Universidad Nacional Mayor de San Marcos
Universidad del Perú. Decana de América

Dirección General de Estudios de Posgrado
Facultad de Ciencias Matemáticas
Unidad de Posgrado

Validación de la estructura interna del cuestionario de satisfacción laboral de Warr, Cox y Wall, para docentes de educación superior

TESIS

Para optar el Grado Académico de Magíster en Bioestadística

AUTOR

Víctor Hugo UCEDO SILVA

ASESOR

Emma Norma CAMBILLO MOYANO

Lima, Perú

2021



Reconocimiento - No Comercial - Compartir Igual - Sin restricciones adicionales

https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/

Usted puede distribuir, remezclar, retocar, y crear a partir del documento original de modo no comercial, siempre y cuando se dé crédito al autor del documento y se licencien las nuevas creaciones bajo las mismas condiciones. No se permite aplicar términos legales o medidas tecnológicas que restrinjan legalmente a otros a hacer cualquier cosa que permita esta licencia.

Referencia bibliográfica

Ucedo, V. (2021). *Validación de la estructura interna del cuestionario de satisfacción laboral de Warr, Cox y Wall, para docentes de educación superior*. [Tesis de maestría, Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Facultad de Ciencias Matemáticas, Unidad de Posgrado]. Repositorio institucional Cybertesis UNMSM.

Información complementaria

Datos del Autor	
Nombres y Apellidos	**VICTOR HUGO UCEDO SILVA**
DNI (Obligatorio) Pasaporte /carnet de extranjería (sólo extranjeros)	**DNI: 08179851**
Código ORCID del autor	**https://orcid.org/0000-0002-1466-8103**
Datos del Asesor	
Nombres y Apellidos	**EMMA CAMBILLO MOYANO**
Asesor DNI (Obligatorio)	**15377390**
Código ORCID de la asesora	**https://orcid.org/0000-0003-3173-9425**
Datos de la Investigación	
Línea de investigación	**A.3.2.1. Análisis Multivariante**
Grupo de investigación	**-----**
Financiamiento	**Propio**
Ubicación geográfica donde se desarrolló la investigación (incluirse localidadesy/o coordenadas geográficas).	**Lima**
Año o rango de años que la investigación abarcó.	**2017 - 2020**
URL de disciplinas OCDE	1.01.03 Estadísticas, Probabilidad **https://purl.org/pe-repo/ocde/ford#1.01.03**

UNIVERSIDAD NACIONAL MAYOR DE SAN MARCOS
Universidad del Perú, DECANA DE AMÉRICA

FACULTAD DE CIENCIAS MATEMÁTICAS
VICEDECANATO DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO
UNIDAD DE POSGRADO

ACTA DE SUSTENTACIÓN VIRTUAL DE TESIS PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE MAGÍSTER EN BIOESTADÍSTICA

Siendo las, 11:00 horas del día viernes once de junio del dos mil veintiuno, en la sala virtual meet.google.com/sfe-uhpz-sgu, el Jurado de Tesis conformado por los siguientes docentes:

PRESIDENTE	:	Dr. Roger Pedro Norabuena Figueroa
MIEMBRO	:	Mg. Ysela Dominga Aguero Palacios
MIEMBRO EXTERNO	:	Dr. Ángel Deciderio Mendoza López
MIEMBRO ASESORA	:	Mg. Emma Norma Cambillo Moyano

se reunieron para la sustentación de la tesis titulada: «VALIDACIÓN DE LA ESTRUCTURA INTERNA DEL CUESTIONARIO DE SATISFACCIÓN LABORAL DE WARR, COX Y WALL, PARA DOCENTES DE EDUCACIÓN SUPERIOR» presentada por el Bachiller Víctor Hugo Ucedo Silva, para optar el Grado Académico de Magíster en Bioestadística.

Concluida la exposición, los miembros del Jurado de Tesis procedieron a formular sus preguntas que fueron absueltas por el graduando; acto seguido se procedió a la evaluación correspondiente, según tabla adjunta, habiendo obtenido el Bachiller Víctor Hugo Ucedo Silva, el calificativo de **MUY BUENO (17)**

Habiendo sido aprobada la sustentación de la Tesis, el Jurado Evaluador recomienda para que el Consejo de Facultad apruebe el otorgamiento del Grado Académico de **Magíster en Bioestadística** al **Bachiller Víctor Hugo Ucedo Silva**.

Siendo las 12:25 horas, se levantó la sesión, firmando para constancia la presente Acta:

Dr. Roger Pedro Norabuena Figueroa
PRESIDENTE

Mg. Ysela Dominga Aguero Palacios
MIEMBRO

Dr. Ángel Deciderio Mendoza López
MIEMBRO EXTERNO

Mg. Emma Norma Cambillo Moyano
MIEMBRO ASESOR

Dedicatoria

La presente tesis se la dedico a Dios quien siempre está ahí para ayudarme, a mi esposa Geraldine e hijas, Luciana, Fátima y Joana.

Agradecimiento

Agradezco el apoyo de mi asesora Emma, por sus consejos en el desarrollo de la tesis.

Agradezco a la profesora Ysela, por sus sugerencias en la tesis.

Agradezco a mi familia por la paciencia brindada para trabajar en mi tesis.

Índice

Capítulo I: Introducción **1**

1.1 Situación Problemática 1

1.2 Formulación del Problema 3

1.2.1 Problema General 3

1.2.2 Problemas Específicos 3

1.3 Justificación 3

1.4 Objetivos 5

1.4.1 Objetivo General 5

1.4.2 Objetivos Específicos 5

Capítulo II: Marco Teórico **6**

2.1 Antecedentes de Investigación 6

2.1.1 Antecedentes a Nivel Nacional 6

2.1.2 Antecedentes a Nivel Internacional 8

2.2 Análisis Factorial 10

2.2.1 Análisis Factorial Confirmatorio 13

2.2.1.1 Modelo de Análisis Factorial Confirmatorio 14

2.2.1.2 Estructura del Análisis Factorial Confirmatorio 15

2.2.1.2.1 Especificación del Modelo 18

2.2.1.2.2 Identificación del Modelo 20

2.2.1.2.3 Estimación del parámetro del Modelo 21

2.2.1.2.4 Evaluación del Modelo 28

2.2.1.2.5 Reespecificación del Modelo 41

2.3 Modelo de Medición 44

2.4 Fiabilidad 46
2.5 Validez 47
2.6 Modelo Teórico.....53

Capítulo III: Metodología.....62
3.1 Tipo y Diseño de Investigación.....62
3.2 Población 62
3.3 Muestra 63
3.4 Unidad de análisis 63
3.5 Hipótesis 63
3.6 Variables 64

Capítulo IV: Resultados y Discusión 65
4.1. Análisis e interpretación de los resultados.....65
4.1.1 Evaluación de la validez del modelo 66
4.1.1.1 Especificación del modelo 66
4.1.1.2 Identificación del modelo 69
4.1.1.3 Estimación del modelo 69
4.1.1.4 Evaluación del modelo 72
4.1.1.5 Re - especificación del modelo 74
4.1.2 Evaluación del grado de fiabilidad 88
4.2. Discusión 96

Conclusiones.....99
Recomendaciones 101
Referencias Bibliográficas 102
Anexos 107

Lista de Tablas

Tabla 1. Secuencia del Análisis Factorial Confirmatorio....16
Tabla 2. Índices de Bondad de Ajuste....40
Tabla 3. Satisfacción Extrínseca....60
Tabla 4. Satisfacción Intrínseca....60
Tabla 5. Estadísticos de los Coeficientes no estandarizados de las variables latentes hacia las variables observadas....70
Tabla 6. Estadísticos de los Coeficientes estandarizados de las variables latentes hacia las variables observadas....71
Tabla 7. Evaluación del modelo a partir de las medidas de Bondad de Ajuste....73
Tabla 8. Índice de Modificación (IM)....75
Tabla 9. Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores IM con la matriz de correlación Tau b de Kendall según el método de estimación....79
Tabla 10. Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo unifactorial IM con la matriz de correlación Tau b de Kendall según el método de estimación....85
Tabla 11. Estadísticas de fiabilidad del Modelo Unifactorial....89
Tabla 12. Estadísticas de fiabilidad del Modelo Bifactorial - Extrínseco....90
Tabla 13. Estadísticas de fiabilidad del Modelo Bifactorial - Intrínseco....91
Tabla 14. Análisis de los Coeficientes de Fiabilidad (No estandarizados)....92
Tabla 15. Análisis de los Coeficientes de Fiabilidad (Estandarizados)....94

Lista de Figuras

Figura 1. Análisis transversal de la Satisfacción y la Salud Ocupacional Perspectiva Psicosocial 4

Figura 2. Representación gráfica del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) 11

Figura 3. Representación gráfica del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) 12

Figura 4. Representación gráfica del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con asociación en los errores....12

Figura 5. Path Diagrama considerando tres variables latentes con doce variables observables 20

Figura 6. Validez según relación con el criterio 50

Figura 7. Modelo de Satisfacción Laboral 54

Figura 8. Pirámide de Maslov, basada en la teoría de la jerarquía de necesidades 56

Figura 9. Pirámide de Maslov y el enfoque de Frederick Herzberg 58

Figura 10. Satisfacción Laboral 59

Figura 11. Modelo de Satisfacción Laboral 61

Figura 12. Path Diagrama de los modelos de medida de la Escala de Satisfacción Laboral 61

Figura 13. Modelo de medida de la Escala de Satisfacción Laboral....68

Figura 14. Modelo de medida de 2 Factores IM (ÓPTIMO)....78

Figura 15. Método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (ULSE) 81

Figura 16. Método de estimación de mínimos cuadrados de libre escala (SFSE) 82

Figura 17. Método de estimación de máxima verosimilitud (MLE) 83

Figura 18. Modelo de medida de un factor IM, estableciendo relación entre los errores .84

Figura 19. Método de estimación de mínimos cuadrados de libre escala (SFSE) 87

Figura 20. Método de estimación de máxima verosimilitud (MLE) 88

Resumen

En el presente trabajo, el objetivo fue evaluar la validez según la estructura interna y la fiabilidad del cuestionario de “Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall” para docentes de educación superior mediante el Análisis Factorial Confirmatorio. Método: Se analizó la validez según la estructura interna del cuestionario, mediante el análisis factorial confirmatorio, para diferentes matrices de correlación (Pearson, Spearman, Policórica, tau b de Kendall) y varios métodos de estimación como el método de máxima verosimilitud, de mínimos cuadrados ponderados, de mínimos cuadrados no ponderados, de mínimos cuadrados generalizados, de mínimos cuadrados de libre escala. Se evaluó el grado de fiabilidad, a partir de diferentes indicadores, como el coeficiente de fiabilidad Alpha de Cronbach, compuesto, omega. Resultados: Los índices de bondad de ajuste absoluto, incremental y de parsimonia permitieron comprobar la validez del cuestionario tanto para un modelo unifactorial como para el modelo bifactorial. Los coeficientes de fiabilidad presentaron niveles de fiabilidad altos (de buenos a muy buenos). Conclusión: A partir de los análisis realizados de validez y confiabilidad se encontró evidencia estadística suficiente para afirmar que el cuestionario de “Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall” realmente mide la satisfacción laboral y esta puede ser aplicada a los docentes educación superior a partir de dos factores (intrínseco y extrínseco) como también por solo un factor general.

Palabras claves: Validez, fiabilidad, satisfacción laboral, factor extrínseco, factor intrínseco.

Abstract

In the present work, the aim was to evaluate the validity according to the internal structure and reliability of the “Warr, Cox and Wall Job Satisfaction” questionnaire for higher education teachers using Confirmatory Factor Analysis. Method: Validity was analyzed according to the internal structure of the questionnaire, through confirmatory factor analysis, for different correlation matrices (Pearson, Spearman, Polychoric, Kendall's tau b) and various estimation methods such as the maximum likelihood method, minimum weighted squares, unweighted least squares, generalized least squares, free-scale least squares. The degree of reliability was evaluated from different indicators, such as Cronbach's Alpha, composite, omega reliability coefficient. Results: The absolute, incremental and parsimony goodness-of-fit indices allowed us to check validity of the questionnaire for both a one-factor model and a two-factor model. The reliability coefficients presented high levels of reliability (from good to very good). Conclusion: From the validity and reliability analyzes carried out, sufficient statistical evidence was found to affirm that the “Warr, Cox and Wall Job Satisfaction questionnaire” really measures job satisfaction and this can be applied to higher education teachers from two-factor (intrinsic and extrinsic) as well as just one general factor.

Keywords: Validity, reliability, job satisfaction, extrinsic factor, intrinsic factor.

CAPITULO 1: INTRODUCCIÓN

1.1. Situación Problemática

Al abordar la **Satisfacción Laboral** encontramos a lo largo del tiempo muchas investigaciones al respecto. Esto puede deberse a sus posibles consecuencias que se presentarán en descuidarla ya que podrían presentarse riesgos psicosociales como el estrés el cual es explicado en gran parte por factores laborales (somnolencia, fatiga, y caer en la rutina, es decir en una constante denominada “monotonía”), el cual expone a la persona a riesgos psicosociales que a mediano o largo plazo conducen a enfermedades psicosociales como la ansiedad, depresión, reacciones psicosomáticas. Por lo tanto, la satisfacción laboral está íntimamente relacionada con la salud de las personas por tal motivo **la principal preocupación en la presente investigación es contar con un instrumento que mida la satisfacción laboral** en el contexto de los profesionales dedicados a la docencia en el marco de la educación superior.

Sin embargo, contar con un instrumento que mida de manera adecuada la satisfacción laboral es una labor compleja. Es necesario abordar esta situación problemática formulando primero las siguientes preguntas: ¿Existe una escala que nos permita conocer la satisfacción laboral?, en especial ¿Esta o estas escalas de medición, están siendo actualizadas? y además ¿estas escalas han sido validadas de acuerdo con nuestra realidad? respecto al ¿Lugar? ¿Tiempo? Es decir, características propias de los individuos a los cuales estamos evaluando en su propio contexto y acorde a sus propias necesidades, si estas preguntas no han sido formuladas previamente a la implementación de una escala o posteriormente a dicha implementación aún estaría presente la tarea de asumir el compromiso de plantear y responder ante estas necesidades.

Considerando las preguntas anteriores se ha encontrado la **escala de satisfacción laboral de Warr, Cox y Wall** en el cual se consideraron una estructura bifactorial, donde sus dos factores fueron denominados satisfacción intrínseca y satisfacción extrínseca. Esta escala ha sido presentada en la investigación titulada ***"Overall Job Satisfaction"*** por Warr, Cox y Wall en 1979, citado por Pérez, J. y Fidalgo, M. (2013) aproximadamente cuatro décadas antes a la actual y fue desarrollada considerando que pueda ser útil de manera general a las personas ligadas al ámbito laboral pero no específicamente al contexto en particular de los docentes de educación superior que son de interés en la presente investigación. **Es decir, actualmente no se cuenta con un instrumento válido que mida la satisfacción laboral en docentes de educación superior en el Perú en su estructura interna del cuestionario mencionado y que garantice un buen grado de fiabilidad**, entonces es necesario formular la siguiente pregunta ¿El cuestionario de Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall es válido en su estructura interna y fiable para medir la satisfacción en docentes de educación superior en el Perú?

1.2. Formulación del Problema

1.2.1. PROBLEMA GENERAL

¿El cuestionario de Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall es válido según su estructura interna y fiable para medir la satisfacción en docentes de educación superior en el Perú?

Es decir, es válido de acuerdo con su realidad, características propias de los individuos a los cuales se está evaluando en su propio contexto y acorde a sus propias necesidades.

1.2.2. PROBLEMAS ESPECÍFICOS

- ¿El cuestionario de satisfacción laboral de Warr, Cox y Wall tendrá validez en su estructura interna para docentes de educación superior?

- ¿El cuestionario de Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall para docentes de educación superior tendrá un adecuado grado de fiabilidad?

1.3. Justificación (Teórica y Práctica)

Contar con instrumentos válidos y confiables que midan la satisfacción laboral entre los profesionales que conviven en un centro laboral, garantizaría que realmente se está midiendo la Satisfacción Laboral de manera correcta, por ende, **permitirá a los directivos de las instituciones establecer buenas prácticas, promoviendo un buen clima laboral y con ello garantice la salud integral (física y mental) de los docentes**.

Adicionalmente contar con un instrumento válido sobre la Satisfacción Laboral permitiría complementar al marco legal de nuestro país que se refiere a la salud en el entorno laboral tal como la **Ley 29783** Publicada en el diario El Peruano en el año 2012, refiriéndose a la "Seguridad y Salud en el Trabajo". Tal como se ha podido observar la Salud es integral, no solo se refiere al aspecto físico, sino también al aspecto emocional es decir, a la Salud Mental.

En general, toda investigación que recoge información a través de un cuestionario debe garantizar que esté previamente validado. En la figura 1, se presenta de manera gráfica a la satisfacción y su importancia en la salud de las personas en especial de los trabajadores.

Figura 1.

Análisis transversal de la Satisfacción y la Salud Ocupacional Perspectiva Psicosocial.



Fuente: Elaborado con la colaboración del Dr. Carlos López Villavicencio.

1.4. Objetivos

1.4.1. Objetivo general

Evaluar la validez según la estructura interna y la fiabilidad del cuestionario de “Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall” para docentes de educación superior mediante el Análisis Factorial Confirmatorio.

1.4.2. Objetivos específicos

1. Evaluar la validez según la estructura interna del cuestionario de “Satisfacción de Warr, Cox y Wall” para docentes de educación superior, mediante el Análisis Factorial Confirmatorio.

2. Evaluar el grado de fiabilidad del cuestionario de “Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall” para docentes de educación superior.

CAPITULO 2: MARCO TEÓRICO

2.1. Antecedentes de investigación

2.1.1 Antecedentes a Nivel Nacional

Alfaro, R., Leyton, S., Meza, A., Saénz, I. (2012) en su investigación estudiaron la satisfacción laboral en tres municipalidades distritales de Lima y Callao, consideraron una muestra de 82, 126 y 161 trabajadores de cada una de las tres municipalidades en estudio. Para medir la satisfacción laboral utilizaron el cuestionario "Escala de Opiniones SL-SPC" (Palma, 2005), que tiene cuatro factores: (a) Significación de la Tarea, (b) Condiciones de Trabajo, (c) Reconocimiento Personal y/o Social, y (d) Beneficios Económicos. Como parte del análisis de validez y confiabilidad se aplicaron los métodos de consistencia interna y mitades, así como el análisis factorial, obtuvieron niveles aceptables que avalan la validez y confiabilidad del instrumento, sin embargo, encontraron diferencias en la conformación de dos de sus factores con respecto a la

escala. Dado los fines de la investigación, se optó por utilizar la escala de satisfacción laboral SL-SPC tal cual, sin modificación alguna. Los principales resultados son que no hay diferencias significativas en el nivel de satisfacción laboral medio de los trabajadores en cada una de las tres municipalidades y que éste puede considerase promedio; además, existen diferencias significativas respecto al nivel de satisfacción laboral en sus diversos factores según la condición laboral.

Boluarte, A. (2014) en su investigación titulada "Propiedades psicométricas de la Escala de satisfacción laboral de Warr, Cook y Wall, versión en español", cuyos objetivos fueron conocer las propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción Laboral de Warr, Cook y Wall, versión en español, en trabajadores de una institución especializada de rehabilitación. Material y métodos: Estudio de tipo psicométrico, en donde a 88 trabajadores se les aplicó la Escala de Satisfacción General de Warr, Cook y Wall traducida al español y adaptada por Pérez-Bilbao y Fidalgo, compuesta por 15 ítems y 2 subdimensiones: satisfacción intrínseca y extrínseca. Se aplicó el análisis factorial exploratorio mediante el método de ejes principales, cuyos resultados demuestran que la escala de Satisfacción General de Warr, Cook y Wall es válida y confiable para una sola dimensión. Concluyendo que la valoración de la escala de satisfacción general de Warr, Cook y Wall puede hacerse a 3 niveles: general, satisfacción intrínseca y extrínseca. Sin embargo, sus resultados demuestran una mayor consistencia con la medida de la satisfacción general.

Rodríguez, J., Ortiz, J., Vera, G., Soto, J., Delgado, J. (2016) Analizaron la existencia de una relación causa-efecto entre la Satisfacción y Rotación Laboral y con ello, mejorar la efectividad de los esfuerzos realizados por diversas compañías, utilizaron el cuestionario "Escala de Opiniones SL-SPC" (Palma, 2005) y el cuestionario de "Intención de Rotación Laboral" (Jacobo & Roodt, 2008) citados en su investigación por Rodríguez, J., Ortiz, J., Vera, G., Soto, J., Delgado, J. (2016). Obteniendo la identificación de una relación causa-efecto entre

ambos fenómenos, pero no todos los componentes de la satisfacción laboral influyeron sobre la intención de rotación, donde ambas empresas pueden identificar qué aspectos de satisfacción laboral en su personal deben ser priorizados en aras de reducir verdaderamente la tasa de rotación. Respecto a la confiabilidad utilizaron el coeficiente Alfa de Cronbach, obteniendo valores mayores a 0.50, validando la existencia de un grado de congruencia por lo menos justificable entre la satisfacción laboral y la rotación laboral.

Arias, W., Rivera, R., & Ceballos, K. (2017), en su estudio titulado "Análisis psicométrico de la Escala de Satisfacción Laboral de Warr, Cook y Wall en una muestra multiocupacional de Arequipa, Perú", cuyo objetivo fue realizar un análisis psicométrico de la Escala de Satisfacción en el Trabajo de Warr Cook y Wall (1979) en una muestra de trabajadores que radican en la ciudad de Arequipa (Perú), en donde se evaluó a 454 sujetos con diferentes ocupaciones utilizando la versión adaptada al español de Pérez-Bilbao y Fidalgo (1995), encontraron que la prueba tiene una estructura unidimensional que se ajusta mejor a los criterios estadísticos empleados mediante el análisis factorial confirmatorio. Asimismo, cuenta con un índice de confiabilidad alto (α = 0.945) y con correlaciones ítem-test superiores a 0.589.

2.1.2 Antecedentes a Nivel Internacional

Farfán, M. (2006) su investigación tiene por objetivo el de construir y validar un instrumento para medir la satisfacción laboral en mujeres, tomando una muestra de 140 mujeres para las redes semánticas, 25 para las redes focales, y posteriormente a 362 mujeres se les aplicó el instrumento, empleando el análisis factorial obtuvieron 6 factores, los cuales explicaban un 43.6% de la varianza total del instrumento, con una consistencia interna de 0.96 (Alpha de Cronbach).

Pérez, I., Guillén, F., Brugos, A., Aguinaga, I., Fernández, C. (2012) su investigación tuvo por objetivo la validación de un cuestionario para evaluar la mejora de la satisfacción laboral (CMSL) en una población de profesionales sanitarios de atención primaria en Navarra. Utilizaron la escala Likert para la medición de los ítems, calcularon la fiabilidad mediante el coeficiente alfa de Cronbach (de 0,933) y hallaron la validez de constructo mediante un análisis factorial con rotación varimax, agrupando los ítems en 9 dimensiones, en donde sólo 5 dimensiones explican el 41,287% de la varianza total. Por lo que el cuestionario diseñado es un instrumento válido para la evaluación integral de la mejora de la satisfacción laboral de los profesionales de atención primaria.

Lukas, J., Etxeberria, J., Galarreta, X., Lizasoain, L. (2018), en su investigación titulada "Construcción y validación de la escala de satisfacción laboral (ESL) en centros especiales de empleo", han analizado la pertinencia y el valor de una herramienta que ha sido construida con la intención de valorar la satisfacción con las condiciones laborales de los trabajadores de los CEE de Gureak, elaboraron la Escala de Satisfacción Laboral (ESL) siendo aplicada a una muestra de 563 personas con discapacidad intelectual (PCDI) y personas con enfermedad mental (PCEM) incluidas en el Régimen Especial de Empleo (REE). Para la validación de la escala analizaron el funcionamiento de los ítems y la fiabilidad y validez, y obtuvieron índices adecuados. De la misma manera, realizaron el estudio de la estructura factorial de la escala, utilizando tanto el análisis de componentes principales (ACP) como el análisis factorial confirmatorio (AFC), obteniéndose cuatro factores en la escala: Bienestar en el trabajo, Condiciones laborales, Disponibilidad de Información y Apoyo y Autodeterminación.

2.2. ANÁLISIS FACTORIAL

Esta técnica inicia con el artículo sobre pruebas múltiples de inteligencia elaborado por Spearman en 1904, y poco a poco introducida en la evaluación de test como la prueba de habilidades mentales primarias propuesta por Thurstone en 1938, la prueba de aptitudes propuesta por French en 1951, entre otras.

Albright (2006) afirma que:

> El Análisis Factorial es un método estadístico común que se utiliza para encontrar un pequeño conjunto de variables no observadas (también llamadas variables latentes o factores) que pueden explicar la covarianza entre un conjunto mayor de variables observadas (también llamadas variables explicativas). (p. 1)

El Análisis Factorial es una técnica multivariada que se divide en dos partes el análisis factorial exploratorio (AFE) y el análisis factorial confirmatorio (AFC).

Jöreskog, Olsson y Wallentin (2016) afirman que:

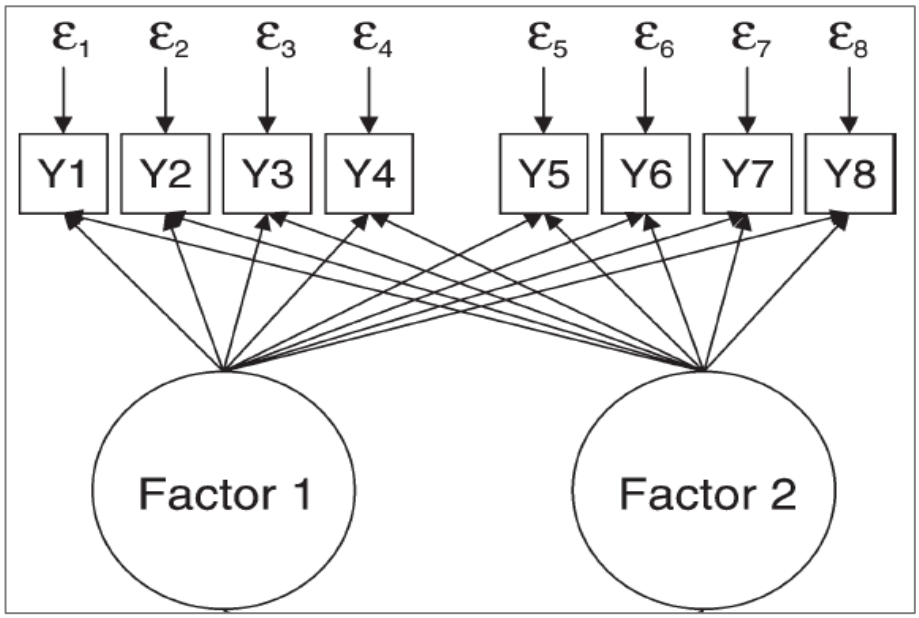
> El análisis factorial exploratorio se utiliza en la siguiente situación. Uno tiene un conjunto de pruebas u otras variables y le gustaría saber cuántos factores se necesitan para explicar sus intercorrelaciones y qué están midiendo estos factores. Tanto el número de factores como el significado de los factores son desconocidos. La interpretación y el nombramiento de los factores se hacen generalmente después de la rotación analítica. (p. 283)

Brown (2015) indica que:

> El objetivo primordial de la AFE es evaluar la dimensionalidad de un conjunto de indicadores múltiples (por ejemplo, elementos de un cuestionario) descubriendo el menor número de factores interpretables necesarios para explicar las correlaciones entre ellos…La AFE es un análisis "exploratorio" porque no se colocan restricciones a priori en el patrón de relaciones entre las medidas observadas y las variables latentes. (Ver la figura 2).
>
> En el AFC, un investigador debe especificar por adelantado varios aspectos clave del modelo de factores (por ejemplo, número de factores, patrones de carga de indicadores y factores). (Ver la figura 3). (pp. 18 – 19)

Figura 2.

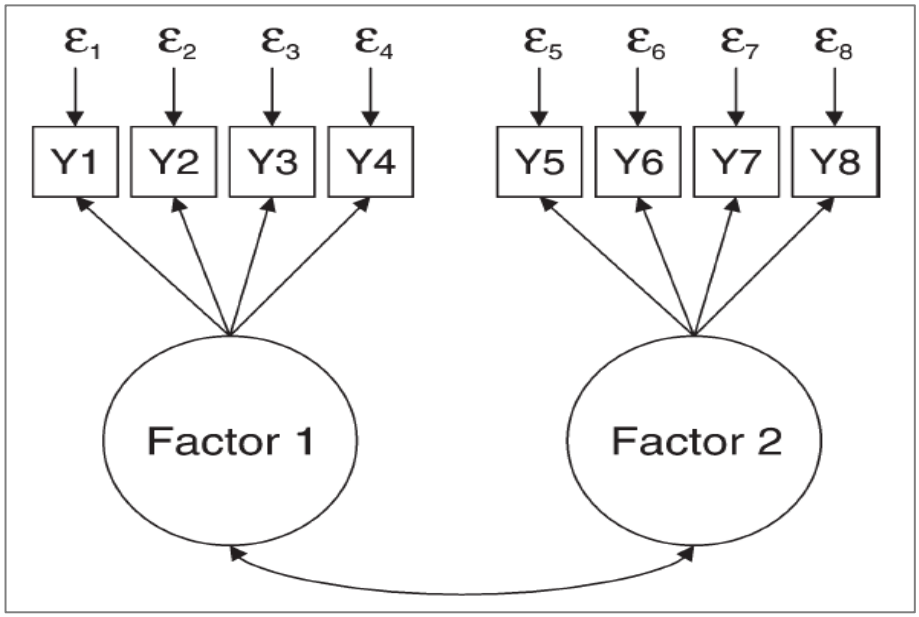
Representación gráfica del Análisis Factorial Exploratorio (AFE)



Fuente: Brown, T. (2015, p.38)

Figura 3.

