	0.5	0.5	14.5	0.0316	17
11	11	Arqueología e Historia	48	0.5	0.5	12	0.0261	14
12	12	Trabajo Social	93	0.5	0.5	23.25	0.0506	28
13	13	Derecho	97	0.5	0.5	24.25	0.0528	29
14	14	Enfermería	83	0.5	0.5	20.75	0.0452	25
15	15	Ing. Minas	81	0.5	0.5	20.25	0.0441	24
16	16	Ing. Civil	84	0.5	0.5	21	0.0457	25
17	17	Ing. Química	40	0.5	0.5	10	0.0218	12
18	18	Obstetricia	51	0.5	0.5	12.75	0.0277	15
19	19	Ing. Industrias Alimentarias	45	0.5	0.5	11.25	0.0245	14
20	20	Farmacia y Bioquímica	74	0.5	0.5	18.5	0.0403	23
21	21	Ing. Agrícola	87	0.5	0.5	21.75	0.0473	26
22	22	Ing. Agroindustrial	57	0.5	0.5	14.25	0.0310	17
23	23	Ciencias de la Comunicación	72	0.5	0.5	18	0.0392	22
24	24	Medicina Veterinaria	41	0.5	0.5	10.25	0.0223	12
25	26	Ciencias Físico Matemáticas	18	0.5	0.5	4.5	0.0098	5
26	27	Ing. Sistemas	85	0.5	0.5	21.25	0.0462	25
27	29	Medicina Humana	52	0.5	0.5	13	0.0283	16
		TOTAL MATRICULADOS	1838			459.5		552

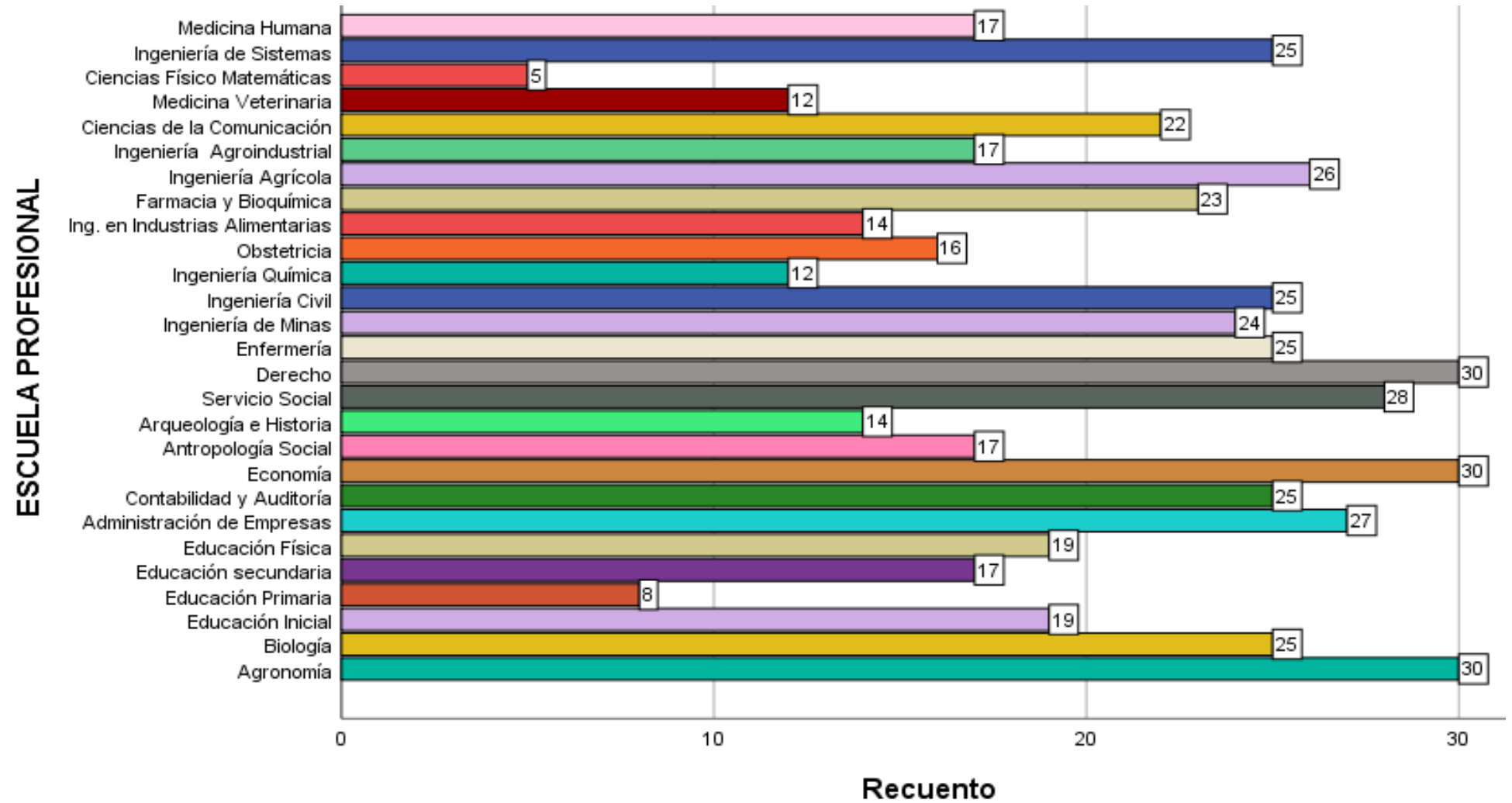


Figura 6. Cantidad de estudiantes que conforman la muestra por escuelas profesionales

Fuente: Tabla 6

- **Unidad de análisis**

Estudiante de la serie 100 de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga matriculado en el semestre 2018-II.

3.4.4. Criterio de exclusión:

- Estudiante de la serie 100 con ingreso en años anteriores al 2018.
- Estudiante de la serie 100 de 2° profesión o con traslado interno o externo nacional o internacional.
- Estudiante de la escuela profesional de Agroforestal.
- Cuestionario incompleto.

3.5. Técnicas de recolección de datos e instrumento

- La técnica: la encuesta
- Instrumento: Inventario SISCO del estrés académico.
- Autor: Arturo Barraza Macías
- Tiempo de ejecución: 15 minutos aproximadamente.

El inventario SISCO del Estrés Académico, fue construida por Arturo Barraza Macías en el año 2006, en la ciudad de México, a partir de los antecedentes y las dimensiones establecidas originalmente por Friedman y Roseman (1974), la que construyó para reconocer las características del estrés que suelen acompañar a los estudiantes, esta escala tipo Likert cuenta con cinco valores: nunca, rara vez, algunas veces, casi siempre y siempre. Los ítems se distribuyen según las dimensiones: estresores, síntomas (físicas, psicológicas, comportamentales) y estrategias para enfrentar la situación.

3.6. Variables e Indicadores

3.6.1. Definición Conceptual:

- **Estrés Académico:** Es aquel que padecen los alumnos de educación media y superior y que tiene como fuente exclusiva a estresores relacionados con las actividades a desarrollar en el ámbito escolar (Barraza, 2005)
- **Estresor:** un estresor es un “estímulo o situación amenazante que desencadena en el sujeto una reacción generalizada e inespecífica” (Barraza, 2005)
- **Síntoma:** La situación estresante (desequilibrio sistémico) se manifiesta en los alumnos a través de una serie de indicadores que se articulan de manera idiosincrática en las personas, de tal manera que el desequilibrio sistémico va a ser manifestado de manera diferente, en cantidad y variedad, por cada persona. Estos indicadores se clasifican en: físicos, psicológicos y comportamentales. (Rossi, 2001, citado en Barraza, 2007)
- **Estrategias de afrontamiento:** “aquellos esfuerzos cognitivos y conductuales constantemente cambiantes que se desarrollan para manejar las demandas específicas externas y/o internas que son evaluadas como excedentes o desbordantes de los recursos del individuo”. (Lazarus & Folkman, 2008)

3.6.2. Operacionalización de las variables

A continuación, se muestra la tabla de la operacionalización de la variable.

Tabla 7. Operacionalización de la variable

Variable:	Dimensiones	Indicadores	Reactivo	Escala
Estrés Académico	Estresores	<ul style="list-style-type: none"> • Competitividad grupal • Sobrecarga académica • La personalidad y el carácter del profesor. • Las evaluaciones • El tipo de trabajo que se les piden. • No entender los temas. • Participación en clases • Tiempo limitado. 	Ítem 1 al Ítem 8	(1) Nunca (2) Rara vez
	Síntomas	<p>Físicos:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Trastornos del sueño • Fatiga crónica • Dolores de cabeza o migrañas. • Problemas de digestión, dolor abdominal o diarrea. • Rascarse, morderse las uñas, frotarse, etc. • Somnolencia. <p>Psicológicos:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Inquietud • Sentimientos de depresión y tristeza • Ansiedad, angustia o desesperación. • Problemas de concentración. • Sentimientos de agresividad o irritabilidad. <p>Comportamentales:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Conflictos o tendencia a polemizar o discutir. • Aislamiento de los demás. • Desgano para realizar las labores escolares. • Aumento o reducción del consumo de alimentos. 	<p>Ítem 9 al Ítem 14</p> <p>Ítem 15 al Ítem 19</p> <p>Ítem 20 al Ítem 23</p>	(3) Algunas veces (4) Casi siempre (5) Siempre
	Estrategias de afrontamiento	<ul style="list-style-type: none"> • Habilidad asertiva • Elaboración de un plan y ejecución de tareas. • Elogios a sí mismo. • La religiosidad • Búsqueda de información sobre la situación. • Ventilación y confidencias 	Ítem 24 al Ítem 29	

3.6.3. Matriz de consistencia (ver anexo)

3.7. Procedimiento y técnicas de análisis de los datos

3.7.1. Procedimiento para el análisis de la validez

La evidencia de validez se basó en el análisis de la estructura interna del inventario SISCO, mediante el método del análisis factorial confirmatorio (AFC).

Para que este procedimiento tenga lugar, se obtuvo en primer lugar los coeficientes de correlación, haciendo uso de las matrices de correlaciones policóricas, esto en consideración de la naturaleza ordinal de las variables a correlacionar.

En el análisis del ajuste del modelo factorial hipotetizado, se usó el estimador Mínimos Cuadrados Ponderados Robustos (o WLSMV en inglés), que es un estimador de mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas. Este estimador tiene su importancia en la robustez de sus resultados cuando la escala de medición de las variables es ordinal (Finney y DiStefano, 2013; Kline, 2016).

La evaluación del ajuste del modelo se realizó con el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Se interpretan los valores ≥ 90 en CFI y TLI como evidencia favorable de ajuste al modelo (Bentler, 1990), así como de $\leq .08$ en RMSEA (MacCallum, Browne y Sugawara, 1996).

Para las valoraciones de las cargas factoriales se considerará los criterios de Tabachnick y Fidell (2012) en los que se considera a los puntos de cortes de .35, .45, .55, .63 y .73, como en los que se tienen cargas factoriales regulares, favorable, bueno, muy bueno y excelente.

3.7.2. Procedimiento para el análisis de la fiabilidad.

Para el análisis de confiabilidad se realizó mediante el método de consistencia interna, haciendo uso de dos estadísticos:

- El coeficiente omega (McDonald, 1999). Este coeficiente es una alternativa ante las limitaciones ampliamente discutidas del coeficiente alfa (Cho, 2016; Sijtsma, 2009), en la que las cargas factoriales se obtuvieron a partir del análisis factorial confirmatorio.
- El coeficiente alfa ordinal mediante la ecuación provista por (Gadermann, Guhn y Zumbo, 2012)

Con respecto a los softwares usados, para el análisis descriptivo se usó el IBM SPSS Statistics 25, mientras que para el análisis factorial confirmatorio el software R nos permitió analizar la matriz de correlaciones policóricas mediante el paquete “Psych” de la librería “Lavaan” en su versión 0.6-3.

CAPÍTULO IV:

RESULTADOS

4.1. ANÁLISIS DE LA ESCALA DE ESTRESORES

Se consideró como modelo 01 a la escala de estresores original tal como muestra el Inventario SISCO de Estrés Académico que consta de 8 ítems.

4.1.1. Evidencia de validez mediante el AFC

La evidencia de validez basado en la estructura interna del modelo original de la escala de estresores se realizó mediante el análisis factorial confirmatorio (AFC) debido a que esta técnica nos permite probar la estructura hipotetizada, poniendo a prueba si el modelo hipotetizado se ajusta a los datos.

- **Especificación del modelo**

A continuación, se presenta el modelo unidimensional de la variable latente “estresores académicos” que consta de 8 ítems o variables endógenas mediante la gráfica de senderos (path diagram), realizado en el programa Amos Graphics v. 23 de IBM-SPSS

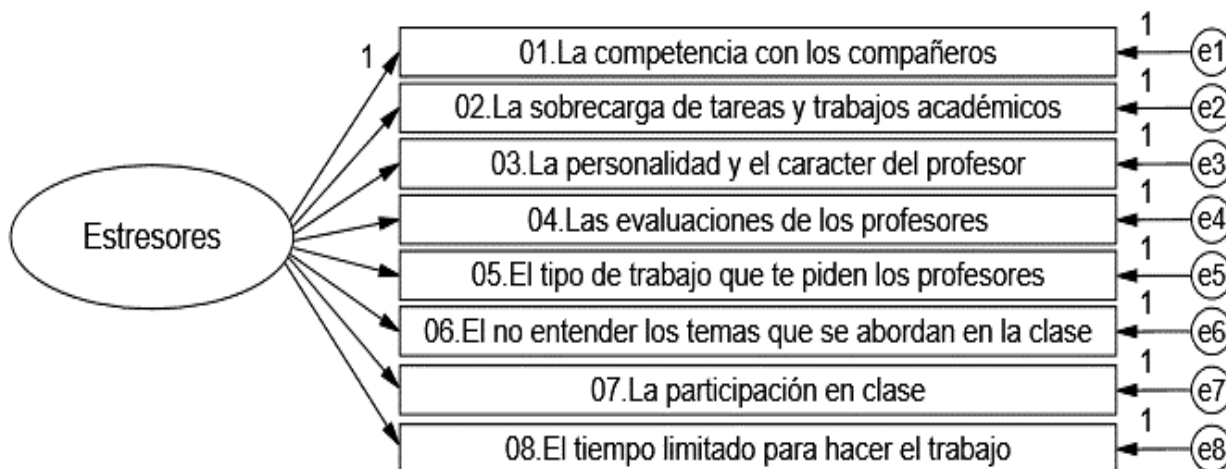


Figura 7. Diagrama de trayectoria para el modelo unidimensional de los estresores académicos con errores incorrelacionados.

De acuerdo con el modelo presentado, se asume que todas las medidas de error (e_i) no están correlacionadas entre sí. Esto implica que para los ítems que cargan en la misma variable latente (Estresores), la covarianza observada entre las mediciones puede ser explicado enteramente por el constructo subyacente.

Inicialmente se presenta las matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estresores (*Tabla 8*), el cual se encuentra representado en la **Figura 8**

Tabla 8. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estresores

Ítems	it01	it02	it03	it04	it05	it06	it07	it08
it01	-							
it02	.383	-						
it03	.220	.330	-					
it04	.251	.560	.404	-				
it05	.260	.490	.400	.569	-			
it06	.349	.346	.302	.283	.222	-		
it07	.337	.193	.186	.163	.254	.295	-	
it08	.151	.401	.351	.380	.404	.339	.208	-



Figura 8. Correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estresores

Fuente: *Tabla 8*.

La *Tabla 8* y la **Figura 8** muestran la matriz de correlaciones policóricas, observándose que los valores se encuentran entre $r_{\text{policórica}} = .569$ y $r_{\text{policórica}} = .151$

- **Identificación del modelo.**

Según lo expuesto en apartados anteriores, se busca que el modelo esté sobreidentificado para poder estimarlo. A saber, un modelo está sobreidentificado si el número de piezas de información disponibles es mayor al número de parámetros a estimar.

Para lo cual debemos comprobar que el número de grados de libertad sea positivo, es decir:

$$gl = \frac{J * (J + 1)}{2} - t$$

Donde: “J” es el número de ítems y “t” es el número de parámetros a estimar.

En el modelo de los estresores, como “J” =8 ítems, tenemos 36 piezas de información disponibles que son las entradas en la matriz de correlaciones.

El número de elementos a predecir corresponden a 8 pesos factoriales λ_i , 8 varianzas y covarianzas de las variables exógenas, haciendo 16 parámetros a estimar y, por lo tanto, el número de grados de libertad es 20 y el modelo está sobreidentificado, es decir tiene solución única.

- **Estimación de los parámetros.**

Al estimar el modelo mediante la sintaxis de la librería lavaan de R en su versión 0.6-3, que se encuentra en el anexo, se muestra lo siguiente:

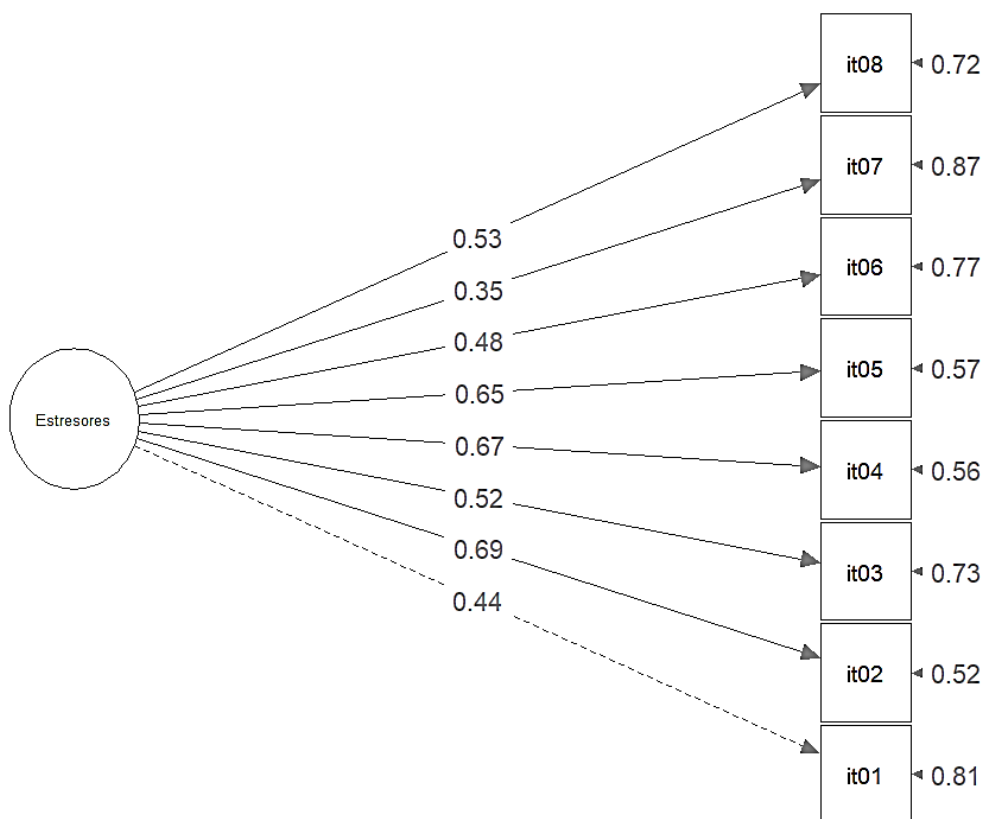


Figura 9. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial confirmatorio de la escala de estresores

Fuente: Datos SISCO

Se usó como procedimiento de estimación de parámetros al estimador WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas) ya que este estimador tiene su importancia en la robustez de sus resultados cuando la escala de medición de las variables es ordinal (Finney y DiStefano, 2013; Kline, 2016).

En la solución que se muestra en la figura 9, se utilizaron todas las variables estandarizadas, es decir no se encuentran en su métrica original, ya que esta solución estandarizada puede ser comparable con el AFE que sólo muestra soluciones estandarizadas.

De la solución del AFC mostrado en la **Figura 9** se extraen las cargas factoriales que se muestran a continuación:

Tabla 9. *Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio para la escala de estresores*

Ítem	F1
01.La competencia con los compañeros	.437
02.La sobrecarga de tareas y trabajos académicos	.689
03.La personalidad y el carácter del profesor	.517
04.Las evaluaciones de los profesores	.665
05.El tipo de trabajo que te piden los profesores	.653
06.El no entender los temas que se abordan en la clase	.477
07.La participación en clase	.355
08.El tiempo limitado para hacer el trabajo	.531

Las cargas factoriales se encuentra entre $\lambda = .689$ y $\lambda = .355$. Además, todas las cargas factoriales tienen valores estadísticamente significativos, $p < .001$, y aceptables

De acuerdo con las consideraciones de Tabachnick y Fidell (2012), el ítem 7 (Participación en clase) es bajo, el ítem 1 (la competencia con los compañeros) es regular, 3 y 8 (La personalidad y el carácter del profesor y el tiempo limitado para hacer el trabajo) son favorables,

y el 2, 4 y 5 (la sobrecarga de tareas y trabajos académicos, las evaluaciones de los profesores y el tipo de trabajo que te piden los profesores) son muy buenos.

