

Aplicación del análisis factorial exploratorio en la escala de satisfacción de los usuarios. Caso de estudio para una organización no gubernamental

Application of exploratory factor analysis in the scale of user satisfaction. Case study for a nongovernmental organization

Juan Carlos HERRERA Vega [1](#); Bruno DE JESÚS RAHMER [2](#)

Recibido: 02/03/2018 • Aprobado: 18/04/2018

Contenido

- [1. Introducción](#)
- [2. Metodología](#)
- [3. Resultados](#)
- [4. Conclusiones](#)

[Referencias bibliográficas](#)

RESUMEN:

El objetivo de este trabajo investigativo es presentar la aplicación del análisis factorial exploratorio, en procura de comprender las relaciones existentes entre las dimensiones de calidad del servicio prestado en una organización no gubernamental (O.N.G) y la imagen percibida por sus usuarios. Los resultados arrojados al aplicar esta técnica, proveyeron una comprensión depurada de la naturaleza de las variables primitivas, agrupadas finalmente en dimensiones valorativas más globales, y posibilitando la elucidación de determinadas propiedades del servicio vislumbradas como relevantes.

Palabras-Clave: Análisis factorial, satisfacción de usuarios, organizaciones no gubernamentales

ABSTRACT:

The goal of this research work is to present the application of exploratory factor analysis, in order to understand the existing relationships between the quality dimensions of the service provided in a non-governmental organization (O.N.G) and the image perceived by its users. The results obtained by applying this technique, provided a refined understanding of the nature of the primitive variables, finally grouped into more global evaluative dimensions, and enabling the elucidation of certain properties of the service envisaged as relevant

Keywords: Factor analysis, user satisfaction, non-governmental organization

1. Introducción

En la contemporaneidad, las nociones relativas al constructo de satisfacción y el valor percibido por los usuarios han cobrado especial relevancia en el seno de unidades organizaciones de carácter no lucrativo (Quispe Fernández y Ayaviri Nina, 2016, p.), y en

consecuencia, dándose apertura a un campo de estudio expedito para la utilización discrecional y no arbitraria de bases metodológicas y técnicas direccionadas a la caracterización de las respuestas afectivas de aquellos frente a los servicios y bienes tangibles que usufructúan, sus expectativas de continuidad y los juicios e impresiones emitidas en torno a la aptitud de las tareas ejecutoriadas por la organización para satisfacer sus necesidades manifiestas. En este sentido, conviene esclarecer la naturaleza de tales aspectos, a la luz de los paradigmas emergentes de consumo y los rasgos conductuales característicos de los agentes sociales que se hallan en condiciones de vulnerabilidad por causa de la exposición a ciertas contingencias económicas desfavorables y así obtener una aproximación integral a tales dimensiones, integradas en la representación mental de los sujetos y que naturalmente condicionan los esquemas operacionales de aquellas entidades, cuya finalidad ulterior es la aportación a causas sociales relevantes y el reforzamiento del bienestar colectivo. Bajo esta premisa, se afirma, sin temor a equívoco, que es una faena de acentuada importancia para las organizaciones no gubernamentales, caracterizar la dinámica de satisfacción de los usuarios y analizar la evolución de la percepción de calidad en aquellos sujetos que asiduamente, demandan los servicios ofertados, así como también, apuntalar hacia la convergencia de los procesos internos en miras del fortalecimiento de la simbiosis entidad-beneficiario. Para ello, deben identificarse las conductas concretas que adopta el usuario para someter a escrutinio, la calidad del servicio prestado y de esta forma, definir los elementos de satisfacción que le incentivan a permanecer en su condición de beneficiarios. Ahora bien, esta es una labor sumamente compleja debido a la heterogeneidad, intangibilidad y multidimensionalidad de la experiencia de consumo en este contexto (Páramo Morales , 2016), razón por la cual, la fijación a priori de un modelo de operacionalización no abstraído de la realidad, que integre variables incidentes relevantes, debe estar precedido por un proceso de incorporación de métricas e indicadores de satisfacción, susceptibles a análisis y capaces de develar una panorámica verosímil sobre las percepciones subjetivas del usuario en torno a los servicios y/o bienes tangibles suministrados por la organización. Subsecuentemente deberán definirse y luego validarse, los instrumentos utilizados para analizar el constructo teórico objeto de investigación.