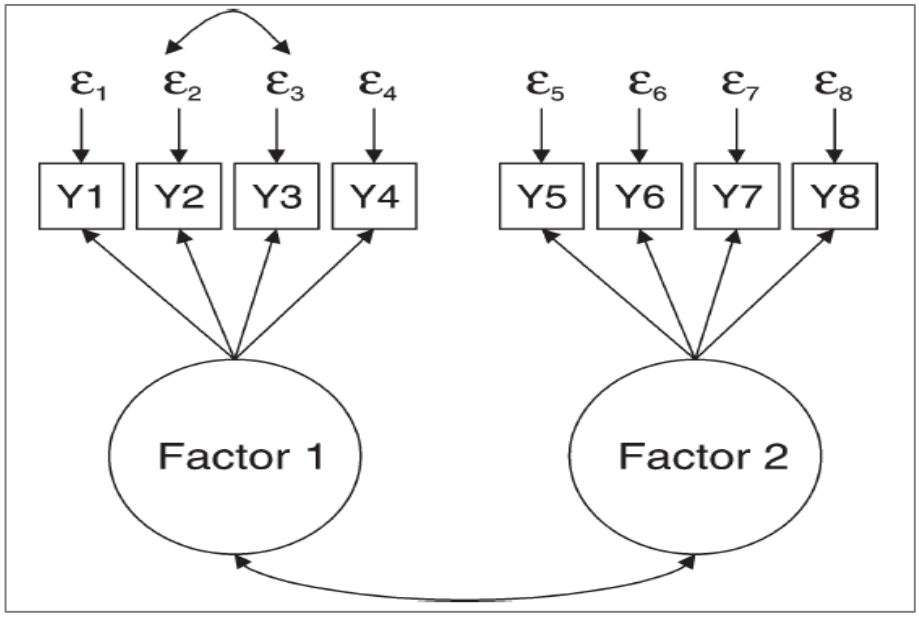
Representación gráfica del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)



Fuente. Brown, T. (2015, p.38)

Figura 4.

Representación gráfica del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con asociación en los errores



Fuente. Brown, T. (2015, p.38)

2.2.1 ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO

Brown (2015) afirma que:

> El análisis factorial confirmatorio es un tipo de modelo de ecuación estructural que se ocupa específicamente de los modelos de medición, es decir, las relaciones entre las medidas o indicadores observados (por ejemplo, elementos de prueba, puntajes de una prueba, calificaciones de observación de comportamiento) y variables o factores latentes. (p.1)

> El análisis factorial confirmatorio (AFC) requiere una sólida base empírica o conceptual para guiar la especificación y evaluación del modelo factorial. En consecuencia, el AFC se usa típicamente en fases posteriores del desarrollo de escala o la validación de construcciones, después de que la estructura subyacente se haya establecido provisionalmente mediante análisis empíricos previos utilizando AFE, así como sobre bases teóricas. (p.35)

Jöreskog et al. (2016) afirma que:

> Un análisis factorial confirmatorio comienza definiendo las variables latentes que uno quisiera medir. Esto se basa de una teoría sustantiva y/o conocimiento previo. Uno luego construye variables observables para medir estas variables latentes. Esta construcción debe seguir ciertas reglas de correspondencia. (p. 283)

En general, el análisis factorial confirmatorio es una técnica de análisis multivariante, la cual parte de un gran número de variables de las cuales determinados conjuntos de estas variables explican de manera cuantitativa a nuevas variables denominadas factores, es decir, de manera particular un conjunto de variables que están correlacionadas entre sí generan una dimensión que representará a estas variables que se conoce como factor,

así de manera paralela se está confirmando un contenido teórico, a su vez si se tiene conocimiento previo que existen determinados factores que miden una variable compleja la cual se está investigando esta puede ser confirmada con el análisis factorial confirmatorio.

2.2.1.1. MODELO DE ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO

Según Jöreskog et al. (2016), el modelo factorial general es representado como:

$$\mathrm{X} = \tau_{\mathrm{x}} + \Lambda_{\mathrm{x}}\xi + \delta \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

donde:

X : Variable aleatoria observable, de orden p × 1.

τ_x: Vector de constantes, de orden p × 1.

Λ_x: Matriz de cargas Factoriales, de orden p × q.

ξ : vector aleatorio independiente, de orden q × 1, con $\mathrm{E}(\xi) = \kappa$ y $V(\xi) = \Phi$.

κ : Vector de medias esperadas de ξ, de orden q × 1.

Φ: Covarianza de factores o Matriz de correlación, de orden q × q.

δ : Vector aleatorio independiente, de orden p × 1, con $V(\delta) = \Theta_\delta$.

Θ_δ: Matriz de covarianza de error, de orden p × p.

p : es el número de variables observables o ítems.

q : es el número de factores o variables latentes.

En la **ecuación 1**, se debe considerar las siguientes condiciones: $\mathrm{E}(\delta) = 0$ y $\mathrm{Cov}(\xi\,\delta') = 0$, es decir, la incorrelación entre las variables latentes y los errores.

Además de la **ecuación 1**, el vector de parámetros a estimar estaría definido como $\theta = (\tau_x, \Lambda_x, \kappa, \Phi, \Theta_\delta)$, es decir, se buscaría estimar 5 elementos (entre vectores y matrices) del modelo; es por esto último, que se prefiere reducir el número de elementos considerando $\tau_x = 0$ $\kappa = 0$, quedando la **ecuación 1** expresada como:

$$X = \Lambda_x \xi + \delta \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

donde:

X : Variable aleatoria observable, de orden p × 1.

Λ_x: Matriz de cargas Factoriales, de orden p × q.

ξ : vector aleatorio independiente, de orden q × 1, con $V(\xi) = \Phi$.

Φ: Covarianza de factores o Matriz de correlación, de orden q × q.

δ : Vector aleatorio independiente, de orden p × 1, con $V(\delta) = \Theta_\delta$.

Θ_δ: Matriz de covarianza de error, de orden p × p.

p : es el número de variables observables o ítems.

q : es el número de factores o variables latentes.

De la **ecuación 2**, las condiciones a considerar serían $E(\xi) = 0$, $E(\delta) = 0$ y $Cov(\xi\, \delta') = 0$ (incorrelación entre las variables latentes y los errores). Por lo que, el vector de parámetros a estimar sería $\theta = (\Lambda_x, \Phi, \Theta_\delta)$.

De acuerdo con la revisión teórica presentada en este documento se puede concluir que el análisis factorial confirmatorio tiene vital importancia ya que nos permite analizar las relaciones de los factores con las variables observables.

2.2.1.2. ESTRUCTURA DEL ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO

Para definir la estructura del Análisis Factorial Confirmatorio, se procedió a revisar diversos textos y, la estructura presentada por algunos autores se presenta en la tabla 1.

Tabla 1.

Secuencia de Modelización del Análisis Factorial Confirmatorio

Revisión del AFC por diversos autores

Revisión del AFC como parte de los modelos de ecuaciones estructurales.

Long (1983, p.17) en su libro "Confirmatory Factor Analysis. A Preface to Lisrel" presenta la siguiente estructura: - ***Especificación*** del modelo. - ***Identificación*** del modelo. - ***Estimación*** de los parámetros del modelo. - ***Bondad de Ajuste*** del modelo. - ***Reespecificación*** del modelo.	Bollen (1989, p.226) en su libro "Structural Equations with Latent Variables" presenta la siguiente estructura para un modelo de análisis factorial: - ***Especificación*** del modelo. - ***Identificación*** del modelo. - ***Estimación*** de los parámetros del modelo. - ***Evaluación*** del modelo. - ***Comparación*** de modelos. - ***Reespecificación*** del modelo.	Mueller (1996, p.125) en su libro "Basic Principles of Structural Equation Modeling. An Introduction to LISREL and EQS", presenta la siguiente estructura: - ***Especificación*** del modelo. - ***Identificación*** del modelo. - ***Estimación*** de los parámetros del modelo. - ***Evaluación*** del modelo - Reestimación del modelo.
Catena, Ramos y Trujillo (2003, p.156) en su libro "Análisis Multivariado. Un manual para investigadores", presentan la siguiente estructura: - Pregunta de investigación. - Diseño de investigación. - Evaluación de Supuestos y Limitaciones. - Aplicación del Análisis Factorial. - Interpretación de la solución Factorial. - Interpretación de resultados.	Batista, Coenders y Alonso (2004, p.25) en su artículo "Análisis Factorial Confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud", presenta la siguiente estructura: - ***Especificación*** del modelo. - ***Identificación*** del modelo. - ***Estimación*** de los parámetros del modelo. - Diagnóstico de la bondad de ajuste. - Modificación del modelo y capitalización del azar.	Uriel y Aldás (2005, p.441), en su libro "Análisis Multivariante Aplicado", presentan la siguiente estructura: - ***Formalización*** matemática del AFC. - ***Identificación*** del modelo en el AFC. - ***Estimación*** de modelos en el AFC (se refiere a la revisión de los métodos de estimación). - ***Bondad de ajuste*** del modelo estimado. (Se refiere a la obtención de los estadísticos Ji cuadrado para el contraste global del modelo). - ***Interpretación*** del modelo. - ***Reespecificación*** del modelo.

Tabla 1.

Secuencia de Modelización del Análisis Factorial Confirmatorio - Continuación

Revisión del AFC por diversos autores		
Revisión del AFC como parte de los modelos de ecuaciones estructurales.		
Hair, Black, Babin y Anderson (2014, pp.625-636) en su libro "Multivariate Data Analysis", presenta la siguiente estructura: - Definiendo Constructos Individuales. - Desarrollo del modelo de medición global. - Diseñando un estudio para producir resultados empíricos. - Evaluación de la validez del modelo de medición.	Brown (2015, p.75) en su libro "Confirmatory Factor Analysis for Applied Research" presenta la siguiente estructura: - ***Especificación*** del modelo. - ***Identificación*** del modelo. - ***Estimación*** de los parámetros del modelo. - ***Evaluación*** del modelo. - ***Interpretación*** del modelo. - ***Reespecificación*** del modelo.	Véliz (2016, p.155) en su libro "Análisis Multivariante", presenta la siguiente estructura: - ***Especificación*** del modelo. - ***Identificación*** del modelo. - ***Estimación*** de los parámetros del modelo. - Análisis de la ***adecuación*** del modelo.

A partir de los procedimientos de los diferentes autores revisados en la presente investigación se presenta la siguiente secuencia a seguir en el análisis:

- **Especificación** del modelo.
- **Identificación** del modelo.
- **Estimación de los parámetros** del modelo.
- **Evaluación y/o adecuación** del modelo.
- **Reespecificación** del modelo*.

* Sólo de ser necesario.

2.2.1.2.1. Especificación del modelo

En esta fase el investigador debe realizar una revisión exhaustiva de la variable o variables de investigación que intervienen en el modelo del análisis factorial confirmatorio, tanto como sus subvariables es decir sus dimensiones y los indicadores que corresponden a los mismos.

Para ello el aspecto de contenido teórico es vital, tanto como su revisión a través del tiempo, y las fuentes con las que se cuentan a partir de otras investigaciones. Es decir, si se desea validar la prueba de inteligencia propuesta por Charles Spearman, se debe conocer claramente a que se refería con el Factor G, que es su factor general y conocer los factores específicos de la prueba, hacer una revisión de éste conceptualmente y como se presentaría el modelo factorial y los elementos que corresponden a los factores específicos.

Por otro lado si se desea validar una Escala de Satisfacción a partir del análisis factorial confirmatorio como es el caso de la presente investigación se debe tener conocimiento de manera previa que tipo de Satisfacción se desea validar, y cuáles son las subvariables es decir las dimensiones del instrumento mencionados y de manera previa cuales ítems corresponden a determinada dimensión según lo indica el contenido teórico o cuyo caso la forma que los propusieron los autores, para poder confirmar esa estructura en el contexto en el cual se está evaluando.

A partir de las revisiones teóricas realizadas, se procede a la **formalización matemática**, si bien es cierto ya se tiene información suficiente de un modelo teórico este aún no ha sido representado a partir de un diagrama de relaciones causales y mucho menos representado a partir de un modelo estadístico. Es decir, en esta fase es necesario realizar la construcción de un diagrama de relaciones

causales (**Path diagrama**) y ser llevado a un conjunto de ecuaciones, a cuya estructura se le llama modelo de ecuaciones estructurales.

Para un caso particular, de un modelo de análisis factorial confirmatorio con tres variables latentes y doce variables observables, **la ecuación 2** puede quedar expresada bajo el siguiente sistema de ecuaciones:

$$
\begin{aligned}
X_1 &= \lambda_{11}\xi_1 + \delta_1 \\
X_2 &= \lambda_{21}\xi_1 + \delta_2 \\
X_3 &= \lambda_{31}\xi_1 + \delta_3 \\
X_4 &= \lambda_{41}\xi_1 + \delta_4 \\
X_5 &= \lambda_{52}\xi_2 + \delta_5 \\
X_6 &= \lambda_{62}\xi_2 + \delta_6 \\
X_7 &= \lambda_{72}\xi_2 + \delta_7 \\
X_8 &= \lambda_{82}\xi_2 + \delta_8 \\
X_9 &= \lambda_{93}\xi_3 + \delta_9 \\
X_{10} &= \lambda_{10,3}\xi_3 + \delta_{10} \\
X_{11} &= \lambda_{11,3}\xi_3 + \delta_{11} \\
X_{12} &= \lambda_{12,3}\xi_3 + \delta_{12}
\end{aligned}
$$

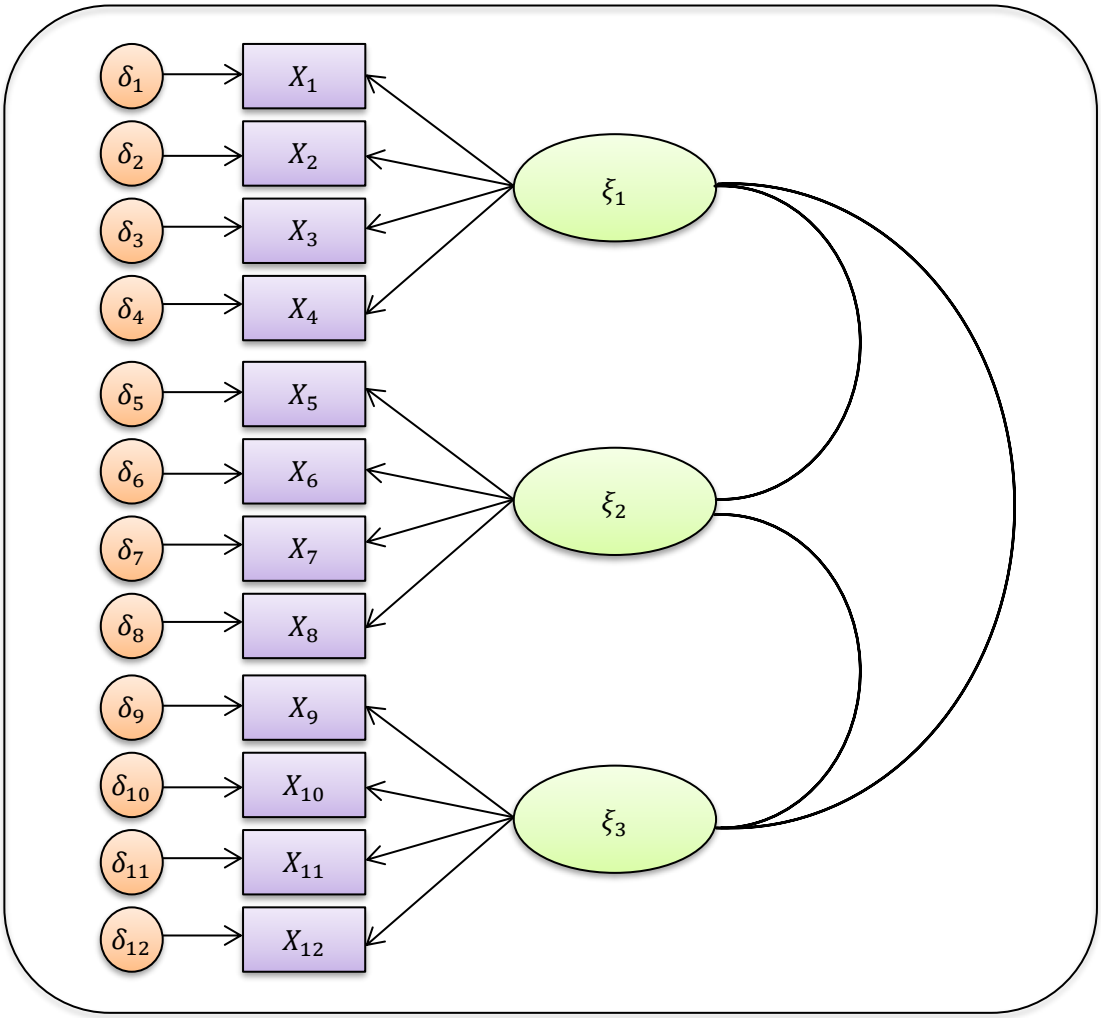
donde:

X_i: i-ésima variable observable.
λ_{ij}: Carga factorial de la i-ésima variable observable y la j-ésima variable latente.
ξ_j: j-ésima variable latente.
δ_i: Factor específico de la i-ésima variable observable o error.

Si este ejemplo, lo quisiéramos representar gráficamente a través de un diagrama (Path Diagram) sería como la figura 5.

Figura 5.

Path Diagrama considerando tres variables latentes con doce variables observables.



2.2.1.2.2. Identificación del modelo

La identificación del modelo corresponde básicamente a verificar si la representación del modelo de ecuaciones estructurales cumple mínimamente con los requerimientos básicos a toda ecuación, cuando esta observada desde el punto de vista de la solución, considerando que en el camino de esta no necesariamente se tendrá una solución única puesto que puede haber muchos caminos, es decir muchas soluciones y en caso contrario a las anteriores no tener solución.

Según Bollen (1989), para identificar un modelo se debe calcular la regla t:

$$t \leq M = \frac{1}{2}\, p\,(p+1) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

donde:

t: es el número de parámetros a estimar en el modelo.

M: número de elementos no comunes de la matriz de covarianzas de las variables observables.

Si:

$t < M$, entonces se considera al modelo sobreidentificado.

$t = M$, entonces se considera al modelo identificado.

$t > M$, entonces se considera al modelo subidentificado.

2.2.1.2.3. Estimación de los parámetros del modelo

En la actualidad existen muchos métodos para la estimación de los parámetros debido al desarrollo de los programas computacionales. En la presente investigación se mencionarán los más utilizados en las diferentes referencias bibliográficas, las mismas que están a disposición de ser aplicados en los softwares estadísticos, como son:

- Método de Máxima Verosimilitud (ML)
- Método de Mínimos Cuadrados Ponderados o de Libre Distribución Asintótica (WLS / ADF)
- Método de Mínimos Cuadrados No Ponderados (ULS)
- Método de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS)
- Método de Mínimos Cuadrados de Libre Escala o Ponderados Diagonalmente (SLS / DWLS)

Para la estimación del modelo, se parte de la función de ajuste, la cual según Jöreskog et al. (2016, p. 508), se representa como:

$$F\big(s;\sigma(\theta)\big) = [s-\sigma(\theta)]'V[s-\sigma(\theta)] \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (4)$$

donde:

$s = (s_{11}, s_{21}, s_{22}, s_{31}, \dots, s_{pp})$: Vector de la Matriz de Varianza y Covarianza muestral de orden $\frac{p(p+1)}{2} \times 1$.

$\sigma(\theta) = (\sigma_{11}, \sigma_{21}, \sigma_{22}, \sigma_{31}, \dots, \sigma_{pp})$: Vector de la Matriz de Varianzas y Covarianzas poblacional de orden $\frac{p(p+1)}{2} \times 1$.

p: Total de variables observables.

V: es una matriz definida positiva fija o una matriz aleatoria que converge en probabilidad a una matriz definida positiva $\overline{V}$.

- **Método de Máxima Verosimilitud (ML)**

  El método de Máxima Verosimilitud (con su sigla en inglés ML: Maximum Likelihood), es muy importante, debido a que su estimador cumplirá con las propiedades asintóticas como ser insesgado, eficiente, consistente, etc.

  Bollen (1989) presenta a la función de ajuste por este método de estimación partiendo de la multinormalidad de los datos, como:

$$F_{ML}\big(S;\hat{\Sigma}\big) = tr\big(S\hat{\Sigma}^{-1}\big) - \ln\big|S\hat{\Sigma}^{-1}\big| - p \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (5)$$

  donde:

  S: Matriz de varianza y covarianza muestral.

  $\hat{\Sigma}$: Estimador de la Matriz de varianza y covarianza poblacional.

  p: Total de variables observables.

Además, Bollen (1989) indica que la matriz de covarianza poblacional estimada $(\hat{\Sigma})$ y la matriz de covarianza muestral (S) son definidas positivas. (p. 107).

Usando la **ecuación 2** y asumiendo que $X \sim N_p(\mu, \Sigma)$, entonces se deduce que el vector de medias de X, de orden p × 1, es:

$$\mu = \Lambda_x E(\xi) = \Lambda_x 0 = 0 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

y la matriz de covarianza de X, de orden p × p, es:

$$\Sigma = \Lambda_x \Phi {\Lambda_x}' + \Theta_\delta \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

Según Jöreskog et al. (2016, p. 508), la función de ajuste bajo el método de máxima verosimilitud es:

$$\mathrm{F_{ML}}\big(s; \sigma(\theta)\big) = [s - \sigma(\theta)]'\big[\mathrm{D}'\big(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes \hat{\Sigma}^{-1}\big)\mathrm{D}\big][s - \sigma(\theta)] \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (8)$$

donde:

s: Vector de la Matriz de Varianza y Covarianza muestral de orden $\frac{p(p+1)}{2} \times 1$.

$\sigma(\theta)$: Vector de la Matriz de Varianzas y Covarianzas poblacional de orden $\frac{p(p+1)}{2} \times 1$.

$\mathrm{D} = \mathrm{K}'(\mathrm{K}'\mathrm{K})^{-1}$: Matriz de duplicación

K: es una matriz de orden $p^2 \times \frac{p(p+1)}{2}$, con valor 1 para la diagonal y 1/2 para el resto.

p: Total de variables observables.

- **Mínimos Cuadrados Ponderados (WLS)**

  El método de Mínimos Cuadrados Ponderados (con su sigla en inglés WLS: Weighted Least Squares), conocido también como el método de

Libre Distribución Asintótica (con su sigla en inglés ADF: Asymptotically Distribution-Free), fue desarrollado por Browne en 1984, y es utilizado cuando las variables no presentan distribución normal, el cual es respaldado por Jöreskog et al. (2016, pp. 508-509), cuya función de ajuste es:

$$\mathrm{F_{WLS}}\big(\mathrm{s};\sigma(\theta)\big) = [\mathrm{s}-\sigma(\theta)]'\mathrm{W}^{-1}[\mathrm{s}-\sigma(\theta)] \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (9)$$

donde:

s: Vector de la Matriz de Varianza y Covarianza muestral de orden $\frac{\mathrm{p(p+1)}}{2} \times 1$.

$\sigma(\theta)$: Vector de la Matriz de Varianzas y Covarianzas poblacional de orden $\frac{\mathrm{p(p+1)}}{2} \times 1$.

$\mathrm{W} = 2\mathrm{K}'\big(\hat{\Sigma}^{-1}\otimes\hat{\Sigma}^{-1}\big)\mathrm{K}$: es un estimador consistente de $\Omega = Var(\mathrm{s}-\sigma(\theta))$.

K: es una matriz de orden $\mathrm{p}^2 \times \frac{\mathrm{p(p+1)}}{2}$, con valor 1 para la diagonal y 1/2 para el resto.

$\hat{\Sigma} = \Sigma\big(\hat{\theta}\big)$: Estimador de la Matriz de varianzas y covarianzas poblacionales, de orden $\mathrm{p} \times \mathrm{p}$.

p: Total de variables observables.

- **Mínimos Cuadrados No Ponderados (ULS)**

  Según Harman (1967) citado por Jöreskog et al. (2016, pp. 260-261), menciona que:

  > El método ULS (con su sigla en inglés Unweighted least squares) es el método iterativo de factores principales o MINRES. Este método, tiene como objetivo minimizar la función ULS, esta función de ajuste representada por un medio de la traza de la diferencia cuadrada entre la matriz de covarianza muestral con la matriz de covarianza poblacional estimada, a esto se le puede

denominar también como la suma de cuadrados de elementos de la matriz residual.

$$F_{ULS}(S;\hat{\Sigma}) = \frac{1}{2}tr\left[(S - \hat{\Sigma})^2\right] \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (10)$$

donde:

S: Matriz de varianza y covarianza muestral.

$\hat{\Sigma}$: Estimador de la Matriz de varianza y covarianza poblacional.

Long, S. (1983, p.57), indica que el estimador ULS es un estimador consistente sin necesidad de asumir supuestos de normalidad en las variables observables, pero presenta dos limitaciones:

1. No existe ninguna prueba estadística asociada a este estimador.
2. Posee dependencia de escala.

Según Jöreskog, et al. (2016, p. 508), la función de ajuste para este método de estimación ULS, es:

$$F_{ULS}(s;\sigma(\theta)) = [s - \sigma(\theta)]'[K'(I \otimes I)K][s - \sigma(\theta)] \dots\dots\dots\dots (11)$$

donde:

s: Vector de la Matriz de Varianza y Covarianza muestral de orden $\frac{p(p+1)}{2} \times 1$.

$\sigma(\theta)$: Vector de la Matriz de Varianzas y Covarianzas poblacional de orden $\frac{p(p+1)}{2} \times 1$.

K: es una matriz de orden $p^2 \times \frac{p(p+1)}{2}$, con valor 1 para la diagonal y 1/2 para el resto.

p: Total de variables observables.

I: Matriz Identidad de orden $p \times p$.

- **Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS)**

  El método de Mínimos Cuadrados Generalizados (con su sigla en inglés GLS: Generalized Least Squares), es una modificación y/o variación del método anterior (Método de Mínimos Cuadrados No Ponderados).

  Jöreskog y Goldberger (1972, p. 244), fundamentan que la función GLS es más compleja que la función ULS, con la ventaja que es de libre escala, cuya función de ajuste es:

$$F_{GLS}(S;\hat{\Sigma}) = \frac{1}{2}\mathrm{tr}\left([(S - \hat{\Sigma})S^{-1}]^2\right) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (12)$$

  donde:

  S: Matriz de varianza y covarianza muestral.

  $\hat{\Sigma}$: Estimador de la Matriz de varianza y covarianza poblacional.

  Según Browne (1974, p.1), el estimador GLS es asintóticamente equivalente al estimador ML, para Long (1983, p.60) para utilizar este método se necesita muestras no menores que 100, así como que cumpla la distribución normal.

  Según Jöreskog et al. (2016, p. 508), presenta la función de ajuste en términos matriciales como:

$$F_{GLS}(s;\sigma(\theta)) = [s - \sigma(\theta)]'[D'(S^{-1}\otimes S^{-1})D][s - \sigma(\theta)] \dots\dots\dots (13)$$

  donde:

  s: Vector de la Matriz de Varianza y Covarianza muestral de orden $\frac{p(p+1)}{2} \times 1$.

  $\sigma(\theta)$: Vector de la Matriz de Varianzas y Covarianzas poblacional de orden $\frac{p(p+1)}{2} \times 1$.

  $D = K'(K'K)^{-1}$: Matriz de duplicación

K: es una matriz de orden $\mathrm{p}^2 \times \frac{\mathrm{p}(\mathrm{p}+1)}{2}$, con valor 1 para la diagonal y 1/2 para el resto.

S: Matriz de varianza y covarianzas de los datos muestrales, de orden $\mathrm{p} \times \mathrm{p}$.

p: Total de variables observables.

- **Mínimos Cuadrados de Libre Escala (SLS)**

  El método de Mínimos Cuadrados de Libre Escala (con su sigla en inglés SLS: Scale-Free Least Squares), conocido también como Mínimos Cuadrados Ponderados Diagonalmente (DWLS: Diagonally Weighted Least Squares) es empleado cuando no se cumple el supuesto de normalidad en las variables debido a que las variables son de escala ordinal.

  Según Arbuckle (2012, p.585), la función de ajuste es:

$$\mathrm{F_{SLS}}(\mathrm{S};\hat{\Sigma}) = \frac{1}{2}\mathrm{tr}\left([(\mathrm{S} - \hat{\Sigma})\mathrm{Diag}(\mathrm{S})^{-1}]^2\right) \dots\dots\dots\dots\dots\dots (14)$$

  donde:

  S: Matriz de varianza y covarianza muestral.

  $\hat{\Sigma}$: Estimador de la Matriz de varianza y covarianza poblacional.

  Según Jöreskog et al. (2016, p. 508), presenta la función de ajuste en términos matriciales como:

$$\mathrm{F_{DWLS}}(\mathrm{s};\sigma(\theta)) = [\mathrm{s} - \sigma(\theta)]'[\mathrm{diag}(\mathrm{W})]^{-1}[\mathrm{s} - \sigma(\theta)] \dots\dots\dots\dots (15)$$

  donde:

  s: Vector de la Matriz de Varianza y Covarianza muestral de orden $\frac{\mathrm{p}(\mathrm{p}+1)}{2} \times 1$.

  $\sigma(\theta)$: Vector de la Matriz de Varianzas y Covarianzas poblacional de orden $\frac{\mathrm{p}(\mathrm{p}+1)}{2} \times 1$.

$W = 2K'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes \hat{\Sigma}^{-1})K$: es un estimador consistente de $\Omega = Var(s - \sigma(\theta))$.

K: es una matriz de orden $p^2 \times \frac{p(p+1)}{2}$, con valor 1 para la diagonal y 1/2 para el resto.

$\hat{\Sigma} = \Sigma(\hat{\theta})$: Estimador de la Matriz de varianzas y covarianzas poblacionales, de orden $p \times p$.

p: Total de variables observables.