Por consiguiente, las situaciones que generan mayor estrés académico en los estudiantes son: la sobrecarga de tareas y trabajos académicos, las evaluaciones de los profesores y el tipo de trabajo que te piden los profesores, en ese orden.

Debido a que la solución es estandarizada, las cargas factoriales pueden ser interpretadas como coeficientes de regresión estandarizadas; por ejemplo, un incremento de un punto estándar en la sobrecarga de tareas y trabajos académicos se asocia con un incremento de 0.69 puntos estándar en el factor de los estresores académicos.

Así mismo, cuando una variable carga en solo un factor, como es este caso; las cargas factoriales de la solución estandarizada también pueden interpretarse como correlaciones del ítem con el factor latente ya que este factor es el único predictor del ítem. Por lo cual, el cuadrado de las cargas factoriales provee la proporción de la varianza en el ítem que es explicada por el factor latente. La Tabla 10 muestra estos resultados.

Tabla 10. *Cargas factoriales de cada ítem con el factor latente “Estresores” y proporción de varianza explicada por el factor latente*

Ítem (variable)	Factor latente	Carga Factorial	Proporción de varianza	Proporción de Error
01.La competencia con los compañeros		0.44	0.19	0.81
02.La sobrecarga de tareas y trabajos		0.69	0.47	0.53
03.La personalidad y el carácter del profesor		0.52	0.27	0.73
04.Las evaluaciones de los profesores	ESTRESORES	0.67	0.44	0.56
05.El tipo de trabajo que te piden los		0.65	0.43	0.57
06.El no entender los temas		0.48	0.23	0.77
07.La participación en clase		0.36	0.13	0.87
08.El tiempo limitado para el trabajo		0.53	0.28	0.72

Fuente: Cálculos propios.

El factor “Estresores” da cuenta del 47% de la variabilidad en el ítem 2 (la sobrecarga de tareas y trabajos), de 44% en el ítem 4 (las evaluaciones de los profesores), de 43% en el ítem 5 (el tipo de trabajo que piden los profesores).

La diferencia entre el 100% y este porcentaje es, por ende, la proporción de la varianza no explicada por el factor latente. A este porcentaje se le llama error de varianza único. Por ejemplo, mientras que el factor latente “estresores” solo explica un 13% de la variabilidad en el ítem 7 (la participación en clase), un 87% es varianza única o no explicada por el factor latente.

Índices de bondad de ajuste

El análisis factorial confirmatorio para el modelo unidimensional de los estresores académicos indica un ajuste apropiado, $\chi^2(20) = 87.84$, CFI = .90, RMSEA = .078. Estos también se pueden observar en la Tabla 11.

Tabla 11. *Índices de bondad de ajuste para el modelo unidimensional de estresores*

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA
Modelo unidimensional	87.84***	20	4.39	.90	.86	.078

Nota. CFI = Índice de ajuste comparativo, TLI = Índice de Tucker Lewis, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación.

*** $p < .001$.

Un problema asociado al estadístico χ^2 es que, si la muestra es suficientemente grande, cualquier modelo resultará inadecuado por lo que las medidas basadas en χ^2 , χ^2/gl están desaconsejadas ya son sensibles al tamaño de la muestra; es decir, que a mayor tamaño muestral es más fácil rechazar el modelo incluso si la discrepancia es pequeña, pues al aumentar el tamaño de la muestra se incrementa la potencia para detectar discrepancias estadísticamente significativas, pero irrelevantes desde el punto de vista práctico, por el contrario, si la muestra es pequeña, grandes discrepancias pueden no resultar estadísticamente significativas. Con nuestros datos a un nivel de significación $\alpha = 0.01$, puede concluirse que el modelo no se ajusta

a los datos, sin embargo, veremos que existen mejores índices de ajuste que llevan a conclusiones diferentes. (Abad, Olea, Ponsoda, & García, 2011)

El error cuadrático medio de la aproximación (RMSEA, por sus siglas en inglés) es un índice que evalúa que tan bien se ajusta el modelo a la población o qué tan buen ajuste se obtiene dados los valores observados; se interpreta como un buen ajuste valores por debajo de 0.06; valores entre 0.06 y 0.08 indican ajuste aceptable; valores entre 0.08 y 0.10 indican ajuste marginalmente aceptable y valores por encima de 0.10 indican mal ajuste. Para el modelo unidimensional de estresores el RMSEA arroja un valor 0.078 que indica que el ajuste del modelo es aceptable.

Otro índice muy utilizado es el de Ajuste Comparativo (CFI), que evalúa el ajuste del modelo estimado contra una solución restringida o modelo nulo (dícese de un modelo en el que las covarianzas o correlaciones entre todos los ítems son fijadas en cero). Un valor cercano a uno muestra un mejor ajuste. En este caso, el índice CFI fue de 0.90, que indica que el modelo unidimensional de los estresores es aceptable con respecto a un modelo nulo.

Por lo tanto, el modelo unidimensional de la escala de estresores presenta evidencia de validez basado en su estructura interna.

4.1.2. Análisis de confiabilidad

El resultado del análisis de consistencia interna se muestra en la Tabla 12, donde se tiene que el coeficiente de consistencia interna $\alpha_{\text{ordinal}} = .79$ y el coeficiente Omega $\omega = .77$.

Tabla 12. *Coefficientes de consistencia interna de la escala de estresores*

Medición	Núm. ítems	α_{ordinal}	ω	Estado
Estresores	8	.79	.77	Alta confiabilidad

En la *Tabla 12* se observa que el coeficiente ω es 0.77 y se considera un valor aceptable de confiabilidad, ya que este valor se encuentra entre .70 y .90 (Campo Arias & Oviedo, 2008) citado por (Oliden & Zumbo, 2008). Para (Palella & Martins, 2003), α ordinal =0.79 indica un alto nivel de consistencia interna y por lo tanto la escala de estresores posee una buena confiabilidad.

4.2. ANÁLISIS DE LA ESCALA DE REACCIONES.

La escala de reacciones original tal como muestra el Inventario SISCO de Estrés Académico consta de 15 ítems (del ítem 09 al ítem 23).

4.2.1. Evidencia de validez mediante el AFC

La evidencia de validez basado en la estructura interna del modelo original de la escala de estresores se realizó mediante el análisis factorial confirmatorio (AFC) debido a que esta técnica nos permite probar la estructura hipotetizada, poniendo a prueba si el modelo hipotetizado se ajusta a los datos.

- **Especificación del modelo**

A continuación, se presenta el modelo tridimensional de la variable latente “Reacciones” que consta de 15 ítems o variables exógenas mediante la gráfica de senderos (path diagram), realizado en el programa Amos Graphics v. 23 de IBM-SPSS

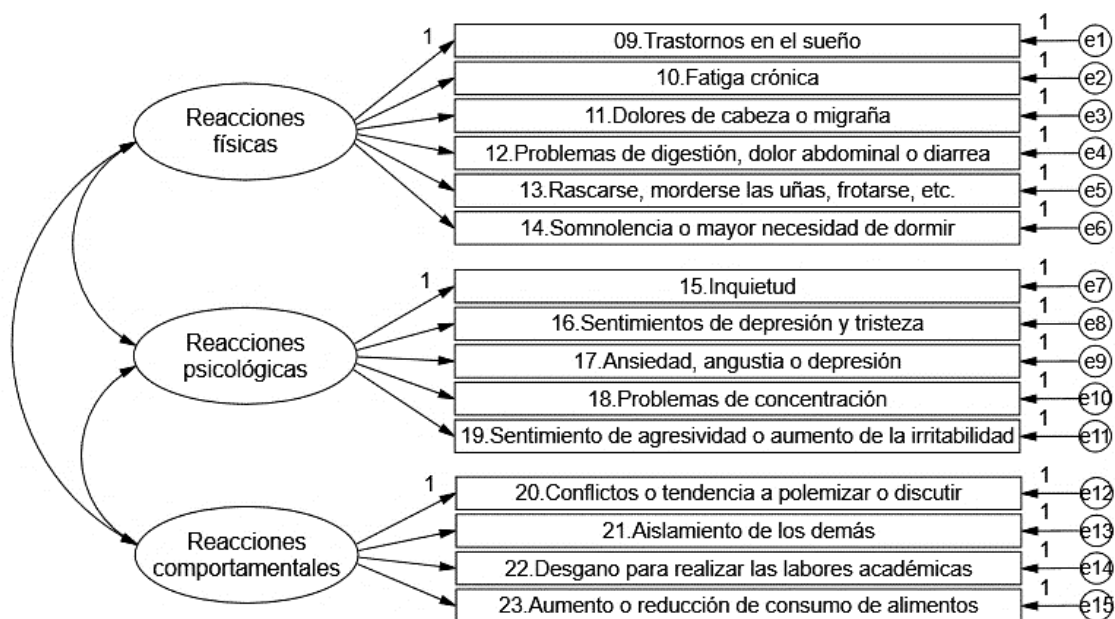


Figura 10. Diagrama de trayectoria para el modelo tridimensional de las reacciones con errores incorrelacionados

De acuerdo con el modelo presentado, se asume que todas las medidas de error (e_i) no están correlacionadas entre sí. Esto implica que para los ítems que cargan en las mismas variables latentes (reacciones físicas, reacciones psicológicas o reacciones comportamentales), la covarianza observada entre las mediciones puede ser explicado enteramente por el constructo subyacente.

Inicialmente se presenta las matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de reacciones (Tabla 13), el cual se encuentra representado en la **Figura 11**. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de reacciones.

Tabla 13. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de reacciones

Ítems	it09	it10	it11	it12	it13	it14	it15	it16	it17	it18	it19	it20	it21	it22	it23
it09	–														
it10	.570	–													
it11	.481	.504	–												
it12	.396	.439	.436	–											
it13	.430	.463	.358	.525	–										
it14	.441	.585	.487	.398	.446	–									
it15	.465	.483	.360	.334	.325	.461	–								
it16	.415	.437	.415	.325	.435	.514	.515	–							
it17	.469	.512	.434	.356	.454	.480	.557	.705	–						
it18	.391	.483	.376	.385	.442	.479	.473	.576	.615	–					
it19	.456	.458	.405	.446	.504	.477	.506	.550	.566	.577	–				
it20	.373	.413	.279	.388	.386	.375	.401	.397	.473	.454	.602	–			
it21	.432	.417	.354	.399	.464	.386	.429	.488	.501	.482	.579	.524	–		
it22	.416	.454	.338	.344	.443	.517	.401	.460	.511	.551	.503	.491	.554	–	
it23	.472	.483	.428	.388	.403	.503	.446	.459	.501	.481	.489	.370	.501	.574	–

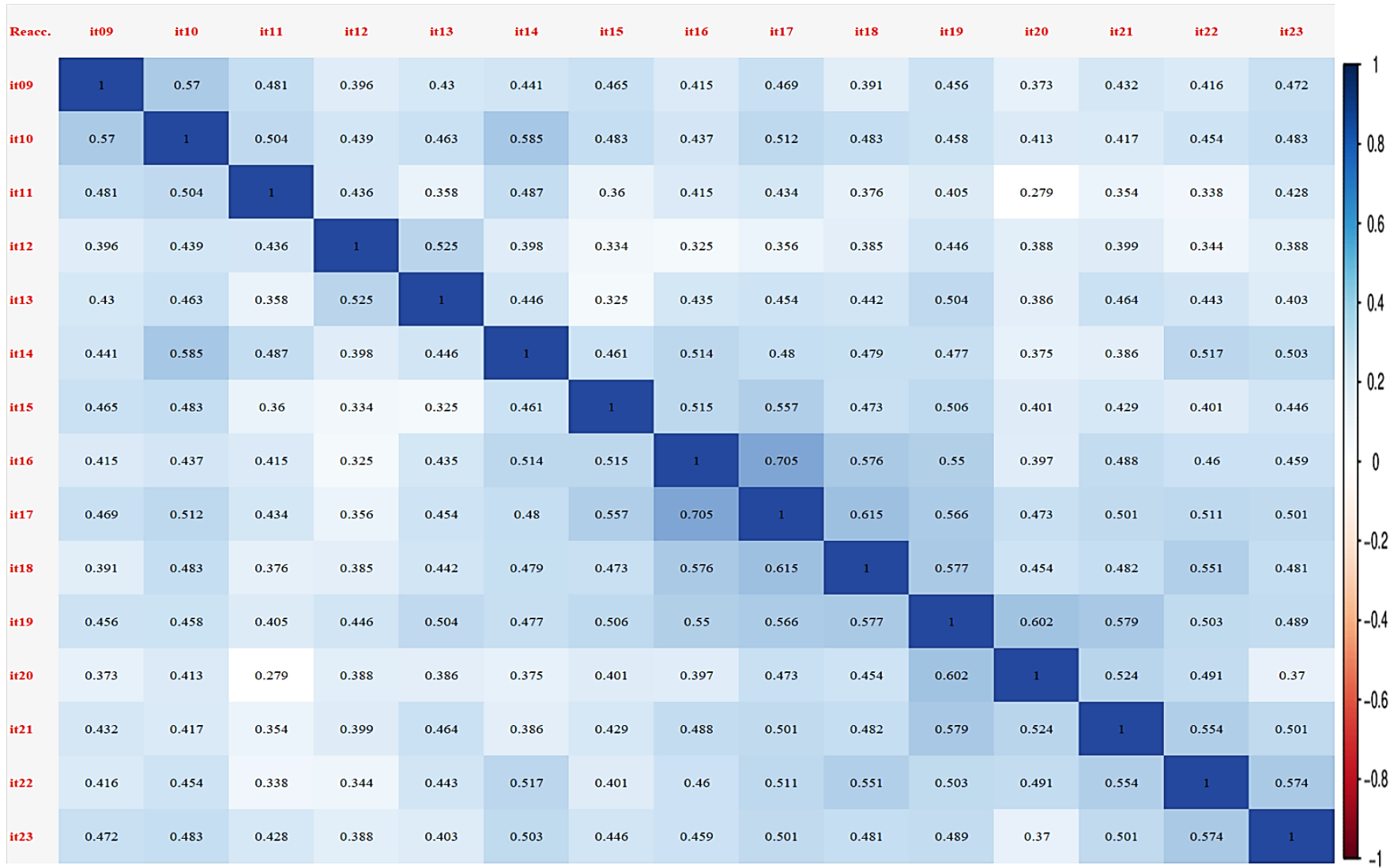


Figura 11. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de reacciones

La Tabla 13 y la **Figura 11** muestran la matriz de correlaciones policóricas (debido a la naturaleza ordinal de las variables), observándose que los valores se encuentran entre $r_{\text{policórica}} = .705$ y $r_{\text{policórica}} = .279$

- **Identificación del modelo.**

Según lo expuesto en apartados anteriores, se busca que el modelo esté sobreidentificado para poder estimarlo. A saber, un modelo está sobreidentificado si el número de piezas de información disponibles es mayor al número de parámetros a estimar.

Para lo cual debemos comprobar que el número de grados de libertad sea positivo, es decir:

$$gl = \frac{J * (J + 1)}{2} - t$$

Donde: “J” es el número de ítems y “t” es el número de parámetros a estimar.

En el modelo de los estresores, como “J” =15 ítems, tenemos 120 piezas de información disponibles que son las entradas en la matriz de correlaciones.

El número de elementos a predecir corresponden a 15 pesos factoriales λ_i , 15 varianzas y 3 covarianzas de las variables exógenas, haciendo 33 parámetros a estimar y, por lo tanto, el número de grados de libertad es 87 y el modelo está sobreidentificado, es decir tiene solución única.

- **Estimación de los parámetros.**

Al estimar el modelo mediante la sintaxis de la librería lavaan de R en su versión 0.6-3, que se encuentra en el anexo, se muestra lo siguiente:

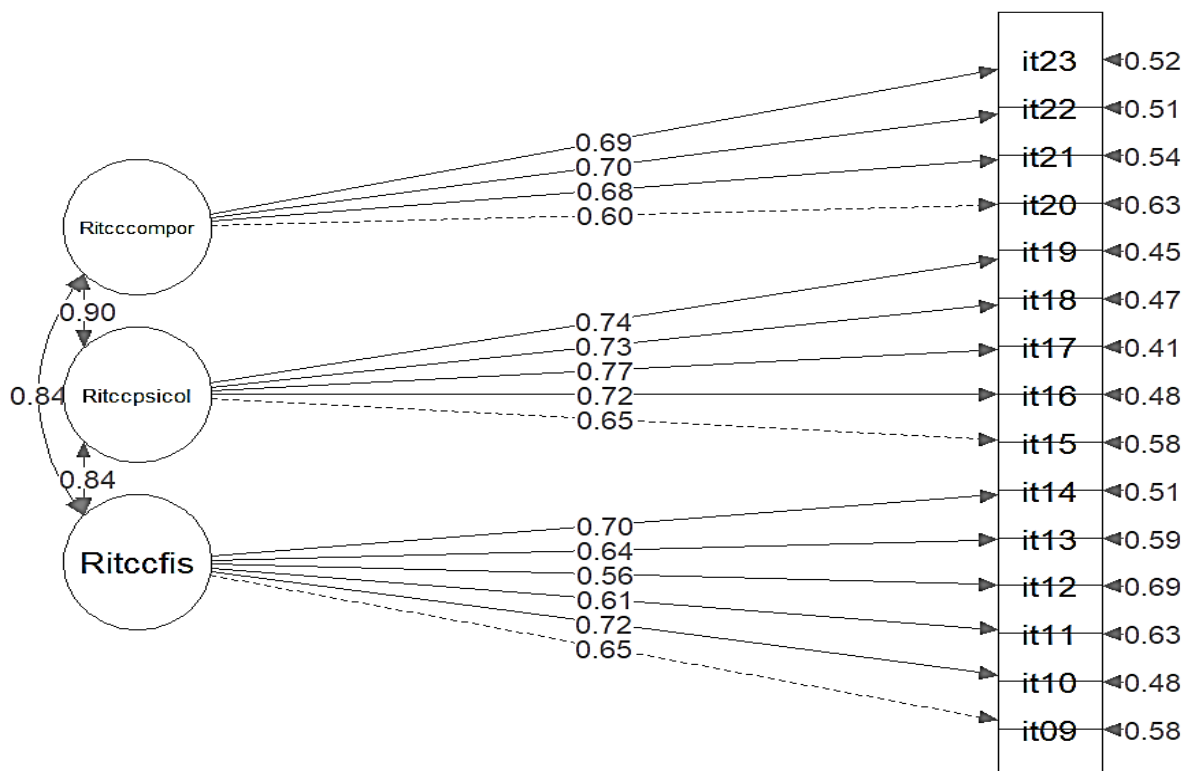


Figura 12. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial confirmatorio de la escala de reacciones

Se usó como procedimiento de estimación de parámetros al estimador WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianzas ajustadas) ya que este estimador tiene su importancia en la robustez de sus resultados cuando la escala de medición de las variables es ordinal (Finney y DiStefano, 2013; Kline, 2016).

En la solución que se muestra en la **Figura 12**, se utilizaron todas las variables estandarizadas, es decir no se encuentran en su métrica original, ya que esta solución estandarizada puede ser comparable con el AFE que sólo muestra soluciones estandarizadas.

De la solución del AFC mostrado en la **Figura 12** se extraen las cargas factoriales para cada una de las tres variables latentes (reacciones físicas, psicológicas y comportamentales) que se muestran a continuación:

Tabla 14. Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio para la escala de reacciones en su modelo de tres factores correlacionados.

Ítem	F1	F2	F3
09.Trastornos del sueño.	.652		
10.Fatiga crónica.	.724		
11.Dolores de cabeza o migraña.	.608		
12.Problemas de digestión, dolor abdominal o diarrea.	.558		
13.Rascarse, morderse las uñas, frotarse, etc.	.640		
14.Somnolencia o mayor necesidad de dormir.	.700		
15.Inquietud.		.646	
16.Sentimientos de depresión y tristeza.		.719	
17.Ansiedad, angustia o depresión.		.766	
18.Problemas de concentración.		.726	
19.Sentimiento de agresividad o aumento de la		.745	
20.Conflictos o tendencia a polemizar o discutir.			.605
21.Aislamiento de los demás.			.679
22.Desgano para realizar las labores académicas.			.702
23.Aumento o reducción de consumo de alimentos.			.695
Correlaciones entre factores			
Reacciones físicas (F1)	-		
Reacciones psicológicas (F2)	.840	-	
Reacciones comportamentales (F3)	.843	.898	-

Las cargas factoriales para las reacciones físicas se encuentran entre $\lambda = .724$ y $\lambda = .558$, para las reacciones psicológicas se encuentran entre $\lambda = .766$ y $\lambda = .646$ y para las reacciones comportamentales se encuentran entre $\lambda = .702$ y $\lambda = .605$. Además, todas las cargas factoriales tienen valores estadísticamente significativos, $p < .001$, con calificación de buenos, muy buenos y excelentes.