En concordancia con lo expuesto anteriormente, se propone la aplicación de una técnica estadística multivariante interdependiente denominada "análisis factorial exploratorio", capaz de proporcionar un modelo de análisis cualificado para el estudio y validación empírica de la estructura de constructos teóricos como el traído a colación el caso de estudio presente, mediante el develamiento de factores latentes no observables en series de datos, su clasificación y por supuesto, la detección de interrelaciones existentes. Otro de los propósitos inherentes a la investigación es obtener predictores de satisfacción de los usuarios que posean alta significancia estadística, es decir, aquellos atributos que tienen una influencia trascendental sobre la imagen global proyectada por quienes son beneficiarios directos. Las dimensiones compuestas halladas, mediante la aplicación de la metodología propuesta, no podrán ser, bajo ninguna circunstancia distantes de la realidad, pues además de cumplir con el propósito de reducción de dimensionalidad, deben poseer una significación práctica patentemente reconocible y amplio poder explicativo. Como consecuencia de ello, la organización desplegará un cúmulo de estrategias direccionadas a añadir valor a los servicios y/o bienes tangibles suministrados, capitalizar su gestión y aunar esfuerzos sustantivos en función de ciertos criterios de focalización, (Torres y Eugenia, 2013), a saber: uno de tipo de estadístico, en el que se agrupan o seleccionan los individuos de la población objetivo, un criterio valorativo, que define según el estricto orden de prelación establecido las formas de abordaje y el despliegue de ciertos mecanismos específicos para la atención de este segmento, y finalmente, un criterio analítico que determina de dimensiones con mayor ponderación en las circunstancias de los sujetos y las acciones rectoras a seguir para revertirlas en un horizonte temporal próximo y con una amplia probabilidad de éxito. Los lineamientos trazados para el diseño de planes de acción concretos con base en las dimensiones compuestas halladas y no a partir de variables individuales supone una ventaja sustancial en términos de tiempo, asignación de recursos y esfuerzos.

2. Metodología

El estudio propuesto es de tipo no experimental, en tanto que no existe una manipulación deliberada de las variables sometidas a estudio, por el contrario, la naturaleza del mismo es inminentemente exploratoria y de corte transversal. En correspondencia con los fines establecidos en esta investigación, el instrumento de medición utilizado fue la encuesta, herramienta estructurada y confiable para la recopilación de datos, consistente en una serie de preguntas normalizadas que van dirigidas a una muestra representativa de la población total, con el objeto de documentar las actitudes del usuario y así conocer ciertas propiedades del constructo teórico sometido a estudio. Los ítems a evaluar fueron delimitados y ordenados en conformidad con la naturaleza de la investigación, paliando así, la posibilidad de generar de información sesgada y ambigua. La muestra se adquirió de forma simple, de manera que la totalidad de los sujetos pertenecientes al universo tienen una probabilidad constante y conocida de ser elegidos y siguiendo el criterio habitual de escoger una cantidad de individuos al menos diez veces mayor que el número de ítems consignados (Pando Moreno, Varillas, Aranda Beltrán, y Elizalde Núñez, 2016). Se afirma, por tanto, que los resultados arrojados son representativos y las conclusiones que se deriven, bien pueden ser extrapoladas al universo. Las encuestas fueron aplicadas a los padres y madres de familias vinculados a un Hogar Infantil Comunitario. Se examinó la percepción de los mismos respecto a 12 atributos del servicio prestado que, para efectos de simplificación, se han codificado como F1 hasta F12 y fueron valorados en un umbral que oscila entre 10 y 100 puntos. Los factores evaluados se muestran en la Tabla 1:IC

Tabla 1
Factores evaluados en la satisfacción del usuario

NOMBRE DEL FACTOR	DESCRIPCIÓN	CODIFICACION
Promoción de bienestar	¿Se evidencian actividades para la promoción de bienestar, de seguridad y de buen trato de los niños y niñas?	F1
Acciones educativas	¿Cree usted que se han implementado acciones educativas con las familias o cuidadores, orientadas a promover formas de proceder adecuadas con respecto a la atención de las niñas y niños?	F2
Seguimiento a documentación legal	¿Se actúa bajo el principio de corresponsabilidad? La organización hace seguimiento a la documentación del beneficiario y orienta a los tutores y padres sobre la gestión con autoridades competentes en caso de que tal documentación no se encuentre actualizada o no exista	F3
Seguimiento nutricional	¿El equipo psicosocial colaborador utiliza los instrumentos adecuados para un seguimiento nutricional efectivo: detecta cambios en el estado nutricional de los niños y niñas, emite conceptos relacionados con el manejo y tratamiento, contribuyendo a la toma de decisiones?	F4
Estado de los espacios de consumo y preparación de alimentos	¿Las áreas del servicio de preparación, cocción y consumo de alimentos son asépticas, están delimitadas y dotadas de insumos necesarios para facilitar su desinfección y la puesta en práctica de actividades de higiene personal?	F5
Comunicación interinstitucional	¿Se informa sobre a las familias sobre las posibilidades de acceso a instituciones competentes para el manejo de situaciones de amenaza o de vulneración de los derechos de los niños?	F6
Diagnóstico socio-demográfico	¿El equipo psicosocial ha realizado de manera adecuada el reconocimiento de las condiciones de vida de su hijo?	F7