2.2.1.2.4. Evaluación y/o adecuación del modelo.

En esta fase el investigador deberá evaluar si el modelo propuesto se ajusta a los datos. Ya que pueden darse situaciones en la que existan varianzas negativas lo cual se sabe no tienen sentido y mostraría evidencia de cálculos mecánicos pero que carecen de coherencia matemática. De la misma forma correlaciones y coeficientes estandarizados mayores a 1, reiterándose resultados inconsistentes con los aspectos teóricos.

En la actualidad se cuentan con diferentes medidas que permiten evaluar el modelo estas son denominadas “Medidas de Bondad de Ajuste” y son de tres tipos las cuales se mencionan de la siguiente manera:

- Medidas de Bondad de Ajuste Absoluto.
- Medidas de Bondad de Ajuste Incremental.
- Medidas de Bondad de Ajuste Parsimonia.

❒ **Medidas de Bondad de Ajuste Absoluto**

Hair, Anderson, Tatham y Black (1999) afirma que “las medidas de ajuste absoluto determinan el grado en que el modelo conjunto predice la matriz de correlación o covarianza observada.” (p. 680)

Función de Discrepancia

Jöreskog, et al. (2016, p.496) afirma que: “es una medida del ajuste general del modelo a los datos, mide la distancia (diferencia, discrepancia, desviación) entre la matriz de covarianza de la muestra y la matriz de covarianza ajustada”.

La función de discrepancia es la minimización de la función de ajuste, en el programa AMOS es conocido como CMIN, el cual se representa:

$$\mathrm{CMIN} = \mathrm{n} \times \mathrm{F}\left(\mathrm{S}; \hat{\Sigma}\right) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (16)$$

donde:

$\mathrm{F}\left(\mathrm{S}; \hat{\Sigma}\right)$: es la función de ajuste, que dependerá del estimador que empleemos.

n: es el tamaño de la muestra.

Según Bollen (1989, p. 265), para evaluar el modelo se debe considerar una hipótesis nula de $\Sigma = \Sigma(\theta_0)$, si las variables observables cumplen con la multinormalidad y el tamaño de muestra es grande $(\mathrm{n} \to \infty)$, donde utiliza el estadístico de prueba $\chi^2{}_c = (n-1) \times F\left[S, \Sigma\left(\hat{\theta}\right)\right]$, el cual se aproxima a una distribución Chi Cuadrada con $\mathrm{d} = \mathrm{M} - \mathrm{t}$ grados de libertad, donde $\mathrm{M} = \frac{\mathrm{p(p+1)}}{2}$ es el número de elementos no comunes de la matriz de covarianzas de las variables observables y, t es el número de parámetros a estimar en el modelo.

Sin embargo, tanto los programas LISREL como AMOS consideran al estadístico de prueba como: $\chi^2{}_c = n \times F\left[S, \Sigma\left(\hat{\theta}\right)\right] = CMIN$.

Bollen (1989, p. 267) y Jöreskog, et al. (2016, pp.510-511) indican que si las variables observables no cumplen con la normalidad o si estás fuesen cualitativas, se debe usar la corrección de Satorra – Bentler.

- **NCP:** es un estimador del parámetro de no centralidad ($\delta = C_0 = nF_0$), propuesto por McDonald y Marsh en 1990, y según Arbuckle (2012, pp.602-603) este estimador está definido como:

$$NCP = máx\{\chi_c^2 - d, 0\} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (17)$$

donde:

$\chi^2{}_c = n \times F\left[S, \Sigma\left(\hat{\theta}\right)\right]$: Función de discrepancia

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: grados de libertad del modelo propuesto

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

- **SNCP:** es un estimador del parámetro de no centralidad $\left(\frac{\delta}{n} = F_0\right)$, propuesto por McDonald y Marsh en 1990, y según Arbuckle (2012, p.603) este estimador está definido como:

$$SNCP = \hat{F}_0 = máx\left\{\frac{\chi_c^2 - d}{n}, 0\right\} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (18)$$

donde:

$\chi^2{}_c = n \times F\left[S, \Sigma\left(\hat{\theta}\right)\right]$: Función de discrepancia

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: grados de libertad del modelo propuesto

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

- **GFI:** Índice de bondad del ajuste (con su sigla en inglés **GFI: Goodness of Fit Index**), según Arbuckle (2012, p.613) este índice inicialmente fue planteado por Jöreskog y Sörbom en 1984 para los métodos de estimación de Máxima Verosimilitud y Mínimos Cuadrados no Ponderados, pero es generalizada para las otras estimaciones por Tanaka y Huba en 1985.

  Este índice no depende del tamaño de la muestra y mide cuánto se ajusta el modelo propuesto comparado con un modelo sin parámetro.

$$GFI = 1 - \frac{F\left[S, \Sigma\left(\hat{\theta}\right)\right]}{F[S, \Sigma(0)]} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (19)$$

  donde:
  $F\left[S, \Sigma\left(\hat{\theta}\right)\right]$: Mínimo valor de la Función de ajuste del modelo propuesto.
  $F[S, \Sigma(0)]$: Mínimo valor de la Función de ajuste del modelo sin parámetro.

- **RMSR (RMR):** Raíz cuadrada de la media del cuadrado de los residuos (con su sigla en inglés **RMSR: Root Mean Square Residual**). Arbuckle (2012, pp.616-617) lo denomina como el promedio de las diferencias entre la matriz de covarianzas muestrales y la estimada por el método.

$$RMR = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{i}\left(s_{ij} - \hat{\sigma}_{ij}\right)^2}{p(p+1)/2}} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (20)$$

  donde:

s_{ij}: es la covarianza muestral entre la i-ésima y la j-ésima variable observable.

σ_{ij}: es la covarianza estimada por el método seleccionado.

p: Número de variables observables.

- **RMSEA:** Error de Aproximación Cuadrático Medio, propuesto por Browne y Cudeck en 1993. El valor es representativo de la bondad de ajuste que podría esperarse si el modelo fuera estimado con la población. Los valores que pueden considerarse aceptables oscilan entre 0.05 y 0.08. (Morales, Hernández, Blanco, 2005 p.314).

$$RMSEA = \sqrt{\frac{\hat{F}_0}{d}} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (21)$$

donde:

$\hat{F}_0 = máx\left\{\frac{\chi_c^2 - d}{n}, 0\right\}$: SNCP

$\chi^2{}_c = n \times F\left[S, \Sigma\left(\hat{\theta}\right)\right]$: Función de discrepancia

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: grados de libertad del modelo propuesto

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

❒ **Medidas de Bondad de Ajuste Incremental**

Hair et al. (1999) afirma que estas medidas "compara el modelo propuesto con un modelo de referencia" (p. 682)

Estas medidas están basadas bajo el criterio de comparación del modelo propuesto con respecto a un modelo denominado nulo "modelo nulo", es decir, aquel modelo en el que se asume no existe relación entre las variables del modelo esto último podría ser

incongruente con el instrumento que se desea validar, pero por lo menos se espera que el modelo propuesto tenga un mejor ajuste al ser comparado con este modelo que se sabe ya es inadecuado, y bajo el recorrido de 0 a 1 el aproximarse más a la unidad garantizaría un mejor ajuste y por ende una mayor distancia con el modelo nulo.

Catena et al. (2003) afirma que:

> Un Índice de no centralidad, compara el modelo de interés contra el modelo de referencia (o de línea de base), en el que puede suponerse cualquier tipo de relación entre las variables, aunque lo más frecuente es precisamente que se asuma que todos los parámetros son cero, es decir, no relación entre variables y factores. (p.371).

- **AGFI:** Índice ajustado de bondad del ajuste o GFI ajustado (con su sigla en inglés **AGFI: Adjusted Goodness of Fit Index**), propuesto por Tanaka y Huba en 1985, este índice considera en su ajuste los grados de libertad de los modelos. Según Arbuckle (2012, p. 614) y Jöreskog et al. (2016, p.500) el AGFI se calcula como:

$$AGFI = 1 - \frac{d_0}{d}(1 - GFI) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (22)$$

donde:

GFI: Índice de bondad del ajuste.

$d_0 = \frac{p(p+1)}{2}$: son los grados de libertad del modelo sin parámetros.

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: son los grados de libertad del modelo propuesto.

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

- **RGFI:** es una medida relativa de bondad de ajuste, la cual corrige la infraestimación del ajuste, propuesta por Sharma en 1996, (Catena et al., 2003, p.369).

$$RGFI = \frac{GFI}{EGFI} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (23)$$

donde:

GFI: Índice de bondad del ajuste

$\mathrm{EGFI} = \frac{1}{1+2\mathrm{d}}$: Ajuste esperado

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: son los grados de libertad del modelo propuesto.

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

- **NFI:** Índice del ajuste normado, propuesto por Bentler y Bonnet en 1980, según Bollen (1989, p.269) este índice es:

$$NFI = \frac{\chi^2_{nulo} - \chi^2_{propuesto}}{\chi^2_{nulo}} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (24)$$

donde:

$\chi^2{}_{propuesto}$: Función de discrepancia del modelo propuesto o ajustado.

$\chi^2{}_{nulo}$: Función de discrepancia del modelo nulo.

- **CFI:** Índice de Ajuste Comparado, propuesto por Bentler en 1990, según Brown (2015, p. 72), el índice es:

$$CFI = 1 - \frac{max\{\chi^2_{propuesto} - d, 0\}}{max\{\chi^2_{propuesto} - d, \chi^2_{nulo} - d_0, 0\}} \dots\dots\dots\dots\dots\dots (25)$$

donde:

$\chi^2{}_{propuesto}$: Función de discrepancia del modelo propuesto o ajustado.

$\chi^2{}_{nulo}$: Función de discrepancia del modelo nulo.

$d_0 = \frac{p(p+1)}{2}$: son los grados de libertad del modelo sin parámetros.

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: son los grados de libertad del modelo propuesto.

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

- **IFI:** Índice de Ajuste incremental, propuesto por Bollen en 1989, según Arbuckle (2012, p. 611), el índice es:

$$IFI = \frac{\chi^2_{nulo} - \chi^2_{propuesto}}{\chi^2_{nulo} - d} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (26)$$

donde:

$\chi^2{}_{propuesto}$: Función de discrepancia del modelo propuesto o ajustado.

$\chi^2{}_{nulo}$: Función de discrepancia del modelo nulo.

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: son los grados de libertad del modelo propuesto.

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

- **RFI:** Índice de Ajuste Relativo, propuesto por Bollen en 1986, según Arbuckle (2012, p. 610), el índice es:

$$RFI = \frac{\chi^2_{nulo}/d_0 - \chi^2_{propuesto}/d}{\chi^2_{nulo}/d_0} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (27)$$

donde:

$\chi^2{}_{propuesto}$: Función de discrepancia del modelo propuesto o ajustado.

$\chi^2{}_{nulo}$: Función de discrepancia del modelo nulo.

$d_0 = \frac{p(p+1)}{2}$: son los grados de libertad del modelo sin parámetros.

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: son los grados de libertad del modelo propuesto.

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar.

- **TLI:** este es un índice de no centralidad, o índice de ajuste no normado (NNFI), propuesto por Tucker y Lewis en 1973, según Brown (2015, p. 73), el índice es:

$$TLI = NNFI = \frac{\chi^2_{nulo}/d_0 - \chi^2_{propuesto}/d}{\chi^2_{nulo}/d_0 - 1} \dots\dots\dots\dots\dots\dots (28)$$

donde:

$\chi^2{}_{propuesto}$: Función de discrepancia del modelo propuesto o ajustado.

$\chi^2{}_{nulo}$: Función de discrepancia del modelo nulo.

$d_0 = \frac{p(p+1)}{2}$: son los grados de libertad del modelo sin parámetros.

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: son los grados de libertad del modelo propuesto.

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

- **RNI:** Índice de no centralidad relativo, este índice fue propuesta por McDonald y Marsh en 1990, según Arbuckle (2012, p. 612), el índice es:

$$RNI = \frac{(\chi^2_{nulo} - d_0) - (\chi^2_{propuesto} - d)}{(\chi^2_{nulo} - d_0)} \dots\dots\dots\dots\dots\dots (29)$$

donde:

$\chi^2{}_{propuesto}$: Función de discrepancia del modelo propuesto o ajustado.

$\chi^2{}_{nulo}$: Función de discrepancia del modelo nulo.

$d_0 = \frac{p(p+1)}{2}$: son los grados de libertad del modelo sin parámetros.

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: son los grados de libertad del modelo propuesto.

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

- **MFI:** Índice de no centralidad Relativo, propuesto por McDonald y Marsh en 1990, según Catena (2003, p. 370), el índice es:

$$MFI = e^{-\frac{1}{2}\times\frac{\chi^2_{propuesto}-d}{n}} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (30)$$

donde:

$\chi^2{}_{propuesto}$: Función de discrepancia del modelo propuesto o ajustado.

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: son los grados de libertad del modelo propuesto.

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

n: Tamaño de muestra

❒ **Medidas de Bondad de Ajuste de la Parsimonia**

Estas medidas tienen también por objetivo medir el grado en que los parámetros obtengan un buen ajuste, y la forma en que se propone es que estos sean comparados con otros modelos, es decir esta

comparación se basa en una coevaluación, ya que se debe contar con uno o varios modelos alternativos (estos pueden también ser denominados modelos rivales), esto último estaría ligado a la estrategia para realizar un mejor modelamiento.

- **AIC**: Criterio de Información de Akaike, propuesto por Akaike en 1987, y según Bollen (1989, p.279) presenta a este índice para comparar entre modelos, es decir, como un indicador de parsimonia.

$$AIC = \chi^2_{propuesto} - 2 \times t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (31)$$

donde:

$\chi^2{}_{propuesto}$: Función de discrepancia del modelo propuesto.

t: Número de parámetros a estimar

- **BIC:** Criterio de Información de Bayes, propuesta por Schwarz en 1978, y según Bollen (1989, p.279), este índice es:

$$BIC = \chi^2_{propuesto} - t \times \ln(n) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (32)$$

donde:

$\chi^2{}_{propuesto}$: Función de discrepancia del modelo propuesto.

t: Número de parámetros a estimar

n: Tamaño de la muestra

- **CAIC:** Criterio de Información de Akaike Consistenciada, propuesta por Bozdogan en1987, y según Arbuckle (2012, p. 607), el índice es:

$$CAIC = \chi^2_{propuesto} - (\ln(n) + 1) \times t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (33)$$

donde:

$\chi^2_{propuesto}$: Función de discrepancia del modelo propuesto.

t: Número de parámetros a estimar

n: Tamaño de la muestra

- **BCC:** Criterio de Browne - Cudek, propuesta por Browne y Cudek en 1989, y según Arbuckle (2012, p. 606), el índice es:

$$BCC = \chi^2_{propuesto} + \frac{2qb}{n-p-2} \dots\dots\dots\dots\dots\dots (34)$$

donde:

$\chi^2_{propuesto}$: Función de discrepancia del modelo propuesto.

$b = n - 1$, si se usa el EMULISREL, caso contrario b = n.

$q = p + t$.

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

n: Tamaño de la muestra

- **PGFI:** Índice de bondad de ajuste de parsimonia, propuesta por James, Mulaik y Brett en1989, pero Arbuckle (2012, p. 613) indica que este índice sólo se obtiene si se utiliza la estimación de Máxima Verosimilitud.

$$PGFI = \frac{d}{d_0} \times GFI \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (35)$$

donde:

GFI: Índice de bondad del ajuste

$d_0 = \frac{p(p+1)}{2}$: son los grados de libertad del modelo sin parámetros.

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: son los grados de libertad del modelo propuesto.

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

- **PNFI:** Índice de bondad de ajuste normado de parsimonia, propuesta por James, Mulaik y Brett en 1982, y según Arbuckle (2012, p. 613), este índice es:

$$PNFI = \frac{d}{d_0} \times NFI \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (36)$$

donde:

NFI: Índice del ajuste normado

$d_0 = \frac{p(p+1)}{2}$: son los grados de libertad del modelo sin parámetros.

$d = \frac{p(p+1)}{2} - t$: son los grados de libertad del modelo propuesto.

p: Número de variables observables.

t: Número de parámetros a estimar

Para conocer los puntos de corte de cada una de las medidas de bondad de ajuste absoluto, incremental y de parsimonía, se ha revisado libros de los autores: Bollen (1989), Mueller (1996), Catena et al (2003), Uriel y Aldas (2005), Hair et al (2014), Brown (2015) y Jöreskog, et al (2016); asimismo, se revisó los artículos de Batista et al (2004), Morales et al (2005); resumiendo esta información en la tabla 2.

Tabla 2.

Índices de Bondad de Ajuste

Medida de Bondad de Ajuste		Índice
Medidas de bondad de ajuste del modelo estimado Nos permitirá evaluar los criterios de la calidad del ajuste a partir de los estadísticos Ji cuadrado para el contraste global del modelo.	**Absoluto**	Chi Cuadrado (p valor mayor al nivel de significación)
		GFI ≥ 0.90
		RMSR (RMR) ≤ 0.08
		RMSEA ≤ 0.08
		NCP pequeño
		SNCP pequeño
	Incremental	AGFI ≥ 0.90
		RGFI ≥ 0.90
		NFI ≥ 0.90
		CFI ≥ 0.90
		IFI ≥ 0.90
		RFI ≥ 0.90
		TLI = NNFI ≥ 0.90
		MFI ≥ 0.90
	Parsimonia	AIC pequeño
		CAIC pequeño
		PGFI ≥ 0.90
		BCC pequeño
		BIC pequeño

2.2.1.2.5. Reespecificación del modelo.

Esta fase se analiza sólo en caso de ser necesaria, cuando sea encontrado alguna inconsistencia en la fase anterior, es decir, si realmente se obtuvieron interpretaciones de los parámetros estimados del modelo en la cual se obtienen efectos en sentidos inversos al que se conoce de manera teórica ya habiéndose verificado con un pensamiento crítico, que no se debe a factores externos parte del contexto en el cual se está realizando la investigación, o que realmente

se puedan encontrar aspectos teóricos que no tengan un sustento sólido. Por lo tanto, manteniendo seguridad de que se debe a la ausencia de coherencia, se plantea redefinir el modelo sugiriendo no realizar cambios solo para satisfacer el aspecto cuantitativo sino más bien manteniendo la estructura principal del modelo que se desea confirmar es posible verificar algunos índices de modificación y agregar algunas relaciones que sean justificadas bajo el sentido lógico de las variables bajo estudio.

Índices de modificación

Jöreskog y Sörbom (2002, p.127) indican que "los índices de modificación son empleados en la evaluación y respectiva modificación del modelo (reespecificación del modelo), es decir, incluye asociaciones entre los errores de las variables".

Según Bollen (1989, pp. 298 - 299), indica que para la reespecificación del modelo, se puede analizar con cualquiera de los tres estadísticos: Prueba de Razón de Verosimilitud, Prueba del Multiplicador de Lagrange, y Prueba de Wald.

- ***Prueba de Razón de Verosimilitud***

  Según Bollen (1989, p.292) esta prueba es conocida con su término en inglés Likelihood Ratio (LR), o también como la prueba de diferencias Chi Cuadradas, y expresada como:

$$LR = -2\left[log\left(L\left(\hat{\theta}_r\right)\right) - log\left(L\left(\hat{\theta}_u\right)\right)\right] \ldots\ldots\ldots\ldots (37)$$

  donde:

  $\hat{\theta}_r$: es el estimador ML para un modelo anidado, con restricciones.

  $\hat{\theta}_u$: es el estimador ML para un modelo sin restricciones.

- ***Prueba del Multiplicador de Lagrange***

  Según Bollen (1989, p.293) esta prueba es conocida con su término en inglés Lagrangian Multiplier (LM), y expresada como:

$$LM = \left[s\left(\hat{\theta}_r\right)\right]'\left[I^{-1}\left(\hat{\theta}_r\right)\right]s\left(\hat{\theta}_r\right) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (38)$$

  donde:

  $\hat{\theta}_r$: es el estimador bajo el método seleccionado, para un modelo anidado con restricciones.

  $s\left(\hat{\theta}_r\right)$: es el vector de la derivada parcial del logaritmo de la función verosímil evaluada en $\hat{\theta}_r$.

  $s(\theta) = \frac{\partial log\left(L(\theta)\right)}{\partial \theta}$: es el logaritmo de la función verosímil sin restricciones.

  $I^{-1}\left(\hat{\theta}_r\right)$: es la Información de Fisher evaluada en $\hat{\theta}_r$.

  $I^{-1}(\theta) = \left\{-E\left[\frac{\partial^2 log\left(L(\theta)\right)}{\partial \theta\, \partial \theta'}\right]\right\}^{-1}$: es la Información de Fisher.

- ***Prueba de Wald (W)***

  Según Bollen (1989, p.294) esta prueba es conocida con su término en inglés Wald Test (W), y expresada como:

$$W = \left[r\left(\hat{\theta}_u\right)\right]'\left\{\left[\frac{\partial r\left(\hat{\theta}_u\right)}{\partial \hat{\theta}_u}\right]' \left[acov\left(\hat{\theta}_u\right)\right]\left[\frac{\partial r\left(\hat{\theta}_u\right)}{\partial \hat{\theta}_u}\right]\right\}^{-1} \left[r\left(\hat{\theta}_u\right)\right] \ldots\ldots (39)$$

  donde:

  $\hat{\theta}_u$: es el estimador bajo el método seleccionado, para un modelo sin restricciones.

  $r\left(\hat{\theta}_u\right)$: es la función de parámetros θ, evaluada en $\hat{\theta}_u$.

  $acov\left(\hat{\theta}_u\right)$: es la matriz de covarianzas asintóticas de $\hat{\theta}_u$.

2.3 MODELO DE MEDICIÓN

Jöreskog et al. (2016) afirma que:

> El propósito de un modelo de medición es describir qué tan bien los indicadores observados sirven como un instrumento de medición para las variables latentes. Los conceptos clave son la medición, la confiabilidad y la validez. Los modelos de medición a menudo sugieren formas en que se pueden mejorar las mediciones observadas. (p. 286)

Según la teoría de Lord y Novick (2008), un modelo de medición usa la notación:

$$x_i = \tau_i + \delta_i \dots\dots\dots\dots (40)$$

donde τ_i es la puntuación real y δ_i es el error de medición, con el supuesto de τ_i y δ_i son independientes, entonces la varianza de x_i es:

$$\sigma_{ii} = Var(\tau_i) + Var(\delta_i) = Var(\tau_i) + \theta_{ii} \dots\dots (41)$$

Según Jöreskog et al. (2016, p.287), *un modelo de medición puede ser un modelo de medición congenérico, tau – equivalente o paralela*.

2.3.1. Modelo de Medición Congenérico

Según Jöreskog et al. (2016, p. 288), el modelo (ecuación 2) se denomina “modelo de medición congenérico”, en donde las medidas X’s son llamadas congenéricas si sus valores τ's tienen todas las correlaciones por pares iguales a la unidad.

2.3.2. Modelo de Medición tau – equivalente

Según Jöreskog et al. (2016, p. 288), indica que *"un modelo de medición tau-equivalente tienen las mismas variaciones de puntaje verdadero (τ_i), pero posiblemente diferentes variaciones de error (δ_i)."*

2.3.3. Modelo de Medición paralela

Según Jöreskog et al. (2016, p. 288), indica que *"en un modelo de medición paralela tienen las mismas variaciones de puntaje verdadero (τ_i), y las mismas variaciones de error (δ_i)."*

2.3.4. Criterios de ajuste del modelo de medida

Según Arboleda, L. (2017, p.33), sugiere que:

> Para la determinación del nivel de ajuste del modelo de medida es necesario evaluar tres aspectos: Validez del constructo, Unidimensionalidad de los constructos y la fiabilidad.

- Según Lévy, Varela y Losada (2006), la **validez de constructo** queda confirmada si las cargas factoriales estandarizadas son significativas y grandes (superiores en su mayoría a 0,6).
- Vila, Küster y Aldas (2000), sugieren el uso del test de la diferencia entre las chi-cuadrado o el test del intervalo de confianza para comprobar la **unidimensionalidad de los constructos** considerados.
- Para la **fiabilidad** se emplean las medidas de fiabilidad compuesta y varianza extraída.

2.4 FIABILIDAD

La **Fiabilidad** *es el grado en que un instrumento de medición produce resultados consistentes y coherentes*. **(Kerlinger y Lee, 2002:581).**

Peterson (1994) afirma que:

> Para analizar la fiabilidad de las escalas de medición se utiliza el estadístico alfa de cronbach, que determina el grado de consistencia interna de una escala de medición mediante el cálculo de la correlación media de una de las variables de la escala con todas las demás, su valor varía entre cero y uno. (p. 382)

Awang (2015) afirma que:

> La confiabilidad es la medida de cuán confiable es dicho modelo de medición para medir la construcción latente deseada. La evaluación de la confiabilidad de un modelo de medición se podría hacer usando los siguientes criterios: (p.55-56)

a. ***Confiabilidad interna:*** indica qué tan fuertes son los elementos de medición que se mantienen juntos al medir el constructo respectivo. Esta confiabilidad se logra cuando el valor de Alpha de Cronbach excede 0.7.

$$r_{xx} = \frac{n}{n-1}\left(1 - \frac{\sum {S_i}^2}{{S_T}^2}\right)$$

Donde:

n : número de ítems o elementos en el modelo

${S_i}^2$: Varianza de cada ítem

${S_T}^2$: Varianza del test total

b. ***Confiabilidad compuesta:*** indica la confiabilidad y la consistencia interna de una construcción latente. Se requiere un valor de CR > 0.6 para lograr confiabilidad compuesta para una construcción.

$$CR = \frac{\sum K^2}{(\sum K)^2 + \sum(1 - K^2)}$$

Donde:

n : número de ítems o elementos en el modelo

K = carga factorial de cada elemento

c. ***Varianza promedio extraída:*** indica el porcentaje promedio de variación explicado por los elementos de medición para una construcción latente. Se requiere un AVE > 0.5 para cada construcción.

$$AVE = \frac{\sum K^2}{n}$$

Donde:

n : número de ítems o elementos en el modelo

K = carga factorial de cada elemento

2.5 VALIDEZ

Entre las últimas décadas del siglo XIX, aproximadamente alrededor de los años 1890, el investigador Francis Galton, presenta aportes importantes que servirían a otros investigadores a profundizar en procedimientos técnicos en lo que formarían parte y aportaría a la validación, si bien es cierto, no necesariamente de manera directa esto ya podrían ser considerados antecedentes que contribuirían a realizar estudios al respecto, como se dio en el caso de Karl Pearson, Charles Spearman, entre otros.

Según Rodríguez (2000), el profesor Charles Spearman, es reconocido como el padre del análisis factorial, quien presentó un

modelo basado en una teoría bifactorial de la inteligencia humana, clasificada en un factor general de la inteligencia, denominado “factor G”, y factores específicos. (pp. 188-189).

Hernández, Fernández y Baptista (2006, p. 277), afirman que: **“**La **validez** es el grado en que un instrumento mide la característica que se busca medir.”

Messick (1989) afirma que:

> En términos más generales, la validez es un juicio evaluativo general del grado en que la evidencia empírica y los fundamentos teóricos apoyan la idoneidad y la adecuación de las conclusiones extraídas de algún tipo de evaluación.

2.5.1 TIPOS DE VALIDEZ

Maxim (2002), Batista-Fogueta, Coenders y Alonso (2004), Hair et al (2014, Santisteban (2009) entre otros, se mencionan varios tipos de validez, en la presente investigación se mencionará solo alguno de estos tipos, como son:

a. Validez de contenido

Este tipo de validez está orientado principalmente hacia un enfoque cualitativo, en el cual intervienen un grupo de expertos, quienes cumplen de manera estricta el perfil para el cual han sido llamados “expertos” es decir personas que conocen a un nivel avanzado los conceptos asociados a las variables bajo estudio, y están involucradas de manera activa en la línea de investigación bajo estudio.

La validez de contenido es utilizada desde el momento en que se crean los ítems del test, y bajo un proceso exhaustivo de

evaluación se decide si permanecerán en el instrumento de medición como tal, o serán modificados. Con la finalidad que estos ítems aporten al concepto que se pretende medir.

Según Santisteban (2009) en su libro "Principios de Psicometría" se refiere a la validez de contenido de la siguiente manera:

> *"Establecer la validez del contenido exige conocer muy bien, en amplitud y en profundidad, el constructo del que se quiera realizar la medición, así como las conexiones con sus manifestaciones observables. De este modo, un experto y solo un experto, podrá concluir si la prueba tiene validez de contenido porque incluye todos los aspectos relevantes". (p. 217)*

b. Validez según su estructura interna

La estructura interna de un test, se evalúa cuando previamente el objeto bajo estudio que se pretende medir con el test, ha sido conceptualizado (definido, delimitando, etc). Ya sea de manera global (como un solo constructo/dimensión), o haya sido clasificado (en varios constructos/dimensiones). Sea uno u otro, este tiene una base teórica, la cual se busca verificarla de manera cuantitativa a través del análisis de las correlaciones entre los ítems que conforman el test.

Según Santisteban (2009, p.261) se indica que, *"un test tendrá validez en su estructura interna si ese test refleja la estructura del constructo que pretende medir."*

Según AERA, APA, NCME (2014, p. 27) afirman que *"… the degree to which the relationships among test items and test components conform to the construct on which the proposed test score interpretations are based*."