De acuerdo con las consideraciones de Tabachnick y Fidell (2012), observando dentro de las reacciones físicas, el ítem 11 (dolores de cabeza o migraña) y el ítem 12 (Problemas de digestión, dolor abdominal o diarrea) son considerados buenos; el ítem 9 (Trastornos en el sueño: insomnio o pesadillas), el ítem 10 (fatiga crónica), el ítem 13 (rascarse, morderse las

uñas, frotarse) y el ítem 14 (somnia o mayor necesidad de dormir) son ítems con cargas factoriales muy buenos. Dentro de las reacciones psicológicas, el ítem 15 (Inquietud: incapacidad de relajarse y estar tranquilo) y el ítem 16 (sentimientos de depresión y tristeza) son calificados como muy buenos; los ítems 17 (ansiedad, angustia y depresión), 18 (problemas de concentración) y el ítem 19 (sentimientos de agresividad o aumento de la irritabilidad) son considerados excelentes. Dentro de las reacciones comportamentales, el ítem 20 (conflicto o tendencia a polemizar o discutir) es considerado bueno; los ítems 21 (aislamiento de los demás), 22 (desgano para realizar las labores académicas) y el ítem 23 (aumento o reducción del consumo de alimentos) son calificados como indicadores muy buenos

Por consiguiente, el síntoma físico que se considera más relevantes producto de los estímulos estresores en los estudiantes es la fatiga crónica; la reacción psicológica más importante producto del estrés académico es la ansiedad, angustia y depresión de los estudiantes y la reacción comportamental más importante es el desgano para realizar las labores escolares.

Debido a que la solución es estandarizada, las cargas factoriales pueden ser interpretadas como coeficientes de regresión estandarizadas; por ejemplo, un incremento de un punto estándar en la fatiga crónica se asocia con un incremento de 0.724 puntos estándar en el factor de las reacciones físicas debidas a un estímulo estresor.

Así mismo, cuando ninguna variable carga en más de un factor, como es este caso; las cargas factoriales de la solución estandarizada también pueden interpretarse como correlaciones del ítem con el factor latente ya que este factor es el único predictor del ítem. Por lo cual, el cuadrado de las cargas factoriales provee la proporción de la varianza en el ítem que es explicada por el factor latente. La Tabla 15 muestra estos resultados.

Tabla 15. Cargas factoriales de cada ítem con su factor latente y proporción de varianza explicada por el factor latente

Ítem (variables)	Factor Latente	Carga Factorial	Proporción de varianza	Proporción de error
09.Trastornos del sueño.		0.65	0.43	0.57
10.Fatiga crónica.		0.72	0.52	0.48
11.Dolores de cabeza o		0.61	0.37	0.63
12.Problemas de digestión, dolor abdominal o diarrea.	REACCIONES FÍSICAS	0.56	0.31	0.69
13.Rascarse, morderse las uñas, frotarse, etc.		0.64	0.41	0.59
14.Somnolencia o mayor necesidad de dormir.		0.70	0.49	0.51
15.Inquietud.		0.65	0.42	0.58
16.Sentimientos de depresión		0.72	0.52	0.48
17.Ánsiedad, angustia o	REACCIONES PSICOLÓGICAS	0.77	0.59	0.41
18.Problemas de		0.73	0.53	0.47
19.Sentimiento de agresividad o aumento de la irritabilidad.		0.75	0.56	0.44
20.Conflictos o tendencia a polemizar o discutir.		0.61	0.37	0.63
21.Aislamiento de los demás.	REACCIONES COMPORTAMENTALES	0.68	0.46	0.54
22.Desgano para realizar las labores académicas.		0.70	0.49	0.51
23.Aumento o reducción de consumo de alimentos.		0.70	0.48	0.52

De la Tabla 15 se interpreta que el factor “reacciones físicas” da cuenta del 52% de la variabilidad en el ítem 10 (fatiga crónica), del 49% de la variabilidad en el ítem 14 (somnolencia o mayor necesidad de dormir), de 43% en el ítem 9 (trastornos del sueño); el factor “reacciones psicológicas” explica el 59% de la variabilidad en el ítem 17 (ansiedad, angustia y depresión),

La diferencia entre el 100% y este porcentaje es, por ende, la proporción de la varianza no explicada por el factor latente. A este porcentaje se le llama error de varianza único. Por ejemplo, mientras que el factor latente “estresores” solo explica un 13% de la variabilidad en

el ítem 7 (la participación en clase), un 87% es varianza única o no explicada por el factor latente.

- **Índices de bondad de ajuste**

El análisis factorial confirmatorio para la estructura original de tres factores correlacionados indica un ajuste apropiado, $\chi^2(87) = 184.63$, CFI = .965, RMSEA = .045.

Tabla 16. Índices de bondad de ajuste de tres modelos de la escala de reacciones

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA
Modelo de tres factores correlacionados	184.63***	87	2.12	.97	.96	.045

Nota. CFI = Índice de ajuste comparativo, TLI = Índice de Tucker Lewis, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación.

*** $p < .001$.

A pesar de que χ^2/gl están desaconsejadas ya que son sensibles al tamaño de la muestra; es decir, que a mayor tamaño muestral es más fácil rechazar el modelo incluso si la discrepancia es pequeña, pues al aumentar el tamaño de la muestra se incrementa la potencia para detectar discrepancias estadísticamente significativas, pero irrelevantes desde el punto de vista práctico, por el contrario, si la muestra es pequeña, grandes discrepancias pueden no resultar estadísticamente significativas. Con el resultado ($\chi^2/gl = 2.12$) a un nivel de significación $\alpha = 0.01$, se puede concluir que el modelo se ajusta a los datos, debido a que ratios menores a 2 o 3 suelen considerarse indicadores de ajuste aceptable. (ver tabla de índices de ajuste)

Para el modelo de reacciones el RMSEA arroja un valor 0.045 que indica un buen ajuste del modelo.

Otro índice muy utilizado es el de Ajuste Comparativo (CFI), que evalúa el ajuste del modelo estimado contra una solución restringida o modelo nulo (dícese de un modelo en el que las covarianzas o correlaciones entre todos los ítems son fijadas en cero). Un valor cercano a uno muestra un mejor ajuste. En este caso, el índice CFI fue de 0.97, que indica que la escala de reacciones del inventario SISCO es bueno con respecto a un modelo nulo.

Por consiguiente, la escala de reacciones del inventario SISCO presenta buena evidencia de validez basado en su estructura interna.

4.2.2. Análisis de confiabilidad

El resultado del análisis de consistencia interna se muestra en la Tabla 17, donde se tiene el mayor valor para reacciones psicológicas ($\omega = .84$) y menor para reacciones comportamentales ($\omega = .77$). También en esta tabla se observa los coeficientes de consistencia interna de alfa ordinal.

Tabla 17. Descriptivos y coeficientes de consistencia interna de las dimensiones de la escala de reacciones

Medición	Núm. ítems	α_{ordinal}	ω	confiabilidad
Reacciones físicas	6	.84	.81	Muy alta
Reacciones psicológicas	5	.87	.84	Muy alta
Reacciones comportamentales	4	.80	.77	Alta
Reacciones	15	.93	.91	Muy alta

En cuanto a este análisis de fiabilidad, abordado desde la perspectiva de la consistencia interna, el alfa ordinal y omega para el total de la escala de reacciones fue .93 y .91 respectivamente, valores que representan un buen nivel de confiabilidad.

4.3. ANÁLISIS DE LA ESCALA DE ESTRATEGIAS DE AFRONTAMIENTO

4.3.1. Evidencia de validez mediante el AFC

- **Especificación del modelo**

A continuación, se presenta el modelo unidimensional de la variable latente “estrategias de afrontamiento” que consta de 6 ítems o variables endógenas.

Inicialmente se presenta las matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de afrontamiento (Tabla 18), el cual se encuentra representado en la **Figura 13**.

Tabla 18. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estrategias de afrontamiento

Ítem	it24	it25	it26	it27	it28	it29
it24	-					
it25	.501	-				
it26	.375	.511	-			
it27	.141	.186	.347	-		
it28	.349	.485	.447	.195	-	
it29	.326	.387	.360	.270	.466	-



Figura 13. Correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estrategias de afrontamiento

La Tabla 18 y la **Figura 13** muestran la matriz de correlaciones policóricas (debido a la naturaleza ordinal de las variables), observándose que los valores se encuentran entre $r_{\text{policórica}} = .511$ y $r_{\text{policórica}} = .141$

- **Identificación del modelo.**

Según lo expuesto en apartados anteriores, se busca que el modelo esté sobreidentificado para poder estimarlo. A saber, un modelo está sobreidentificado si el número de piezas de información disponibles es mayor al número de parámetros a estimar.

Para lo cual debemos comprobar que el número de grados de libertad sea positivo, es decir:

$$gl = \frac{J * (J + 1)}{2} - t$$

Donde: “J” es el número de ítems y “t” es el número de parámetros a estimar.

En el modelo de los estresores, como “J” =6 ítems, tenemos 21 piezas de información disponibles que son las entradas en la matriz de correlaciones.

El número de elementos a predecir corresponden a 6 pesos factoriales λ_i , 6 varianzas y covarianzas de las variables exógenas, haciendo 12 parámetros a estimar y, por lo tanto, el número de grados de libertad es 9 y el modelo está sobreidentificado, es decir tiene solución única.

- **Estimación de los parámetros.**

Al estimar el modelo mediante la sintaxis de la librería Lavaan de R en su versión 0.6-3, que se encuentra en el anexo, se muestra lo siguiente:

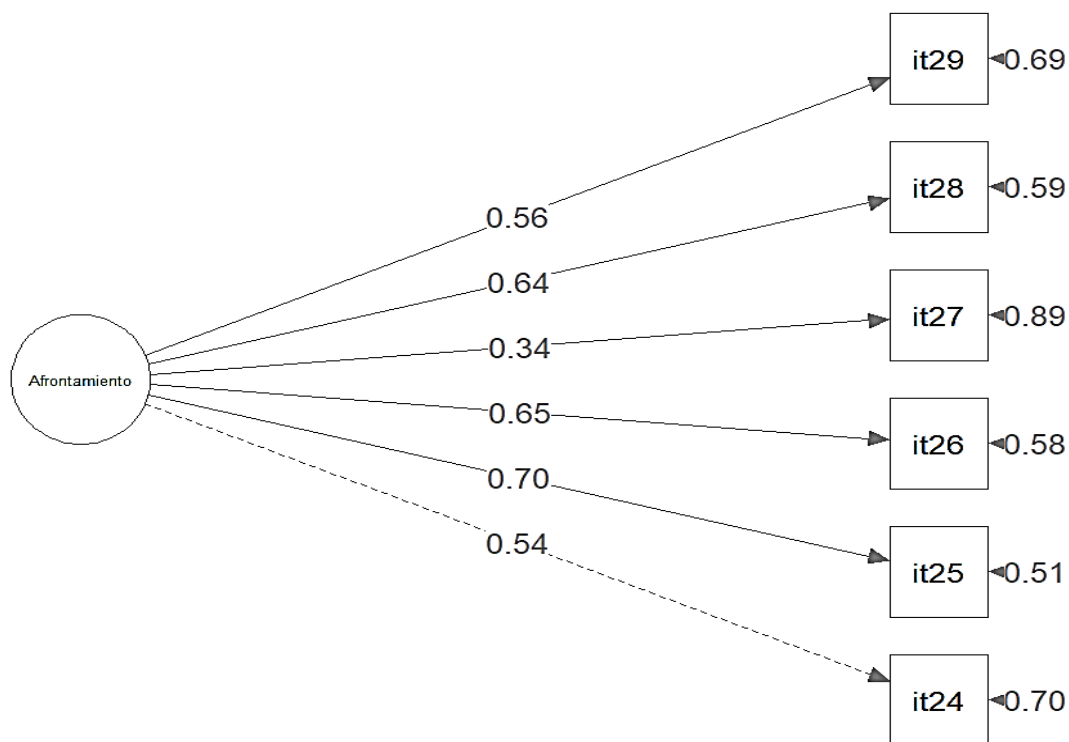


Figura 14. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial confirmatorio de la escala de estrategias de afrontamiento.

Se usó como procedimiento de estimación de parámetros al estimador WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas) ya que este estimador tiene su importancia en la robustez de sus resultados cuando la escala de medición de las variables es ordinal (Finney y DiStefano, 2013; Kline, 2016).

En la solución que se muestra en la **Figura 14**, se utilizaron todas las variables estandarizadas, es decir no se encuentran en su métrica original, ya que esta solución estandarizada puede ser comparable con el AFE que sólo muestra soluciones estandarizadas.

De la solución del AFC mostrado en la **Figura 14** se extraen las cargas factoriales que se muestran a continuación:

Tabla 19. Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio para la escala de estrategias de afrontamiento.

Ítem	F1
24.Habilidad asertiva (defender nuestras preferencias, ideas o sentimientos sin dañar a otros)	.544
25.Elaboración de un plan y ejecución de sus tareas	.703
26.Elogios a sí mismo	.648
27.La religiosidad (oraciones o asistencia a misa)	.336
28.Búsqueda de información sobre la situación	.637
29.Ventilación y confidencias (verbalización de la situación que preocupa)	.560

Las cargas factoriales se encuentra entre $\lambda = .703$ y $\lambda = .336$. Además, todas las cargas factoriales tienen valores estadísticamente significativos, $p < .001$, y aceptables

De acuerdo con las consideraciones de (Tabachnick & Fidell, 2012), el ítem 27 (la religiosidad) es bajo, el ítem 24 (Habilidad asertiva) es favorable, el ítem 29 (Ventilación y confidencias) es bueno, y los ítems 25, 26 y 28 (elaboración de un plan y ejecución de tareas, elogios a sí mismos y búsqueda de información sobre la situación) son muy buenos.

Por consiguiente, las estrategias de afrontamiento que los estudiantes de la UNSCH recurren con mayor frecuencia para enfrentar la situación que les causa estrés son: elaboración de un plan y ejecución de tareas, elogios a sí mismos y búsqueda de información sobre la situación en ese orden.

Debido a que la solución es estandarizada, las cargas factoriales pueden ser interpretadas como coeficientes de regresión estandarizadas; por ejemplo, un incremento de un punto la búsqueda de información se asocia con un incremento de 0.64 puntos estándar en el factor de estrategias de afrontamiento.

Así mismo, cuando ninguna variable carga en más de un factor, como es este caso; las cargas factoriales de la solución estandarizada también pueden interpretarse como correlaciones del ítem con el factor latente ya que este factor es el único predictor del ítem. Por lo cual, el cuadrado de las cargas factoriales provee la proporción de la varianza en el ítem que es explicada por el factor latente. La Tabla 20 muestra estos resultados.

Tabla 20. Cargas factoriales de cada ítem con el factor latente “Afrontamiento” y proporción de varianza explicada por el factor latente

Ítem	Factor latente	Carga Factorial	Proporción de varianza	Proporción de Error
24.Habilidad asertiva	AFRONTAMIENTO	0.54	0.30	0.70
25.Elaboración de un plan y ejecución de		0.70	0.49	0.51
26.Elogios a sí mismo		0.65	0.42	0.58
27.La religiosidad		0.34	0.11	0.89
28.Búsqueda de información sobre la		0.64	0.41	0.59
29.Ventilación y confidencias		0.56	0.31	0.69

Bajo el modelo clásico o teoría clásica de los test es posible estimar la parte de la varianza de cada ítem explicada por el factor común subyacente a ese conjunto de ítems, de la Tabla 20 se interpreta que, por ejemplo, el factor “Afrontamiento” explica el 49% de la variabilidad del ítem 25 (elaboración de un plan y ejecución de tareas), el 42% del ítem 26 (elogios a sí mismo).

La diferencia entre el 100% y este porcentaje es, por ende, la proporción de la varianza no explicada por el factor latente. A este porcentaje se le llama error de varianza único. Por ejemplo, mientras que el factor latente “afrontamiento” solo explica un 11% de la variabilidad en el ítem 27 (la religiosidad), un 89% es varianza única o no explicada por el factor latente, este resultado sugiere que se tenga que revisar el ítem 27.

- **Índices de bondad de ajuste**

El análisis factorial confirmatorio para la estructura original unidimensional indica un ajuste apropiado, $\chi^2(9) = 34.45$, CFI = .95, RMSEA = .072.

Tabla 21. Índices de bondad de ajuste para el modelo unidimensional para la escala de estrategias de afrontamiento

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA
Modelo unidimensional	34.45***	9	3.83	.95	.92	.072

Nota. CFI = Índice de ajuste comparativo, TLI = Índice de Tucker Lewis, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación.

*** $p < .001$.

El error cuadrático medio de la aproximación (RMSEA, por sus siglas en inglés) es un índice que evalúa que tan bien se ajusta el modelo a la población o qué tan buen ajuste se obtiene dados los valores observados; se interpreta como un buen ajuste valores por debajo de 0.05; valores entre 0.05 y 0.08 indican ajuste aceptable; valores entre 0.08 y 0.10 indican ajuste marginalmente aceptable y valores por encima de 0.10 indican mal ajuste. Para el modelo de las estrategias de afrontamiento el RMSEA arroja un valor 0.072 que indica un ajuste aceptable del modelo.

Otro índice muy utilizado es el de Ajuste Comparativo (CFI), que evalúa el ajuste del modelo estimado contra una solución restringida o modelo nulo (dícese de un modelo en el que las covarianzas o correlaciones entre todos los ítems son fijadas en cero). Un valor cercano a uno muestra un mejor ajuste. En este caso, el índice CFI fue de 0.95, que indica que la escala de las estrategias de afrontamiento del inventario SISCO es bueno con respecto a un modelo nulo.

Por consiguiente, la escala de reacciones del inventario SISCO presenta evidencia aceptable de validez basado en su estructura interna.

4.3.2. Análisis de confiabilidad

El resultado del análisis de consistencia interna se muestra en la Tabla 22, donde se tiene el valor de $\omega = .75$. y 0.77 para el coeficiente alfa ordinal, valores que indican alto nivel de confiabilidad. (Palella & Martins, 2003)

Tabla 22. Descriptivos y coeficientes de consistencia interna de la estructura unidimensional de la escala de estrategias de afrontamiento

Medición	Núm. ítems	α_{ordinal}	ω	Confiabilidad
Estrategias de afrontamiento	6	.77	.75	alta

4.4. ANALISIS PARA EL MODELO PROPUESTO

4.4.1. Análisis de la escala de estresores

4.4.1.1. Análisis factorial exploratorio.

Para explorar la estructura factorial de la escala de estresores, todos los ocho ítems del instrumento fueron sujetos a un análisis factorial exploratorio con rotación oblicua (oblimin). El criterio de Kaiser-Meyer-Olkin verificó la adecuación muestral para el análisis, $KMO = .82$,

mientras que el test de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativo, $\chi^2(28) = 906.3$, $p < .001$, indicando que la matriz de correlaciones de los datos es adecuada para el análisis factorial. Mediante el método de extracción de Mínimos Residuales (ULS) y el método paralelo para la determinación del número de factores (**Figura 15**), se determinó una estructura de tres dimensiones correlacionadas que explican el 50% de la varianza.