Diagnóstico de condiciones de salud	¿Se garantiza la atención periódica y sistemática de los niños y niñas, con el propósito de detectar oportunamente enfermedades, facilitar su diagnóstico y tratamiento, reducir la duración de las mismas, evitar secuelas, disminuir la incapacidad y prevenir la muerte?	F8
Entrega de alimentos	¿El beneficiario recibe una alimentación equilibrada y es apropiada para su estado de desarrollo?	F9
Estado de área de audiovisuales	¿Hay espacios destinados para la impartición de capacitaciones y ejecución de tareas de diversa índole con los padres de familia y estos se encuentran en buen estado?	F10
Estado de las aulas y espacios educativos	¿Los espacios educativos están organizados y están acondicionados de forma adecuada?	F11
Promoción de salud y nutrición	¿Se evidencian actividades para la promoción de salud y nutrición de los niños?	F12
Alfa de Cronbach 0,848		

La escala valorativa mostrada en la Tabla 1 integra algunos atributos del servicio prestado a sabiendas de que estos son aptos para ser evaluados. Cada uno de ellos se enmarca dentro de la política operacional y principios rectores de la gestión del Hogar Infantil Comunitario. Para el análisis de fiabilidad del instrumento diseñado se ha calculado el coeficiente de consistencia interna *Alfa de Cronbach* (Soler Cárdenas y Soler Pons, 2012), un recurso numérico capaz de cuantificar el grado de covariación entre los ítems establecidos (que no se hallan estandarizados), bajo el supuesto de que tales, guardan entre sí una alta correlación positiva, en tanto que miden características y propiedades de un constructo común (Cascaes da Silva, y otros, 2017). El valor computado en la tabla anterior se halla en el umbral de aceptabilidad propuesto en la literatura estadística, por ello, puede afirmarse que los ítems que se consignan en instrumento diseñado cumplen dos condiciones teóricas indisociables: miden en la misma dirección, y con relativa idoneidad, el nivel de satisfacción de los usuarios y son susceptibles a ser combinados aditivamente para obtención de "scores" globales. A pesar de que el coeficiente de Cronbach es utilizado ordinariamente, suele ser deficiente para proporcionar información acerca de la estabilidad de las puntuaciones en la progresión temporal.

A partir de los resultados obtenidos, se procedió a realizar un análisis factorial exploratorio con el objeto de sintetizar la información que está contenida en las variables primitivas e identificar dimensiones latentes en los datos. Al hilo de esta investigación comparece un paradigma de modelado ortodoxo que será desglosado a la posterioridad.

3. Resultados

3.1. Análisis de la matriz de correlaciones

Se pretende, en este apartado, identificar construcciones fundamentales dificultosamente perceptibles en el fenómeno de la satisfacción, a través de la ejecución de un análisis factorial exploratorio. Esta técnica proporciona una plataforma teórica y empírica para la creación de medidas compuestas que permiten retener la información original provista por las variables originales, bien sea a través de la incorporación de variables suplentes, factores o escalas aditivas. Se precisa mencionar que el proceso de selección de variables originales es una tarea crítica que no debe realizarse arbitrariamente, puesto que así, será

improbable obtener una aproximación conceptual idónea al constructo en análisis, suponiendo esto, la generación de resultados tergiversados y carentes de significancia estadística. Considérese entonces el modelo formulado en (1) como un valor teórico, es decir, una combinación lineal de factores comunes y de un factor único para cada variable.

$$\begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} l_{11} & l_{12} & \dots & l_{1j} \\ l_{21} & l_{22} & \dots & l_{2j} \\ \square & \vdots & \square & \square \\ l_{i1} & l_{i2} & \dots & l_{ij} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ F_3 \\ \vdots \\ F_p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ \vdots \\ e_q \end{bmatrix} \quad (1)$$