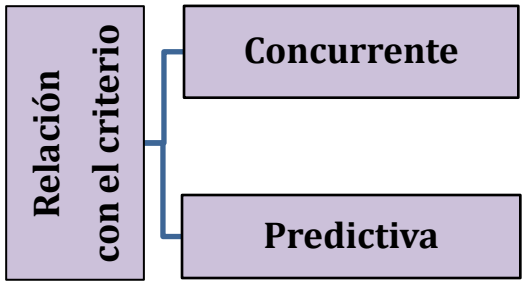
En consideración a esto último, ¿Cómo saber cuál es la estructura interna de un instrumento?, entonces podemos encontrar información de su estructura en su teoría, por ende, es posible referirse a la estructura interna del instrumento, también como su estructura teórica, la cual se procedería a verificarla cuantitativamente.

c. Validez según las consecuencias de su uso

Al enfocarse en las consecuencias de su uso, esta se refiere a que puede estar enfocada en el diagnóstico o en la predicción. Este tipo de validez también es denominada como "validez en relación con el criterio" en las cuales se clasifican en dos nuevos tipos de validez llamadas concurrente y predictiva. Específicamente al realizarse al tipo de validez concurrente, el investigador está enfocado en el diagnóstico, mientras que, en el tipo de validez predictiva, está enfocada hacia las respuestas (resultados, comportamientos) que se darían a posteriori es decir este último estaría enfocado en la predicción.

Figura 6.

Validez según relación con el criterio



Según Santisteban (2009, p.247) indica que *"… El grado de relación entre el test (conjunto de tests) que actúa como predictor y otra variable de interés que actúa como criterio".*

d. Validez según su proceso de respuesta

Al referirse al proceso de respuesta, se enfoca de manera muy especial en los aspectos internos, como también el entorno en el que se encuentra la persona evaluada y si este le permite dar una respuesta acorde al objetivo de la prueba. Es decir, cuando una persona está realizando el llenado de un test (prueba, o instrumento de medición) existen ciertos requerimientos mentales que utiliza la persona. Ahora ¿Qué ocurre si la persona no está utilizando mínimamente estos requerimientos?, sea por algún motivo "X ó Y", primero que la respuesta no tendrá validez, ya que se espera que la respuesta concuerde de manera clara con la pregunta que se ha realizado a la persona y por ende con el objetivo que se pretende alcanzar.

Es importante resaltar que este tipo de validez es importante tomarlo en cuenta cuando se está construyendo una prueba.

Según Santisteban (2009, p. 222) afirma que *"Por lo tanto, en los procedimientos para establecer la validez de una prueba, y muy especialmente la de la validez de constructo, se deben incluir la validez de los procedimientos y de los procesos que intervienen en la emisión de la respuesta".*

e. Validez según su relación con otras variables

Este tipo de validez está enfocado en analizar la asociación y/o relación según sea el caso, que existe entre el test (prueba) el cual se está validando con otro(s) test, por supuesto, guardando coherencia en el hecho que la relación que se encuentre con

estos test permitirá argumentar la validez del test que se está validando. Sin embargo, esto no se da de manera única, esto se explica debido a que las diferentes literaturas presentan una clasificación entre ellos los cuales han sido denominados validez convergente y validez discriminante.

La validez convergente se da cuando el investigador está analizando la relación del test con otro(s) test los cuales poseen objetivos en común dado que miden características semejantes. Mientras que en el caso de la validez discriminante se analiza la relación del test con otro(s) test basados los cuales miden características diferentes.

f. Validez de Constructo

La validez de constructo es una validez integradora (unificadora), a partir de las evidencias presentadas en los párrafos anteriores, y basado en las fuentes revisadas, especialmente en las normas estándar se define a la validez de constructo como aquel tipo de validez que integra la validez de contenido, procesos de respuesta, consecuencias de su uso, relación con otras variables y su estructura interna.

Según AERA, APA y NMCE (2014), indican en los *Standards for educational and psychological testing* ... *"The validity argument may indicate the need for refining the definition of the construct, may suggest revisions in the test or other aspects of the testing process, and may indicate areas needing further study."* (p. 21)

2.6 MODELO TEÓRICO

2.6.1 Satisfacción Laboral

Al abordar el concepto de la satisfacción, ésta es definida como un estado o sensación de placer que siente una persona respecto a determinada situación, si en particular se refiere a la "Satisfacción laboral" entonces podemos deducir que sería el ***estado de placer que siente la persona hacia su trabajo*** es decir hacia su ***entorno laboral***. Para poder sustentar de una manera más formal a la "Satisfacción Laboral" se presenta algunas definiciones que brindan algunos investigadores que han realizado estudios al respecto.

Según Locke (1976), afirma que: "La satisfacción laboral es un estado emocional positivo y placentero resultante de la percepción subjetiva de las experiencias laborales del sujeto".

Según Andresen, Domsch y Cascorbi (2007, p.19), afirman que "la satisfacción laboral es un estado emocional placentero o positivo resultante de la experiencia misma del trabajo; dicho estado es alcanzado satisfaciendo ciertos requerimientos individuales a través de su trabajo", citado por Gamboa (2010).

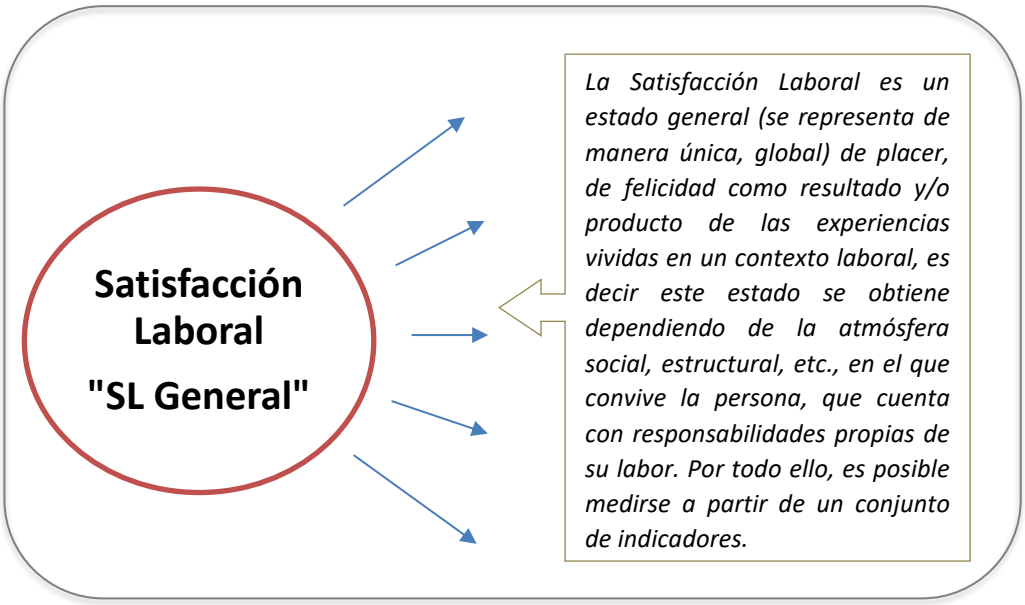
Existen diferentes definiciones respecto a la Satisfacción laboral, sin embargo, se debe resaltar que las presentadas anteriormente son algunas de las más comunes y/o reconocidas. Como se puede resaltar la satisfacción laboral es "Un estado …", este es un resultado "único", que pueda explicarse de una u otra forma a través de uno o muchos indicadores (o variables), ello dependerá de la perspectiva del investigador o la profundidad con la que abordó el tema bajo estudio. De intentar explicarse a partir de un conjunto de indicadores,

es posible deducir de la misma, y afirmar que es “un estado general de placer como resultado y/o producto del contexto laboral experimentado hasta ese momento”.

Esto último, respecto a ser abordado de manera única a la satisfacción laboral como un estado general (global) le da un reconocimiento singular, es decir de “***unidimensionalidad***”, es representado en la figura 7.

Figura 7.

Modelo de Satisfacción Laboral



La definición de la satisfacción laboral no necesariamente tiene que ser observada desde una misma perspectiva dado que es posible que pueda darse otros enfoques, debido a que cada autor la definirá dependiendo de la perspectiva que considere más adecuada, y en consideración a que las teorías van cambiando a través del tiempo. Sin embargo, también se observa que a pesar de los años transcurridos existen teorías que han permanecido presentes a través

del tiempo e inclusive a pesar de las críticas que puedan haberse presentado debido a la complejidad del fenómeno estudiado. Es por ello se hace necesario también revisar otras teorías.

2.6.2 Teoría de la jerarquía de necesidades de Abraham Maslov (1943)

Según la definición de "**jerarquía**" utilizada por Abraham Maslov al presentar las necesidades del ser humano, indica que estas no solo cumplen el atributo de identificación para su posterior diferenciación entre ellas, sino que, además existe un orden jerárquico en la que se establecen niveles distintos entre las necesidades, Es decir desde la perspectiva de Abraham Maslov las necesidades se verían clasificadas desde las escalas propuestas por Stevens como ordinal.

La importancia de presentar esta teoría en el contexto de la satisfacción, en la presente investigación se da debido a que para estar satisfecho previamente estuvo presente una necesidad la cual tuvo que ser llenada es decir "satisfecha".

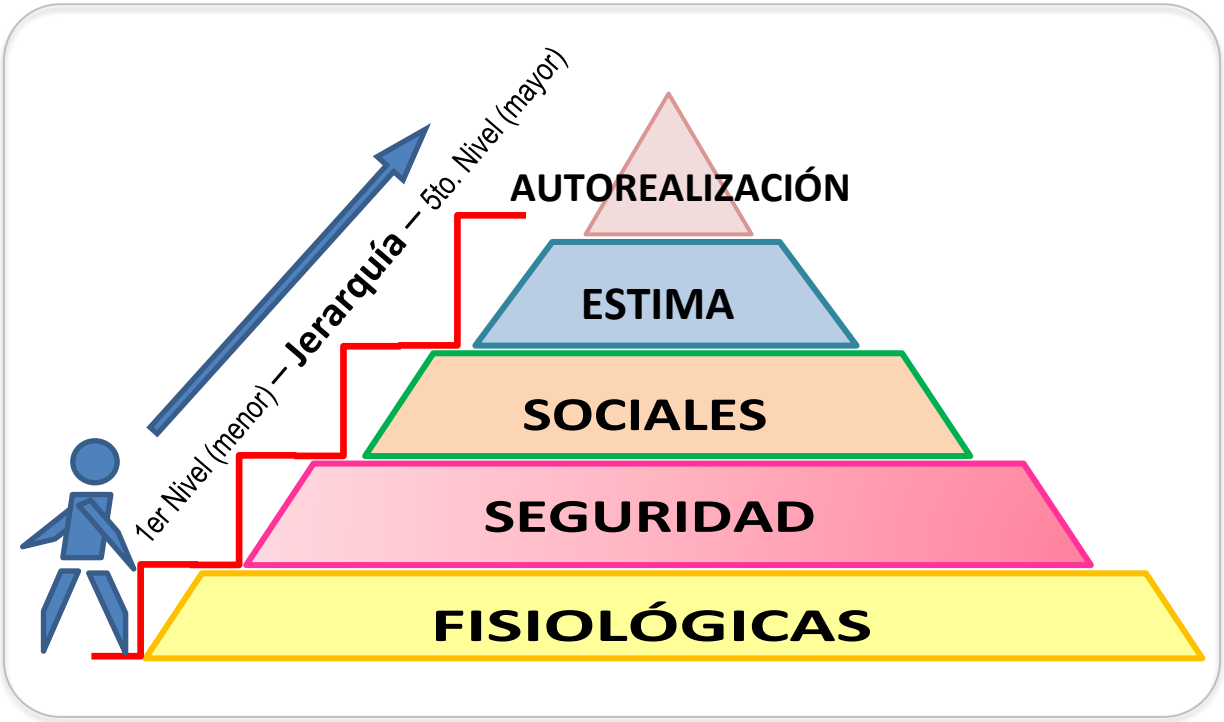
En el trabajo de Pardee (1990, p.5), afirma que:

> "Los administradores educativos tratan de mejorar la eficacia y la eficiencia de los sistemas de prestación de educación. **La comprensión de la satisfacción laboral y la motivación laboral** pueden ser elementos clave para mejorar la productividad educativa.
>
> Una revisión de la literatura sobre motivación de tres de los principales teóricos sobre motivación, Maslow, Herzberg y McClelland, ***indica que el sistema de***

recompensa típico utilizado en las escuelas públicas satisface solo los factores de higiene y no aborda las necesidades de nivel superior que realmente motivan a las personas. *Los empleados requieren una comprensión más profunda de estas dos teorías motivacionales*".

Figura 8.

Pirámide de Maslov, basada en la teoría de la jerarquía de necesidades.



Fuente. Adaptado a partir del trabajo de investigación de Pardee (1990), basándose en la teoría de Abraham Maslov.

Según Pardee (1990, pp. 8 - 9), en los niveles presentados en la figura 8, se describen de la siguiente manera:

1) Necesidades **Fisiológicas**: se refiere a las necesidades básicas como la alimentación, agua, lugar de descanso como una casa, sexo, etc.

2) Necesidades de **Seguridad**: se refiere a sentirse protegido ante el peligro, la amenaza y la privación (puede referirse a tener estabilidad).
3) Necesidades **sociales**: se refiere a dar y recibir amor, amistad, afecto, pertenencia, asociación y aceptación. (Si los dos primeros niveles están bastante bien gratificados, la persona se da cuenta de la ausencia de amigos.). En esta necesidad se incluiría a la familia.
4) Necesidad de **estima** (**autoestima**): se tiene dos aspectos en especial como necesidad de logro como, adecuación, fuerza y libertad. (autonomía e independencia) como también el estado, reconocimiento, apreciación y prestigio.
5) Necesidad de **autorealización**: aquí se refiere a descubrir sus propias potencialidades (capacidades) y así se logre el crecimiento constante (autodesarrollo continuo).

Después de la teoría de la Jerarquía de necesidades de Maslov, conocida como la pirámide de Maslov, basada en cinco niveles, Abraham Maslov también presenta una nueva clasificación basada en tres necesidades, como son las estéticas, las cognitivas y las de autotrascendencia, sin embargo, es la teoría basada en los cinco niveles aquella que se menciona con mayor frecuencia.

2.6.3 Teoría de la Motivación e Higiene de Frederick Herzberg (1954)

Es llamada también teoría de los dos factores la cual fue propuesta por Frederick Herzberg, él plantea su teoría principalmente en base a dos tipos de necesidades, con esto último reafirma la dualidad de la naturaleza humana, las cuales denominó “Motivación e Higiene”. (UNTREF, 2011).

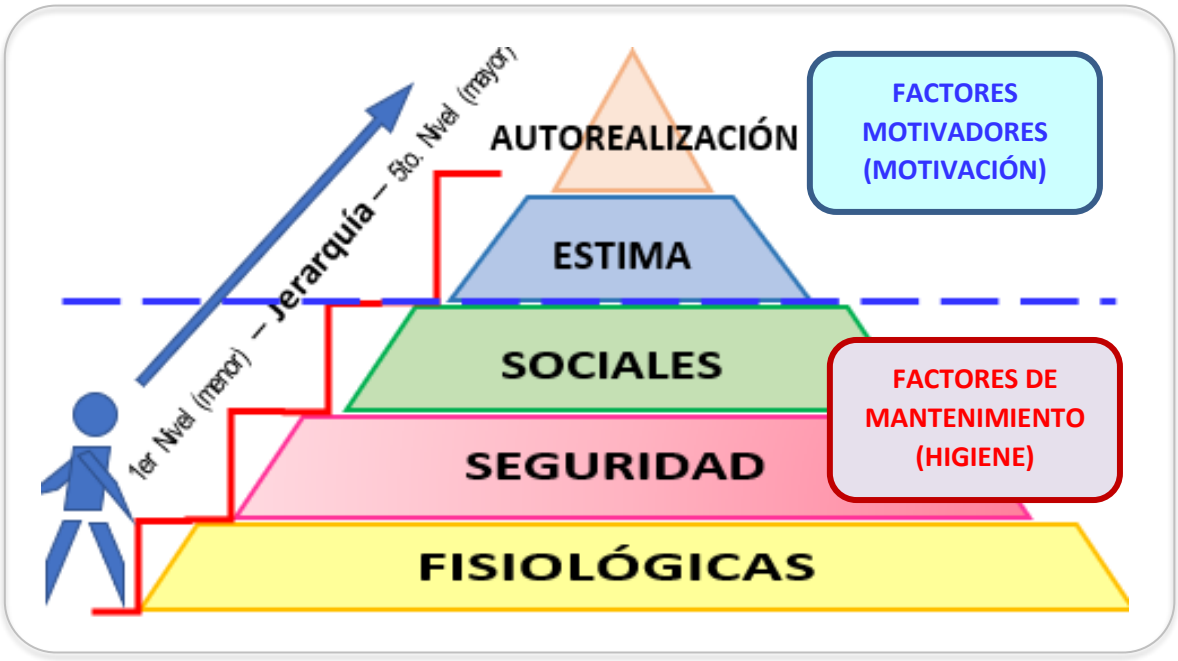
Frederick Herzberg sustenta su teoría de la siguiente manera: "… la enfermedad mental y la salud mental no actúan como dos aspectos contrapuestos de un mismo continuum, …por el contrario lo hacen en planos diferentes…" (Manso, 2002, p.80)

Esto último, para poder explicar que en el contexto laboral los factores asociados a la insatisfacción como la satisfacción.

El aporte de Frederick Herbert a la teoría de Maslov se da en la segmentación que realiza a los niveles dándole un enfoque basado en dos factores importantes, representado en la figura 9.

Figura 9.

Pirámide de Maslov y el enfoque de Frederick Herzberg



Fuente. Adaptado a partir del trabajo de investigación de Pardee (1990), basándose en la teoría de Abraham Maslov y Frederick Herzberg.

2.6.4 Escala de Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall (1979)

En función a las teorías revisadas anteriormente se puede observar que la escala de Satisfacción Laboral propuestas por Warr, Cox y Wall en el año 1979, están basadas en las teorías presentadas y en especial en la teoría de los dos factores.

El modelo teórico de la escala de Satisfacción Laboral propuesta por Warr, Cox y Wall en 1979, se presenta en la figura 10.

Figura 10.

Satisfacción Laboral



Siendo la satisfacción extrínseca como intrínseca de la siguiente forma:

Satisfacción Extrínseca

Esta se refiere a como la persona se siente con respecto a su entorno laboral y las personas involucradas en el mismo.

Satisfacción Intrínseca

Esta se refiere como la persona se siente con respecto a la carga laboral o los reconocimientos que recibe entre otros según lo mencionado.

Tabla 3.

Satisfacción Extrínseca

Satisfacción Extrínseca *(Factores Higiénicos)*	- Entorno laboral físico - Colegas - Jefe inmediato - El sueldo - Relación con la dirección - Conducción del centro - Horarios de trabajo - Seguridad laboral

Tabla 4.

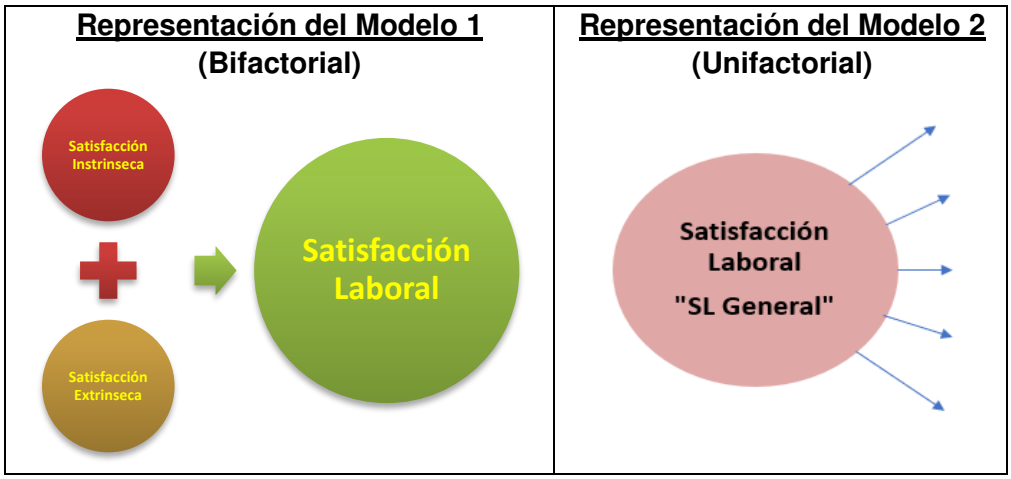
Satisfacción Intrínseca

Satisfacción Intrínseca *(Factores Motivacionales)*	- Método de trabajo - Reconocimiento - La carga laboral - Habilidades - Ascenso - La atención a sugerencias - Diversidad de trabajo.

Las variables presentadas en las tablas 3 y 4, son representadas según el modelo 1 (modelo de dos factores), sin embargo, también puede presentarse considerando como el modelo 2 (modelo unifactorial), como la figura 11.

Figura 11.

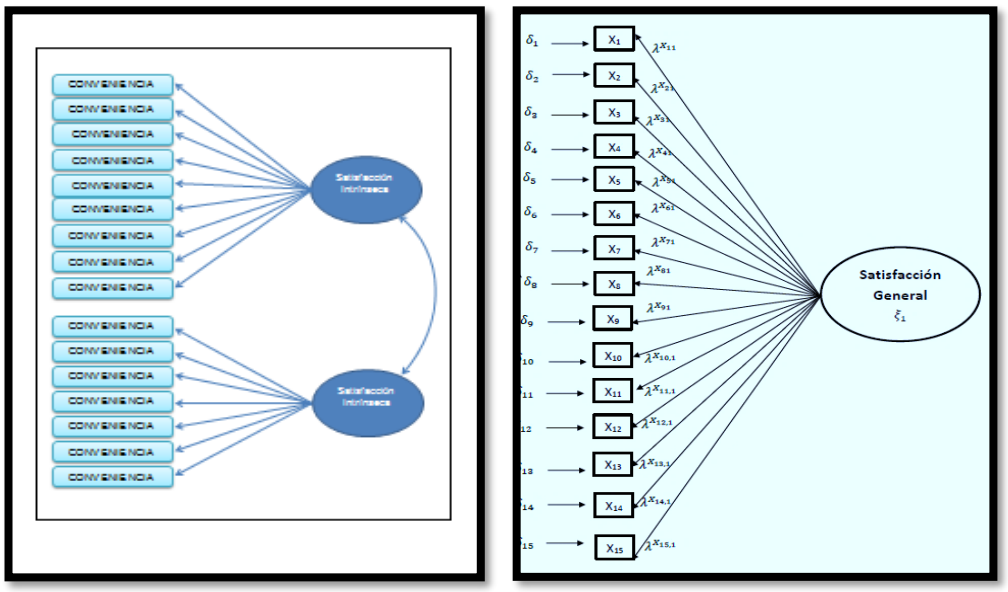
Modelo de Satisfacción Laboral



La estructura factorial de las representaciones de los modelos anteriores se presentan en la figura 12.

Figura 12.

Path Diagrama de los modelos de medidas de la Escala de Satisfacción Laboral



Es importante, mencionar que se realizarán el ajuste de estos modelos, y se realizará una comparación entre ellos.

CAPITULO 3: METODOLOGÍA

3.1 Tipo y Diseño de Investigación

El Nivel de investigación es de tipo **correlacional**, y el diseño de la investigación es de tipo **observacional** (no experimental).

3.2 Población

La población de estudio corresponde a toda la plana docente de una corporación de educación superior del Perú, se consideró como criterio de inclusión que el docente tenga vínculo laboral con la corporación (es decir se ha establecido un contrato laboral) y criterio de exclusión a los docentes invitados, docentes reemplazantes y docentes de intercambio.

3.3 Muestra

El tamaño de muestra estuvo conformado por 242 docentes que son parte de la plana docente de una corporación de educación superior del Perú. Los docentes que conformaron la muestra fueron seleccionados mediante un muestreo aleatorio simple de manera aleatoria, el tamaño de la muestra calculado asumiendo un MAS para proporciones con población finita, donde el tamaño de la población fue de 381 docentes, y p: proporción esperada de docentes satisfechos, p = 0.50, considerando un nivel de significación de 0.01 y un error de estimación de 0.05.

3.4 Unidad de análisis

Un docente que forma parte de la plana docente de una corporación de educación superior del Perú.

3.5 Hipótesis

Hipótesis general

El cuestionario de “Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall” para docentes de educación superior es válido en su estructura interna y es fiable.

Hipótesis específicas

Hipótesis específica N° 1

El cuestionario de “Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall” para docentes de educación superior es válido en su estructura interna.

Hipótesis específica N° 2

El cuestionario de “Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall” para docentes de educación superior es fiable.

3.6 Variables

Las variables de la presente investigación son la satisfacción laboral general, la satisfacción extrínseca y la satisfacción intrínseca, tal como se explica en el siguiente párrafo.

Satisfacción general: La satisfacción laboral según Locke (1976) es "el *estado emocional positivo o placentero de la percepción subjetiva de las experiencias laborales del sujeto*".

Satisfacción Extrínseca: Esta se refiere a como la persona se siente con respecto a su entorno laboral y las personas involucradas en el mismo.

Satisfacción Intrínseca: Esta se refiere como la persona se siente con respecto a la carga laboral o los reconocimientos que recibe entre otros según lo mencionado.

CAPITULO 4: RESULTADOS

4.1 Análisis e interpretación de resultados

Antes de proceder a la validación del instrumento, es importante conocer algunas características sociodemográficas de los docentes que han sido parte del estudio, con la finalidad de tener una mayor información del contexto de los docentes que han sido evaluados. Del total de 242 docentes evaluados, el 20.7% son de sexo femenino siendo este el grupo menos representativo, mientras que el 79.3% son de sexo masculino. Respecto al estado civil de los docentes el 57.4% son solteros y el 31.8% son casados mientras que el 10.8% son viudos o divorciados. El 55.4% de los docentes no tienen hijos, el 27.7% tiene de uno a dos hijos, el 12.8% tienen de 3 a más hijos. Es importante mencionar que el 31.0% de los docentes tienen un tiempo de trabajo como máximo un año, el 43.8% tienen de uno a cuatro años, el 12.8% tienen de 5 a 10 años de antigüedad y el 8.7% tienen más de 10 años de antigüedad. Por otro lado, el 28.1% de los docentes tienen contrato por tiempo definido con la institución, el 15%

son docentes que tienen una condición laboral estable, y el resto de los docentes tienen otra condición laboral (contratos con tiempo indefinido, entre otros).

4.1.1. Evaluación de la validez del modelo de medida de la Escala de Satisfacción de Warr, Cox y Wall

Primero se procede a evaluar la validez según la estructura interna del cuestionario de "Satisfacción de Warr, Cox, y Wall" el cual fue aplicado en docentes de educación superior, mediante el análisis factorial confirmatorio, esta evaluación se hará a partir de cinco etapas:

- Especificación del Modelo.
- Identificación del Modelo.
- Estimación de los parámetros del Modelo.
- Evaluación del Modelo.
- Re - especificación del Modelo.

4.1.1.1 Especificación del Modelo

En este apartado, se procede a realizar la especificación el modelo no sin antes reafirmar la importancia del fundamento teórico, el desarrollo de este se presenta en los capítulos anteriores respecto a la Satisfacción General y sus dimensiones como la Satisfacción Intrínseca como la Satisfacción Extrínseca *(Ver Cap.2, sección 2.6.4, p. 59)* de la Escala de Satisfacción, Warr, Cox y Wall (1979) y basado en ello se presenta:

$$X = \Lambda_x \text{Satisfacción}(\xi) + \delta$$

$$\textit{Entorno laboral físico} \quad (X_1) = \lambda_{11} Satisf.Extrinseca(\xi_1) + \delta_1$$
$$\textit{Con mis colegas} \quad (X_3) = \lambda_{21} Satisf.Extrinseca(\xi_1) + \delta_2$$
$$\textit{Mi jefe inmediato} \quad (X_5) = \lambda_{31} Satisf.Extrinseca(\xi_1) + \delta_3$$
$$\textit{El sueldo} \quad (X_7) = \lambda_{41} Satisf.Extrinseca(\xi_1) + \delta_4$$
$$\textit{Relaciones laborales} \quad (X_9) = \lambda_{51} Satisf.Extrinseca(\xi_1) + \delta_5$$
$$\textit{Forma que se conduce} \quad (X_{11}) = \lambda_{61} Satisf.Extrinseca(\xi_1) + \delta_6$$
$$\textit{Mis horarios} \quad (X_{13}) = \lambda_{71} Satisf.Extrinseca(\xi_1) + \delta_7$$
$$\textit{Mi seguridad laboral} \quad (X_{15}) = \lambda_{81} Satisf.Extrinseca(\xi_1) + \delta_8$$

$$\textit{Método de trabajo} \quad (X_2) = \lambda_{92} Satisf.Intrinseca(\xi_2) + \delta_9$$
$$\textit{Reconocimiento} \quad (X_4) = \lambda_{10,2} Satisf.Intrinseca(\xi_2) + \delta_{10}$$
$$\textit{Cant. Responsabilidad} \quad (X_6) = \lambda_{11,2} Satisf.Intrinseca(\xi_2) + \delta_{11}$$
$$\textit{Oportunidad/habilid.} \quad (X_8) = \lambda_{12,2} Satisf.Intrinseca(\xi_2) + \delta_{12}$$
$$\textit{Oportunidad/ascend.} \quad (X_{10}) = \lambda_{13,2} Satisf.Intrinseca(\xi_2) + \delta_{13}$$
$$\textit{Atención prestada} \quad (X_{12}) = \lambda_{14,2} Satisf.Intrinseca(\xi_2) + \delta_{14}$$
$$\textit{Diversidad de Trabajo} \quad (X_{14}) = \lambda_{15,2} Satisf.Intrinseca(\xi_2) + \delta_{15}$$

donde:

X_i: Variable observable i de la escala de satisfacción

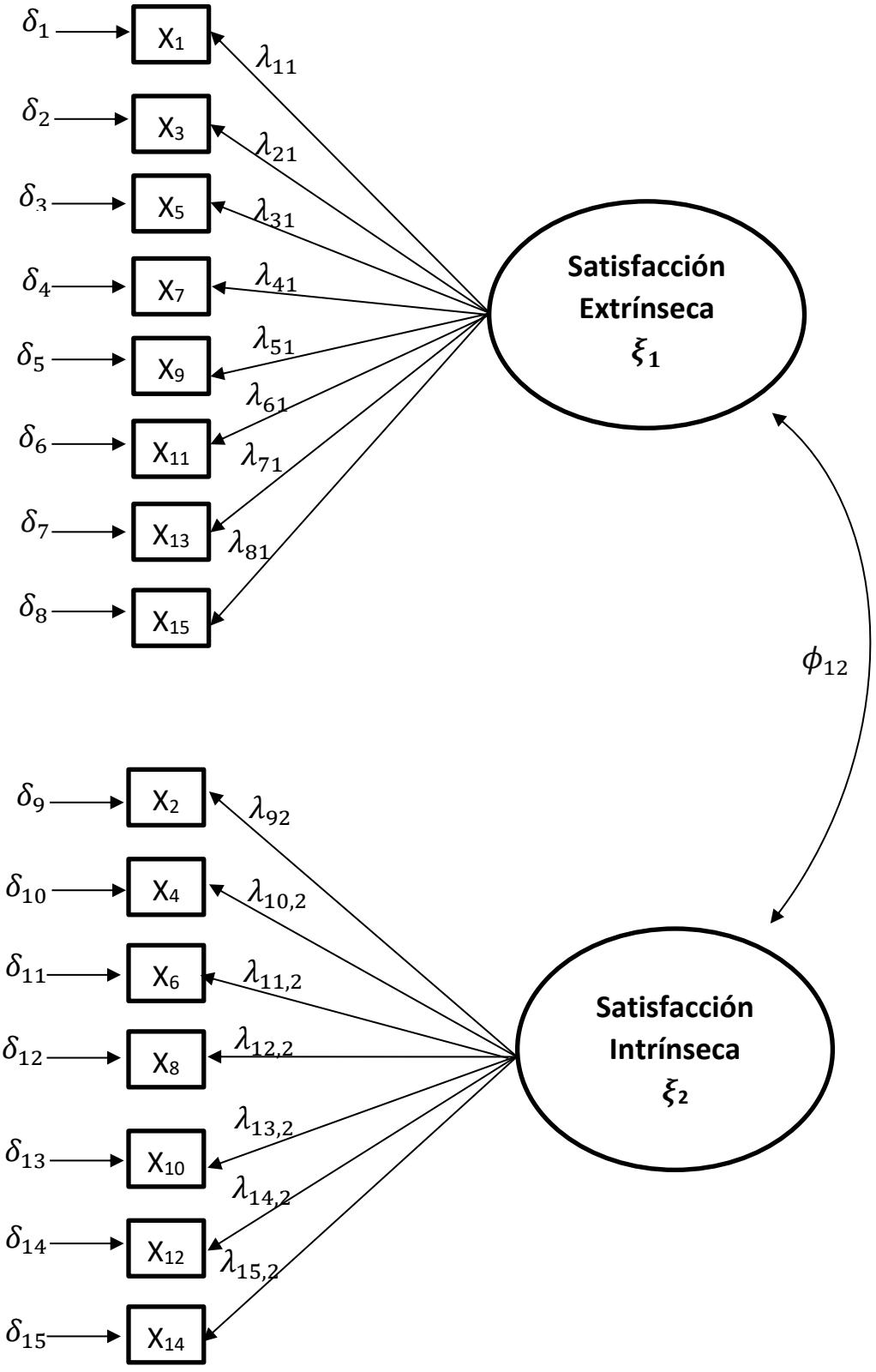
λ_{ij}: Carga factorial de la i-ésima variable observable y la j-ésima variable latente de la escala de satisfacción.