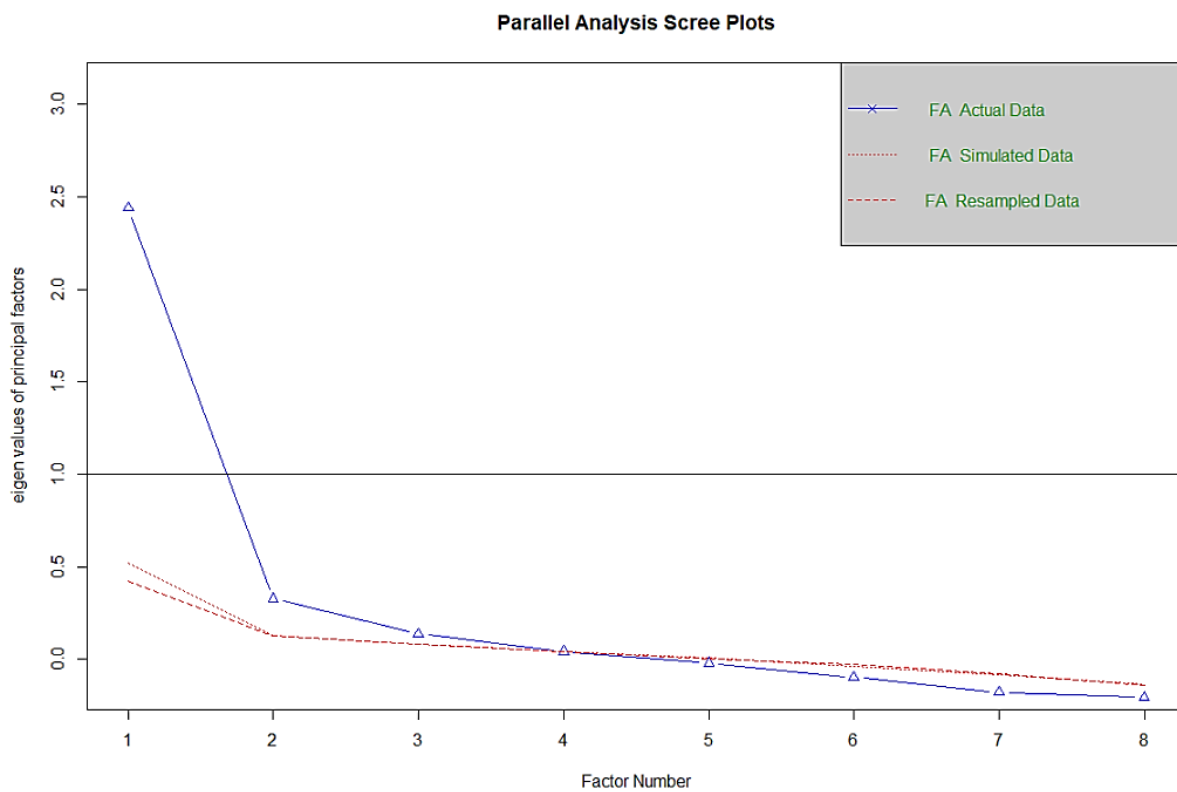


Figura 15. Scree Plot mediante el método paralelo en la escala de estresores

Las cargas factoriales con $\lambda > .30$ se muestran resaltadas en la Tabla 23.

Tabla 23. *Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para tres factores correlacionados*

Ítem	F1	F2	F3
01.La competencia con los compañeros	.015	.989	.011
02.La sobrecarga de tareas y trabajos académicos	.593	.137	.085
03.La personalidad y el carácter del profesor	.386	.028	.253
04.Las evaluaciones de los profesores	.819	.004	.054
05.El tipo de trabajo que te piden los profesores	.729	.013	.002
06.El no entender los temas que se abordan en la clase	.028	.089	.652
07.La participación en clase	.015	.192	.322
08.El tiempo limitado para hacer el trabajo	.363	.139	.393
Correlaciones entre factores			
F1	-		
F2	.328	-	
F3	.554	.408	-

Las cargas factoriales resaltadas muestran saturaciones mayores a .32 que es la saturación mínima a considerar que equivale aproximadamente el 10% de la varianza explicada.

Por otro lado, observamos que en el factor 2 solo pesa la variable 1. Al respecto, varios autores toman como norma general, que cuántos más ítems existan y midan con precisión un factor, más determinado estará el citado factor y más estable será la solución factorial. Los estudios revisados apuntan un mínimo de 3 o 4 ítems por factor, solo si se dispone de un mínimo de 200 casos (Lloret-Segura, 2014).

Cuando en un factor latente sólo pesa una variable o en un factor latente pesan sólo dos variables y el factor no correlaciona con los otros, se dice que el modelo no está identificado localmente. (Abad, Olea, Ponsoda, & García, 2011)

Por las razones expuestas se procedió a eliminar el factor 2 y se realizó un nuevo análisis factorial con la escala reducida tras eliminar el ítem 1 (la competencia con los compañeros).

- **Análisis factorial exploratorio de la escala de estresores: Modelo 2**

El modelo 2 de la escala de estresores está conformada por el ítem 2, ítem 3, ítem 4, ítem 5, ítem 6, y el ítem 8. Se eliminó el ítem 7 debido a la baja carga que posee en los tres factores ($\lambda=.322$) y el ítem 1 ya que es el único que satura en un único factor.

Para explorar la estructura factorial de la escala de estresores reducida, tras la eliminación de los ítems 1 y 7, los seis ítems de la escala de estresores fueron sujetos a un análisis factorial exploratorio con rotación oblicua (oblimin). El criterio de Kaiser-Meyer-Olkin verificó la adecuación muestral para el análisis, $KMO = .82$, mientras que el test de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativo, $\chi^2(15) = 709.7, p < .001$, indicando que la matriz de correlaciones de los datos es adecuada para el análisis factorial. Mediante el método de extracción de Mínimos Residuales (ULS) y el método paralelo para la determinación del número de factores (**Figura 16**), se determinó una estructura de dos dimensiones correlacionadas que explican el 47.98 % de la varianza.

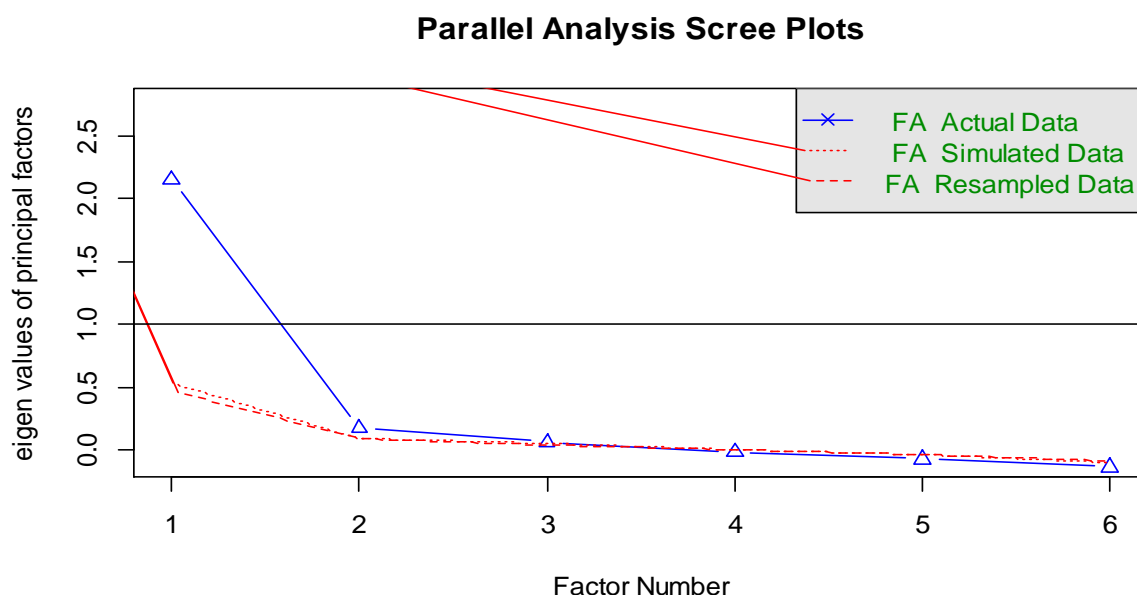


Figura 16. Scree Plot mediante el método paralelo del modelo 2 de la escala de estresores

En la Tabla 24 se muestran las cargas factoriales del análisis factorial exploratorio.

Tabla 24. *Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para dos factores correlacionados*

Ítem	F1	F2
02.La sobrecarga de tareas y trabajos académicos	.618	135
03.La personalidad y el carácter del profesor	.443	.174
04.Las evaluaciones de los profesores	.780	-.019
05.El tipo de trabajo que te piden los profesores	.790	-.088
06.El no entender los temas que se abordan en la	.010	.769
08.El tiempo limitado para hacer el trabajo	.430	.239
Correlaciones entre factores		
F1	-	
F2	.477	-

Se observa nuevamente el mismo fenómeno en el factor 2, en el que satura un único ítem, tal como se puede observar en la **Figura 17**.

Factor Analysis

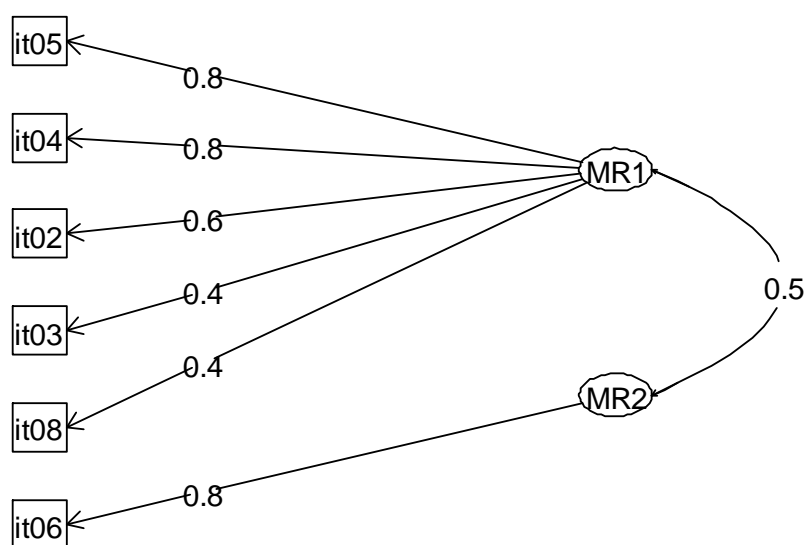


Figura 17. Salida del análisis factorial exploratorio del modelo 2 de la escala de estresores

Tal como lo recomiendan Bandalos y Finney, 2010; lo ideal es repetir el análisis factorial tras eliminar uno de los ítems inadecuados cada vez. En ocasiones variaciones pequeñas como eliminar un par de ítems pueden modificar sustancialmente el resultado final del análisis.

- **Análisis factorial exploratorio de la escala de estresores: Modelo 3**

El modelo 3 de la escala de estresores está conformada por el ítem 2, ítem 3, ítem 4, ítem 5, y el ítem 8. Se eliminó el ítem 6 debido a que es el único que satura en un único factor.

Para explorar la estructura factorial de la escala de estresores reducida (modelo 3), los cinco ítems de la escala de estresores fueron sujetos a un análisis factorial exploratorio con rotación oblicua (oblimin). El criterio de Kaiser-Meyer-Olkin verificó la adecuación muestral para el análisis, $KMO = .80$, mientras que el test de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativo, $\chi^2(10) = 609.6, p < .001$, indicando que la matriz de correlaciones de los datos es adecuada para el análisis factorial. Mediante el método de extracción de Mínimos Residuales (ULS) y el método paralelo para la determinación del número de factores (**Figura 18**), se determinó una estructura unidimensional que explica el 44 % de la varianza.

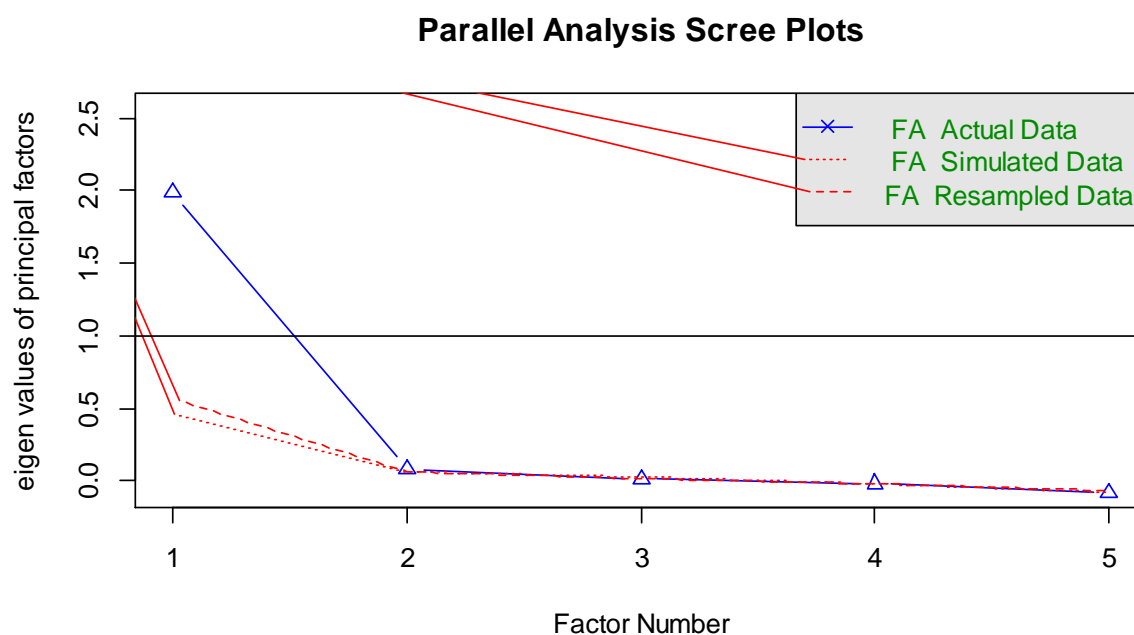


Figura 18. Scree Plot mediante el método paralelo del modelo 3 de la escala de estresores unidimensional.

A continuación, se muestra la Tabla 25 de las saturaciones de los 5 ítems del modelo unidimensional de la escala de estresores académicos y se muestra también en la **Figura 19** la salida gráfica del AFE.

Tabla 25. *Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para el modelo 3 de estresores*

Ítem	F1
02.La sobrecarga de tareas y trabajos académicos	.691
03.La personalidad y el carácter del profesor	.538
04.Las evaluaciones de los profesores	.765
05.El tipo de trabajo que te piden los profesores	.730
08.El tiempo limitado para hacer el trabajo	.558

Factor Analysis

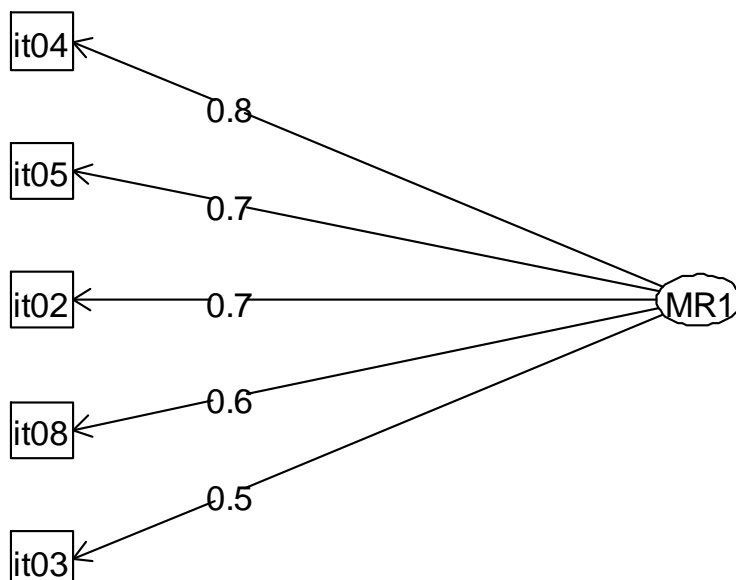


Figura 19. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial exploratorio del modelo 3 de la escala de estresores académicos.

Las cargas factoriales toman valores considerados buenos, muy buenos y excelentes, que van desde $\lambda=.538$ (la personalidad y el carácter del profesor) hasta $\lambda=.765$ (las evaluaciones de los profesores).

Seguidamente se procedió a realizar el análisis factorial confirmatorio para el modelo 03 de la escala de estresores académicos.

4.4.1.2. Evidencia de validez mediante análisis factorial confirmatorio del

Modelo propuesto.

El modelo propuesto (Modelo 03) de la variable latente “estresores académicos” es unidimensional y consta de 5 ítems o variables endógenas.

La matriz de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estresores para el modelo 3 se muestra en la Tabla 26:

Tabla 26. *Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estresores (modelo 3).*

Ítems	it02	it03	it04	it05	it08
it02	-				
it03	0.330	-			
it04	0.560	0.404	-		
it05	0.490	0.400	0.569	-	
it08	0.401	0.351	0.38	0.404	-

En la Tabla 26 se observa que los valores se encuentran entre $r_{\text{policórica}} = .569$ y $r_{\text{policórica}} = .330$

El modelo se encuentra sobreidentificado, ya que se tiene 15 piezas de información disponibles y el número de elementos a predecir corresponden a 5 pesos factoriales λ_i , 5 varianzas y covarianzas de las variables exógenas, haciendo 10 parámetros a estimar y, por lo tanto, el número de grados de libertad es 5 y el modelo está sobreidentificado, es decir tiene solución única.

Al estimar el modelo mediante la sintaxis de la librería lavaan de R en su versión 0.6-3, que se encuentra en el **Anexo 4**, se muestra lo siguiente:

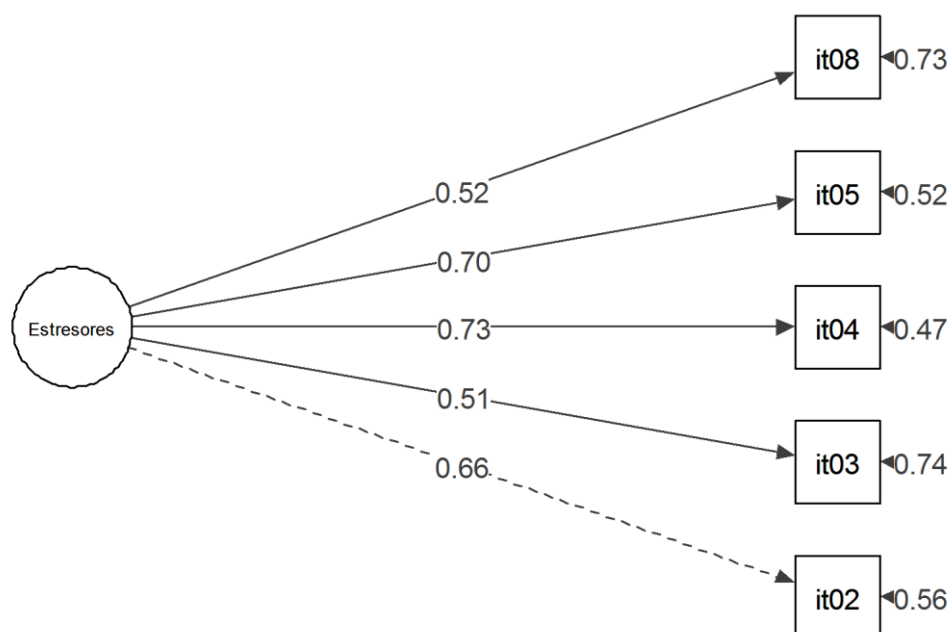


Figura 20. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial confirmatorio de la escala de estresores (modelo3)

Se usó como procedimiento de estimación de parámetros al estimador WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas)

En la solución que se muestra en la **Figura 20**, se utilizaron todas las variables estandarizadas, es decir no se encuentran en su métrica original, ya que esta solución estandarizada puede ser comparable con el AFE que sólo muestra soluciones estandarizadas.

De la solución del AFC mostrado en la **Figura 20** se extraen las cargas factoriales que se muestran a continuación:

Tabla 27. *Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio para la escala de estresores*

Ítem	F1
02.La sobrecarga de tareas y trabajos académicos	.66
03.La personalidad y el carácter del profesor	.51
04.Las evaluaciones de los profesores	.73
05.El tipo de trabajo que te piden los profesores	.70
08.El tiempo limitado para hacer el trabajo	.52

Las cargas factoriales se encuentra entre $\lambda = .73$ y $\lambda = .51$. Además, todas las cargas factoriales tienen valores estadísticamente significativos, $p < .001$, y aceptables

De acuerdo con las consideraciones de Tabachnick y Fidell (2012), el ítem 3 y el ítem 8 son considerados favorables, los ítems 2 y 5 tienen cargas factoriales muy buenos y el ítem 4 es considerado excelente.

Por consiguiente, las situaciones que generan mayor estrés académico en los estudiantes son: “las evaluaciones de los profesores”, luego “el tipo de trabajo que te piden los profesores” y “la sobrecarga de tareas y trabajos académicos”

Debido a que la solución es estandarizada, las cargas factoriales pueden ser interpretadas como coeficientes de regresión estandarizadas; por ejemplo, un incremento de un punto estándar en “las evaluaciones de los profesores” se asocia con un incremento de 0.73 puntos estándar en el factor de los estresores académicos.

La Tabla 28 muestra las cargas factoriales y la proporción de la varianza en el ítem que es explicada por el factor latente.