		F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10	F11	F12
Correlación	F1	1,00	,639	,713	,304	,255	,498	,512	,540	,293	,301	,168	,376
	F2	,639	1,00	,739	,303	,300	,581	,436	,473	,342	,190	,119	,415
	F3	,713	,739	1,00	,224	,202	,576	,354	,453	,232	,195	,091	,358
	F4	,304	,303	,224	1,00	,370	,321	,202	,330	,499	,300	,162	,426
	F5	,255	,300	,202	,370	1,00	,192	,320	,122	,274	,448	,351	,399
	F6	,498	,581	,576	,321	,192	1,00	,358	,183	,140	,259	,098	,248
	F7	,512	,436	,354	,202	,320	,358	1,00	,263	,199	,278	,187	,394
	F8	,540	,473	,453	,330	,122	,183	,263	1,00	,251	,065	,100	,325
	F9	,293	,342	,232	,499	,274	,140	,199	,251	1,00	,316	,222	,515
	F10	,301	,190	,195	,300	,448	,259	,278	,065	,316	1,00	,289	,395
	F11	,168	,119	,091	,162	,351	,098	,187	,100	,222	,289	1,00	,203
	F12	,376	,415	,358	,426	,399	,248	,394	,325	,515	,395	,203	1,00
Significancia	F1		,000	,000	,003	,010	,000	,000	,000	,004	,003	,064	,000
	F2	,000		,000	,003	,003	,000	,000	,000	,001	,043	,141	,000
	F3	,000	,000		,021	,033	,000	,001	,000	,017	,039	,206	,000
	F4	,003	,003	,021		,000	,002	,033	,001	,000	,003	,072	,000
	F5	,010	,003	,033	,000		,041	,002	,137	,006	,000	,001	,000
	F6	,000	,000	,000	,002	,041		,000	,049	,103	,009	,189	,012
	F7	,000	,000	,001	,033	,002	,000		,008	,036	,005	,046	,000
	F8	,000	,000	,000	,001	,137	,049	,008		,011	,279	,184	,001
	F9	,004	,001	,017	,000	,006	,103	,036	,011		,002	,022	,000
	F10	,003	,043	,039	,003	,000	,009	,005	,279	,002		,004	,000
	F11	,064	,141	,206	,072	,001	,189	,046	,184	,022	,004		,033
	F12	,000	,000	,000	,000	,000	,012	,000	,001	,000	,000	,033	

Determinante = ,008

Donde $\begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix}$ es el vector de factores comunes y $\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ \vdots \\ e_q \end{bmatrix}$ el vector de factores específicos y

$\begin{bmatrix} l_{11} & l_{12} & \dots & l_{1j} \\ l_{21} & l_{22} & \dots & l_{2j} \\ \square & \vdots & \square & \square \\ l_{i1} & l_{i2} & \dots & l_{ij} \end{bmatrix}$ la matriz que conjunta las saturaciones de una variable i en el factor j.

Para el diseño de un análisis factorial debe confirmarse previamente el cumplimiento de una serie de supuestos conceptuales. La transgresión de ellos deviene en la disminución de las correlaciones e inevitablemente a la pérdida de significancia estadística. Es preciso señalar adicionalmente que la existencia de cierto grado de multicolinealidad, es decir, correlación

entre las variables explicativas, no es una situación altamente desfavorable. Para verificar la razonabilidad de la aplicación del análisis factorial debe inspeccionarse si la matriz de correlación anti-imagen posee una cantidad considerable de correlaciones superiores a 0,30. Esta matriz contiene los coeficientes de correlación parcial negativos. Se esperaría observar pocos valores elevados en términos absolutos o con coeficientes nulos.