ξ_j: Variable latente de satisfacción, j=1,2

δ_i: Factor específico de la i-ésima variable observable de la escala de satisfacción o error.

Figura 13.

Modelo de Medida de la Escala de Satisfacción Laboral



4.1.1.2. Identificación del Modelo

Se realizó el análisis de la relación que existe entre el número de incógnitas (parámetros) y el número de ecuaciones del modelo de medida de la Escala de Satisfacción.

Para ello, se procedió a realizar el conteo de los elementos del modelo de medida de la escala de satisfacción presentado en el diagrama anterior, donde se observa que intervienen 32 variables en el modelo, de las cuales 15 son endógenas y 17 exógenas.

Además, el número de momentos distintos (M) es 120, el cual representa al número de elementos no comunes de la matriz Σ, llamado también como el número de parámetros totales en el modelo, donde el número de parámetros distintos a estimar (T) es 29 (este representa el número de relaciones del modelo presentado) y, por otro lado, el número de grados de libertad es 91. Como T es menor que M, se concluye, que los parámetros del modelo pueden ser estimados y cuenta con suficientes restricciones.

4.1.1.3. Estimación de los parámetros del Modelo

Modelo de medida de dos factores

Método de estimación	: Método de Máxima Verosimilitud (Maximum Likelihood Estimates)	
Grados de libertad	:	91
Chi cuadrado (discrepancia)	:	231.562
Probabilidad (p valor)	:	0.000
Nº de variables en el modelo	:	32
Nº de variables exógenas	:	17
Nº de variables endógenas	:	15

Tabla 5.

Estadísticos de los Coeficientes no estandarizados de las variables latentes hacia las variables observadas.

Variables Observadas	Variables Latentes	Coeficiente	Estadístico de prueba	P valor *
X_{15}	F. Extrínseco	0.719	7.711	0.000…
X_{13}	F. Extrínseco	0.768	12.025	0.000…
X_{11}	F. Extrínseco	0.919	12.510	0.000…
X_{9}	F. Extrínseco	1.009	14.712	0.000…
X_{7}	F. Extrínseco	0.797	10.720	0.000…
X_{5}	F. Extrínseco	0.872	11.668	0.000…
X_{3}	F. Extrínseco	0.463	8.000	0.000…
X_{1}	F. Extrínseco	1.000		0.000…
X_{14}	F. Intrínseco	0.722	10.118	0.000…
X_{12}	F. Intrínseco	0.935	13.126	0.000…
X_{10}	F. Intrínseco	0.962	10.911	0.000…
X_{8}	F. Intrínseco	0.736	11.062	0.000…
X_{6}	F. Intrínseco	0.803	10.984	0.000…
X_{4}	F. Intrínseco	0.893	11.844	0.000…
X_{2}	F. Intrínseco	1.000		0.000…

*** p valor <0.001**

En la tabla 5, se puede observar, los coeficientes no estandarizados de los factores extrínseco e intrínseco direccionados hacia las variables observables, encontrándose que estos coeficientes son significativos en todos los casos obteniendo p valores = 0.000 < α = 0.01(1%), es decir que la satisfacción extrínseca está relacionada de manera positiva con el entorno laboral, la relación con sus colegas, la relación con su jefe inmediato superior, el sueldo, las relaciones laborales entre la dirección y el personal de la escuela, la forma en

que se conduce la institución, mis horarios de trabajo y mi seguridad laboral. En particular si la satisfacción extrínseca de un docente aumenta en una unidad (o estuviera más elevada) su respuesta respecto a la satisfacción con su seguridad laboral se verá aumentada en promedio aproximadamente en 0.719 unidades.

Tabla 6.

Estadísticos de los Coeficientes estandarizados de las variables latentes hacia las variables observadas.

Variables Observadas	Variables Latentes	Coeficiente	P valor *
X_{15}	F. Extrínseco	0.479	0.000…
X_{13}	F. Extrínseco	0.673	0.000…
X_{11}	F. Extrínseco	0.691	0.000…
X_{9}	F. Extrínseco	0.766	0.000…
X_{7}	F. Extrínseco	0.620	0.000…
X_{5}	F. Extrínseco	0.659	0.000…
X_{3}	F. Extrínseco	0.494	0.000…
X_{1}	F. Extrínseco	0.642	0.000…
X_{14}	F. Intrínseco	0.595	0.000…
X_{12}	F. Intrínseco	0.714	0.000…
X_{10}	F. Intrínseco	0.629	0.000…
X_{8}	F. Intrínseco	0.635	0.000…
X_{6}	F. Intrínseco	0.632	0.000…
X_{4}	F. Intrínseco	0.666	0.000…
X_{2}	F. Intrínseco	0.700	0.000…

*** p valor <0.001**

En la tabla 6, se puede observar, los coeficientes estandarizados de los factores extrínseco e intrínseco direccionados hacia las variables

observables, encontrándose que estos coeficientes son significativos en todos los casos obteniendo p valores = 0.000 < α = 0.01(1%), es decir que la satisfacción extrínseca está relacionada de manera positiva con el entorno laboral, la relación con sus colegas, la relación con su jefe inmediato superior, el sueldo, las relaciones laborales entre la dirección y el personal de la escuela, la forma en que se conduce la institución, mis horarios de trabajo y mi seguridad laboral. En particular si la satisfacción extrínseca de un docente aumenta en una desviación estándar (o estuviera más elevada) su respuesta respecto a la satisfacción con su seguridad laboral se verá aumentada en promedio aproximadamente en 0.479 desviaciones estándar.

La correlación entre los factores de satisfacción extrínseca con la satisfacción intrínseca (r) es de 0.958, es decir existe evidencia estadística suficiente para afirmar que la satisfacción extrínseca con la satisfacción intrínseca se relaciona de manera significativa con un p valor = 0.000 < α = 0.01(1%), directa (positiva) y fuerte.

4.1.1.4. Evaluación del modelo

En la presente etapa se evalúa el modelo a partir de la siguiente prueba de hipótesis: $\mathrm{H}_0: \mathrm{S} = \Sigma(\theta)$ vs $\mathrm{H}_1: \mathrm{S} \neq \Sigma(\theta)$. A partir del modelo de medida de dos factores bajo el método de estimación de máxima verosimilitud (ML) se obtuvo un estadístico de prueba $\chi_c^2 = (\mathrm{n}-1)\mathrm{F}_{\mathrm{ML}}$=231.562, al realizar la regla de decisión se obtuvo un valor crítico de $X^2_{(gl,1-\alpha)}$ = 125.289, en el que al ser comparados se obtiene $\chi_c^2 = 231.562 > \chi^2_{91,0.99} = 125.289$, y en función al P valor = 0.000 < α = 0.01, con lo cual se concluye que con un nivel de significación del 1%, se rechaza la hipótesis nula, es decir la matriz de varianzas y covarianzas estimada (reproducida) es diferente a la matriz de varianza y covarianza muestral.

Al rechazar la hipótesis nula, no se tiene evidencia estadística suficiente para afirmar que es un modelo adecuado, a partir de ello es necesario considerar obtener las diferentes medidas de ajuste, la cual permiten obtener más información respecto a la adecuación del modelo. Si a pesar de ello no se tiene resultados que garanticen la adecuación del modelo se deberá realizar la siguiente etapa que es re - especificación del modelo.

Tabla 7.

Evaluación del modelo a partir de las medidas de Bondad de Ajuste.

Medidas de Bondad de Ajuste	**Índices**	***Método de estimación*** **Máxima Verosimilitud** *(Maximum Likelihood)*	**Condición**
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	218.785 (91; 0.000)	Cumple
	GFI	0.885	No cumple
	RMSR (RMR)	0.281	No cumple
	RMSEA	0.08	Límite
	NCP	140.562	Por comparar
	SNCP	-----	-----
Incremental	AGFI	0.849	No cumple
	RGFI	-----	-----
	NFI	0.785	No cumple
	CFI	0.855	No cumple
	IFI	0.857	No cumple
	RFI	0.752	No cumple
	TLI = NNFI	0.833	No cumple
	MFI	-----	-----
Parsimonia	AIC	289.562	Por comparar
	CAIC	419.741	Por comparar
	PGFI	0.671	No cumple
	BCC	293.686	Por comparar
	BIC	390.741	Por comparar

En la tabla 8, se presentan las diferentes medidas de bondad de ajuste absoluto, encontrándose que al ser evaluado el modelo los indicadores GFI, RMSR no cumplen con los límites mínimos permisibles, encontrándose de manera incipiente con el indicador RMSEA, ya habiéndose considerado la evaluación del estadístico chi cuadrado, en el cual no se encontró evidencia para afirmar que el modelo de medida es adecuado. Y respecto a las medidas de bondad de ajuste incremental que se han obtenido, todos estos índices no cumplen con los límites mínimos permisibles.

Es posible que al realizar las comparaciones de los índices de bondad de ajuste de parsimonia estos sean mayores en comparación que otros modelos de medida o bien con respecto a otros métodos de estimación u otros, sin embargo, solo será posible de conocer ello, asumiendo la responsabilidad de obtener nuevos resultados y poder ser nuevamente evaluados. A este nivel, estos resultados nos invitan a reconsiderar la forma en que se han realizado los análisis. Respecto a esto último se hace necesario mencionar que al validar un instrumento el proceso puede demandar un mayor tiempo de análisis y que esta no es una labor producto de las primeras ejecuciones que realizaría el investigador.

4.1.1.5. Re – especificación del modelo

Una de las medidas a tomar para re especificar el modelo es analizar los índices de modificación y proponer alguna nueva relación entre las variables del modelo, es posible también que se pueda proponer retirar alguna relación entre las variables del modelo.

Tabla 8.

Índice de Modificación.

Entre las variables	M.I.	Par Change
X_2 - X_4	6.421	-0.131
X_2 - X_8	5.153	-0.136
X_2 - X_{10}	16.793	-0.185
X_2 - X_{12}	10.167	-0.168
X_2 - X_{14}	7.023	-0.151
X_2 - X_5	4.912	-0.116
X_2 - X_7	14.907	-0.208
X_2 - X_9	8.127	-0.150
X_2 - X_{11}	15.443	-0.204
X_2 - X_{13}	5.234	-0.139
X_2 - X_{15}	6.340	-0.116
X_6 - X_5	4.271	0.103
X_8 - X_9	4.284	0.094
X_{12} - X_1	4.969	-0.089
X_{14} - X_{13}	13.687	0.210
X_1 - X_{10}	4.324	-0.108
X_1 - X_{12}	10.112	-0.193
X_5 - X_6	4.595	0.112
X_7 - X_{15}	5.433	0.104
X_9 - X_8	5.610	0.120
X_{11} - X_{14}	5.927	-0.130
X_{11} - X_{15}	5.481	0.101
X_{13} - X_{14}	17.717	0.197
X_{15} - X_7	4.192	0.137
X_2 - F_2	13.840	-0.270
X_2 - F_1	13.375	-0.266

Entre los errores	M.I.	Par Change
e_{10} - e_2	6.114	-0.210
e_{10} - e_4	6.916	0.217
e_1 - e_2	5.884	0.207
e_1 - e_{12}	9.000	-0.231
e_3 - e_2	6.954	0.151
e_3 - e_1	6.138	0.164
e_5 - e_6	7.867	0.190
e_5 - e_8	5.717	-0.147
e_7 - e_2	4.986	-0.160
e_9 - e_6	5.553	-0.141
e_9 - e_8	10.720	0.178
e_9 - e_5	5.358	0.140
e_{11} - e_2	4.847	-0.153
e_{11} - e_{14}	8.741	-0.192
e_{11} - e_9	4.205	0.120
e_{13} - F_2	6.037	0.086
e_{13} - F_1	5.352	-0.080
e_{13} - e_{14}	26.373	0.292
e_{15} - e_5	4.157	-0.181
e_{15} - e_7	7.243	0.241
e_{15} - e_{11}	7.301	0.234

En la tabla 8, se presentan los índices de modificación considerando nuevas relaciones o efectos entre las variables observables y entre los errores del modelo de medida, del cual puede ser tomado en cuenta de la siguiente forma, si consideramos agregar un efecto desde la variable X_4 hacia la variable X_2, la función de la distribución chi cuadrada (en cuyo caso la discrepancia) se verá afectada disminuyendo en promedio aproximadamente 6.421 y su estimación se reducirá aproximadamente en 0.131 en función al presente análisis.

Esto último nos llevaría a realizar todo el proceso nuevamente desde el inicio, realizando una vez más un recorrido por las cinco etapas, hasta que finalmente encontremos el modelo adecuado, considerando que esta última propuesta no es la que necesariamente nos lleve a cumplir el objetivo de obtener un modelo adecuado.

En consideración a los análisis realizados anteriormente se realiza un proceso de ajustes, de los cuales da fruto a una variedad abundante de propuestas. Y a partir de todas estas propuestas de modelos se consideraron darle mayor énfasis a cinco modelos los cuales son denominados en la presente investigación de la siguiente forma:

- Modelo de medida de dos factores M
- Modelo de medida de dos factores IM
- Modelo de medida de dos factores L
- Modelo de medida de un factor M
- Modelo de medida de un factor IM

En todos estos modelos se cuida la coherencia teórica respecto a los modelos de medida de dos factores y para el modelo de medida de un solo factor.

Luego, se obtienen las diferentes matrices de correlación, como la correlación de Pearson, Spearman, Tau b de Kendall, Policórica, y los diferentes métodos de estimación como de Máxima verosimilitud, Mínimos Cuadrados Generalizados, Mínimos Cuadrados No ponderados, Mínimos Cuadrados de Libre Escala, y finalmente el método de estimación de Libre Distribución Asintótica. Al considerar cada matriz de correlación (4) según cada método de estimación (5), entonces tendremos 20 mediciones por cada modelo de medida (5) lo cual finalmente nos llevará un total de 100 mediciones para ser analizadas, todas estas evidencias se adjuntan en el anexo de la presente investigación de manera resumida. Del cual en el presente capítulo solo se presentará en función al modelo de medida que obtuvo la mejor adecuación y los más altos índices de bondad de ajuste chi cuadrado.

La figura 14 es un diagrama que pertenece al modelo de medida de dos factores IM, en el cual se le ha incluido una relación entre los errores de las variables X_5 y X_{15} el cual se refiere a la satisfacción laboral del docente entorno a su jefe inmediato y su seguridad laboral, adicionalmente se ha incluido una segunda relación entre los errores de las variables X_2 y X_{10} las cuales se refieren a la satisfacción laboral respecto al método de trabajo y el ascenso.

Figura 14.

Modelo de Medida de 2 Factores IM (Óptimo)

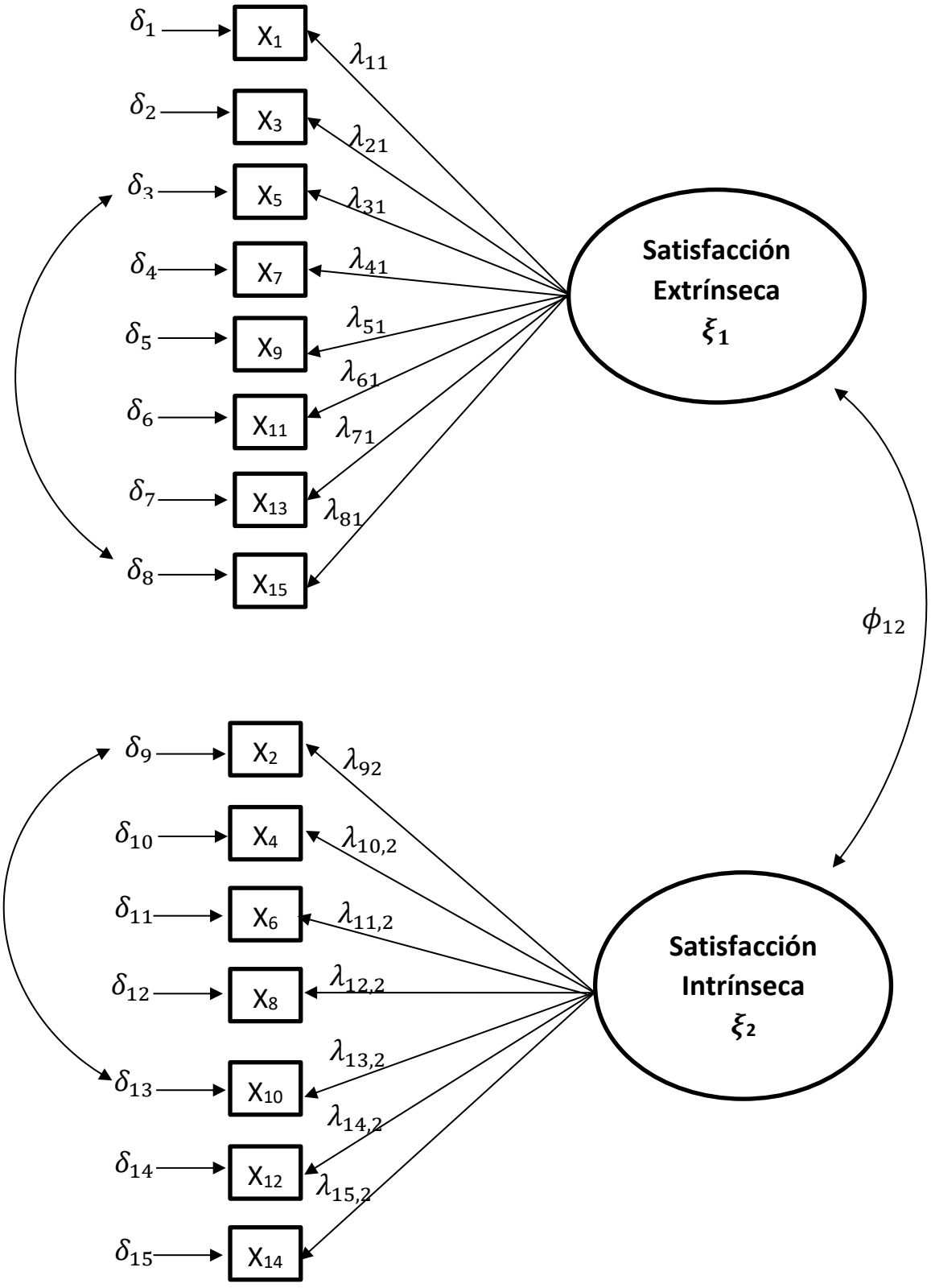


Tabla 9.

Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores IM con la matriz de correlación Tau b de Kendall según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	**Índices**	***Método de estimación***				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor > 0.01)	112.556 * (87; 0.034)	99.182 * (87; 0.175)	124.801 *	59.024 *	241.512 *
	GFI	0.941 *	0.945 *	0.985 *	0.984 *	0.887
	RMSR (RMR)	0.066 *	0.080 *	0.066 *	0.066 *	0.163
	RMSEA	0.035 *	0.024 *	---	---	0.086
	NCP	25.556	12.182	---	---	154.512
	SNCP	---	---	---	---	---
Incremental	AGFI	0.919 *	0.924 *	0.979 *	0.978 *	0.845
	RGFI	---	---	---	---	---
	NFI	0.864	0.506	0.970 *	0.969 *	0.592
	CFI	0.965 *	0.873	---	---	0.683
	IFI	0.966 *	0.893	---	---	0.694
	RFI	0.836	0.404	0.964 *	0.963 *	0.507
	TLI = NNFI	0.957 *	0.847	---	---	0.617
	MFI	---	---	---	---	---
Parsimonia	AIC	208.556 inferior	165.182 inferior	---	---	307.512
	CAIC	326.691	313.317	---	---	455.647
	PGFI	0.682	0.685	0.714	0.714	0.643
	BCC	215.383 inferior	169.875 inferior	---	---	312.205
	BIC	293.691	280.317	---	---	422.647

** Cumple*

Tal como se puede apreciar en la tabla 9, los índices de bondad de ajuste para el modelo de medida de dos factores IM, el cual ha sido obtenido con la matriz de correlación Tau B de Kendall, con los diferentes métodos de estimación han mejorado en comparación del modelo de medida inicial presentado en este capítulo, en especial con el método de Mínimos Cuadrados No Ponderados como con el método de estimación de Libre Escala, los índices salen muy por encima de los limites mínimos permisibles, adicionalmente que se puede observar que existe p valores superiores al nivel de significancia de 0.01, por lo tanto se puede concluir que con un nivel de significación del 1%, no se rechaza la hipótesis nula, es decir la matriz de varianzas y covarianzas estimada (reproducida) es igual a la matriz de varianza y covarianza muestral.

Por lo que se muestra evidencia estadística suficiente para afirmar que el modelo de medida de dos factores para la escala de satisfacción laboral es adecuado.

En las figuras 15, 16 y 17, se presentan los diagramas de los coeficientes estandarizados del modelo de medida para los métodos de estimación de Mínimos Cuadrados No Ponderados, Mínimos Cuadrados de Libre Escala y de Máxima Verosimilitud en donde se puede observar que los coeficientes son muy similares entre sí. (Estos coeficientes se mostraron significativos y con valores similares en los demás métodos de estimación).

Figura 15.

Método de Estimación de Mínimos Cuadrados No Ponderados (ULSE)

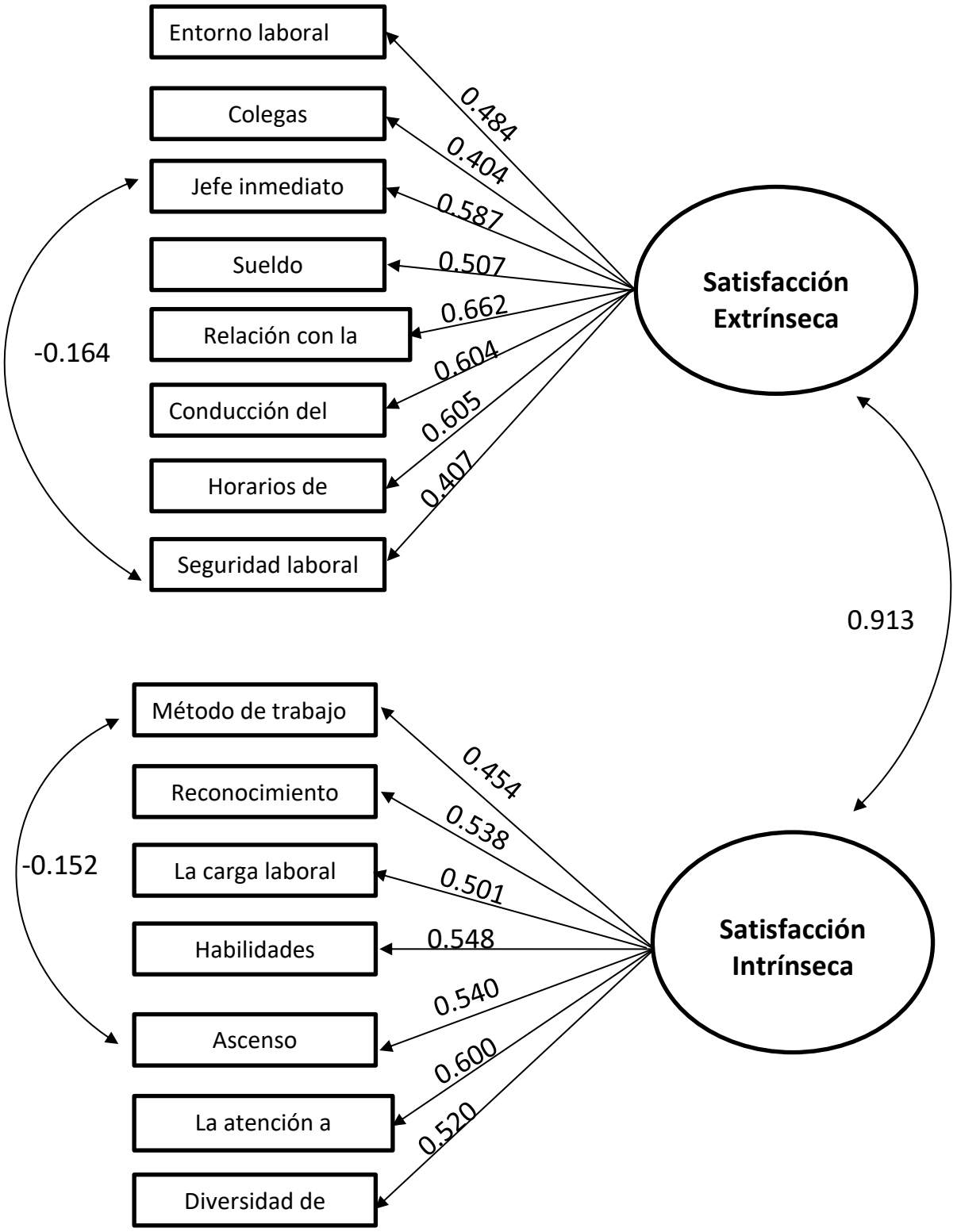


Figura 16.