Tabla 28. *Cargas factoriales de cada ítem con el factor latente “Estresores” y proporción de varianza explicada por el factor latente del modelo 03*

Ítem (variable)	Factor latente	Carga Factorial	Proporción de varianza	Proporción Error
02.La sobrecarga de tareas y trabajos		0.66	0.44	0.56
03.La personalidad y el carácter del profesor		0.51	0.26	0.74
04.Las evaluaciones de los profesores	ESTRESORES	0.73	0.53	0.47
05.El tipo de trabajo que te piden los prof.		0.70	0.49	0.51
08.El tiempo limitado para hacer el trabajo		0.52	0.27	0.73

Fuente: Cálculos propios.

De la Tabla 28 se interpreta que, por ejemplo, el factor “Estresores” da cuenta del 53% de la variabilidad en el ítem 4 (las evaluaciones de los profesores), de 49% en el ítem 5 (el tipo de trabajo que piden).

La diferencia entre el 100% y este porcentaje es, por ende, la proporción de la varianza no explicada por el factor latente. A este porcentaje se le llama error de varianza único. Por ejemplo, mientras que el factor latente “estresores” solo explica un 26% de la variabilidad en el ítem 3 (la personalidad y el carácter del profesor), un 74% es varianza única o no explicada por el factor latente.

En cuanto a los índices de bondad de ajuste, el análisis factorial confirmatorio para el modelo 03 de los estresores académicos indica un buen ajuste, $\chi^2(5) = 7.203$ con un p_valor de .206 que siendo $\geq .05$, se acepta que el modelo es adecuado, CFI = .995, RMSEA = .028. Estos también se pueden observar en la Tabla 29.

Tabla 29. *Índices de bondad de ajuste para el modelo 03 de estresores académicos.*

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA
Modelo unidimensional	7.203	5	1.44	.995	.990	.028

Nota. CFI = Índice de ajuste comparativo, TLI = Índice de Tucker Lewis, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación.

A pesar de que χ^2/gl están desaconsejadas ya que son sensibles al tamaño de la muestra; es decir, que a mayor tamaño muestral es más fácil rechazar el modelo incluso si la discrepancia es pequeña, pues al aumentar el tamaño de la muestra se incrementa la potencia para detectar discrepancias estadísticamente significativas, pero irrelevantes desde el punto de vista práctico, por el contrario, si la muestra es pequeña, grandes discrepancias pueden no resultar estadísticamente significativas. Con el resultado ($\chi^2/gl = 1.44$) a un nivel de significación $\alpha =$

0.01, se puede concluir que el modelo se ajusta a los datos, debido a que ratios menores a 2 o 3 suelen considerarse indicadores de ajuste aceptable. (ver tabla de índices de ajuste)

Para el modelo 03 de estresores el error cuadrático medio de la aproximación RMSEA arroja un valor 0.028 que indica que el ajuste del modelo es muy bueno.

Otro índice muy utilizado es el de Ajuste Comparativo (CFI), que evalúa el ajuste del modelo estimado contra una solución restringida o modelo nulo (dícese de un modelo en el que las covarianzas o correlaciones entre todos los ítems son fijadas en cero). Un valor cercano a uno muestra un mejor ajuste. En este caso, el índice CFI fue de 0.995, que indica que el modelo 03 de los estresores es muy bueno con respecto a un modelo nulo.

Por consiguiente, el modelo 03 de la escala de estresores académicos presenta buena evidencia de validez basado en su estructura interna.

4.4.1.3. Análisis de confiabilidad del Modelo propuesto.

El resultado del análisis de consistencia interna se muestra en la Tabla 30.

Tabla 30. Coeficientes de consistencia interna de las dimensiones de la escala de estresores (modelo propuesto)

Medición	Núm. ítems	α_{ordinal}	ω	Estado
Estresores	5	.79	.764	Alta confiabilidad

En cuanto a este análisis de fiabilidad, abordado desde la perspectiva de la consistencia interna, el alfa ordinal y omega para el total de la escala de estresores (modelo propuesto) fue .739y .764 respectivamente, valores que representan un buen nivel de confiabilidad.

4.4.2. Análisis de la escala de reacciones

4.4.2.1. Análisis factorial exploratorio

Para explorar la estructura factorial de la escala de estresores, los quince ítems del instrumento fueron sujetos a un análisis factorial exploratorio con rotación oblicua (oblimin). El criterio de Kaiser-Meyer-Olkin verificó la adecuación muestral para el análisis, $KMO = .94$, mientras que el test de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativo, $\chi^2(105) = 3495.4$, $p < .001$, indicando que la matriz de correlaciones de los datos es adecuada para el análisis factorial. Mediante el método de extracción de Mínimos Residuales (ULS) y el método paralelo para la determinación del número de factores (**Figura 21**), se determinó una estructura de tres dimensiones correlacionadas que explican el 53% de la varianza.

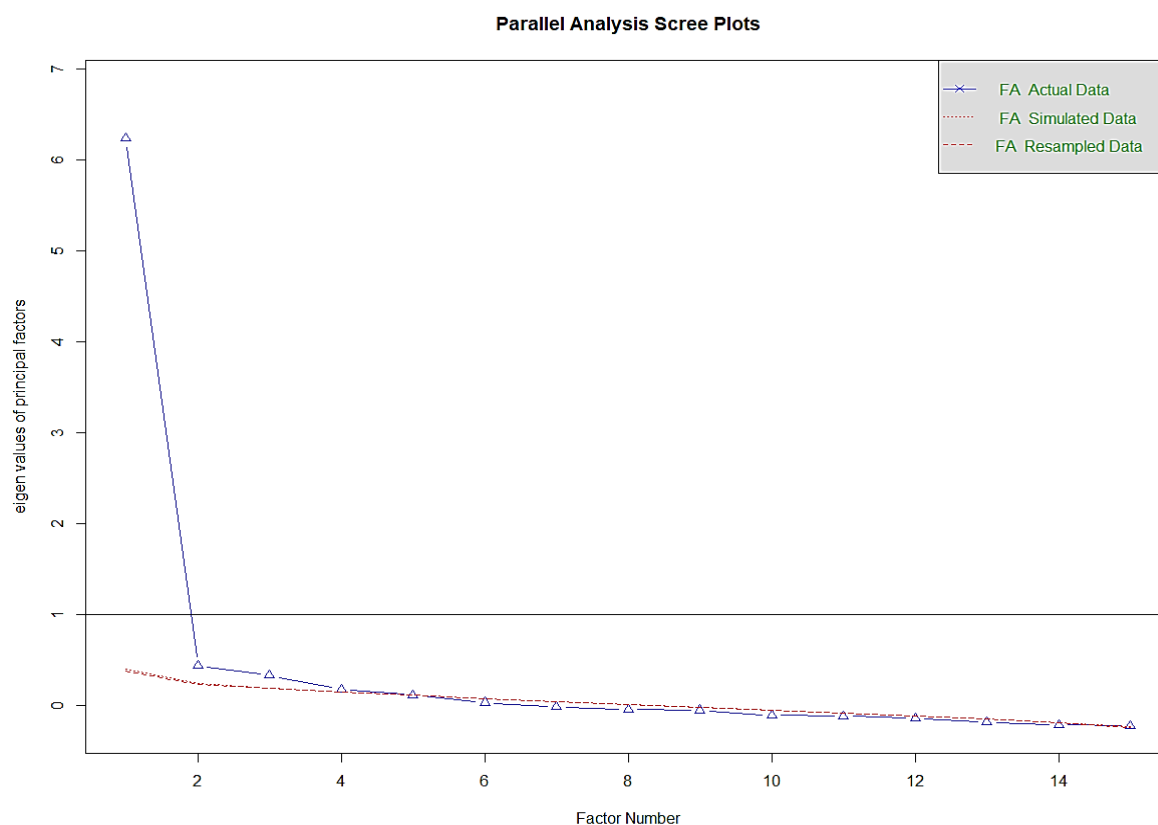


Figura 21. Scree Plot mediante el método paralelo en la escala de reacciones

Las cargas factoriales con $\lambda > .30$ se muestran resaltadas en la Tabla 31.

Tabla 31. Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para tres factores correlacionados

Ítem	F1	F2	F3
09.Trastornos del sueño.	.593	.066	.076
10.Fatiga crónica.	.721	.090	.006
11.Dolores de cabeza o migraña.	.699	.073	.097
12.Problemas de digestión, dolor abdominal o diarrea.	.498	.241	.379
13.Rascarse, morderse las uñas, frotarse, etc.	.353	.074	.428
14.Somnolencia o mayor necesidad de dormir.	.555	.213	.020
15.Inquietud.	.243	.414	.096
16.Sentimientos de depresión y tristeza.	.076	.708	.070
17.Ansiedad, angustia o depresión.	.092	.698	.118
18.Problemas de concentración.	.076	.421	.333
19.Sentimiento de agresividad o aumento de la	.037	.179	.641
20.Conflictos o tendencia a polemizar o discutir.	.058	.042	.719
21.Aislamiento de los demás.	.010	.091	.674
22.Desgano para realizar las labores académicas.	.118	.181	.484
23.Aumento o reducción de consumo de alimentos. (*)	.349	.181	.244
Correlaciones entre factores			
Reacciones físicas (F1)	-		
Reacciones psicológicas (F2)	.69	-	
Reacciones comportamentales (F3)	.62	.65	-

El AFE de la escala de reacciones también sugiere 3 factores latentes como en el modelo original, además todos los ítems presentan cargas factoriales superiores a 0.3. No existe ningún ítem que deba quitarse de la escala de reacciones original.

4.4.3. Análisis de la escala de estrategias de afrontamiento

4.4.3.1. Análisis factorial exploratorio.

Para explorar la estructura factorial de la escala de estrategias de afrontamiento, todos los seis ítems del instrumento fueron sujetos a un análisis factorial exploratorio con rotación

oblicua (oblimin). El criterio de Kaiser-Meyer-Olkin verificó la adecuación muestral para el análisis, $KMO = .80$, mientras que el test de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativo, $\chi^2(15) = 655.2, p < .001$, indicando que la matriz de correlaciones de los datos es adecuada para el análisis factorial. Mediante el método de extracción de Mínimos Residuales (ULS) y el método paralelo para la determinación del número de factores (**Figura 22**), se determinó una estructura de tres dimensiones correlacionadas que explican el 59% de la varianza.

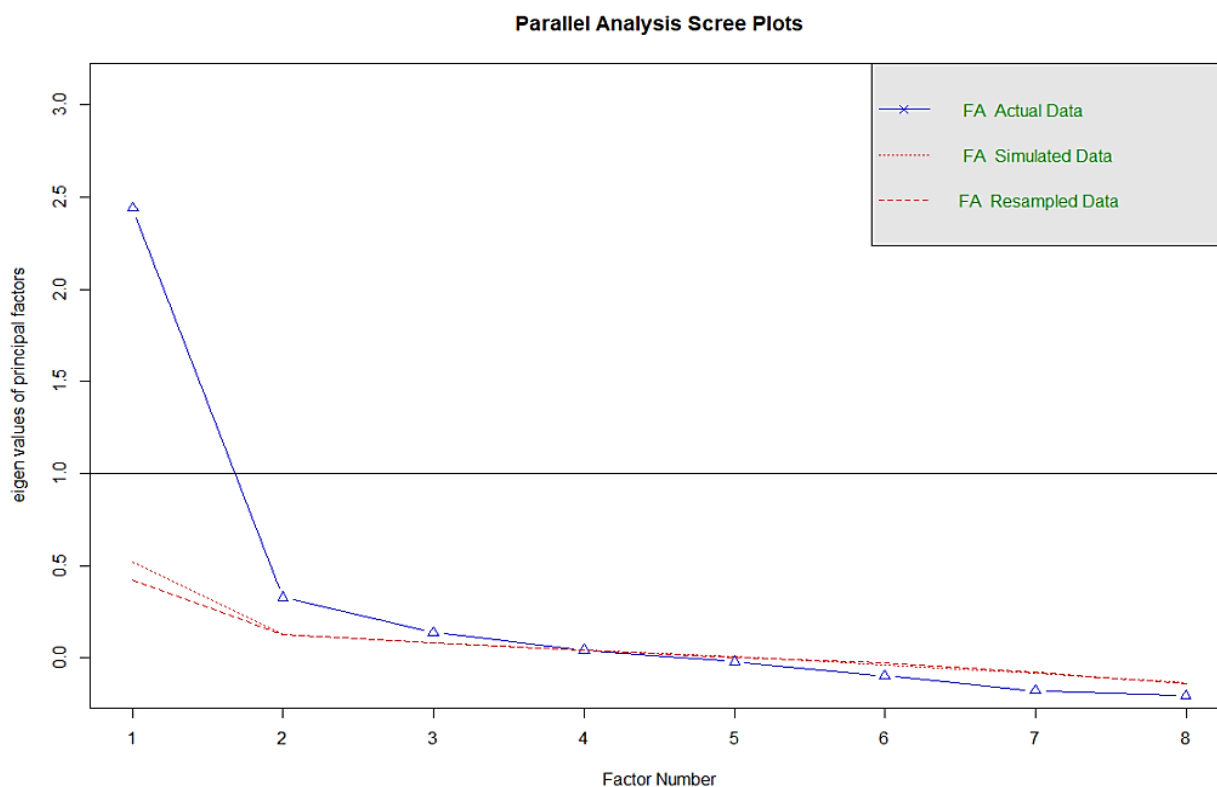


Figura 22. Screen Plot mediante el método paralelo en la escala de estrategias de afrontamiento

Las cargas factoriales con $\lambda > .30$ se muestran resaltadas en la Tabla 32.

Tabla 32. Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para tres factores correlacionados en la escala de estrategias de afrontamiento

Ítem	F1	F2	F3
24.Habilidad asertiva (defender nuestras preferencias, ideas o sentimientos sin dañar a otros)	.546	.022	.057
25.Elaboración de un plan y ejecución de sus tareas	.871	.008	.025
26.Elogios a sí mismo	.003	.992	.009
27.La religiosidad (oraciones o asistencia a misa)	.060	.321	.180
28.Búsqueda de información sobre la situación	.378	.133	.237
29.Ventilación y confidencias (verbalización de la	.001	.004	.998
Correlaciones entre factores			
F1	-		
F2	.612	-	
F3	.478	.374	-

Las cargas factoriales resaltadas muestran saturaciones mayores a .32 que es la saturación mínima a considerar que equivale aproximadamente el 10% de la varianza explicada.

Por otro lado, observamos que en el factor 3 solo pesa la variable 29. Al respecto, varios autores toman como norma general, que cuántos más ítems existan y midan con precisión un factor, más determinado estará el citado factor y más estable será la solución factorial. Los estudios revisados apuntan un mínimo de 3 o 4 ítems por factor, solo si se dispone de un mínimo de 200 casos (Lloret-Segura, 2014).

Cuando en un factor latente sólo pesa una variable o en un factor latente pesan sólo dos variables y el factor no correlaciona con los otros, se dice que el modelo no está identificado localmente. (Abad, Olea, Ponsoda, & García, 2011)

Por las razones expuestas se procedió a eliminar el factor 3 y se realizó un nuevo análisis factorial con la escala reducida tras eliminar el ítem 29 (ventilación y confidencias).

- **Análisis factorial exploratorio de la escala de estrategias de afrontamiento: Modelo 2**

El modelo 2 de la escala de estrategias de afrontamiento está conformada por el ítem 24, ítem 25, ítem 26, ítem 27 y el ítem 28. Se eliminó el ítem 29 ya que es el único que satura en un único factor.

Para explorar la estructura factorial de la escala de afrontamiento reducida, tras la eliminación del ítem 29, los cinco ítems de la escala de estrategias de afrontamiento fueron sujetos a un análisis factorial exploratorio con rotación oblicua (oblimin). El criterio de Kaiser-Meyer-Olkin verificó la adecuación muestral para el análisis, $KMO = .76$, mientras que el test de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativo, $\chi^2(10) = 495.57, p < .001$, indicando que la matriz de correlaciones de los datos es adecuada para el análisis factorial. Mediante el método de extracción de Mínimos Residuales (ULS) y el método paralelo para la determinación del número de factores (**Figura 23**), se determinó una estructura de dos dimensiones correlacionadas que explican el 45.88 % de la varianza.

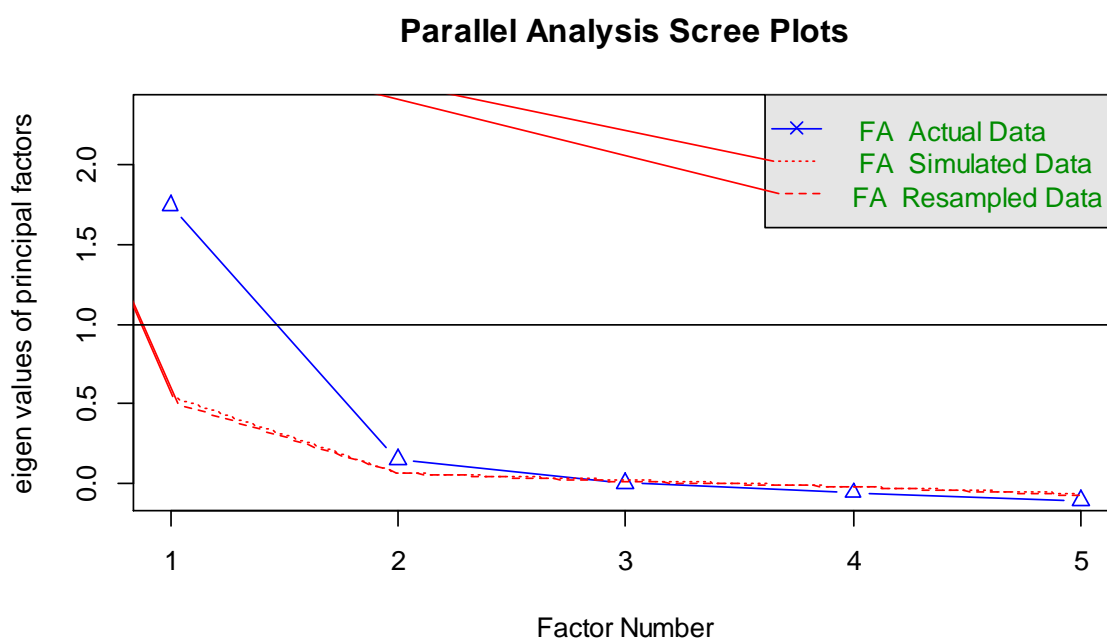


Figura 23. Scree Plot mediante el método paralelo del modelo 2 de la escala de estrategias de afrontamiento.

Tabla 33. Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio para dos factores correlacionados

Ítem	F1	F2
24.Habilidad asertiva	.5803	.0244
25.Elaboración de un plan y ejecución de sus tareas	.8443	-.0085
26.Elogios a sí mismo	.0773	.7621
27.La religiosidad (oraciones o asistencia a misa)	-.1575	.5433
28.Búsqueda de información sobre la situación	.4118	.2384
Correlaciones entre factores		
Afrontamiento 1 (F1)	-	
Afrontamiento 2 (F2)	.703	-

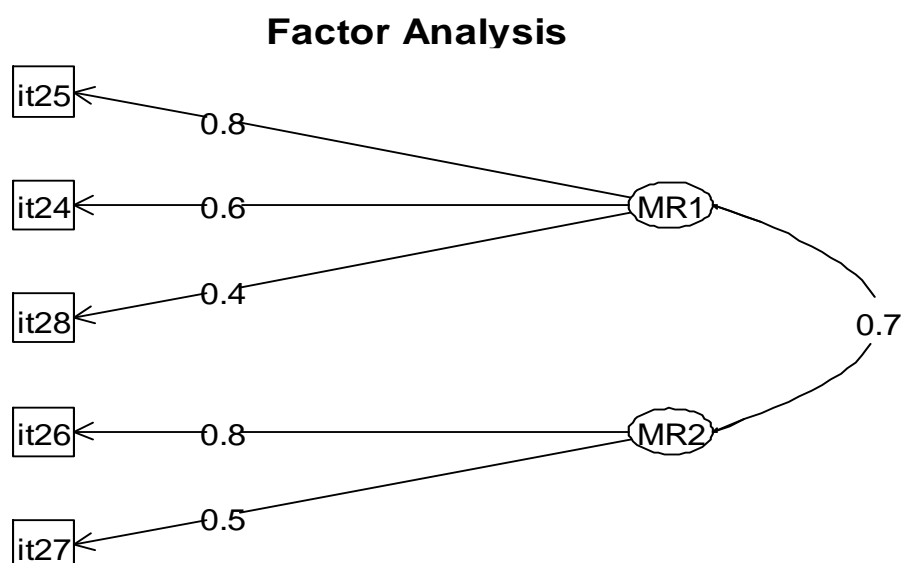


Figura 24. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial exploratorio del modelo 2 de la escala de estrategias de afrontamiento.