Método de Estimación de Mínimos Cuadrados de Libre Escala (SF SE)

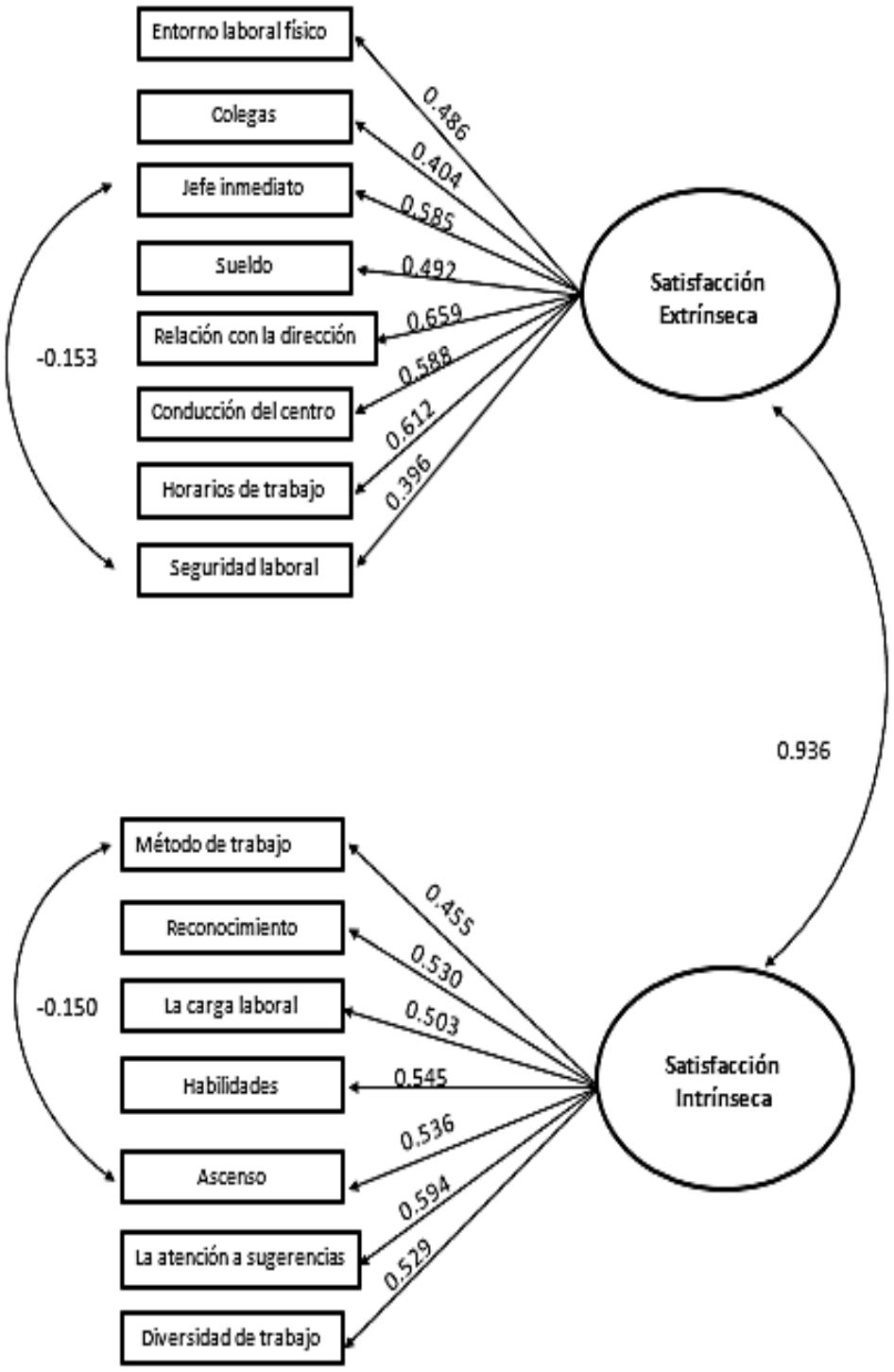
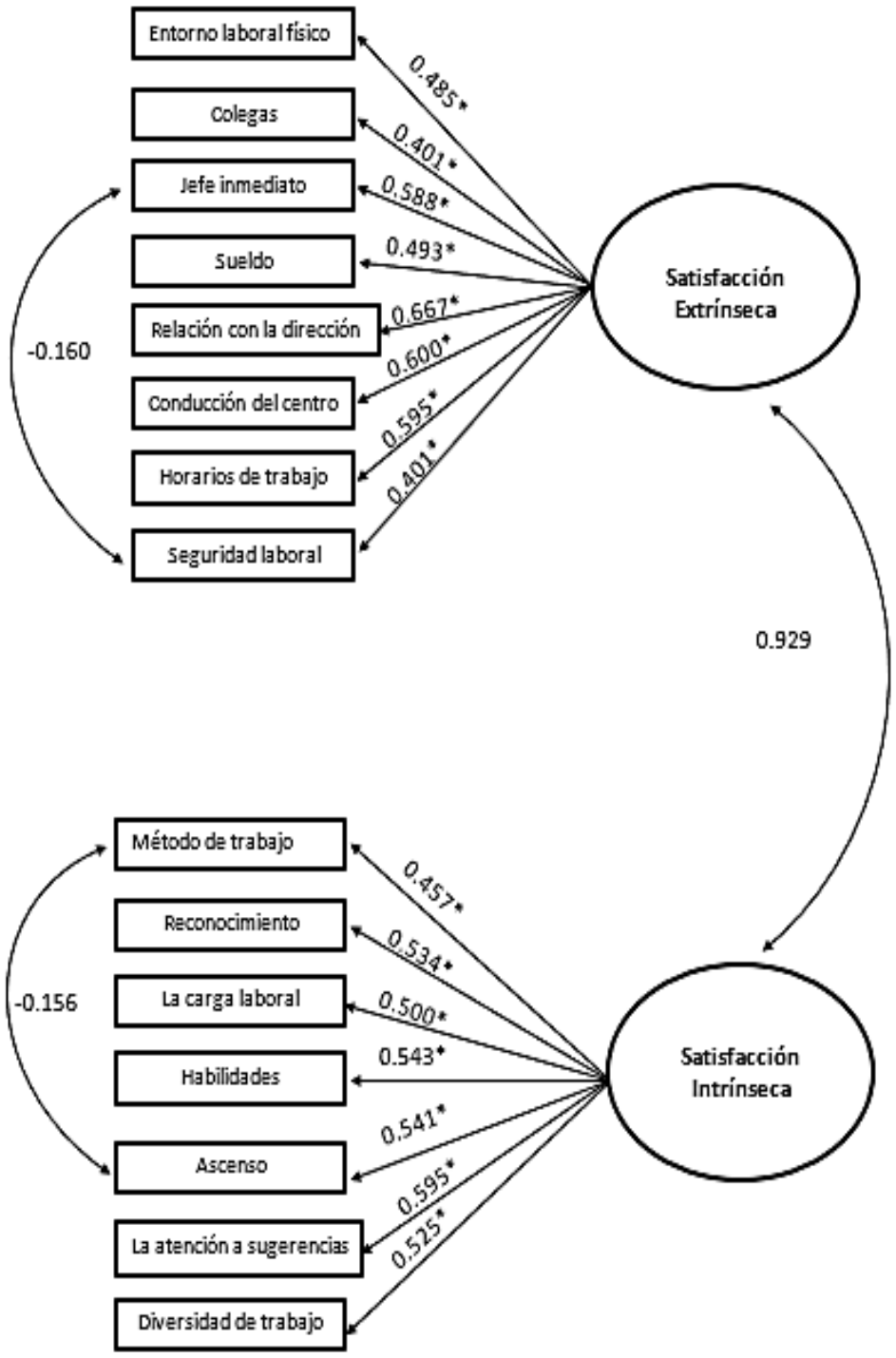


Figura 17.

Método de Estimación de Máxima Verosimilitud (MLE)



Adicionalmente se considera evaluar la validez de la escala de satisfacción laboral desde la perspectiva unifactorial es decir a partir de un modelo de medida que represente la satisfacción general.

La figura 18 pertenece al modelo de medida de un factor IM, en el cual se le ha incluido una relación entre los errores de las variables X_5 y X_{15} el cual se refiere a la satisfacción laboral del docente entorno a su jefe inmediato y su seguridad laboral.

Figura 18.

Modelo de Medida de un factor IM, estableciendo relación en los errores.

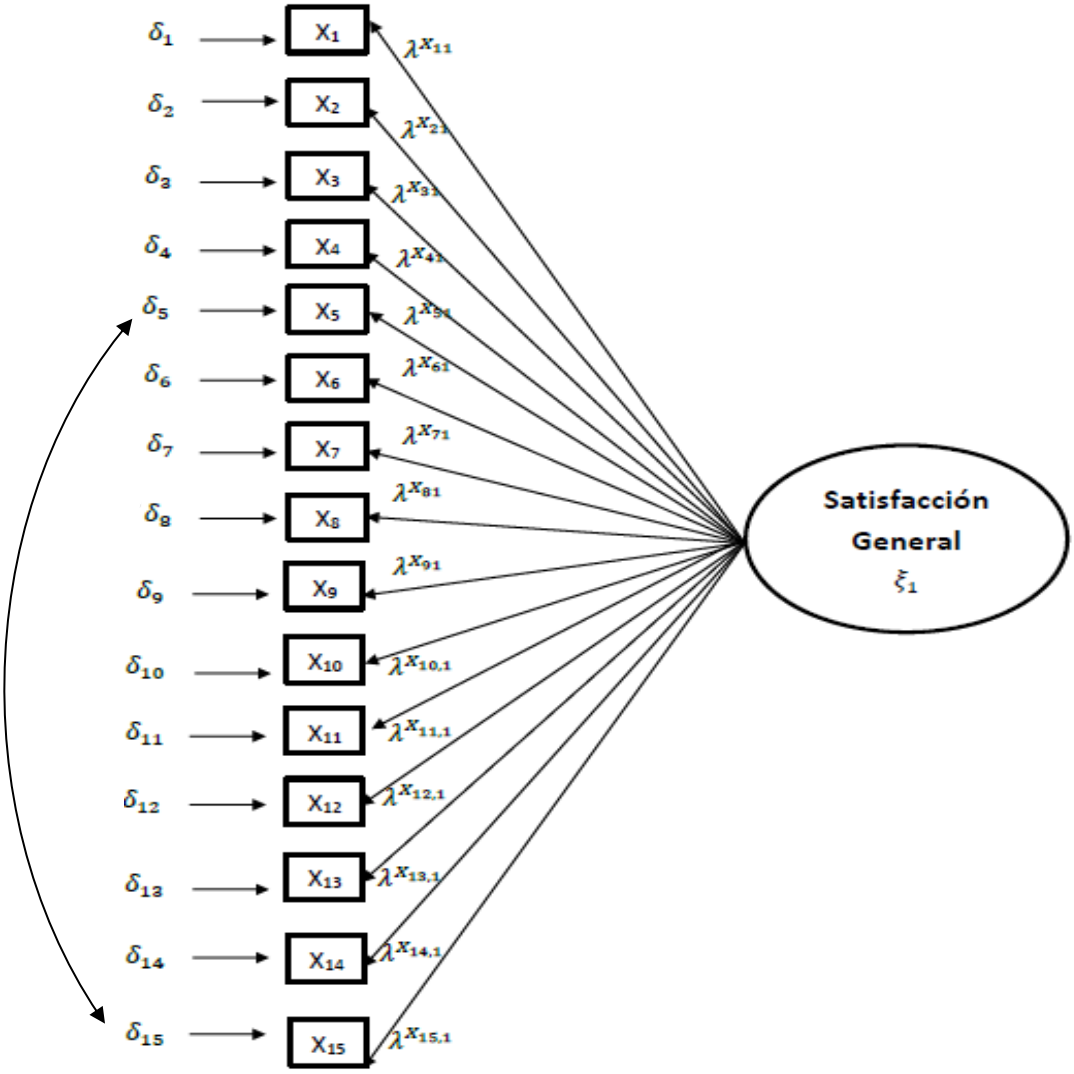


Tabla 10.

Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo unifactorial IM con la matriz de correlación Tau b de Kendall según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	**Índices**	***Método de estimación***				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor > 0.01)	120.567 * (89; 0.015)	106.569 * (89; 0.099)	139.468 *	63.185 *	251.812 *
	GFI	0.937 *	0.941 *	0.984 *	0.983 *	0.883
	RMSR (RMR)	0.070 *	0.085	0.069 *	0.070 *	0.173
	RMSEA	0.038 *	0.029 *	---	---	0.087
	NCP	31.567	17.569	---	---	162.812
	SNCP	---	---	---	---	---
Incremental	AGFI	0.915 *	0.921 *	0.978 *	0.977 *	0.843
	RGFI	---	---	---	---	---
	NFI	0.855	0.470	0.967 *	0.967 *	0.578
	CFI	0.956 *	0.817	---	---	0.669
	IFI	0.957 *	0.843	---	---	0.679
	RFI	0.829	0.374	0.961 *	0.961 *	0.502
	TLI = NNFI	0.949 *	0.784	---	---	0.609
	MFI	---	---	---	---	---
Parsimonia	AIC	182.567 inferior	168.569 inferior	---	---	313.812
	CAIC	321.725	307.726 inferior	---	---	452.970
	PGFI	0.695	0.698	0.729	0.729	0.655
	BCC	219.110 inferior	172.978 inferior	---	---	318.221
	BIC	290.725	276.726 inferior	---	---	421.970

** Cumple*

Tal como se puede apreciar en el tabla 10, los índices de bondad de ajuste para el modelo de medida de unifactorial IM, el cual ha sido obtenido con la matriz de correlación Tau B de Kendall, con los diferentes métodos de estimación también muestra evidencia de validez, y cuando es comparado con el modelo de medida inicial presentado en este capítulo, en especial con el método de estimación de Mínimos Cuadrados No Ponderados como con el método de estimación de Libre Escala, los índices salen muy por encima de los limites mínimos permisibles, adicionalmente que se puede observar que existe p valores superiores al nivel de significancia de 0.01, por lo tanto se puede concluir que con un nivel de significación del 1%, no se rechaza la hipótesis nula, es decir la matriz de varianzas y covarianzas estimada (reproducida) es igual a la matriz de varianza y covarianza muestral.

Por lo que se muestra evidencia estadística suficiente para afirmar que el modelo de medida de un factor que permite analizar la satisfacción laboral general es adecuado.

En las figuras 19 y 20 se presentan los coeficientes estandarizados del modelo de medida para los métodos de estimación de Mínimos Cuadrados de Libre Escala y de Máxima Verosimilitud en el cual se puede observar que los coeficientes son muy similares entre sí. Estos coeficientes se mostraron significativos y con valores similares en los demás métodos de estimación.

(Nota: Las medidas de bondad de ajuste de parsimonia son inferiores en comparación al modelo inicial, pero ligeramente superiores en comparación al modelo de dos factores).

Figura 19.

Método de Estimación de Mínimos Cuadrados de Libre Escala (SFSE)

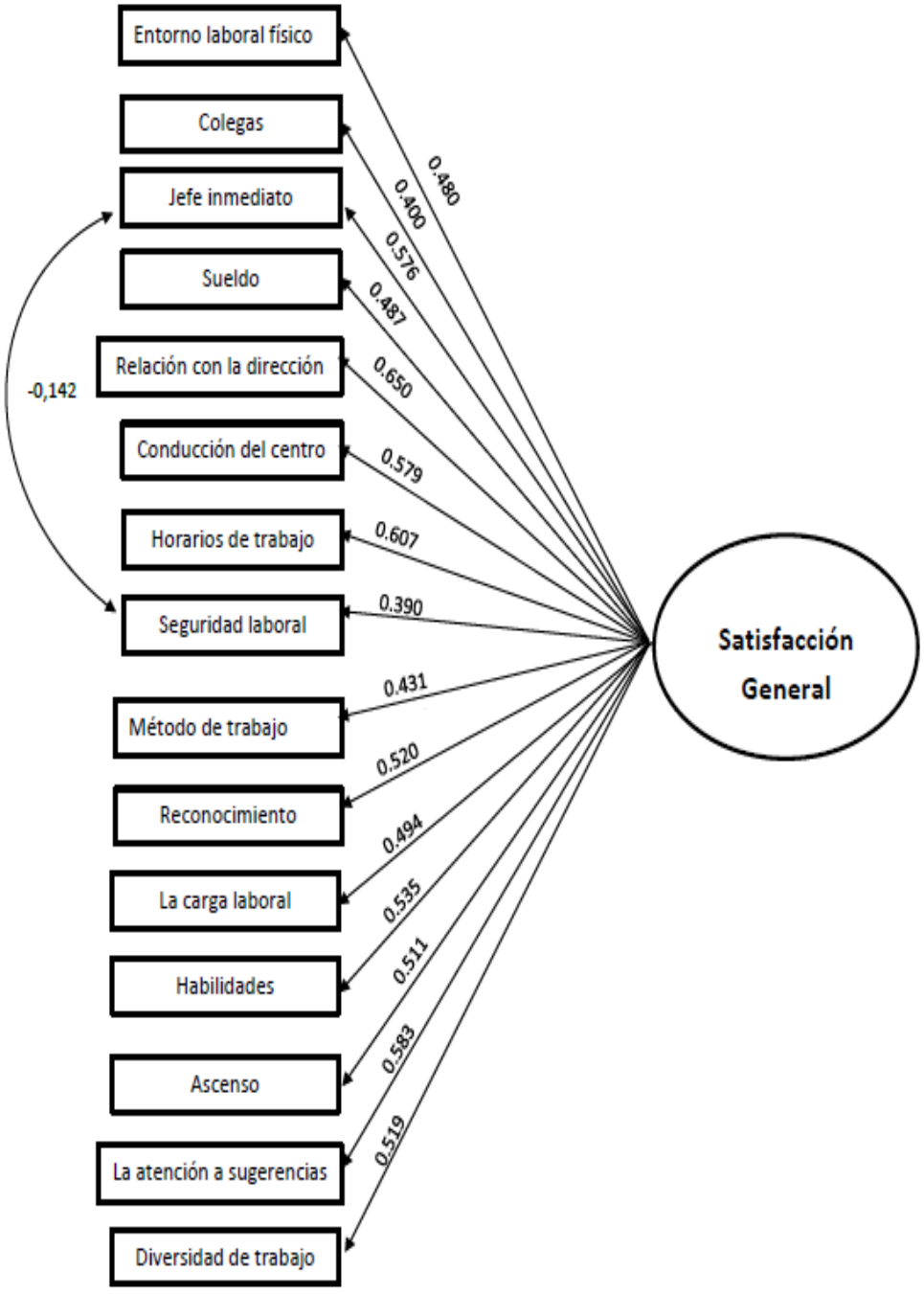
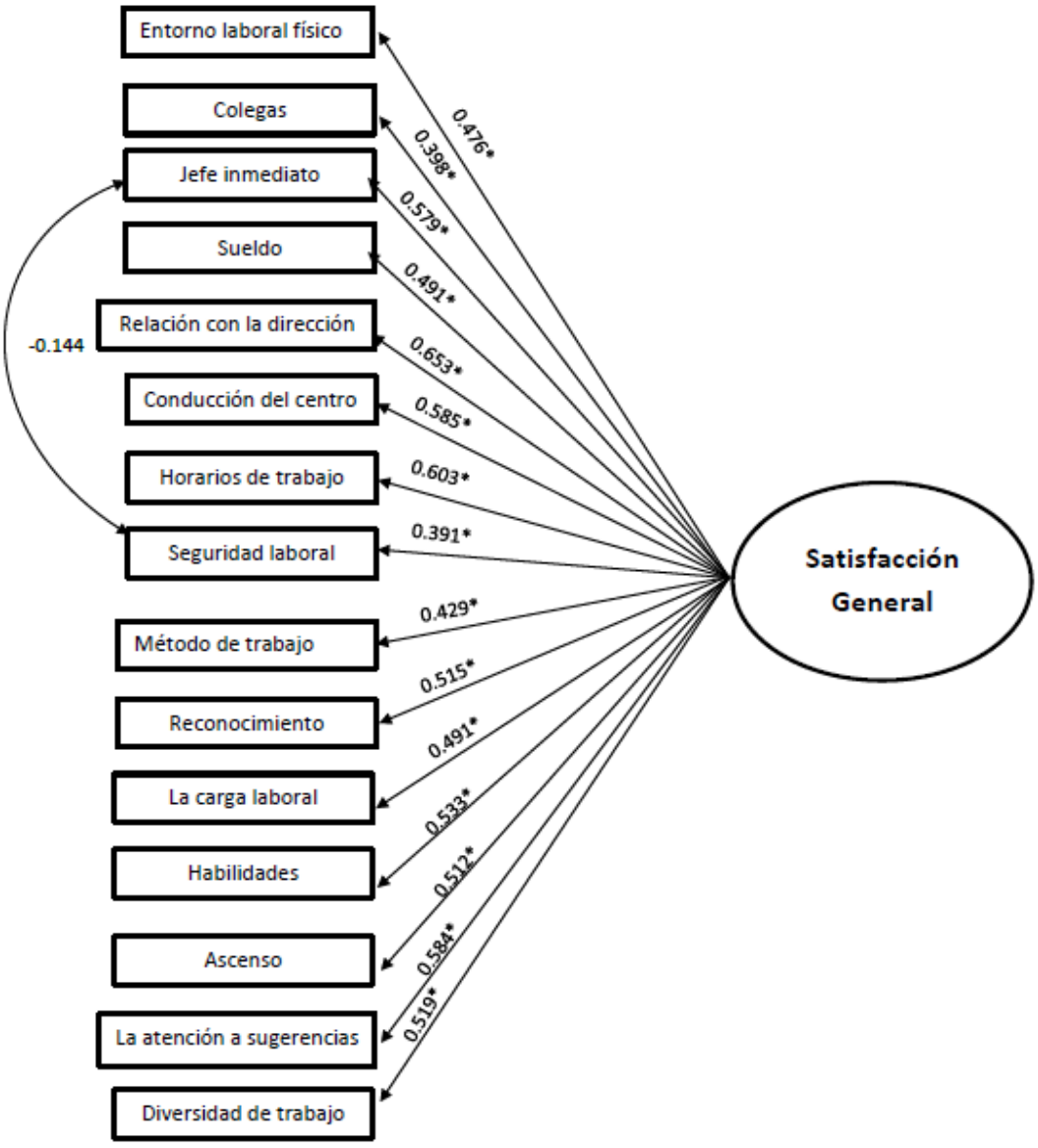


Figura 20.

Método de Estimación de Máxima Verosimilitud (MLE)



4.1.2. Evaluación del grado de fiabilidad

En el presente punto se procede a evaluar el grado de fiabilidad del cuestionario de “Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall” para docentes de educación superior.

Tabla 11.

Estadísticas de Fiabilidad del Modelo Unifactorial.

	Media de escala si el ítem se retira	Varianza de escala si el ítem se retira	Correlación total de elementos corregida	Alfa de Cronbach si el ítem se retira
X_1	52.89	102.362	0.460	0.861
X_2	52.24	105.650	0.433	0.862
X_3	52.04	108.667	0.406	0.863
X_4	52.91	101.751	0.548	0.856
X_5	52.56	102.198	0.535	0.857
X_6	52.45	103.029	0.523	0.858
X_7	53.67	102.870	0.520	0.858
X_8	52.35	104.394	0.520	0.858
X_9	52.59	100.210	0.642	0.852
X_{10}	53.40	100.440	0.506	0.859
X_{11}	53.05	101.305	0.574	0.855
X_{12}	53.14	101.239	0.593	0.854
X_{13}	52.40	103.620	0.571	0.856
X_{14}	52.52	104.309	0.490	0.859
X_{15}	53.26	103.586	0.387	0.866
Alfa de Cronbach				**0.867**

A partir de la tabla 11, se presentan la medida de fiabilidad Alfa de Cronbach obteniéndose un valor de 0.867 (86.7%) es decir una alta confiabilidad, esto es, la escala de satisfacción de Warr, Cox y Wall tiene una alta confiabilidad en la cual puede denominarse que existe una muy buena consistencia interna del test, al realizar de manera alternativa el cálculo del intervalo de confianza del nivel de confiabilidad este se encuentra entre 0.832(83.2%) y 0.897(89.7%), nótese que este último resultado obtenido garantiza que efectivamente la consistencia interna oscila dentro de un nivel muy bueno.

Adicionalmente, se observa que los coeficientes de la correlación total de elementos corregida están por encima del 0.30, y el Alfa de

Cronbach si el ítem se retira son menores al Alfa de Cronbach general, por lo que si se retira alguna de las variables observables este proceso no contribuirá a ganar un mayor nivel de confiabilidad.

Tabla 12.

Estadísticas de Fiabilidad del Modelo Bifactorial - Extrínseco.

	Media de escala si el elemento se ha suprimido	Varianza de escala si el elemento se ha suprimido	Correlación total de elementos corregida	Alfa de Cronbach si el elemento se ha suprimido
X_1	26.17	28.822	0.462	0.758
X_3	25.31	33.054	0.357	0.772
X_5	25.83	29.508	0.486	0.753
X_7	26.95	29.620	0.492	0.752
X_9	25.87	28.223	0.618	0.730
X_{11}	26.32	28.377	0.582	0.736
X_{13}	25.68	30.716	0.486	0.754
X_{15}	26.53	29.337	0.390	0.773
Alfa de Cronbach			**0.778**	

A partir de la tabla 12, se presentan la medida de fiabilidad Alfa de Cronbach para el factor de satisfacción extrínseca obteniéndose un valor de 0.778 (77.8%) es decir una alta confiabilidad, es decir la escala de satisfacción de Warr, Cox y Wall tiene una alta confiabilidad en la cual puede denominarse que existe una buena consistencia interna de la prueba.

Adicionalmente, se observa que los coeficientes de la correlación total de elementos corregida están por encima del 0.30, y el Alfa de Cronbach si el ítem se retira son menores al Alfa de Cronbach del factor de satisfacción extrínseca, por lo que si se retira alguna de las variables observables este proceso no contribuirá a ganar un mayor nivel de confiabilidad.

Tabla 13.

Estadísticas de Fiabilidad del Modelo Bifactorial - Intrínseco.

	Media de escala si el elemento se ha suprimido	Varianza de escala si el elemento se ha suprimido	Correlación total de elementos corregida	Alfa de Cronbach si el elemento se ha suprimido
X_2	22.43	24.370	0.400	0.753
X_4	23.10	22.281	0.537	0.725
X_6	22.64	23.234	0.480	0.738
X_8	22.54	23.909	0.479	0.738
X_{10}	23.59	21.488	0.496	0.736
X_{12}	23.33	22.254	0.567	0.719
X_{14}	22.71	23.898	0.442	0.745
Alfa de Cronbach			**0.766**	

En la tabla 13, se presentan la medida de fiabilidad Alfa de Cronbach para el factor de satisfacción intrínseca obteniéndose un valor de 0.766 (76.6%) es decir una alta confiabilidad, es decir la escala de satisfacción de Warr, Cox y Wall tiene una alta confiabilidad en la cual puede denominarse que existe una buena consistencia interna de la prueba.

Adicionalmente, se observa que los coeficientes de la correlación total de elementos corregida están por encima del 0.30, y el Alfa de Cronbach si el ítem se retira son menores al Alfa de Cronbach del factor de satisfacción intrínseco, por lo que si se retira alguna de las variables observables este proceso no contribuirá a ganar un mayor nivel de confiabilidad.

A partir de los análisis realizados a la ***medida de fiabilidad*** (Alfa de Cronbach) obtenida esta ha sido construida considerando la evaluación en variables cuantitativas, y es sensible ante variables en escala ordinal, por ello se hace necesario obtener medidas de confiabilidad que sean robustas, como el coeficiente de fiabilidad compuesta (*omega*), y el coeficiente de fiabilidad alfa ordinal.

Tabla 14.

Análisis de los Coeficientes de Fiabilidad (No Estandarizados).

Matriz de Correlación		Método de estimación														
		ML/ MV			GLS/ MCG			ULS/ MCNP			SFLS/ MCLE			ADF/ LDA		
		α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}
Pearson	Modelo 1 (1 M)	0.9485	0.9508	0.9196	0.9371	0.9390	0.8907	0.9270	0.9297	0.8680	0.9283	0.9309	0.8710	0.9464	0.9501	0.9198
	Modelo 2 (2 M)	0.9706	0.9725	0.9626	0.9398	0.9424	0.9001	0.9436	0.9466	0.9110	0.9426	0.9456	0.9085	0.9732	0.9754	0.9676
		0.9368	0.9420	0.9198	0.8828	0.8883	0.8086	0.8856	0.8923	0.8197	0.8833	0.8900	0.8145	0.9405	0.9465	0.9279
		0.9498	0.9520	0.9372	0.8901	0.8947	0.8296	0.9012	0.9063	0.8546	0.8996	0.9047	0.8513	0.9560	0.9585	0.9475
	Modelo 3 (1 IM)	0.9253	0.9272	0.8591	0.9283	0.9302	0.8674	0.9253	0.9272	0.8591	0.9254	0.9272	0.8588	0.9326	0.9361	0.8864
	Modelo 4 (2 IM)	0.9298	0.9318	0.8720	0.9315	0.9338	0.8778	0.9310	0.9328	0.8744	0.9291	0.9308	0.8688	0.9376	0.9407	0.8970
		0.8714	0.8762	0.7787	0.8767	0.8822	0.7942	0.8743	0.8787	0.7841	0.8701	0.8744	0.7732	0.8831	0.8905	0.8169
		0.8652	0.8682	0.7671	0.8654	0.8687	0.7688	0.8664	0.8692	0.7692	0.8642	0.8668	0.7629	0.8809	0.8856	0.8097
	Modelo 5 (L)	0.9279	0.9299	0.8668	0.9309	0.9332	0.8763	0.9290	0.9309	0.8695	0.9275	0.9293	0.8646	0.9345	0.9380	0.8910
		0.8685	0.8732	0.7714	0.8760	0.8815	0.7926	0.8711	0.8756	0.7767	0.8676	0.8719	0.7673	0.8818	0.8896	0.8154
		0.8614	0.8644	0.7580	0.8640	0.8672	0.7654	0.8626	0.8656	0.7609	0.8611	0.8636	0.7554	0.8702	0.8759	0.7898
Spearman	Modelo 1 (1 M)	0.9459	0.9484	0.9142	0.9374	0.9397	0.8929	0.9262	0.9290	0.8667	0.9272	0.9300	0.8693	0.9464	0.9501	0.9198
	Modelo 2 (2 M)	0.9691	0.9711	0.9602	0.9411	0.9438	0.9040	0.9431	0.9463	0.9104	0.9425	0.9456	0.9090	0.9732	0.9754	0.9676
		0.9354	0.9412	0.9186	0.8837	0.8906	0.8163	0.8855	0.8927	0.8214	0.8842	0.8914	0.8187	0.9405	0.9465	0.9279
		0.9452	0.9472	0.9291	0.8938	0.8975	0.8345	0.8991	0.9044	0.8510	0.8983	0.9035	0.8490	0.9560	0.9585	0.9475
	Modelo 3 (1 IM)	0.9249	0.9269	0.8586	0.9275	0.9296	0.8661	0.9249	0.9269	0.8587	0.9249	0.9268	0.8583	0.9326	0.9361	0.8864
	Modelo 4 (2 IM)	0.9301	0.9321	0.8730	0.9315	0.9337	0.8774	0.9309	0.9329	0.8749	0.9293	0.9312	0.8703	0.9376	0.9407	0.8970
		0.8757	0.8808	0.7901	0.8800	0.8854	0.8016	0.8781	0.8829	0.7947	0.8742	0.8789	0.7852	0.8831	0.8905	0.8169
		0.8610	0.8639	0.7567	0.8610	0.8641	0.7576	0.8614	0.8643	0.7578	0.8601	0.8627	0.7536	0.8809	0.8856	0.8097
	Modelo 5 (L)	0.9274	0.9294	0.8659	0.9305	0.9327	0.8750	0.9284	0.9304	0.8684	0.9272	0.9292	0.8649	0.9345	0.9380	0.8910
		0.8714	0.8765	0.7799	0.8788	0.8842	0.7989	0.8741	0.8789	0.7853	0.8710	0.8758	0.7778	0.8818	0.8896	0.8154
		0.8558	0.8587	0.7445	0.8587	0.8619	0.7525	0.8564	0.8594	0.7464	0.8559	0.8586	0.7436	0.8702	0.8759	0.7898

Tabla 14.

Análisis de los Coeficientes de Fiabilidad (No Estandarizados) – Continuación.

Matriz de Correlación		Método de estimación: ML/ MV			GLS/ MCG			ULS/ MCNP			SFLS/ MCLE			ADF/ LDA		
		α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}
Policórica	Modelo 1 (1 M)	0.9632	0.9649	0.9484	0.9578	0.9592	0.9367	0.9491	0.9510	0.9192	0.9497	0.9515	0.9203	0.9464	0.9501	0.9198
	Modelo 2 (2 M)	0.9801	0.9815	0.9769	0.9610	0.9628	0.9443	0.9610	0.9630	0.9449	0.9600	0.9620	0.9430	0.9732	0.9754	0.9676
		0.9552	0.9594	0.9482	0.9168	0.9216	0.8804	0.9184	0.9232	0.8835	0.9158	0.9207	0.8786	0.9405	0.9465	0.9279
		0.9676	0.9689	0.9625	0.9339	0.9360	0.9096	0.9320	0.9351	0.9088	0.9310	0.9340	0.9067	0.9560	0.9585	0.9475
	Modelo 3 (1 IM)	0.9480	0.9494	0.9148	0.9507	0.9522	0.9214	0.9480	0.9495	0.9150	0.9480	0.9493	0.9146	0.9326	0.9361	0.8864
	Modelo 4 (2 IM)	0.9523	0.9539	0.9253	0.9522	0.9541	0.9263	0.9531	0.9545	0.9264	0.9516	0.9530	0.9230	0.9376	0.9407	0.8970
		0.9103	0.9143	0.8643	0.9138	0.9186	0.8742	0.9126	0.9162	0.8677	0.9090	0.9126	0.8600	0.8831	0.8905	0.8169
		0.9073	0.9094	0.8579	0.9023	0.9049	0.8490	0.9075	0.9095	0.8578	0.9061	0.9079	0.8542	0.8809	0.8856	0.8097
	Modelo 5 (L)	0.9504	0.9519	0.9208	0.9520	0.9539	0.9257	0.9513	0.9527	0.9225	0.9501	0.9515	0.9196	0.9345	0.9380	0.8910
		0.9074	0.9114	0.8581	0.9139	0.9188	0.8746	0.9098	0.9135	0.8621	0.9067	0.9103	0.8552	0.8818	0.8896	0.8154
		0.9028	0.9048	0.8480	0.9011	0.9037	0.8462	0.9035	0.9056	0.8496	0.9027	0.9045	0.8469	0.8702	0.8759	0.7898
Tau b de Kendall	Modelo 1 (1 M)	0.9328	0.9354	0.8828	0.9199	0.9224	0.8479	0.9081	0.9112	0.8180	0.9097	0.9128	0.8223	0.9464	0.9501	0.9198
	Modelo 2 (2 M)	0.9591	0.9612	0.9416	0.9235	0.9271	0.8632	0.9287	0.9325	0.8779	0.9281	0.9319	0.8766	0.9732	0.9754	0.9676
		0.9175	0.9236	0.8857	0.8551	0.8632	0.7546	0.8603	0.8685	0.7671	0.8594	0.8676	0.7653	0.9405	0.9465	0.9279
		0.9253	0.9277	0.8944	0.8599	0.8655	0.7655	0.8730	0.8796	0.7991	0.8720	0.8785	0.7967	0.9560	0.9585	0.9475
	Modelo 3 (1 IM)	0.9066	0.9084	0.8048	0.9093	0.9111	0.8131	0.9067	0.9085	0.8053	0.9067	0.9085	0.8047	0.9326	0.9361	0.8864
	Modelo 4 (2 IM)	0.9122	0.9140	0.8217	0.9140	0.9159	0.8273	0.9128	0.9146	0.8234	0.9116	0.9134	0.8194	0.9376	0.9407	0.8970
		0.8463	0.8510	0.7165	0.8508	0.8557	0.7288	0.8479	0.8524	0.7196	0.8452	0.8497	0.7126	0.8831	0.8905	0.8169
		0.8288	0.8310	0.6755	0.8299	0.8321	0.6782	0.8293	0.8316	0.6771	0.8281	0.8302	0.6730	0.8809	0.8856	0.8097
	Modelo 5 (L)	0.9094	0.9113	0.8135	0.9127	0.9147	0.8240	0.9106	0.9125	0.8171	0.9093	0.9111	0.8128	0.9345	0.9380	0.8910
		0.8422	0.8470	0.7065	0.8492	0.8542	0.7252	0.8453	0.8498	0.7131	0.8419	0.8465	0.7046	0.8818	0.8896	0.8154
		0.8234	0.8256	0.6620	0.8273	0.8296	0.6720	0.8242	0.8266	0.6651	0.8236	0.8256	0.6618	0.8702	0.8759	0.7898

ML: Maximum Likelihood (Máxima Verosimilitud)
GLS: Generalized Least Square (Mínimo Cuadrado Generalizado)
ULS: Unweighted Least Square (Mínimo Cuadrado No Ponderado)
SFL: Scale-Free Least Square (Mínimo Cuadrado de Libre Escala)
ADF: Asymptotically distribution-free (Libre Distribución Asintótica)

Tabla 15.

Análisis de los Coeficientes de Fiabilidad (Estandarizados).

Matriz de Correlación		Método de estimación														
		ML/ MV			GLS/ MCG			ULS/ MCNP			SFLS/ MCLE			ADF/ LDA		
		α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}
Pearson	Modelo 1 (1 M)	0.8890	0.8900	0.7443	0.9016	0.9024	0.7828	0.8704	0.8718	0.6874	0.8721	0.8735	0.6927	0.9289	0.9306	0.8682
	Modelo 2 (2 M)	0.9104	0.9112	0.8095	0.9034	0.9045	0.7903	0.8933	0.8953	0.7655	0.8920	0.8940	0.7616	0.9412	0.9423	0.8973
		0.8345	0.8368	0.6736	0.8240	0.8266	0.6483	0.7995	0.8029	0.5902	0.7973	0.8007	0.5852	0.8891	0.8928	0.8159
		0.8370	0.8376	0.6876	0.8238	0.8253	0.6595	0.8152	0.8194	0.6518	0.8131	0.8173	0.6469	0.8886	0.8893	0.8120
	Modelo 3 (1 IM)	0.8692	0.8704	0.6820	0.8941	0.8953	0.7623	0.8692	0.8704	0.6818	0.8695	0.8706	0.6820	0.9205	0.9227	0.8475
	Modelo 4 (2 IM)	0.8755	0.8766	0.7022	0.8974	0.8987	0.7729	0.8770	0.8781	0.7066	0.8748	0.8759	0.6992	0.9240	0.9259	0.8557
		0.7845	0.7877	0.5523	0.8219	0.8257	0.6494	0.7881	0.7911	0.5598	0.7837	0.7867	0.5486	0.8637	0.8695	0.7646
		0.7715	0.7726	0.5293	0.8043	0.8052	0.6082	0.7726	0.7736	0.5319	0.7704	0.7713	0.5259	0.8525	0.8537	0.7286
	Modelo 5 (L)	0.8732	0.8745	0.6955	0.8973	0.8986	0.7728	0.8747	0.8760	0.7002	0.8729	0.8740	0.6935	0.9222	0.9242	0.8513
		0.7815	0.7849	0.5457	0.8216	0.8254	0.6491	0.7849	0.7881	0.5532	0.7810	0.7841	0.5429	0.8646	0.8704	0.7669
		0.7673	0.7684	0.5200	0.8042	0.8052	0.6083	0.7684	0.7697	0.5233	0.7668	0.7678	0.5181	0.8443	0.8458	0.7103
Spearman	Modelo 1 (1 M)	0.8862	0.8874	0.7370	0.8990	0.9002	0.7769	0.8691	0.8706	0.6847	0.8708	0.8723	0.6902	0.9289	0.9306	0.8682
	Modelo 2 (2 M)	0.9088	0.9097	0.8055	0.9024	0.9037	0.7884	0.8925	0.8946	0.7641	0.8918	0.8939	0.7622	0.9412	0.9423	0.8973
		0.8337	0.8364	0.6739	0.8225	0.8259	0.6491	0.7995	0.8033	0.5930	0.7977	0.8017	0.5894	0.8891	0.8928	0.8159
		0.8323	0.8328	0.6756	0.8217	0.8230	0.6533	0.8124	0.8167	0.6456	0.8118	0.8161	0.6441	0.8886	0.8893	0.8120
	Modelo 3 (1 IM)	0.8684	0.8697	0.6802	0.8908	0.8922	0.7534	0.8684	0.8696	0.6799	0.8687	0.8699	0.6807	0.9205	0.9227	0.8475
	Modelo 4 (2 IM)	0.8755	0.8768	0.7027	0.8948	0.8962	0.7656	0.8768	0.8780	0.7066	0.8749	0.8761	0.7005	0.9240	0.9259	0.8557
		0.7891	0.7925	0.5648	0.8223	0.8263	0.6517	0.7922	0.7954	0.5715	0.7878	0.7912	0.5612	0.8637	0.8695	0.7646
		0.7662	0.7671	0.5162	0.7941	0.7951	0.5837	0.7669	0.7680	0.5185	0.7656	0.7665	0.5147	0.8525	0.8537	0.7286
	Modelo 5 (L)	0.8724	0.8738	0.6937	0.8948	0.8963	0.7662	0.8738	0.8751	0.6980	0.8724	0.8737	0.6934	0.9222	0.9242	0.8513
		0.7847	0.7883	0.5552	0.8222	0.8263	0.6521	0.7880	0.7915	0.5623	0.7845	0.7881	0.5542	0.8646	0.8704	0.7669
		0.7606	0.7617	0.5044	0.7945	0.7956	0.5851	0.7613	0.7627	0.5070	0.7609	0.7620	0.5047	0.8443	0.8458	0.7103

Tabla 15.

Análisis de los Coeficientes de Fiabilidad (Estandarizados) – Continuación.

Matriz de Correlación		Método de estimación: ML/ MV			GLS/ MCG			ULS/ MCNP			SFLS/ MCLE			ADF/ LDA		
		α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}	α_{ord}	α_{comp}	α_{ext}
Policórica	Modelo 1 (1 M)	0.9116	0.9125	0.8136	0.9328	0.9336	0.8737	0.9005	0.9015	0.7806	0.9015	0.9025	0.7836	0.9289	0.9306	0.8682
	Modelo 2 (2 M)	0.9270	0.9277	0.8575	0.9336	0.9344	0.8763	0.9171	0.9185	0.8330	0.9159	0.9173	0.8297	0.9412	0.9423	0.8973
		0.8634	0.8656	0.7471	0.8731	0.8758	0.7734	0.8417	0.8444	0.6942	0.8387	0.8416	0.6876	0.8891	0.8928	0.8159
		0.8650	0.8653	0.7552	0.8783	0.8788	0.7877	0.8529	0.8553	0.7351	0.8516	0.8540	0.7320	0.8886	0.8893	0.8120
	Modelo 3 (1 IM)	0.8996	0.9006	0.7774	0.9279	0.9289	0.8614	0.8997	0.9006	0.7775	0.8998	0.9007	0.7776	0.9205	0.9227	0.8475
	Modelo 4 (2 IM)	0.9057	0.9066	0.7962	0.9291	0.9301	0.8647	0.9068	0.9077	0.7993	0.9050	0.9059	0.7936	0.9240	0.9259	0.8557
		0.8328	0.8357	0.6724	0.8750	0.8782	0.7804	0.8358	0.8385	0.6791	0.8315	0.8343	0.6686	0.8637	0.8695	0.7646
		0.8218	0.8223	0.6496	0.8586	0.8590	0.7399	0.8224	0.8229	0.6512	0.8206	0.8211	0.6463	0.8525	0.8537	0.7286
	Modelo 5 (L)	0.9033	0.9044	0.7895	0.9298	0.9308	0.8667	0.9046	0.9056	0.7932	0.9032	0.9041	0.7886	0.9222	0.9242	0.8513
		0.8298	0.8329	0.6660	0.8756	0.8789	0.7822	0.8329	0.8358	0.6727	0.8293	0.8322	0.6638	0.8646	0.8704	0.7669
		0.8167	0.8173	0.6374	0.8606	0.8610	0.7448	0.8175	0.8183	0.6402	0.8167	0.8173	0.6371	0.8443	0.8458	0.7103
Tau b de Kendall	Modelo 1 (1 M)	0.8682	0.8694	0.6788	0.8734	0.8746	0.6954	0.8458	0.8475	0.6120	0.8481	0.8498	0.6191	0.9289	0.9306	0.8682
	Modelo 2 (2 M)	0.8944	0.8954	0.7612	0.8774	0.8791	0.7127	0.8735	0.8762	0.7089	0.8730	0.8757	0.7075	0.9465	0.9348	0.8877
		0.8106	0.8134	0.6150	0.7836	0.7873	0.5530	0.7690	0.7733	0.5211	0.7680	0.7725	0.5199	0.9085	0.8665	0.7858
		0.8074	0.8081	0.6147	0.7788	0.7814	0.5551	0.7817	0.7875	0.5793	0.7808	0.7866	0.5772	0.8886	0.8893	0.8120
	Modelo 3 (1 IM)	0.8454	0.8466	0.6057	0.8643	0.8657	0.6677	0.8454	0.8466	0.6056	0.8456	0.8467	0.6059	0.9205	0.9227	0.8475
	Modelo 4 (2 IM)	0.8529	0.8540	0.6290	0.8695	0.8708	0.6840	0.8545	0.8556	0.6338	0.8524	0.8535	0.6273	0.9240	0.9259	0.8557
		0.7553	0.7585	0.4825	0.7828	0.7865	0.5512	0.7589	0.7621	0.4901	0.7543	0.7575	0.4801	0.8637	0.8695	0.7646
		0.7298	0.7304	0.4329	0.7529	0.7537	0.4846	0.7306	0.7314	0.4352	0.7293	0.7300	0.4319	0.8525	0.8537	0.7286
	Modelo 5 (L)	0.8497	0.8510	0.6200	0.8689	0.8703	0.6827	0.8512	0.8525	0.6247	0.8497	0.8509	0.6196	0.9222	0.9242	0.8513
		0.7511	0.7547	0.4745	0.7820	0.7859	0.5501	0.7547	0.7581	0.4818	0.7508	0.7543	0.4732	0.8646	0.8704	0.7669
		0.7240	0.7249	0.4217	0.7518	0.7526	0.4826	0.7247	0.7257	0.4240	0.7243	0.7252	0.4223	0.8443	0.8458	0.7103

ML: Maximum Likelihood (Máxima Verosimilitud)
GLS: Generalized Least Square (Mínimo Cuadrado Generalizado)
ULS: Unweighted Least Square (Mínimo Cuadrado No Ponderado)
SFL: Scale-Free Least Square (Mínimo Cuadrado de Libre Escala)
ADF: Asymptotically distribution-free (Libre Distribución Asintótica)

A partir de las tablas 14 y 15, las medidas de fiabilidad en todos los casos para los diferentes métodos de estimación han superado los 0.80 (80%) especialmente cuando se ha evaluado a la escala de satisfacción de manera global e inclusive alcanzando valores superiores a 0.90, por otro lado cuando se ha referido de manera particular a cada factor de satisfacción extrínseca e intrínseca estos niveles han descendido sin embargo en la mayoría de nuestros casos superaron el 0.70 tanto con el coeficiente de fiabilidad compuesta (*omega*), como con el coeficiente de fiabilidad alfa ordinal.

4.2 Discusión

En lo que respecta a la Satisfacción Laboral, y en particular el cuestionario de "Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall" para los diferentes grupos evaluados en múltiples investigaciones, se ha comprobado su validez las cuales han sido sustentadas de manera teórica y confirmadas a través de análisis cuantitativos. Sin embargo, si se desea profundizar respecto a su estructura dimensional, es decir si es unidimensional o bidimensional, se debe mantener especial prudencia. Las investigaciones presentadas aproximadamente a fines de los años 60 por Frederick Irving Herzberg muestran evidencia que la Satisfacción Laboral tiene dos componentes importantes por tal motivo esta es conocida como la "Teoría de los dos factores" la cual se refiere a la Motivación e Higiene (Esto último se puede revisar en el trabajo "El legado de Frederick Irving Herzberg", por Juan Manso Pinto, 2002) y si bien es cierto esta ha recibido algunas críticas como sugerencias, e inclusive por el mismo Frederick algunos ajustes, esta se ha mantenido hasta la actualidad, es decir ya se concibe el hecho de

generar la concepción que la Satisfacción Laboral es bidimensional, e inclusive uno de sus artículos empieza la redacción resaltando la dualidad (es decir la bidimensionalidad) de la siguiente forma "*teniendo en cuenta la dualidad de la naturaleza humana…*" (a partir de la traducción de su artículo original de la Teoría de la Motivación – Higiene, presentado en el Texto "Teoría de la Organización" por Untref Virtual). En los diferentes enfoques presentados para la Satisfacción podríamos mencionar a muchos autores, como Maslow, McGregor, MacClealland, entre otros, pero es Maslow con su Teoría de la Jerarquía de las necesidades entre los años 40 y 50, en la que Frederick puso especial atención y sustenta la segmentación de los niveles de Maslow en dos factores, como se puede revisar en el trabajo de "Motivation Theories of Maslow, Herzberg, MacGregor & MacClelland" del profesor Ronald L. Pardee, 1990. En resumen, el hecho de tener teorías que argumenten la bidimensionalidad de la Satisfacción Laboral estas mismas, no la excluyen de ser unidimensional debido a que se está buscando explicar de la mejor manera este concepto el cual es latente, tal como las definiciones brindadas por (Locke, 1969) "La satisfacción laboral, es un estado emocional … resultante de la percepción subjetiva de las experiencias laborales del sujeto" las cuales han sido reiteradas en otras investigaciones como también (Andresen, 2007) "La satisfacción labora es un estado emocional … resultante de la experiencia misma del trabajo…", entonces esta también presente el hecho que la Satisfacción Laboral, **es un estado general** es decir **único**, pero no se está intentando contradecir ninguna de estas concepciones sino por el contrario poder reiterarlas, Debido a que el cuestionario de Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall, fue construido en base a las teorías mencionadas, ya que se nombra a la Satisfacción Laboral general como a sus partes, como los son, la Satisfacción intrínseca y la Satisfacción extrínseca, las cuales se han podido confirmar en los modelos de medidas presentados en el capítulo 4 y anexos, obteniéndose un buen ajuste bajo la concepción del modelo de medida unidimensional que estaría siendo representado por la Satisfacción Laboral General como también el modelo de medida bidimensional en el que se consideraron sus dos dimensiones (satisfacción extrínseca e intrínseca), el cual se observan

que son partes de un todo, y que actúan dentro de un sistema estructural en la cual están integradas, no es que la suma de estas nos de la satisfacción laboral general sino más bien la interrelación que se da entre ellas, las cuales tendrán un efecto de manera global. Es decir, la Satisfacción Laboral también es posible abordarla bajo un enfoque del pensamiento sistémico y holístico. En base a lo último mencionado en el contexto de la salud, no es posible hablar de una salud general y creer que esta se logrará enfocándose únicamente en la salud física, o bien, ya en la actualidad debemos ser consecuentes bajo el contexto vivido que esta se logrará al integrar el aspecto de la salud mental como espiritual, por ende, no será suficiente pensar que estas se consiguen por separado o únicamente como la suma de sus partes, ya que se arriesgará en la presente discusión en confirmar que estas deben estar interrelacionándose entre sí, para finalmente decir, que si bien es cierto la salud es tan única como multidimensional.

CONCLUSIONES

1. A partir del proceso de validación realizado, se concluye que, la estructura interna del cuestionario de “Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall” para docentes de educación superior es válida. Se observa en el Tabla 10, estadísticos Chi Cuadrados pequeños, siendo el menor de ellos con el método de estimación de Mínimos Cuadrados de Libre Escala con un valor de 59.024 y al evaluar las medidas de bondad de ajuste adecuadas. También se puede observar que bajo el Método de Estimación de Máxima Verosimilitud el estadístico Chi Cuadrado es 112.556 con un p valor de 0.034 siendo este superior al nivel de significación del 1%, de manera similar se aprecia con el método de Mínimo Cuadrado Generalizado el estadístico Chi Cuadrado de 99.182 y un p valor de 0.175 siendo también superior al nivel de significación del 1% y obteniendo medidas de bondad de ajustes adecuadas, es importante mencionar que se ha comprado este mismo patrón, en los modelos los cuales estuvieron basados en diferentes matrices de correlación, como son de Pearson, Tau b de Kendall, Spearman, y Policórica, y a su vez bajo cinco métodos de estimación Máxima Verosimilitud, Mínimo Cuadrado Generalizado, Mínimo Cuadrado No Ponderado, Mínimo Cuadrado de Libre Escala, y Libre Distribución Asintótica, para diferentes propuestas, finalmente quedándose con algunas de ellas las cuales fueron denominadas como modelos de medidas de medida de dos factores M, IM y L y Modelos de medidas de un factor M y IM. (Tabla 10 y Anexos) obteniendo finalmente 100 ejecuciones diferentes de entre muchas otras, en las cuales se guardó la coherencia basada en los fundamentos teóricos.

2. En segundo lugar, se concluye que el cuestionario de “Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall” para docentes de educación superior es fiable. A partir del análisis de fiabilidad realizado de manera global para la satisfacción general se obtuvo un Alfa de Cronbach de 0.867 (Tabla 11), es decir con un nivel de confiabilidad alto, adicionalmente se realizó esto mismo para la satisfacción extrínseca como intrínseca obteniéndose también niveles altos de confiabilidad (Tablas 12 y 13). Se considero trabajar adicionalmente con medidas de confiabilidad robustas como el coeficiente de fiabilidad compuesta y el coeficiente de fiabilidad alfa ordinal, realizando los cálculos basados en sus cargas factoriales obtenidas a partir del análisis factorial confirmatorio de los diferentes modelos de medida basados en las diferentes matrices de correlación y bajo 5 métodos de estimación, para la satisfacción general como para la satisfacción intrínseca como extrínseca obteniéndose niveles de confiabilidad, de adecuados a altos. (Tabla 14 y 15, y Anexos).

3. En esta investigación se ha presentado evidencias de validez y confiabilidad de la Escala de Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall en su estructura interna, obteniendo como producto final un test, el cual presenta evidencia de que su uso e interpretación son correctos para medir la Satisfacción Laboral en docentes de educación superior. Por tanto, se puede afirmar que el cuestionario de “Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall” para docentes de educación superior es válido en su estructura interna y fiable.

RECOMENDACIONES

Se recomienda, una vez realizado la revisión teórica de la variable o variables bajo estudio del instrumento a validar, considerar prescindible el desarrollo de las etapas de evaluación desde la especificación del modelo hasta su evaluación y re-especificación de este.

Es importante considerar las propuestas cuantitativas como los índices de modificación, entre otros, debido a su gran aporte, respecto a esto último se debe guardar en todo momento la coherencia con el aspecto teórico de la variable bajo estudio.

Es importante, realizar constantes procesos, que nos permitan obtener la matriz adecuada que representan mejor a los datos y por ende al fenómeno bajo estudio, se sugiere adicionalmente considerar también el uso de los diferentes métodos de estimación.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AERA, APA, NCME. (2014). *Standards for Educational and Psychological Testing*. EEUU: American Educational Research Association (AERA).

Albright, J. (2008). *Confirmatory Factor Analysis using Amos, LISREL, and Mplus*. Publicado en The Trustees of Indiana University. Recuperado de: http://www.indiana.edu/~statmath.

Alfaro, R., Leyton, S., Meza, A., Saénz, I. (2012). *Satisfacción Laboral y su relación con algunas variables ocupacionales en tres municipalidades.* (Tesis para Magister). Pontificia Universidad Católica Del Perú, Lima, Perú.

Arboleda, L. (2017). *Estimación de modelos de estructura de covarianza mediante algoritmos genéticos*. (Tesis de Maestría en Estadística). Universidad Nacional de Colombia, Escuela de Estadística. Medellín, Colombia.

Arbuckle, J. (2012). *IBM® SPSS® Amos™ 21- User's Guide*. Recuperado de: ftp://public.dhe.ibm.com/software/analytics/spss/documentation/amos/21.0/en/Manuals/IBM_SPSS_Amos_Users_Guide.pdf

Arias, W., Rivera, R., & Ceballos, K. (2017). Análisis psicométrico de la Escala de Satisfacción Laboral de Warr, Cook y Wall en una muestra multiocupacional de Arequipa, Perú. *Interacciones, 3*(2), 79-85. doi: 10.24016/2017.v3n2.74

Awang, Z. (2015). *A Handbook on SEM*. 2° Edición: Universiti Sultan Zainal Abidin Terengganu, Malaysia.

Batista-Fogueta, J., Coenders, G., Alonso, J. (2004) ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO. Su utilidad en la validación de

cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica, 122*(1), 21-27. Recuperado de http://www.elsevier.es/es-revista-medicina-clinica-2-articulo-analisis-factorial-confirmatorio-su-utilidad-1305754 2-affb

Bernstein, I.,Nunnally, J. (1994). *Psychometric Theory*. 3ra ed. EEUU: Mc Graw Hill.

Bollen, K. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. New York: Wiley.

Boluarte, A. (2014) Propiedades psicométricas de la Escala de satisfacción laboral de Warr, Cook y Wall, versión en español. *Revista Médica Herediana, 25*, 80-84. Recuperado de: http://www. scielo.org.pe/pdf/rmh/v25n2/v25n2ao4.pdf.

Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. 2da ed. EEUU: The Guilford Press.

Browne, M. (1974). Generalized Least Squares Estimators in the Analysis of Covariances Structures. *South African Statistical Journal, 8,* 1-24.

Catena, A., Ramos, M., Trujillo, H. (2003). *Análisis Multivariado. Un Manual para Investigadores*. Madrid, España: Editorial Biblioteca Nueva.

Farfán, M. (2006). *Construcción, validez y confiabilidad de un instrumento para medir la satisfacción laboral en mujeres*. (Tesis para Doctor). Universidad Iberoamericana, México D.F., México.

Fornell, C., Larcker, D. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research, 18(1),* 39-50.

Gamboa, E. (2010). Satisfacción laboral: Descripción teórica de sus determinantes. *Revista PsicologiaCientifica.com*, *12(16)*. Recuperado de: http://www.psicologiacientifica.com/satisfaccion-laboral -descripcion-teorica-de-sus-determinantes

Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., Black, W. (1999). *Análisis Multivariante.* 5ta ed. Traducido por Prentice, E. y Cano, D. Madrid: Prentice Hall Iberia.

Hair, J., Anderson, R., Black, W., Babin, B. (2014). *Multivariate Data Analysis.* 7ma ed. Londres: Pearson New International Edition.

Hernández, R., Fernández, C., Baptista, P. (2006). *Metodología de la Investigación*.4ta ed. México: McGraw-Hill.

Jöreskog, K., Golberger, A. (1972). Factor Analysis by Generalized Least Squares*. Psychometrika, 37*(3)*,* 243-244.

Jöreskog, K., Sörbom, D. (2002). *LISREL8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language*. EEUU: Scientific Software International Inc.

Jöreskog, K., Olsson, U., Wallentin, F. (2016). *Multivariate Analysis with Lisrel.* Suiza: Springer.

Kerlinger, F., Lee, H. (2002) *Investigación del Comportamiento.* 4ta ed. México: Mc Graw Hill.

Lévy J., Varela J., Losada, F. (2006): *Modelización con Estructuras de Covarianza en Ciencias Sociales. Temas Esenciales, Avanzados y Aportaciones Especiales*. España: Netbiblio.

Locke, E. (1976) The nature and causes of job satisfaction, in Dunnette MD, editor. *Handbook of industrial and organizational psychology.* 1ra ed. Chicago: Rand - Mc Nally College, 1297-1349.

Long, J. (1983). *Confirmatory Factor Analysis: A Preface to Lisrel*. Iowa: Sage Publications Inc.

Lord, F., Novick, M. (2008) *Statistical Theories of Mental Test Scores*. Contribution by Birnbaum, A. EEUU: Addison – Wesley.

Lukas, J., Etxeberria, J., Galarreta, X., Lizasoain, L. (2017). Construcción y validación de la escala de satisfacción laboral (ESL) en centros especiales de empleo. *Siglo Cero, 47*(4), 57-72. doi: http://dx.doi.org/10.14201/scero20164745772

Manso, J. (2002). El Legado de Frederick Irving Herzberg. *Revista Universidad EAFIT*, *128(4)*, 79-86.

Maxim, P. (2002). *Métodos cuantitativos aplicados a las ciencias sociales* (1era reimpresión de la 1era ed. en español; E. Pineda, Trad.). México: Oxford University Press Inc. (Trabajo original, 1era ed. publicado en 1999).

Messick, S. (1989). *Validity*. In R. Linn (Ed.), Educational measurement (3rd ed.). New York: Macmillan.

Morales, V., Hernández, A., Blanco, A. (2005). Evaluación de la Calidad en los programas de actividad física. *Psicothema, 17*(2), 311-317.

Mueller, R. (2005). *Basic Principles of Structural Equation Modeling. An Introduction to Lisrel and EQS.* EEUU: Springer.

Pardee, R. (1990). Motivation Theories of Maslow, Herzberg, McGregor & McClelland. A Literature Review of Selected TheoriesDealing with Job Satisfaction and Motivation. *Educational Resources Information Center.* Ed 316767.