Las cargas factoriales toman valores considerado como regular, favorables, muy buenos y excelentes, que van desde $\lambda=.4118$ (búsqueda de información sobre la situación) hasta $\lambda=.8443$ (elaboración de un plan y ejecución de tareas). Este modelo está formado por dos sub factores latentes: el factor 1 conformado por los ítems 24, 25 y 28; mientras que el factor 2 está formado por los ítems 26 y 27.

Seguidamente se procedió a realizar el análisis factorial confirmatorio para el modelo 02 de la escala de estrategias de afrontamiento.

4.4.3.2. Evidencia de validez mediante análisis factorial confirmatorio del modelo propuesto.

El modelo 02 (modelo propuesto) de la variable latente “estrategias de afrontamiento” es bidimensional y consta de 5 ítems o variables exógenas.

Tabla 34. Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala de estrategias de afrontamiento (modelo 2).

Ítem	it24	it25	it26	it27	it28
it24	-				
it25	0.501	-			
it26	0.375	0.511	-		
it27	0.141	0.186	0.347	-	
it28	0.349	0.485	0.447	0.195	-

De la Tabla 34 se observa que los valores se encuentran entre $r_{\text{policórica}} = .511$ y $r_{\text{policórica}} = .141$. El modelo se encuentra sobreidentificado, ya que se tiene 15 piezas de información disponibles y el número de elementos a predecir corresponden a 5 pesos factoriales λ_i , 5 varianzas y 1 covarianzas de las variables exógenas, haciendo 11 parámetros a estimar y, por lo tanto, el número de grados de libertad es 4 y el modelo está sobreidentificado, es decir tiene solución única.

Al estimar el modelo mediante la sintaxis de la librería lavaan de R en su versión 0.6-3, que se encuentra en el anexo, se muestra lo siguiente:

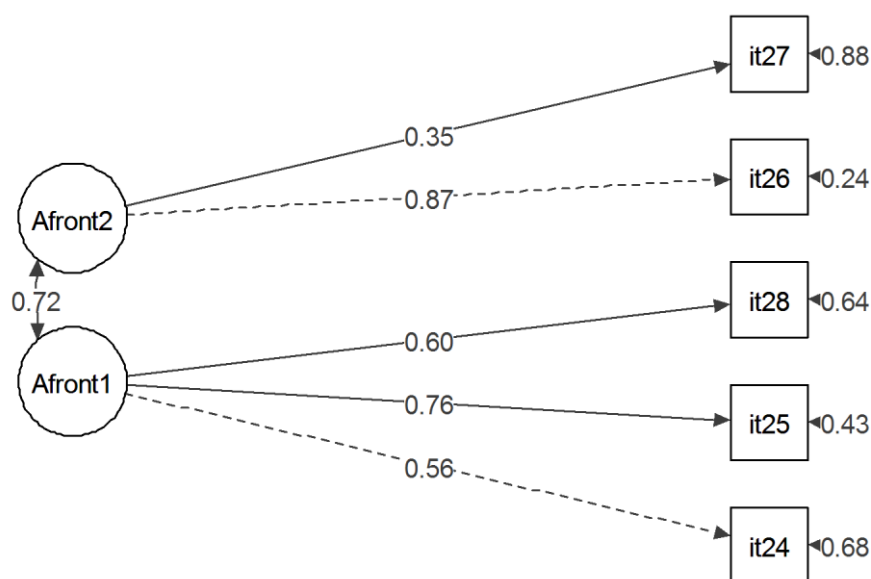


Figura 25. Salida gráfica en R del resultado de análisis factorial confirmatorio de la escala de estrategias de afrontamiento (modelo2)

Se usó como procedimiento de estimación de parámetros al estimador WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas)

En la solución que se muestra en la **Figura 25**, se utilizaron todas las variables estandarizadas, es decir no se encuentran en su métrica original, ya que ésta solución estandarizada puede ser comparable con el AFE que sólo muestra soluciones estandarizadas.

De la solución del AFC mostrado en la **Figura 25** se extraen las cargas factoriales que se muestran a continuación:

Tabla 35. Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio para la escala de estrategias de afrontamiento (Modelo 02)

Ítem	F1	F2
24.Habilidad asertiva	.56	
25.Elaboración de un plan y ejecución de sus tareas	.76	
28.Búsqueda de información sobre la situación	.60	
26.Elogios a sí mismo		.87
27.La religiosidad (oraciones o asistencia a misa)		.35

Las cargas factoriales se encuentra entre $\lambda = .87$ y $\lambda = .35$. Además, todas las cargas factoriales tienen valores estadísticamente significativos, $p < .001$, y aceptables

Debido a que la solución es estandarizada, las cargas factoriales pueden ser interpretadas como coeficientes de regresión estandarizadas; por ejemplo, un incremento de un punto la búsqueda de información se asocia con un incremento de 0.64 puntos estándar en el factor de estrategias de afrontamiento.

Así mismo, cuando ninguna variable carga en más de un factor, como es este caso; las cargas factoriales de la solución estandarizada también pueden interpretarse como correlaciones del ítem con el factor latente ya que este factor es el único predictor del ítem. Por lo cual, el cuadrado de las cargas factoriales provee la proporción de la varianza en el ítem que es explicada por el factor latente. La Tabla 36 muestra estos resultados.

Tabla 36. Cargas factoriales de cada ítem con los factores latentes y proporción de varianza explicada por cada factor latente.

Ítem	Factor latente	Carga Factorial	Proporción de varianza	Proporción de Error
24.Habilidad asertiva	AFRONTAM 1	0.56	0.31	0.69
25.Elaboración de un plan y ejecución		0.76	0.58	0.42
28.Búsqueda de información sobre la situación		0.60	0.36	0.64
26.Elogios a sí mismo	AFRONTAM 2	0.87	0.76	0.24
27.La religiosidad		0.35	0.12	0.88

Bajo el modelo clásico o teoría clásica de los test es posible estimar la parte de la varianza de cada ítem explicada por el factor común subyacente a ese conjunto de ítems, de la tabla anterior se interpreta que, por ejemplo, el factor “Afrontamiento 1” explica el 58% de la variabilidad del ítem 25 (elaboración de un plan y ejecución de tareas), el 36% del ítem 28 (búsqueda de la información sobre la situación) y el 31% del ítem 24 (Habilidad asertiva); mientras que el factor “Afrontamiento 2” explica el 76% de la variabilidad del ítem 26 (Elogios a sí mismo) y el 12% del ítem 27 (la religiosidad).

El subfactor latente “afrontamiento 1” está constituido por los ítems 24,25 y 28 que son ítems orientados a cambiar la situación, resolviendo el problema, por lo que llamaremos a este factor latente como “estrategias centradas en el problema” y el subfactor latente “afrontamiento 2” constituido por los ítems 26 y 27 que controlan las consecuencias de estrés a nivel emocional, la denominaremos “estrategias centradas en la emoción”

- **Índices de bondad de ajuste**

El análisis factorial confirmatorio para la estructura bidimensional del modelo 2 de “estrategias de afrontamiento” indica un ajuste excelente tal como se muestra en la Tabla 37.

Tabla 37. Índices de bondad de ajuste para el modelo bidimensional para la escala de estrategias de afrontamiento

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA
Modelo bidimensional	4.517***	4	1.13	.999	.997	.015

Nota. CFI = Índice de ajuste comparativo, TLI = Índice de Tucker Lewis, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación.

*** $p > 0.01$.

Un problema asociado al estadístico χ^2 es que, si la muestra es suficientemente grande, cualquier modelo resultará inadecuado por lo que las medidas basadas en χ^2 , χ^2/gl están desaconsejadas ya son sensibles al tamaño de la muestra; es decir, que a mayor tamaño muestral es más fácil rechazar el modelo incluso si la discrepancia es pequeña, pues al aumentar el tamaño de la muestra se incrementa la potencia para detectar discrepancias estadísticamente significativas, pero irrelevantes desde el punto de vista práctico, por el contrario, si la muestra es pequeña, grandes discrepancias pueden no resultar estadísticamente significativas, sin embargo con nuestros datos, para el estimador Chi cuadrado el P-valor = 0.34 > 0.01 y puede concluirse que el modelo se ajusta a los datos, lo cual se corrobora con el resultado ($\chi^2/gl = 1.13$) a un nivel de significación $\alpha = 0.01$, debido a que ratios menores a 2 o 3 suelen considerarse indicadores de ajuste aceptable. (ver tabla de índices de ajuste)

Para el modelo 2 de las estrategias de afrontamiento el RMSEA arroja un valor 0.015 que indica un buen ajuste del modelo.

Otro índice muy utilizado es el de Ajuste Comparativo (CFI), que evalúa el ajuste del modelo estimado contra una solución restringida o modelo nulo (dícese de un modelo en el que las covarianzas o correlaciones entre todos los ítems son fijadas en cero). Un valor cercano a uno muestra un mejor ajuste. En este caso, el índice CFI fue de 0.999, que indica que la escala de

las estrategias de afrontamiento del inventario SISCO es muy bueno o excelente con respecto a un modelo nulo.

Por consiguiente, la escala de reacciones del inventario SISCO presenta evidencia muy buena de validez basado en su estructura interna.

4.4.3.3. Análisis de confiabilidad del Modelo propuesto

El resultado del análisis de consistencia interna se muestra en la Tabla 38, donde se tiene el mayor valor para el subfactor “estrategias centradas en el problema” ($\omega = .68$) y menor para el subfactor “estrategias centradas en la emoción” ($\omega = .57$). También en esta tabla se observa los coeficientes de consistencia interna de alfa ordinal.

Tabla 38. Coeficientes de consistencia interna de las dimensiones de la escala de estrategias de afrontamiento (modelo 2)

Medición	Núm. ítems	α_{ordinal}	ω	confiabilidad
Estrategias centradas en el problema	3	.71	.68	alta
Estrategias centradas en la emoción	2	.52	.57	moderada
Estrategias de afrontamiento	5	.73	.77	alta

En cuanto a este análisis de fiabilidad, abordado desde la perspectiva de la consistencia interna, el alfa ordinal y omega para el total de la escala de estrategias de afrontamiento (modelo 2) fue .73 y .77 respectivamente, valores que representan un buen nivel de confiabilidad.

CAPÍTULO V:

DISCUSIÓN

El propósito de este estudio fue determinar la validez del modelo original del Inventario SISCO de estrés académico planteado por Barraza (2006) con datos obtenidos de una muestra de estudiantes de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga, sin embargo, en el proceso de la investigación se encontró un mejor modelo estructural que consta de 25 ítems (ver **Anexo 3**) que fue validado y se presenta como una propuesta para medir el estrés académico en el contexto ayacuchano.

5.1. Discusión respecto a las técnicas usadas

Barraza (2007) para la validación de su instrumento para medir el estrés académico desarrolla su investigación en base a la Teoría Clásica de los Test, usó la matriz de correlaciones productos-momentos de Pearson como matriz input de la investigación, para medir la fiabilidad utilizó técnicas como Mitad- Mitad y alfa de Cronbach, para establecer la validez del proceso de medición recolectó evidencia en relación con la estructura interna para lo cual usó el Análisis

Factorial Exploratorio con fines confirmatorios en el que empleó el método de Componentes Principales con rotación Varimax donde el método de extracción de factores lo realizaron mediante la Máxima Verosimilitud (MV). Las mismas técnicas fueron utilizadas por Malo (s.f.), Jaimes (2008), Cáceres, G. & Peña, G. (2010), Jimenez (2012) y Jerez, M. & Oyarzo, C, (2015) en sus trabajos de investigación encaminados a evaluar las propiedades psicométricas del inventario SISCO.

Al respecto en la presente investigación se difiere en las técnicas usadas por los autores anteriormente mencionados, siendo así, dichos autores usaron el Análisis Factorial Exploratorio para validar la estructura interna del inventario SISCO y en la presente investigación se usó el Análisis Factorial Confirmatorio; si bien es cierto ambos métodos se utilizan para evaluar la estructura factorial subyacente a una matriz de correlaciones, pero mientras el AFE se usa para “construir” la teoría; el AFC se usa para “confirmar” la teoría, poniendo a prueba si el modelo hipotetizado se ajusta adecuadamente a los datos.

Para la adecuación de los datos al análisis factorial la recomendación actual está dirigida al uso de las matrices de correlaciones policóricas debido a que los ítems del Inventario SISCO son ordinales y discretas, es decir son ítems politómicos (tipo Likert) y su utilización se torna relevante ya que aparece como el más adecuado desde el punto de vista metodológico (Choi, et al, 2011), frente a la matriz de correlación de Pearson que es adecuada para variables que cumplen con los supuestos de continuidad y paramétricos.

Para la estimación de factores se utilizó el estimador robusto WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas), ya que este estimador tiene su importancia en la robustez de sus resultados cuando la escala de medición de las variables es ordinal (Finney y DiStefano, 2013; Kline, 2016), frente al método clásico de Máxima Verosimilitud que requiere el cumplimiento del supuesto de normalidad multivariante y queda desaconsejada su uso cuando se analizan matrices de correlaciones policóricas.

Observando las últimas dos décadas en los estudios factoriales se ha pasado de un uso mayoritario de la rotación ortogonal (criterio Varimax) a utilizar cada vez más la rotación oblicua, ya que la recomendación actual es seleccionar el criterio de rotación no en función a la popularidad, sino más bien, el de utilizar la rotación ortogonal cuando los factores son independientes, y la rotación oblicua cuando los factores están relacionados. Lloret (2014) recomienda absolutamente la rotación oblicua, incluso en el caso en que no sea adecuada, porque el resultado obtenido lo pondrá de manifiesto. En este trabajo se usó la rotación oblicua teniendo en cuenta que los fenómenos que se estudian en las ciencias sociales (Estrés académico) están más o menos relacionadas entre sí, por lo que es difícil encontrar relaciones de ortogonalidad perfecta.

Para medir la fiabilidad como consistencia interna, todos los autores arriba mencionados utilizaron el índice alfa de Cronbach, sin tener en cuenta que el nivel de medición de las variables del inventario SISCO son ordinales. En el presente trabajo se utilizó el estadístico alfa ordinal que es diseñado específicamente para el tratamiento de variables categóricas con el fin de evitar infraestimaciones de los resultados (Gadermann, Guhn y Zumbo, 2012) y el coeficiente Omega que trabaja con las cargas factoriales que hace más estable los cálculos (Timmerman, 2005) y refleja el verdadero nivel de fiabilidad.

5.2. Confiabilidad

Cumpliendo el primer objetivo de la presente investigación, determinar la confiabilidad de las puntuaciones mediante el método de consistencia interna del inventario SISCO, utilizándose el estadístico Alfa ordinal en base a la matriz de correlaciones policóricas y el estadístico Omega en función a los pesos factoriales obtenidos mediante el AFC, se obtuvo alta confiabilidad (Palella & Martins, 2003) para la escala de estresores: $\alpha_{\text{ordinal}} = .79$ y $\omega = .77.$,

muy alta confiabilidad para la escala de reacciones global: $\alpha_{\text{ordinal}} = .93$ y $\omega = .91$, muy alta para reacciones físicas: $\alpha_{\text{ordinal}} = .84$ y $\omega = .81$, muy alta para reacciones psicológicas: $\alpha_{\text{ordinal}} = .87$ y $\omega = .84$, alta para reacciones comportamentales: $\alpha_{\text{ordinal}} = .80$ y $\omega = .77$, para las estrategias de afrontamiento se obtuvo una valoración de alta confiabilidad: $\alpha_{\text{ordinal}} = .77$ y $\omega = .75$.

En el modelo propuesto: para la escala de estresores con 5 ítems se obtuvo: $\alpha_{\text{ordinal}} = .79$ y $\omega = .764$ que denotan una alta confiabilidad que coinciden en valor con la confiabilidad de la escala original que consta de 8 ítems. Para la escala de estrategias de afrontamiento con dos subdimensiones se obtuvo una alta confiabilidad: $\alpha_{\text{ordinal}} = .73$ y $\omega = .77$.

Lo anteriormente expuesto se resumen en la *Tabla 39* y la *Tabla 40*.

Tabla 39. Coeficientes de consistencia interna de la escala de estresores entre el modelo original y el modelo propuesto.

Estresores	Núm. ítems	α_{ordinal}	ω	Confiabilidad
Modelo original	8	.79	.77	Alta
Modelo propuesto	5	.79	.764	Alta

Tabla 40. Coeficientes de consistencia interna de la escala de estrategias de afrontamiento entre el modelo original y el modelo propuesto

Estrategias de afrontamiento	Núm.	α_{ordin}	ω	Confiabilidad
Modelo original (unidimensional)	6	.77	.75	alta
Modelo propuesto (bidimensional)	5	.73	.77	alta
Estrategias centradas en el problema	3	.71	.68	alta
Estrategias centradas en la emoción	2	.52	.57	moderada

No se ha realizado la comparación para la escala de reacciones o síntomas debido a que el AFE de la escala de reacciones analizado para su propuesta sugiere también 3 factores latentes

como en el modelo original, además todos los ítems presentan cargas factoriales superiores a 0.3. No existe ningún ítem que deba quitarse de la escala de reacciones original; por consiguiente, no se propone otro modelo para dicha escala. Sin embargo, si se realiza la comparación con resultados de otros autores.

Se revalida con los resultados de Barraza (2007), quien obtuvo una confiabilidad general del alfa de Cronbach de .90, dentro de cada dimensión se obtuvo (estresores) .85; (síntomas o reacciones) .91 y (estrategias de afrontamiento) .69. siendo valores estimados como muy buenos según De Vellis o elevados según Murphy y Davishofer, (Barraza, 2007).

Al igual que el estudio realizado por Jerez, M. & Oyarzo, C, (2015) quien aplicó el Inventario SISCO a 314 estudiantes del departamento de Salud de la Universidad de Los Lagos Osorno, la confiabilidad del instrumento general arrojó un alfa de Cronbach de .875 y la fiabilidad para cada dimensión: Estresores (.79), Síntomas (.88) y Estrategias de Afrontamiento (.68).

Cáceres, G. & Peña, G. (2010) presentan en su investigación titulada “Validación del Inventario del Estrés Académico y análisis comparativo en adultos jóvenes de la universidad Industrial de Santander UIS y la Universidad Pontificia Bolivariana, Seccional de Bucaramanga”, conformado por una muestra de 300 estudiantes de pregrado, donde a nivel general el instrumento obtuvo una puntuación de .874, indicando una consistencia interna estable, en donde la mayor confiabilidad se presentó en síntomas (.873), seguido de estresores con (.763) y estrategias de afrontamiento (.70).

Como hemos podido notar el coeficiente alfa de Cronbach es ampliamente usado para estimar la confiabilidad en las investigaciones aplicadas, pero a pesar de su uso generalizado, su aplicación podría no ser correcta cuando la naturaleza de la escala de respuesta es ordinal, pues uno de los supuestos del coeficiente de Cronbach es la naturaleza continua de las variables por lo que en esta investigación trabajamos con las matrices policóricas que ofrecen una

valoración indirecta de la consistencia interna a través del denominado alfa ordinal, que la calcula ya no sobre las variables observadas, sino sobre las latentes, que se suponen continuas, aportando como principal beneficio la invarianza de las mediciones.

5.3. Evidencia de validez.

5.3.1. Escala de estresores.

El análisis factorial confirmatorio a través del estimador WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas) para el modelo unidimensional de los estresores académicos indica un ajuste aceptable: CFI = .90, TLI = .86 Y RMSEA = .078, con cargas factoriales entre $\lambda = .689$ y $\lambda = .355$. siendo todas estadísticamente significativos, $p < .001$, y aceptables. Sin embargo, el factor latente “estresores” solo explica un 13% de la variabilidad en el ítem 7 (la participación en clase), un 87% es varianza única o no explicada por dicho factor, a igual que explica un 19% de la variabilidad del ítem 1 (la competencia de los compañeros). También si se observa los estadísticos $\chi^2 = 87.84$ y $\chi^2/gl = 4.39$ a un nivel de significación $\alpha = 0.01$, se concluye que el modelo no se ajusta a los datos ya que el p-valor $< .001$ y ratios menores a 2 o 3 para χ^2/gl suelen considerarse indicadores de ajuste aceptable, aunque diversos autores desaconsejan su uso ya que son sensibles al tamaños de la muestra.

Estos resultados sugiere someter a un Análisis Factorial Exploratorio para encontrar una estructura que mejore la adecuación a los datos, es así que mediante el método de extracción de Mínimos Residuales (ULS) y el método paralelo para la determinación del número de factores, se determinó una estructura de tres dimensiones correlacionadas que explican el 50% de la varianza, observándose que en el factor F2 solo pesa la una variable (Ítem 1) , procediendo a eliminar dicho ítem (la competencia con los compañeros) ya que el modelo no se encontraba identificado localmente. (Abad, Olea, Ponsoda, & García, 2011), se eliminó también el ítem 7

debido a la baja carga que posee en los tres factores ($\lambda=.322$), acto seguido se exploró la estructura factorial de la escala de estresores reducida (modelo 2), mediante una rotación oblicua (oblimin) en el que se determinó una estructura de dos dimensiones correlacionadas que explican el 47.98 % de la varianza observando nuevamente el mismo fenómeno que en el factor 2 satura un único ítem (ítem 6), el que se procedió a eliminar obteniendo un nuevo modelo (modelo 3) de la escala de estresores conformada por el ítem 2, ítem 3, ítem 4, ítem 5, y el ítem 8 el que se sometió al AFE con rotación oblicua (oblimin), el criterio de Kaiser-Meyer-Olkin verificó la adecuación muestral para el análisis, $KMO = .80$, mientras que el test de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativo, $\chi^2(10) = 609.6, p < .001$, indicando que la matriz de correlaciones de los datos es adecuada para el análisis factorial, mediante el método de extracción de Mínimos Residuales (ULS) y el método paralelo para la determinación del número de factores se determinó una estructura unidimensional que explica el 44 % de la varianza donde las cargas factoriales tomaron valores considerados buenos, muy buenos y excelentes, que van desde $\lambda=.538$ (la personalidad y el carácter del profesor) hasta $\lambda=.765$ (las evaluaciones de los profesores). Este modelo unidimensional coincide con el modelo teórico de la escala de estresores del inventario SISCO. Por último, este último modelo se sometió al AFC para obtener la evidencia de validez basado en su estructura interna, obteniendo cargas factoriales entre $\lambda = .73$ y $\lambda = .51$. que de acuerdo con las consideraciones de Tabachnick y Fidell (2012), el ítem 3 y el ítem 8 son considerados favorables, los ítems 2 y 5 tienen cargas factoriales muy buenos y el ítem 4 es considerado excelente. En cuanto a los índices de bondad de ajuste, el AFC para el modelo 03 de los estresores académicos indica un buen ajuste, mejorando considerablemente respecto al modelo original tal como se muestra en la Tabla 41, por lo tanto, el modelo 03 de la escala de estresores académicos presenta buena evidencia de validez basado en su estructura interna.

Tabla 41. Índices de bondad de ajuste para el Modelo 01 y el Modelo 03 (propuesto)

Modelo	χ^2	gl	$\chi^2/\gamma\lambda$	CFI	TLI	RMSEA
Modelo 01	87.84	20	4.39	0.900	0.86	0.078
Modelo 03	7.203	5	1.44	0.995	0.99	0.028

Se concluye que el Modelo 01 y el Modelo 03 reportan evidencias de validez basadas en la estructura interna mediante el Análisis Factorial Confirmatorio, reportando índices de ajuste valorados aceptables, donde el Modelo 03 supera considerablemente al modelo original (Modelo1).

5.3.2. Escala de reacciones o síntomas.

El análisis factorial confirmatorio a través del estimador WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas) para la estructura original de tres factores correlacionados indica un buen ajuste del modelo: CFI = .97, TLI = .96 Y RMSEA = .045. Las cargas factoriales para las reacciones físicas se encuentran entre $\lambda = .724$ y $\lambda = .558$, para las reacciones psicológicas se encuentran entre $\lambda = .766$ y $\lambda = .646$ y para las reacciones comportamentales se encuentran entre $\lambda = .702$ y $\lambda = .605$. Además, todas las cargas factoriales tienen valores estadísticamente significativos, $p < .001$, con calificación de buenos, muy buenos y excelentes,

De acuerdo con las consideraciones de Tabachnick y Fidell (2012), observando dentro de las reacciones físicas, el ítem 9 (Trastornos en el sueño: insomnio o pesadillas), el ítem 10 (fatiga crónica), el ítem 13 (rascarse, morderse las uñas, frotarse) y el ítem 14 (somnia o mayor necesidad de dormir) son ítems con cargas factoriales muy buenos. Dentro de las reacciones psicológicas, el ítem 15 (Inquietud: incapacidad de relajarse y estar tranquilo) y el ítem 16 (sentimientos de depresión y tristeza) son calificados como muy buenos; los ítems 17

(ansiedad, angustia y depresión), 18 (problemas de concentración) y el ítem 19 (sentimientos de agresividad o aumento de la irritabilidad) son considerados excelentes. Dentro de las reacciones comportamentales, el ítem 22 (desgano para realizar las labores académicas) y el ítem 23 (aumento o reducción del consumo de alimentos) son calificados como indicadores muy buenos, resultados que se corroboran con los obtenidos por (Barraza, 2007; Cáceres & Peña, 2010).

específicamente el síntoma físico que se considera más relevantes producto de los estímulos estresores en los estudiantes es la fatiga crónica; la reacción psicológica más importante producto del estrés académico es la ansiedad, angustia y depresión de los estudiantes y la reacción comportamental más importante es el desgano para realizar las labores escolares.

Por consiguiente, la escala de reacciones del inventario SISCO presenta buena evidencia de validez basado en su estructura interna.

Seguidamente, se realizó el AFE donde el criterio de Kaiser-Meyer-Olkin verificó la adecuación muestral para el análisis con un KMO = .94, mientras que el test de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativo, $\chi^2(105) = 3495.4$, $p < .001$, indicando que la matriz de correlaciones de los datos es adecuada para el análisis factorial. Mediante el método de extracción de Mínimos Residuales (ULS) y el método paralelo para la determinación del número de factores se determinó una estructura de tres dimensiones correlacionadas que explican el 53% de la varianza con correlaciones altas entre las reacciones físicas y psicológicas (.69), reacciones físicas y comportamentales (.62) y reacciones psicológicas y comportamentales (.65). El AFE de la escala de reacciones también sugiere 3 factores latentes como en el modelo original, además todos los ítems presentan cargas factoriales superiores a 0.3. No existe ningún ítem que deba quitarse de la escala de reacciones original.

5.3.3. Escala de estrategias de afrontamiento.

El análisis factorial confirmatorio a través del estimador WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas) para el modelo unidimensional de las estrategias de afrontamiento indica un ajuste apropiado, $\chi^2(9) = 34.45$, CFI = .95, RMSEA = .072, con cargas factoriales entre $\lambda = .703$ y $\lambda = .336$. siendo todas estadísticamente significativos, $p < .001$, y aceptables. De la Tabla 20 se observó que el factor “Afrontamiento” explica el 49% de la variabilidad del ítem 25 (elaboración de un plan y ejecución de tareas), el 42% del ítem 26 (elogios a sí mismo), pero solo explica un 11% de la variabilidad en el ítem 27 (la religiosidad), es decir un 89% es varianza única o no explicada por el factor latente, este resultado sugiere que se tenga que revisar el ítem 27, es así que se procedió en seguida a realizar el AFE que mediante el método de extracción de Mínimos Residuales (ULS) y el método paralelo, en un primer momento se determinó una estructura de tres dimensiones correlacionadas que explican el 59% de la varianza, procediendo a eliminar el ítem 29 (ventilación y confidencias) ya que fue la única variable que saturaba en un solo factor (F3), procediendo a realizar nuevamente el AFE de la escala reducida (Modelo 02) con rotación oblicua (oblimin). El criterio de Kaiser-Meyer-Olkin verificó la adecuación muestral para el análisis, KMO = .76, mientras que el test de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativo, $\chi^2(10) = 495.57$, $p < .001$, indicando que la matriz de correlaciones de los datos es adecuada para el análisis factorial, mediante el método de extracción de Mínimos Residuales (ULS) y el método paralelo e determinó una estructura de dos dimensiones correlacionadas que explican el 45.88 % de la varianza. Por último, se procedió a realizar el análisis factorial confirmatorio para el modelo 02 de la escala de estrategias de afrontamiento, con cargas factoriales entre $\lambda = .87$ y $\lambda = .35$. estadísticamente significativos, $p < .001$, y aceptables; donde el subfactor latente “afrontamiento 1” está constituido por los ítems 24,25 y 28 que son ítems orientados a cambiar

la situación, resolviendo el problema, por lo que llamaremos a este factor latente como “estrategias centradas en el problema” y el subfactor latente “afrentamiento 2” constituido por los ítems 26 y 27 que controlan las consecuencias de estrés a nivel emocional, la denominaremos “estrategias centradas en la emoción”, este modelo bidimensional para la escala de estrategias de afrontamiento presentan un ajuste excelente mejorando considerablemente respecto al modelo original tal como se muestra en la Tabla 42, por lo tanto, el modelo 02 de la escala de estrategias de afrontamiento presenta buena evidencia de validez basado en su estructura interna.

Tabla 42. Índices de bondad de ajuste para el Modelo 01 y el Modelo 02 (propuesto) para la escala estrategias de afrontamiento

Modelo	χ^2	<i>gl</i>	χ^2/ gl	CFI	TLI	RMSEA
Modelo 01	34.45***	9	3.83	.950	.920	.072
Modelo propuesto	4.517***	4	1.13	.999	.997	.015

Nota. CFI = Índice de ajuste comparativo, TLI = Índice de Tucker Lewis, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación.

*** $p > 0.01$.

La diferencia más resaltante se observa en el error cuadrático medio de la aproximación (RMSEA, por sus siglas en inglés) que es un índice que evalúa que tan bien se ajusta el modelo a la población, el valor 0.015 indica un ajuste muy bueno del modelo.

Por consiguiente, la escala de reacciones del inventario SISCO presenta evidencia buena y muy buena de validez basado en su estructura interna para la escala original y para la escala propuesta respectivamente.

5.3.4. Modelo global del Inventario SISCO

El análisis factorial confirmatorio a través del estimador WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas) para la estructura global original del inventario SISCO y para el modelo global propuesto se presentan en la Tabla 43

Tabla 43. Índices de bondad de ajuste para el Modelo global original y el Modelo global propuesto

Modelo	χ^2	gl	χ^2/ gl	CFI	TLI	RMSEA
Modelo original	734.614	374	1.96	0.918	0.911	0.042
Modelo propuesto	624.726	347	1.8	0.935	0.929	0.038

Nota. CFI = Índice de ajuste comparativo, TLI = Índice de Tucker Lewis, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación

Se concluye que el Modelo global original y el Modelo global propuesto, ambos validados en una muestra de estudiantes universitarios ayacuchanos reportan evidencias de validez basadas en la estructura interna mediante el Análisis Factorial Confirmatorio, reportando ambos índices de ajuste valorados aceptables.

Si comparamos los resultados de la investigación realizada por Ancajima (2017) encaminada al estudio de las propiedades psicométricas del Inventario SISCO del estrés académico en Universitarios de la ciudad de Trujillo, en el que analizó evidencias basadas en el contenido, mediante el criterio de jueces, encontrándose índices satisfactorios, también analizó evidencias de validez basadas en la estructura interna basada en el AFC mediante el método de Máxima Verosimilitud, obteniendo los índices RMSEA .076 denotado aceptable, GFI .82 siendo un

buen ajuste, (CFI) de .84. siendo ajustes aceptables y nuestros resultados para el modelo original (con fines comparativos) evidenciaron RMSEA .042, TLI .911 y CFI de .918 que superan considerablemente a las evidencias de validez obtenidos en una muestra de estudiantes trujillanos.

CONCLUSIONES

1. El inventario SISCO del Estrés Académico en sus dimensiones: estresores, síntomas o reacciones (físicas, psicológicas, comportamentales) y estrategias para enfrentar la situación, aplicado al contexto universitario ayacuchano presenta evidencia cuantitativa de validez.
2. Existe fiabilidad en las puntuaciones del inventario SISCO medido a través de la consistencia interna, estimada con el estadístico Alfa Ordinal en base a la matriz de correlaciones policóricas y el estadístico Omega en función a los pesos factoriales obtenidos del AFC, reportando muy alta confiabilidad para la escala de reacciones o síntomas, alta confiabilidad para la escala de estresores, así como, para las estrategias de afrontamiento.
3. El inventario SISCO presenta evidencia de validez basado en su estructura interna, usando el Análisis Factorial Confirmatorio con el estimador robusto WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas) se confirmó la estructura teórica a nivel global y por dimensiones.
4. El nuevo modelo propuesto, presenta evidencia cuantitativa de validez, reportando ligeramente mejores índices de ajuste de validez e índices de confiabilidad casi iguales al modelo original.

SUGERENCIAS

- Actualizar los criterios clásicos del análisis estadístico para evaluar la fiabilidad y validez de los diferentes instrumentos, incorporando los más adecuados para obtener resultados de calidad.
- En el análisis estadístico contemplar los modelos teóricos de los test psicométricos teniendo en cuenta la importancia de los ítems considerados en el constructo.
- La Oficina de Bienestar Universitario puede utilizar el inventario SISCO en la evaluación del estrés académico en los estudiantes, de manera individual o colectiva.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS:

- Abad, F. J., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Madrid, España.: Síntesis, S.A.
- Aiken, L. R. (1999). *Personality assessment. Methods and practices*. Seattle: Hogrefe & Huber Publishers.
- Alfonso Águila, B., Castillo, M. C., Guardia, R. M., & Achon, Z. N. (21 de Junio de 2015). *Estrés Académico*. Obtenido de EDUMECENTRO:
http://www.revedumecentro.sld.cu/index.php/edumc/article/view/530/html_48
- American Educational Research Association, American Psychological Association and the National Council on Measurement in Education . (1999). *Standards for Educational and Psychological Testing*. Estados Unidos.
- Ancajima, L. (2017). Propiedades psicométricas del inventario SISCO del Estrés Académico en universitarios de la ciudad de Trujillo.
- Barraza, A. (2005). Características del estrés académico de los alumnos de educación media superior. *Psicología Científica.com*.
- Barraza, A. (2005). Características del estrés académico en los alumnos de educación media superior. *Investigación Educativa*.

- Barraza, A. (21 de Noviembre de 2006). *Un modelo conceptual para el estudio del estrés académico*. Obtenido de Revista PsicologiaCientifica.com:
<http://www.psicologiacientifica.com/estres-academico-modelo-conceptual/>
- Barraza, A. (16 de Noviembre de 2007). El estrés de examen. Obtenido de Revista PsicologiaCientifica.com: <http://www.psicologiacientifica.com/estres-de-examen/>
- Barraza, A. (9 de Enero de 2007). *Estrés académico: Un estado de la cuestión*. Obtenido de Revista PsicologiaCientifica.com: <http://www.psicologiacientifica.com/estres-academico-2/>
- Barraza, A. (26 de Febrero de 2007). *Propiedades psicométricas del Inventario SISCO del estrés académico*. Obtenido de Revista PsicologiaCientifica.com:
<http://www.psicologiacientifica.com/sisco-propiedades-psicometricas/>
- Barraza, A. (2008). El estrés académico en alumnos de maestría y sus variables moduladoras: un diseño de diferencia de grupos. *Avances en Psicología Latinoamericana*. , 270-289.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, Vol 107(2), 238-246. Obtenido de <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Berrío, N., & Mazo, R. (2011). *Estrés Académico*.
- Bertalanfy, L. V. (1991). *Teoría General de Sistemas*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Byrne, B. (2012). *Structural Equation Modeling with EQS*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc., Publishers.
- Cáceres, G., & Peña, G. (2010). Validación del Inventario SISCO del estrés académico y análisis comparativo en adultos jóvenes de la Universidad Industrial de Santander UIS y la Universidad pontificia Bolivariana Seccional Bucaramanga.

- Canessa, B. (2002). Adaptación psicométrica de las Escalas de Afrontamiento para Adolescentes de Frydenberg y Lewys en un grupo de escolares de Lima Metropolitana. *Revista de la Facultad de Psicología*, 191-223.
- Castrillón, D.A.; Borrero, P.E. (2005). Validación del inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAIC) en niños escolarizados entre los 8 y 15 años. *Acta Colombiana de Psicología*, 79-90. Recuperado el 23 de 06 de 2018, de http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0123-91552005000100005&lng=en&tlng=es.
- Chacón, S., & Pérez-Gil, J. A. (2008). Diseño y medición de programas de intervención neuropsicológica: aspectos fundamentales. *Psicología Hoy*, 33-51.
- Cho, E. (2016). Making Reliability Reliable: A Systematic Approach to Reliability Coefficients. *SAGE Journals*, 651-682. Obtenido de <https://doi.org/10.1177/1094428116656239>
- Colle, R. (2002). *Teoría cognitiva sistémica de la comunicación*. Santiago de Chile.: San Pablo. .
- Cortada de Kohan, N. (1998). La teoría de la respuesta al ítem y su aplicación al test. *Interdisciplinaria*, 15, 12, 101-129. .
- Cortina, J. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, Vol 78(1), 98-104.
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Cronbach, L. (2004). My current thoughts on coefficient Alpha and suc-cessor procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 64,391-418.

Díaz, Y. (19 de Marzo de 2010). *Revista Humanidades Médicas*. Obtenido de scielo:

http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1727-

[81202010000100007&lng=es&nrm=iso](http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1727-81202010000100007&lng=es&nrm=iso)

Diego Castrillón y Pablo Borrero. (2005). VALIDACIÓN DEL INVENTARIO DE

ANSIEDAD ESTADO - RASGO (STAIC) EN NIÑOS ESCOLARIZADOS ENTRE

LOS 8 Y 15 AÑOS. *Acta Colombiana de Psicología*, 79-90. Recuperado el 3 de 10 de

2018, de http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0123-

[91552005000100005&lng=en&tlng=es](http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0123-91552005000100005&lng=en&tlng=es)

DiStefano, C., Zhu, M., & Mindrila, D. (2009). Understanding and Using Factor Scores:

Considerations for the Applied Researcher. *Practical Assessment, Research &*

Evaluation, 14.

Finney, S. J., & DiStefano, C. (10 de Septiembre de 2013). *Nonnormal and categorical data*

in structural equation modeling. Obtenido de In G. R. Hancock & R. O. Mueller

(Eds.), *Quantitative methods in education and the behavioral sciences: Issues,*

research, and teaching. Structural equation modeling: A second course (pp. 439-492).

Charlotte, NC, US: IAP Information Age Publishing.: <http://dx.doi.org/10.1037/0022->

[0663.95.3.604](http://dx.doi.org/10.1037/0022-0663.95.3.604)

Flora, D., & Curran, P. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation

for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological methods*, 9, 466-491.

Freiberg Hoffmann, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández Lipocare, M. (2013).

Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales y confirmatorios.

Ciencias Psicológicas. VII(2), 151-164.

Furr, M. (2011). *Scale Construction and Psychometrics for Social and Personality*

Psychology. India: SAGE Publications Ltd.

- Gadernann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (15 de Enero de 2012). *Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide*. Obtenido de Practical Assessment, Research & Evaluation, 17(3): <http://pareonline.net/getvn.asp?v=17&n=3>
- Gutierrez, D. (2012). Prólogo. En A. Barraza, *El inventario SISCO para el estudio del estrés laboral en educadoras* (pág. 5). Durango, Mexico. : Instituto Universitario Anglo Español.
- Hernández, R., Fernández, C., & Baptista, M. d. (2010). *Metodología de la investigación. Quinta edición*. México D.F.: The McGraw-Hill.
- Herrera, Daniel; Rodríguez, Marcela; Valverde, Mariela. (2010). Validación del Inventario de Estrés Académico de Polo, Hernández y Pozo en Estudiantes Universitarios de la comuna de Concepción.
- Hirschfeld, G., & Brachel, R. (2014). Multiple-Group confirmatory factor analysis in R - A tutorial in measurement invariance with continuous and ordinal indicators. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 1-12.
- Instituto Nacional de Salud Mental. (2008). Base de Datos de instrumentos de evaluación de Salud Mental y Psiquiatría. *Anales de Salud Mental Vol. XXIV*, 130.
- Instituto Nacional de Salud Mental, P. (2008). *Estudio Epidemiológico de Salud Mental en la Sierra Rural 2008*. Lima: Anales de Salud Mental Vol. XXV. Año 2009, Número 1 y 2.
- Jaimes Parada, R. (21 de Junio de 2013). *Validación del inventario SISCO del estrés académico en adultos jóvenes de la Universidad Pontificia Bolivariana, Seccional Bucaramanga*. Obtenido de Repositorio Institucional Universidad Pontificia Bolivariana: <https://repository.upb.edu.co/handle/20.500.11912/224>

- Jerez-Mendoza, M., & Oyarzo-Barría, C. (2015). Estrés académico en estudiantes del Departamento de Salud de la Univeersidad de Los Lagos Osorno.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1996). Structural equation modeling. *Workshop presented for the NORC Social Science Research Professional Development Training Sessions*, Chicago.
- Katz, M. (2006). *Multivariable analysis. Second edition*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (2008). *ESTRÉS Y PROCESOS COGNITIVOS*. España: MARTINEZ ROCA.
- Lazarus, R., & Folkman, S. (1986). *Estrés y procesos cognitivos*. España: Ediciones Martínez Roca.
- Leza, J. C. (2016). Ansiedad y estrés: Mecanismos de daño cerebral inducido por estrés. *Elsevier España S.L.U*, 1-46.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Bacza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología. vol. 30, n°3 (octubre)*, 1151-1169.
- Lozano, L. M., & Turbani, J. (2013). Validez. *Psicometría. FUOC*.
- Morales, P. (11 de julio de 2007). *La fiabilidad de los tests y escalas*. Obtenido de <http://www.upcomillas.es/personal/peter>
- Muñiz, J. (2010). Las teorías de los tests: Teoría clásica y Teoría de respuesta a los ítems. *Papeles del Psicólogo. Vol 31(1)*, 57-66.
- Muñiz, J. F. (1997). *Introducción a la teoría de respuesta a los Items*. Oviedo, España: Pirámide.