Pérez, J., Fidalgo, M. (2013). NTP 394: Satisfacción Laboral: Escala general de Satisfacción. *Centro Nacional de Condiciones de Trabajo.* España

Pérez, I., Guillén, F., Brugos, A., Aguinaga, I., Fernández, C. (2012). Validación de un cuestionario de mejora de la satisfacción laboral (CMSL) en profesionales de atención primaria. *An. Sist. Sanit. Navar. 35(3)*, 413-423.

Peterson, R. (1994). A Meta-Analysis of Cronbach's Coefficient Alpha. *Journal of Consumer Research, 21(2)*, 381-391.

Rodríguez, J., Ortiz, J., Vera, G., Soto, J., Delgado, J. (2016). *Satisfacción y Rotación Laboral en Personal de Empresas Mineras de Arequipa y Cusco.* (Tesis para Magister). Pontificia Universidad Católica Del Perú, Lima, Perú.

Rodríguez, M. (2000). *Modelos Socio-Demográficos.* (Tesis Doctoral). Universidad de Alicante, Alicante, España. Recuperado de https://rua.ua.es/dspace/bitstream/10045/3925/1/Rodriguez-Jaume-M-Jose-t-1.pdf

Santa, C. (2018) Efectos en la estimación de modelos de estructuras de covarianza con variables dicotomizadas en diferentes puntos de corte. (Tesis para Magister). Universidad Nacional de Colombia, Medellin, Colombia.

Santisteban, C. (2009). Principios de Psicometría (1era ed.). España: Sintesis.

UNTREF (2011). *Fundamentos de Estrategia Organizacional: 10 Teoría de la Motivación - Higiene*. Buenos Aires: Universidad Nacional de Tres de Febrero Virtual. Traducido de Herzberg, F. (1954) *Work of the Nature of Man*. Cleveland: The World of Publishing Company, pp. 71-91.

Uriel, E., Aldás, J. (2005). Análisis Multivariante Aplicado (1era ed.). España: Thomson/Paraninfo.

Veliz, C.(2016). *Análisis Multivariante. Métodos estadísticos multivariantes para la investigación.* Mexico: Cengage.

Vila, N., Küster, I., Aldas, J. (2000). *Desarrollo y validación de escalas de medida en Marketing.* España: Departamento de Comercialización e Investigación de Mercados, Universitat de Valencia.

ANEXOS

ANEXO 1: Inventario de Satisfacción Laboral

A continuación, se presenta un conjunto de reactivos que tratan sobre diversos aspectos de la profesión docente. Indíquenos si se encuentra satisfecho o no de los siguientes aspectos de su trabajo actual, para ello debe utilizar la siguiente escala para indicar sus opiniones:

Estoy extremadamente insatisfecho	*1*
Estoy insatisfecho	*2*
Estoy ligeramente insatisfecho	*3*
No estoy seguro	*4*
Estoy ligeramente satisfecho	*5*
Estoy satisfecho	*6*
Estoy extremadamente satisfecho	*7*

Recuerde que no hay respuesta correcta o incorrecta. Trate de presentar la respuesta que le resulte natural, contestando rápidamente a todas las preguntas.

		1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**
1.	El entorno laboral físico.	1	2	3	4	5	6	7
2.	La libertad para elegir el método de trabajo.	1	2	3	4	5	6	7
3.	Mis colegas	1	2	3	4	5	6	7
4.	El reconocimiento que obtengo por mi trabajo.	1	2	3	4	5	6	7
5.	Mi jefe inmediato superior	1	2	3	4	5	6	7
6.	La cantidad de responsabilidad que se me asigna.	1	2	3	4	5	6	7
7.	El sueldo.	1	2	3	4	5	6	7
8.	La oportunidad de usar mis habilidades.	1	2	3	4	5	6	7
9.	Las relaciones laborales entre dirección y el personal en la institución.	1	2	3	4	5	6	7
10.	Las oportunidades de ascender.	1	2	3	4	5	6	7
11.	La forma en que se conduce el centro.	1	2	3	4	5	6	7
12.	La atención prestada a mis sugerencias.	1	2	3	4	5	6	7
13.	Mis horarios de trabajo.	1	2	3	4	5	6	7
14.	La diversidad de mi trabajo.	1	2	3	4	5	6	7
15.	Mi seguridad laboral.	1	2	3	4	5	6	7

Satisfacción Extrínseca (*higiénicos*)	1) Entorno laboral físico 3) Colegas 5) Jefe inmediato 7) El sueldo 9) Relación con la dirección 11) Conducción del centro 13) Horarios de trabajo 15) Seguridad laboral

Satisfacción Intrínseca (*motivacionales*)	2) Método de trabajo 4) Reconocimiento 6) La carga laboral 8) Habilidades 10) Ascenso 12) La atención a sugerencias 14) Diversidad de trabajo.

ANEXO 2: Matriz de Consistencia

PROBLEMA	OBJETIVOS	HIPÓTESIS	METODOLOGÍA
PROBLEMA GENERAL ¿El cuestionario de Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall es válido según su estructura interna y fiable para medir la satisfacción en docentes de educación superior en el Perú?	**OBJETIVO GENERAL** Evaluar la validez según la estructura interna y la fiabilidad del cuestionario de "Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall" para docentes de educación superior mediante el Análisis Factorial Confirmatorio.	**HIPÓTESIS GENERAL** El cuestionario de "Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall" para docentes de educación superior es válido según su estructura interna y fiable, mediante el Análisis Factorial Confirmatorio.	**TIPO Y DISEÑO: No experimental** (observacional) y transversal. **NIVEL: Correlacional** **POBLACIÓN:** La plana docente de la corporación de educación superior del Perú. **MUESTRA:** Conformada por 242 docentes seleccionados de manera aleatoria a partir del proceso de muestreo aleatorio simple considerando un nivel de significación de 0,01. **Unidad de Análisis:** Un docente que forma parte de la plana docente de la corporación de educación superior del Perú.

PROBLEMAS ESPECÍFICOS	OBJETIVOS ESPECÍFICOS	HIPÓTESIS ESPECÍFICAS	INSTRUMENTO DE RECOLECCIÓN DE DATOS
▪ ¿El cuestionario de satisfacción laboral de Warr, Cox y Wall tendrá validez según su estructura interna para docentes de educación superior?	▪ Evaluar la validez según su estructura interna del cuestionario de "Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall" para docentes de educación superior mediante el Análisis Factorial Confirmatorio.	▪ El cuestionario de "Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall" para docentes de educación superior es válido en su estructura interna.	**Técnica:** Encuesta **Instrumento:** ESCALA DE SATISFACCIÓN LABORAL DE WARR, COX Y WALL **Técnicas e índices estadísticos:** ▪ Análisis Factorial Confirmatorio. ▪ **DIAGRAMAS** Path diagrama ▪ Índices de ajuste absoluto. ▪ Índices de ajuste incremental, ▪ Índices de ajuste de parsimonia ▪ Alpha de cronbach.
▪ ¿El cuestionario de Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall para docentes de educación superior tendrá un adecuado grado de fiabilidad?	▪ Evaluar el grado de fiabilidad del cuestionario de "Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall" para docentes de educación superior.	▪ El cuestionario de "Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall" para docentes de educación superior es fiable.	

ANEXO 3: Operacionalización de variables

VARIABLES	DIMENSIONES	INDICADORES	CATEGORÍA
Satisfacción general **Según Locke (1976)** La satisfacción laboral es "el *estado emocional positivo o placentero de la percepción subjetiva de las experiencias laborales del sujeto*".	**Satisfacción Extrínseca** Esta se refiere a como la persona se siente con respecto a su entorno laboral y las personas involucradas en el mismo. **Satisfacción Intrínseca** Esta se refiere como la persona se siente con respecto a la carga laboral o los reconocimientos que recibe entre otros según lo mencionado.	Entorno laboral físico Colegas Jefe inmediato El sueldo Relación con la dirección Conducción del centro Horarios de trabajo. Seguridad laboral Método de trabajo. Reconocimiento. La carga laboral. Habilidades. Ascenso. La atención a sugerencias. Diversidad de trabajo.	Cada una de las variables mencionadas anteriormente para medir la satisfacción serán operacionalizadas a través de la escala de Lickert en 7 niveles según lo tratado por los autores originales de la escala de satisfacción. 1: Estoy extremadamente insatisfecho 2: Estoy insatisfecho 3: Estoy ligeramente insatisfecho 4: No estoy seguro 5: Estoy ligeramente satisfecho 6: Estoy satisfecho 7: Estoy extremadamente satisfecho

ANEXO 4: Prueba de Hipótesis de la Evaluación del Modelo de medida de la escala de satisfacción, estimado bajo el método de máxima verosimilitud

Hipótesis:

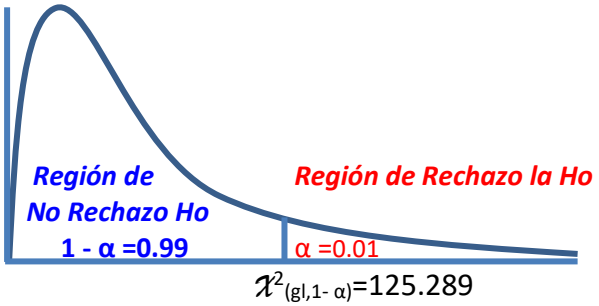
$$H_0: S = \Sigma(\theta)$$
$$H_1: S \neq \Sigma(\theta)$$

Nivel de significación: α = 0.01(1%)

Estadístico de prueba:

$$\chi_c^2 = (n-1)F_{ML}$$=231.562

Regla de decisión:



P valor =0.000 < =0.01, o $\chi_c^2 = 231.562 > \chi^2_{91,0.99} = 125.289$

Decisión: *Se rechaza la hipótesis nula (H_0)*

Conclusión: Con un nivel de significación del 1%, se rechaza la hipótesis nula, es decir la matriz de varianzas y covarianzas estimada (reproducida) es diferente a la matriz de varianza y covarianza muestral.

ANEXO 5: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores M con la matriz de correlación Pearson según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	Método de estimación				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	218.785 (89; 0.000)	188.192 (89;0.000)	537.071*	250.301*	299.538*
	GFI		0.896	0.945	0.943	0.860
	RMSR (RMR)		0.178	0.136	0.137	0.279
	RMSEA	0.078	0.068			0.099
	NCP	129.785	99.192			210.538
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.860	0.926	0.923	0.812
	RGFI					
	NFI	0.797	0.299	0.904	0.902	0.494
	CFI	0.866	0.393			0.567
	IFI	0.869	0.447			0.581
	RFI	0.760	0.173	0.886	0.884	0.403
	TLI = NNFI	0.842	0.283			0.490
	MFI					
Parsimonia	AIC	310.785	250.192			361.538
	CAIC	---	389.349			500.695
	PGFI		0.664	0.701	0.699	0.638
	BCC	317.327	254.601			365.947
	BIC	---	358.349			469.695

ANEXO 6: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores M con la matriz de correlación Spearman según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	Método de estimación				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	197.389 (89; 0.000)	175.417 (89; 0.000)	495.592*	233.886*	299.538*
	GFI		0.903	0.949	0.946	0.860
	RMSR (RMR)		0.169	0.131	0.131	0.279
	RMSEA	0.071	0.063			0.099
	NCP	108.389	86.417			210.538
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.869	0.931	0.927	0.812
	RGFI					
	NFI	0.813	0.304	0.910	0.907	0.494
	CFI	0.886	0.412			0.567
	IFI	0.888	0.470			0.581
	RFI	0.779	0.178	0.894	0.891	0.403
	TLI = NNFI	0.865	0.306			0.490
	MFI					
Parsimonia	AIC	289.389	237.417			361.538
	CAIC	---	376.574			500.695
	PGFI		0.670	0.704	0.702	0.638
	BCC	295.931	241.826			365.947
	BIC	---	345.574			469.695

ANEXO 7: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores M con la matriz de correlación Policórico según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	Método de estimación				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	311.005 (89; 0.000)	247.603 (89; 0.000)	485.913	226.065*	299.538*
	GFI		0.863	0.960	0.959	0.860
	RMSR (RMR)		0.180	0.130	0.130	0.279
	RMSEA	0.102	0.086			0.099
	NCP	222.005	158.603			210.538
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.815	0.947	0.945	0.812
	RGFI					
	NFI	0.794	0.322	0.940	0.940	0.494
	CFI	0.842	0.390			0.567
	IFI	0.843	0.425			0.581
	RFI	0.756	0.200	0.929	0.929	0.403
	TLI = NNFI	0.813	0.280			0.490
	MFI					
Parsimonia	AIC	403.005	309.603			361.538
	CAIC	---	448.760			500.695
	PGFI		0.640	0.712	0.711	0.638
	BCC	409.547	314.012			365.947
	BIC	---	417.760			469.695

ANEXO 8: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores M con la matriz de correlación Tau b de Kendall según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	**Índices**	***Método de estimación***				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	150.525 (89;0.000)	143.098 (89;0.000)	464.557*	218.180*	299.538*
	GFI		0.921	0.945	0.942	0.860
	RMSR (RMR)		0.159	0.127	0.127	0.279
	RMSEA	0.054	0.050			0.099
	NCP	61.525	54.098			210.538
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.893	0.925	0.921	0.812
	RGFI					
	NFI	0.819	0.288	0.889	0.887	0.494
	CFI	0.915	0.436			0.567
	IFI	0.917	0.517			0.581
	RFI	0.786	0.160	0.869	0.867	0.403
	TLI = NNFI	0.900	0.335			0.490
	MFI					
Parsimonia	AIC	242.525	205.098			361.538
	CAIC	---	344.255			500.695
	PGFI		0.683	0.701	0.698	0.638
	BCC	249.067	209.507			365.947
	BIC	---	313.255			469.695

ANEXO 9: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores L con la matriz de correlación Pearson según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	Método de estimación				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	150.525 (89;0.000)	143.098 (89;0.000)	464.557*	218.180*	299.538*
	GFI		0.921	0.945	0.942	0.860
	RMSR (RMR)		0.159	0.127	0.127	0.279
	RMSEA	0.054	0.050			0.099
	NCP	61.525	54.098			210.538
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.893	0.925	0.921	0.812
	RGFI					
	NFI	0.819	0.288	0.889	0.887	0.494
	CFI	0.915	0.436			0.567
	IFI	0.917	0.517			0.581
	RFI	0.786	0.160	0.869	0.867	0.403
	TLI = NNFI	0.900	0.335			0.490
	MFI					
Parsimonia	AIC	242.525	205.098			361.538
	CAIC	---	344.255			500.695
	PGFI		0.683	0.701	0.698	0.638
	BCC	249.067	209.507			365.947
	BIC	---	313.255			469.695

ANEXO 10: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores L con la matriz de correlación Spearman según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	*Método de estimación*				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	177.034 (89;0.000)	149.597 (89; 0.000)	180.598*	81.464*	244.788*
	GFI		0.917	0.981	0.981	0.886
	RMSR (RMR)		0.103	0.079	0.080	0.168
	RMSEA	0.064	0.053			0.085
	NCP	88.034	60.597			155.788
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.888	0.975	0.975	0.846
	RGFI					
	NFI	0.832	0.406	0.967	0.968	0.586
	CFI	0.907	0.588			0.680
	IFI	0.909	0.628			0.690
	RFI	0.802	0.299	0.961	0.962	0.512
	TLI = NNFI	0.891	0.513			0.622
	MFI					
Parsimonia	AIC	269.034	211.597			306.788
	CAIC	---	350.754			445.945
	PGFI		0.680	0.728	0.728	0.657
	BCC	275.576	216.006			311.197
	BIC		319.754			414.945

ANEXO 11: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores L con la matriz de correlación Policórico según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	Método de estimación				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	307.694 (89; 0.000)	252.016 (89; 0.000)	249.844*	114.211*	244.788*
	GFI		0.861	0.980	0.979	0.886
	RMSR (RMR)		0.137	0.093	0.094	0.168
	RMSEA	0.101	0.087			0.085
	NCP	218.694	163.016			155.788
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.812	0.973	0.972	0.846
	RGFI					
	NFI	0.796	0.310	0.969	0.969	0.586
	CFI	0.844	0.373			0.680
	IFI	0.846	0.409			0.690
	RFI	0.759	0.186	0.963	0.964	0.512
	TLI = NNFI	0.816	0.260			0.622
	MFI					
Parsimonia	AIC	399.694	314.016			306.788
	CAIC	---	453.173			445.945
	PGFI		0.638	0.727	0.726	0.657
	BCC	406.236	318.425			311.197
	BIC	---	422.173			414.945

ANEXO 12: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores L con la matriz de correlación Tau b de Kendall según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	Método de estimación				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	122.628 (89; 0.000)	106.095 (89;0.104)	141.530*	64.370*	244.788*
	GFI		0.941	0.983	0.983	0.886
	RMSR (RMR)		0.086	0.070	0.070	0.168
	RMSEA	0.040	0.028			0.085
	NCP	33.628	17.095			155.788
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.921	0.977	0.977	0.846
	RGFI					
	NFI	0.852	0.472	0.966	0.967	0.586
	CFI	0.954	0.822			0.680
	IFI	0.955	0.847			0.690
	RFI	0.826	0.377	0.960	0.961	0.512
	TLI = NNFI	0.945	0.790			0.622
	MFI					
Parsimonia	AIC	214.628	168.095			306.788
	CAIC	---	307.252			445.945
	PGFI		0.698	0.729	0.729	0.657
	BCC	221.171	172.504			311.197
	BIC	---	276.252			414.945

ANEXO 13: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores IM con la matriz de correlación Pearson según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	*Método de estimación*				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	186.774 (87; 0.000)	160.740 (87; 0.000)	183.082*	88.418*	241.512*
	GFI		0.911	0.981	0.980	0.887
	RMSR (RMR)		0.106	0.080	0.080	0.163
	RMSEA	0.069	0.059			0.086
	NCP	99.774	73.740			154.512
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.877	0.974	0.972	0.845
	RGFI					
	NFI	0.826	0.401	0.967	0.965	0.592
	CFI	0.897	0.548			0.683
	IFI	0.899	0.593			0.694
	RFI	0.791	0.277	0.960	0.958	0.507
	TLI = NNFI	0.876	0.455			0.617
	MFI					
Parsimonia	AIC	282.774	226.740			307.512
	CAIC	---	374.875			455.647
	PGFI		0.661	0.711	0.710	0.643
	BCC	289.601	231.433			312.205
	BIC	---	341.875			422.647

ANEXO 14: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores IM con la matriz de correlación Spearman según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	*Método de estimación*				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	162.153 (87; 0.000)	140.029 (87; 0.000)	158.932*	74.542*	241.512*
	GFI		0.923	0.984	0.983	0.887
	RMSR (RMR)		0.097	0.074	0.075	0.163
	RMSEA	0.060	0.050			0.086
	NCP	75.153	53.029			154.512
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.893	0.977	0.976	0.845
	RGFI					
	NFI	0.846	0.444	0.971	0.970	0.592
	CFI	0.921	0.639			0.683
	IFI	0.922	0.678			0.694
	RFI	0.814	0.329	0.965	0.964	0.507
	TLI = NNFI	0.904	0.564			0.617
	MFI					
Parsimonia	AIC	258.153	206.029			307.512
	CAIC	---	354.163			455.647
	PGFI		0.669	0.713	0.713	0.643
	BCC	264.980	210.722			312.205
	BIC	---	321.163			422.647

ANEXO 15: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores IM con la matriz de correlación Policórico según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	Método de estimación				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	288.415 (87; 0.000)	240.072 (87;0.000)	227.385*	107.075*	241.512*
	GFI	0.865	0.867	0.981	0.981	0.887
	RMSR (RMR)	0.089	0.132	0.089	0.089	0.163
	RMSEA	0.098	0.085			0.086
	NCP	201.415	153.072			154.512
	SNCP					
Incremental	AGFI	0.814	0.817	0.974	0.973	0.845
	RGFI					
	NFI	0.809	0.342	0.972	0.971	0.592
	CFI	0.856	0.411			0.683
	IFI	0.858	0.449			0.694
	RFI	0.769	0.206	0.966	0.965	0.507
	TLI = NNFI	0.827	0.290			0.617
	MFI					
Parsimonia	AIC	384.415	306.072			307.512
	CAIC	502.550	454.207			455.647
	PGFI	0.627	0.629	0.712	0.711	0.643
	BCC	391.241	310.766			312.205
	BIC	469.550	421.207			422.647

ANEXO 16: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de dos factores IM con la matriz de correlación Tau b de Kendall según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	*Método de estimación*				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	112.556 (87; 0.034)	99.182 (87; 0.175)	124.801*	59.024*	241.512*
	GFI		0.945	0.985	0.984	0.887
	RMSR (RMR)		0.080	0.066	0.066	0.163
	RMSEA	0.035	0.024			0.086
	NCP	25.556	12.182			154.512
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.924	0.979	0.978	0.845
	RGFI					
	NFI	0.864	0.506	0.970	0.969	0.592
	CFI	0.965	0.873			0.683
	IFI	0.966	0.893			0.694
	RFI	0.836	0.404	0.964	0.963	0.507
	TLI = NNFI	0.957	0.847			0.617
	MFI					
Parsimonia	AIC	208.556	165.182			307.512
	CAIC	---	313.317			455.647
	PGFI		0.685	0.714	0.714	0.643
	BCC	215.383	169.875			312.205
	BIC	---	280.317			422.647

ANEXO 17: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de un factor con la matriz de correlación Pearson según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	**Índices**	***Método de estimación***				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	211.602 (91; 0.000)	181.110 (91; 0.000)	364.882*	147.814*	271.065*
	GFI		0.900	0.963	0.966	0.875
	RMSR (RMR)		0.140	0.112	0.113	0.194
	RMSEA	0.074	0.064	---	---	0.091
	NCP	120.602	0.000	---	---	180.065
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.868	0.951	0.955	0.835
	RGFI					
	NFI	0.803	0.325	0.935	0.942	0.546
	CFI	0.876	0.448	---	---	0.634
	IFI	0.878	0.492	---	---	0.644
	RFI	0.773	0.221	0.925	0.933	0.476
	TLI = NNFI	0.857	0.363	---	---	0.577
	MFI					
Parsimonia	AIC	299.602	239.110	---	---	329.065
	CAIC	---	369.289	---	---	459.244
	PGFI		0.682	0.730	0.733	0.663
	BCC	305.860	243.234	---	---	333.189
	BIC	---	340.289	---	---	430.244

ANEXO 18: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de un factor con la matriz de correlación Spearman según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	**Índices**	***Método de estimación***				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	190.392 (91; 0.000)	163.268 (91; 0.000)	308.370*	124.833*	271.065/(91) 0.000
	GFI		0.910	0.969	0.971	0.875
	RMSR (RMR)		0.130	0.103	0.104	0.194
	RMSEA	0.067	0.057	---	---	0.091
	NCP	99.392	72.268	---	---	180.065
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.881	0.959	0.962	0.835
	RGFI					
	NFI	0.819	0.352	0.945	0.951	0.546
	CFI	0.895	0.508	---	---	0.634
	IFI	0.897	0.551	---	---	0.644
	RFI	0.792	0.252	0.936	0.943	0.476
	TLI = NNFI	0.879	0.432	---	---	0.577
	MFI					
Parsimonia	AIC	278.392	221.268	---	---	329.065
	CAIC	---	351.447	---	---	459.244
	PGFI		0.690	0.734	0.736	0.663
	BCC	284.650	225.392	---	---	333.189
	BIC	---	322.447	---	---	430.244

ANEXO 19: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de un factor con la matriz de correlación Policórico según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	**Índices**	***Método de estimación***				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	320.970 (91; 0.000)	264.983 (91; 0.000)	362.256*	149.530*	271.065/(91) 0.000
	GFI		0.853	0.971	0.973	0.875
	RMSR (RMR)		0.152	0.112	0.112	0.194
	RMSEA	0.102	0.089	---	---	0.091
	NCP	229.970	173.983	---	---	180.065
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.807	0.961	0.964	0.835
	RGFI					
	NFI	0.787	0.274	0.955	0.960	0.546
	CFI	0.836	0.331	---	---	0.634
	IFI	0.838	0.365	---	---	0.644
	RFI	0.754	0.162	0.949	0.954	0.476
	TLI = NNFI	0.811	0.228	---	---	0.577
	MFI					
Parsimonia	AIC	408.970	322.983	---	---	329.065
	CAIC	---	453.163	---	---	459.244
	PGFI		0.647	0.736	0.738	0.663
	BCC	415.228	327.108	---	---	333.189
	BIC	---	424.163	---	---	430.244

ANEXO 20: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo de un factor con la matriz de correlación Tau b de Kendall según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	**Índices**	***Método de estimación***				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	137.625 (91; 0.000)	121.693 (91; 0.000)	290.236*	115.977*	271.065/(91) 0.000
	GFI		0.933	0.966	0.969	0.875
	RMSR (RMR)		0.120	0.100	0.100	0.194
	RMSEA	0.046	0.037	---	---	0.091
	NCP	46.625	30.693	---	---	180.065
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.911	0.955	0.959	0.835
	RGFI					
	NFI	0.834	0.394	0.931	0.940	0.546
	CFI	0.936	0.680	---	---	0.634
	IFI	0.937	0.721	---	---	0.644
	RFI	0.809	0.301	0.921	0.931	0.476
	TLI = NNFI	0.926	0.631	---	---	0.577
	MFI					
Parsimonia	AIC	225.625	179.693	---	---	329.065
	CAIC	---	309.873	---	---	459.244
	PGFI		0.707	0.732	0.735	0.663
	BCC	231.882	183.818	---	---	333.189
	BIC	---	280.873	---	---	430.244

ANEXO 21: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo unifactorial IM con la matriz de correlación Pearson según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	Método de estimación				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	195.702 (89;0.000)	168.986 (89; 0.000)	198.810*	92.105*	251.812*
	GFI		0.907	0.980	0.979	0.883
	RMSR (RMR)		0.110	0.083	0.083	0.173
	RMSEA	0.071	0.061			0.087
	NCP	106.702	79.986			162.812
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.874	0.973	0.972	0.843
	RGFI					
	NFI	0.818	0.370	0.965	0.964	0.578
	CFI	0.890	0.510			0.669
	IFI	0.892	0.554			0.679
	RFI	0.786	0.257	0.958	0.957	0.502
	TLI = NNFI	0.870	0.422			0.609
	MFI					
Parsimonia	AIC	287.702	230.986			313.812
	CAIC	---	370.143			452.970
	PGFI		0.672	0.727	0.726	0.655
	BCC	294.244	235.395			318.221
	BIC	---	339.143			421.970

ANEXO 22: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo unifactorial IM con la matriz de correlación Spearman según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	Método de estimación				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	174.018 (89; 0.000)	151.153 (89;0.000)	177.802*	79.864*	251.812*
	GFI		0.916	0.982	0.982	0.883
	RMSR (RMR)		0.103	0.078	0.079	0.173
	RMSEA	0.063	0.054			0.087
	NCP	85.018	62.153			162.812
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.887	0.976	0.975	0.843
	RGFI					
	NFI	0.835	0.400	0.968	0.968	0.578
	CFI	0.910	0.577			0.669
	IFI	0.912	0.618			0.679
	RFI	0.805	0.292	0.962	0.963	0.502
	TLI = NNFI	0.894	0.501			0.609
	MFI					
Parsimonia	AIC	266.018	213.153			313.812
	CAIC	---	352.310			452.970
	PGFI		0.680	0.728	0.728	0.655
	BCC	272.560	217.562			318.221
	BIC	---	321.310			421.970

ANEXO 23: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo unifactorial IM con la matriz de correlación Policórico según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	Método de estimación				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	307.689 (89;0.000)	257.846 (89; 0.000)	252.358*	113.793*	251.812*
	GFI	0.858	0.857	0.980	0.980	0.883
	RMSR (RMR)	0.094	0.136	0.093	0.094	0.173
	RMSEA	0.101	0.089			0.087
	NCP	218.689	168.846			162.812
	SNCP					
Incremental	AGFI	0.808	0.808	0.972	0.972	0.843
	RGFI					
	NFI	0.796	0.294	0.969	0.970	0.578
	CFI	0.844	0.351			0.669
	IFI	0.846	0.388			0.679
	RFI	0.759	0.167	0.963	0.964	0.502
	TLI = NNFI	0.816	0.234			0.609
	MFI					
Parsimonia	AIC	399.689	319.846			313.812
	CAIC	508.846	459.003			452.970
	PGFI	0.636	0.636	0.727	0.726	0.655
	BCC	406.231	324.255			318.221
	BIC	477.846	428.003			421.970

ANEXO 24: Índices de Bondad de Ajuste a partir del modelo unifactorial IM con la matriz de correlación Tau b de Kendall según el método de estimación.

Medidas de Bondad de Ajuste	Índices	Método de estimación				
		Máxima Verosimilitud *(Maximum Likelihood)*	**Mínimo Cuadrado Generalizado** *(Generalized Least Square)*	**Mínimo Cuadrado No Ponderado** *(Unweighted Least Square)*	**Mínimo Cuadrado de Libre Escala** *(Scale-Free Least Square)*	**Libre Distribución Asintótica** *(Asymptotically distribution-free)*
Absoluto	Chi Cuadrado (gl; p valor)	120.567 (89; 0.015)	106.569 (89;0.099)	139.468*	63.185*	251.812*
	GFI		0.941	0.984	0.983	0.883
	RMSR (RMR)		0.085	0.069	0.070	0.173
	RMSEA	0.038	0.029			0.087
	NCP	31.567	17.569			162.812
	SNCP					
Incremental	AGFI		0.921	0.978	0.977	0.843
	RGFI					
	NFI	0.855	0.470	0.967	0.967	0.578
	CFI	0.956	0.817			0.669
	IFI	0.957	0.843			0.679
	RFI	0.829	0.374	0.961	0.961	0.502
	TLI = NNFI	0.949	0.784			0.609
	MFI					
Parsimonia	AIC	212.567	168.569			313.812
	CAIC	---	307.726			452.970
	PGFI		0.698	0.729	0.729	0.655
	BCC	219.110	172.978			318.221
	BIC	---	276.726			421.970