- Navas Ara, M. J. (2001). *Métodos, diseños y técnicas de investigación psicológica*. Madrid: UNED.
- Navas, M. J. (2002). La fiabilidad como criterio métrico de la calidad global del test. *Métodos, diseños y técnicas de investigación psicológica.*, 213-261.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1995). *Teoría psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- Oliden, P., & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*. Vol. 20, nº 4, 896-901.
- Orlandini, A. (2012). *El estrés. Qué es y cómo evitarlo*. México, D.F.: Fondo de Cultura Económica.
- Oros, L. B., & Vogel, G. (2005). Eventos que generan estrés en la infancia: diferencias por sexo y edad. *Enfoques XVII*, 86.
- Palella, S., & Martins, F. (2003). *Metodología de la Investigación cuantitativa*. Caracas: Fedupel.
- Pearson, K. (1999). Determination of the coefficient of correlation. *Science*, 30: 23-25.
- Reise, S. P., & Henson, J. M. (2003). A discussion of modern versus traditional psychometrics as applied to personality assessment scales. *Journal of Personality Assessment*, 81, 93-103.
- Sánchez, R., & Echeverry, J. (26 de Agosto de 2004). *Validación de Escalas de Medición en Salud*. Obtenido de Revista de Salud Pública:
<https://www.scielosp.org/pdf/rsap/2004.v6n3/302-318/es>
- Sandín, B. (1995). El Estrés. *Manual de psicopatología*, 3-52.
- Selye, H. (1960). *La tensión de la vida (el stress)*. Buenos Aires: Compañía General Fabril.
- Simancas-Pallares, M. Á., Herazo, E., & Campo-Arias, A. (2016). TÉCNICAS PARA ESTIMAR LA ESTABILIDAD DE UNA ESCALA DE MEDICIÓN EN SALUD. *REVISTA CIENCIAS BIOMÉDICAS*, 104-111.

Sireci, S. (1998). The construct of content validity. *Social Indicators Research*, 45, 83-117.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2012). *Using multivariate statistics*. Boston: Allyn and Bacon.

Yanet, D. M. (2010). Estres academico. *estres*, 23.

Yen, M., & Lo, L. (2002). Examining test-retest reliability: an intra-class correlation approach. *Nurs Res*, 51: 59-62.

ANEXOS

Anexo 1. Matriz de Consistencia.

Problema	Objetivo	Marco Teórico	Hipótesis	variables	Diseño Metodológico
<p>1. General</p> <p>¿Cuantitativamente, serán válidos los resultados de estrés académico en estudiantes de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga que se obtendrán mediante el Inventario SISCO?</p> <p>Problemas Específicos</p> <p>¿Las puntuaciones obtenidas del Inventario SISCO de Estrés Académico en alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga serán suficientemente fiables?</p> <p>¿El inventario SISCO de Estrés</p>	<p>Objetivo General:</p> <p>Determinar si existe evidencia cuantitativa de validez del Inventario SISCO en la evaluación del Estrés Académico en alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga.</p> <p>Objetivos específicos:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Determinar si existe evidencia para afirmar que el Inventario SISCO cuenta con criterio psicométrico de fiabilidad para medir el estrés académico en alumnos de la 	<p>El estrés académico es un proceso sistémico, de carácter adaptativo y esencialmente psicológico, que se presenta de manera descriptiva en tres momentos:</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. El alumno se ve sometido a una serie de demandas que bajo la valoración del propio alumno son entendidas como estresores 2. Estos estresores provocan un desequilibrio sistémico (situación estresante); este se manifiesta en una serie de síntomas (indicadores del desequilibrio). 3. Ese desequilibrio sistémico obliga al alumno a realizar acciones de afrontamiento para restaurar el equilibrio sistémico. <p>La validez es uno de los temas cruciales en el</p>	<p>Hipótesis general.</p> <p>El Inventario SISCO es válido cuantitativamente permitiendo afirmar que el conjunto de ítems contribuye a determinar un nivel de estrés académico e identificar a estudiantes que podrían requerir de apoyo.</p> <p>Hipótesis Específicas:</p> <ul style="list-style-type: none"> • El Inventario SISCO cuenta con criterio psicométrico de fiabilidad permitiendo determinar el nivel de Estrés Académico de los alumnos de la Universidad Nacional de San 	<p>ESTRÉS ACADÉMICO: Dimensión:</p> <p>1. Estresores:</p> <ol style="list-style-type: none"> 1.1 Competitividad grupal 1.2 Sobrecarga académica 1.3 La personalidad del profesor. 1.4 Las evaluaciones 1.5 El tipo de trabajo que se les piden. 1.6 No entender los temas. 1.7 Participación en clases 1.8 Tiempo limitado. <p>Síntomas</p> <p>2.1 Psicológicos:</p> <ol style="list-style-type: none"> 2.1.1 Inquietud 2.1.2 Sentimientos de depresión. 2.1.3 Ansiedad, angustia o desesperación 2.1.4 Problemas de concentración. 2.1.5 Sentimientos de agresividad o irritabilidad. <p>2.2 Físicos:</p> <ol style="list-style-type: none"> 2.2.1 Trastornos del sueño 2.2.2 Fatiga crónica 2.2.3 Dolores de cabeza o migrañas. 	<ul style="list-style-type: none"> • Tipo de investigación Aplicada • Nivel de investigación Descriptivo y correlacional. • Diseño de investigación Investigación cuantitativa, no experimental y por objetivos • Universo Alumnos ingresantes a la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga. • Población Características en estudio correspondiente a 29 ítems del Inventario SISCO de Estrés Académico, administrados en 1838 estudiantes ingresantes a la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga matriculados en el semestre 2018 –II. • Muestra Características en estudio correspondiente a 29 ítems del Inventario SISCO de Estrés Académico, administrados en 552 estudiantes ingresantes a la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga

<p>Académico en alumnos la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga presenta evidencias de validez basado en su estructura interna?</p>	<p>Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga.</p> <ul style="list-style-type: none"> • Establecer si existe evidencia para afirmar que el Inventario SISCO cuenta con criterio psicométrico de validez para medir el estrés académico en alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga. 	<p>proceso de construcción de un test, una escala, un inventario o un cuestionario, ya que se requiere comprobar la utilidad de la medida realizada, es decir, el significado de las puntuaciones obtenidas. Es precisamente la validez la que permitirá realizar las inferencias e interpretaciones correctas de las puntuaciones que se obtengan al aplicar un test y establecer la relación con el constructo/variable que se trata de medir. (Barraza, 2007) ...</p>	<p>Cristóbal de Huamanga.</p> <ul style="list-style-type: none"> • El Inventario SISCO cuenta con criterio psicométrico de validez permitiendo determinar el nivel de Estrés Académico de los alumnos de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga es fiable. 	<p>2.2.4 Problemas de digestión, dolor abdominal o diarrea. 2.2.5 Rascarse, morderse las uñas, frotarse, etc. 2.2.6 Somnolencia. 2.3 Comportamentales 2.3.1 Conflictos o tendencia a polemizar o discutir. 2.3.2 Aislamiento de los demás. 2.3.3 Desgano para realizar las labores escolares. 2.3.4 Aumento o reducción del consumo de alimentos. 3. Estrategias de afrontamiento 3.1 Habilidad asertiva 3.2 Elaboración de un plan y ejecución de tareas. 3.3 Elogios a sí mismo. 3.4 La religiosidad 3.5 Búsqueda de información. 3.6 Ventilación y confidencias</p>	<p>matriculados en el semestre 2018 –II.</p> <p>Diseño: muestreo aleatorio estratificado con afijación proporcional. Unidad de análisis Estudiante de la serie 100 de la Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga matriculado en el semestre 2018-II. Criterio de exclusión:</p> <ul style="list-style-type: none"> - Estudiante de la serie 100 con ingreso en años anteriores al 2018. - Estudiante de la serie 100 de 2° profesión o con traslados internos o externos. <p>Técnicas de recolección de datos e instrumento: la encuesta El instrumento: Inventario SISCO del estrés académico.</p> <ul style="list-style-type: none"> • Técnicas de tratamiento de los datos <p>Análisis de la fiabilidad como consistencia interna:</p> <ul style="list-style-type: none"> ▪ Coeficiente alfa ordinal ▪ Coeficiente Omega <p>Evidencias basadas en la estructura interna:</p> <ul style="list-style-type: none"> ▪ Análisis factorial exploratorio ▪ Análisis factorial confirmatorio
--	--	--	---	--	---

Anexo 2. Protocolo Original

PROTOCOLO ORIGINAL
Validado en el contexto mexicano.

CUESTIONARIO SISCO DE ESTRÉS ACADÉMICO

INSTRUCCIONES: Lea cada ítem con atención, y elija la opción que mejor describa cómo se ha sentido durante **la última semana, incluido el día de hoy.**

1. Durante el transcurso de este semestre, ¿ha tenido momentos de preocupación o nerviosismo?

(1) Sí (2) No

En caso de seleccionar la alternativa "sí", pasar a la siguiente pregunta y continuar con el resto. Si seleccionas "no" favor dar por concluido la encuesta.

2. Con la idea de obtener mayor precisión y utilizando una escala del 1 al 5, señala tu nivel de preocupación o nerviosismo, donde (1) es poco y (5) es mucho:

1	2	3	4	5

3. En una escala de (1) a (5),

Donde: (1) **Ninguna**; (2) **Rara vez**; (3) **Algunas veces**; (4) **Casi siempre**; (5) **Siempre**

ITEMS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Selecciona con qué frecuencia te inquietaron las siguientes situaciones:					
(1) La competencia con los compañeros					
(2) La sobrecarga de tareas y trabajos académicos.					
(3) La personalidad y el carácter del profesor.					
(4) Las evaluaciones de los profesores (exámenes, ensayos, trabajos de investigación, etcétera)					
(5) El tipo de trabajo que te piden los profesores (consulta de temas, fichas de trabajo, ensayos, mapas conceptuales, etc.).					
(6) El no entender los temas que se abordan en la clase					
(7) La participación en clase (responder a preguntas, exposiciones, etcétera).					
(8) El tiempo limitado para hacer el trabajo					
Otras: _____					
(Especifique)					
Señala con qué frecuencia tuviste las siguientes reacciones físicas:					
(9) Trastornos en el sueño (insomnio o pesadillas).					
(10) Fatiga crónica (cansancio permanente)					
(11) Dolores de cabeza o migraña					

(12)Problemas de digestión, dolor abdominal o diarrea.					
(13)Rascarse, morderse las uñas, frotarse, etcétera.					
(14)Somnolencia o mayor necesidad de dormir.					
Señala con qué frecuencia tuviste las siguientes reacciones psicológicas:					
(15)Inquietud (incapacidad de relajarse y estar tranquilo).					
(16)Sentimientos de depresión y tristeza (decaído).					
(17)Ansiedad, angustia o depresión					
(18)Problemas de concentración					
(19)Sentimiento de agresividad o aumento de la irritabilidad					
Señala con qué frecuencia tuviste las siguientes reacciones comportamentales:					
(20)Conflictos o tendencia a polemizar o discutir.					
(21)Aislamiento de los demás					
(22)Desgano para realizar las labores escolares.					
(23)Aumento o reducción de consumo de alimentos.					
Otras: _____					
(Especifique)					
Señala con qué frecuencia utilizaste las siguientes estrategias para enfrentar la situación que te causaba la preocupación o nerviosismo:					
(24)Habilidad asertiva (defender nuestras preferencias ideas o sentimientos sin dañar a otros).					
(25)Elaboración de un plan y ejecución de sus tareas.					
(26)Elogios a sí mismo					
(27)La religiosidad (oraciones o asistencia a misa).					
(28)Búsqueda de información sobre la situación.					
(29)Ventilación y confidencias (verbalización de la situación que preocupa).					
Otras: _____					
(Especifique)					

Anexo 3. Protocolo propuesto

PROTOCOLO PROPUESTO:

Inventario SISCO validado al contexto ayacuchano

INSTRUCCIONES: Solicitamos su colaboración dando respuesta al presente cuestionario que posibilita la realización de un estudio sobre estrés académico.

Marque con un aspa (X) la respuesta que más se aproxime a la verdad y/o complete los espacios en blanco. Asegúrese de haber leído todas las afirmaciones dentro de cada grupo antes de hacer la elección y en caso de tener alguna inquietud, no dude en consultar a la investigadora.

CUESTIONARIO DE ESTRÉS ACADÉMICO

INSTRUCCIONES: Lea cada ítem con atención, y elija la opción que mejor describa cómo se ha sentido durante **la última semana, incluido el día de hoy.**

4. Durante el transcurso de este semestre, ¿ha tenido momentos de preocupación o nerviosismo?

(1) Sí (2) No

En caso de seleccionar la alternativa "sí", pasar a la siguiente pregunta y continuar con el resto. Si seleccionas "no" favor dar por concluido la encuesta.

5. Con la idea de obtener mayor precisión y utilizando una escala del 1 al 5, señala tu nivel de preocupación o nerviosismo, donde (1) es poco y (5) es mucho:

1	2	3	4	5

6. En una escala de (1) a (5),

Donde: (1) Ninguna; (2) Rara vez; (3) Algunas veces; (4) Casi siempre; (5) Siempre

ITEMS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Selecciona con qué frecuencia te inquietaron las siguientes situaciones:					
(1) La sobrecarga de tareas y trabajos académicos.					
(2) La personalidad y el carácter del profesor.					
(3) Las evaluaciones de los profesores (exámenes, ensayos, trabajos de investigación, etcétera)					
(4) El tipo de trabajo que te piden los profesores (consulta de temas, fichas de trabajo, ensayos, mapas conceptuales, etc.).					
(5) El tiempo limitado para hacer el trabajo					
Otras: _____					
(Especifique)					

Señala con qué frecuencia tuviste las siguientes reacciones físicas:					
(6) Trastornos en el sueño (insomnio o pesadillas).					
(7) Fatiga crónica (cansancio permanente)					
(8) Dolores de cabeza o migraña					
(9) Problemas de digestión, dolor abdominal o diarrea.					
(10) Rascarse, morderse las uñas, frotarse, etcétera.					
(11) Somnolencia o mayor necesidad de dormir.					
Señala con qué frecuencia tuviste las siguientes reacciones psicológicas:					
(12) Inquietud (incapacidad de relajarse y estar tranquilo).					
(13) Sentimientos de depresión y tristeza (decaído).					
(14) Ansiedad, angustia o depresión					
(15) Problemas de concentración					
(16) Sentimiento de agresividad o aumento de la irritabilidad					
Señala con qué frecuencia tuviste las siguientes reacciones comportamentales:					
(17) Conflictos o tendencia a polemizar o discutir.					
(18) Aislamiento de los demás					
(19) Desgano para realizar las labores escolares.					
(20) Aumento o reducción de consumo de alimentos.					
Otras: _____					
(Especifique)					
Señala con qué frecuencia utilizaste las siguientes estrategias para enfrentar la situación que te causaba la preocupación o nerviosismo:					
Estrategias centradas en el problema:					
(21) Habilidad asertiva (defender nuestras preferencias ideas o sentimientos sin dañar a otros).					
(22) Elaboración de un plan y ejecución de sus tareas.					
(23) Búsqueda de información sobre la situación					
Estrategias centradas en la emoción:					
(24) La religiosidad (oraciones o asistencia a misa).					
(25) Elogios a sí mismo					
Otras: _____					
(Especifique)					

Anexo 4. Script del Análisis Factorial Confirmatorio en el programa R-Studio

```

1  ###...Cargando librerías
2  library("foreign")
3  library("psych")
4  library("lavaan")
5  library("semTools")
6  library("semPlot")
7  rm(list = ls())
8  ###...Cargando datos opción 1
9  # Paso 1: Definir el directorio de trabajo (ir a: *Session *Set Working directory *Choose Directory
10 # Paso 2: Verificar en "Files" el directorio elegido y el nombre del archivo a trabajar
11 datos=read.spss('Datos LB 2019.sav',to.data.frame=T,use.value.labels=FALSE)
12 ###...Estableciendo modelos
13 modelo<- 'Estresores =~ it01+it02+it03+it04+it05+it06+it07+it08'
14 modelo<- 'Ritccfis =~ it09+it10+it11+it12+it13+it14
15     Ritccpsicol =~ it15+it16+it17+it18+it19
16     Ritcccompor =~ it20+it21+it22+it23'
17 modelo<- 'Ritccciones =~ it09+it10+it11+it12+it13+it14+it15+it16+it17+it18+it19+it20+it21+it22+it23'
18 modelo<- 'Afrontamiento =~ it24+it25+it26+it27+it28+it29'
19
20 #Obteniendo las distintas estimaciones
21 #cfa.WLSMV=cfa(modelo,ordered=c('ea09','ea10','ea11','ea12','ea13','ea14','ea15','ea16','ea17','ea18','ea19','ea20','ea21','ea22','ea23','ea24','ea25','ea26','ea27','ea28','ea29'))
22 sem.fit = sem(modelo,estimator='WLSMV',data=datos)
23 summary(sem.fit, fit.measures=T, standardized=T)
24 semPaths(sem.fit,whatLabels='std',layout='tree',edge.label.cex=1.1,rotation=2,nCharNodes=15,
25     sizeLat=10,sizeMan=7,style='lisrel')
26 mod_ind=modificationindices(sem.fit)
27 head(mod_ind[order(mod_ind$mi,decreasing = TRUE), ], 15)
28
29
30 items_data = subset(datos, select = it01:it08)
31 items_data = subset(datos, select = it09:it23)
32 items_data = subset(datos, select = it09:it14)
33 items_data = subset(datos, select = it15:it19)
34 items_data = subset(datos, select = it20:it23)
35 items_data = subset(datos, select = it24:it29)
36 |
37 poly_values = polychoric(items_data)
38 items_polychoric = poly_values$rho
39
40 items_polychoric_rounded=round(items_polychoric,3)
41 items_polychoric_rounded
42

```

Elaboración propia.

Anexo 5. Script del Análisis Factorial Exploratorio en el programa R-Studio.

```

1 library(foreign)
2 library(psych)
3 library(GPArotation)
4 rm(list = ls())
5
6 myvars<-c('it01','it02','it03','it04','it05','it06','it07','it08')
7 myvars<-c('it09','it10','it11','it12','it13','it14','it15','it16','it17','it18','it19','it20','it21')
8 myvars<-c('it24','it25','it26','it27','it28','it29')
9 myvars<-c('it01','it02','it03','it04','it05','it06','it08')
10 myvars<-c('it02','it03','it04','it05','it06','it08')
11 myvars<-c('it02','it03','it04','it05','it08')
12 myvars<-c('it24','it25','it26','it27','it28')
13
14 datos<-read.spss('Datos LB 2019.sav',to.data.frame=T,use.value.labels=F)
15 datos<-datos[myvars]
16 KMO(datos)
17 cor.test.bartlett(datos)
18 parallel <- fa.parallel(datos,fm='minres',fa='fa')
19 #Matrices correlaciones policóricas
20 efa<-fa(nfactors=2,cor='poly',rotate="oblimin",fm="minres",datos)
21 efa<-fa(nfactors=1,cor='poly',rotate="oblimin",fm="minres",datos)
22 print(efa$loadings,cutoff=.30,digits=4)
23 print(efa,digits=4)
24 fa.diagram(efa)
25 round(polychoric(datos)$rho,4)
26 round(cor(datos),4)
27

```

Elaboración propia.