Una escrupulosa inspección de la matriz de correlaciones nos llevaría a argüir que el análisis factorial no conduciría a una solución inadecuada dado que se cumplen satisfactoriamente ciertas condiciones teóricas. Se exponen a la posterioridad, diversas razones que soportan la premisa anterior: Se encuentran muchos niveles críticos menores a 0.05, lo que indica que la correlación entre los pares de variables que poseen estos niveles es significativamente distinta de cero. El valor del determinante es próximo a cero, por lo que se afirma que las variables originales localizadas en la matriz, poseen un alto grado de correlación lineal. Por otra parte, se utiliza el índice KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) que es una medida de adecuación muestral empleada con el objetivo de comparar la magnitud de los coeficientes de correlación general con la magnitud de los coeficientes de correlación parcial. Se calcula tal y cual como se muestra en (2):

$$KMO = \frac{\sum_i \sum_j r^2_{ij}}{\sum_i \sum_j r^2_{jh} + \sum_i \sum_j a^2_{ij}} \quad (2)$$

Siendo r^2_{jh} el coeficiente de correlación general entre las variables x_i y x_j ; mientras a^2_{ij} el coeficiente de correlación parcial entre las variables x_i y x_j . Si los datos son adecuados para el diseño del análisis factorial entonces la medida KMO debe ser próxima a la unidad. Para valores inferiores a 0,05 no se considera pertinente la aplicabilidad del análisis. En el contexto de esta investigación, el estadístico KMO fue igual a 0,828. Según el baremo propuesto en la literatura especializada para la interpretación de este índice, el resultado arrojado se localizaría en el rango de "meritorio" (Méndez Martínez y Rondón Sepúlveda, 2012).

El test de esfericidad de Bartlett contrasta formalmente la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones generales es equivalente a una matriz identidad y que la nube de puntos se ajusta perfectamente a una esfera (al fin de cuentas esto es equivalente a aducir la ausencia de correlación significativa entre las variables originales). Se presume que la serie de datos procede de una distribución normal multivariante y que el estadístico utilizado para el contraste se distribuye asintóticamente según una distribución $\chi^2 = -\left[n - 1 - \frac{1}{6}(2v + 5)\right] * \ln|R|$ con $\frac{p(p-1)}{2}$ grados de libertad expresada como (3):

$$\chi^2 = -\left[n - 1 - \frac{1}{6}(2v + 5)\right] * \ln|R| \quad (3)$$

Siendo $|R|$ la matriz de correlaciones; v la cantidad de variables y n el tamaño muestral.

El estadístico es una transformación del determinante de la matriz de correlaciones. Si el nivel crítico arrojado es superior a 0,05 no se rechaza la hipótesis nula de esfericidad, razón por la cual se asume la implausibilidad del modelo factorial. En este caso se acepta como válida la hipótesis alternativa, es decir, que el determinante de la matriz de correlaciones es equivalente a la unidad, y por tanto, existe una correlación significativa entre las variables y es viable proseguir con el análisis, en otros términos, el test da cuenta de una matriz factorizable (Baeza-Rivera, Antivilo, y Rehbein, 2016).

Tabla 2
Prueba de KMO y Test de esfericidad de Bartlett

Medida Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de muestreo		0,816
Prueba de esfericidad de Bartlett	Aprox. Chi-cuadrado	374,556
	Grados de Libertad	66
	Significancia	0,000

A continuación, en la Tabla 3, se muestran las matrices anti-imagen que juegan un papel

fundamental para ratificar la idoneidad del modelo factorial.

Tabla 3
Matrices anti-imagen en el modelo factorial

		F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10	F11	F12
Covarianza anti-imagen	F1	,347	,017	-,139	,007	,011	-,035	-,146	,143	,028	-,077	-,017	,033
	F2	-,017	,337	-,137	,033	-,079	-,124	-,059	,086	,088	,067	,026	-,024
	F3	-,139	,137	,323	,050	,007	-,096	,069	,029	,019	,008	,014	-,046
	F4	-,007	,033	,050	,583	-,139	-,161	,046	,144	,208	-,014	,036	-,063
	F5	,011	,079	,007	-,139	,630	,064	-,074	,065	,054	-,176	-,174	-,078
	F6	-,035	,124	-,096	-,161	,064	,508	-,061	,137	,100	-,080	-,017	,028
	F7	-,146	,059	,069	,046	-,074	-,061	,637	,012	,041	-,016	-,033	-,123
	F8	-,143	,086	-,029	-,144	,065	,137	,012	,584	,036	,075	-,035	-,061
	F9	-,028	,088	,019	-,208	,054	,100	,041	,036	,586	-,070	-,082	-,173
	F10	-,077	,067	,008	-,014	-,176	-,080	-,016	,075	,070	,661	-,086	-,106
	F11	-,017	,026	,014	,036	-,174	-,017	-,033	,035	,082	-,086	,835	,013
	F12	,033	,024	-,046	-,063	-,078	,028	-,123	,061	,173	-,106	,013	,552
Correlación anti-imagen	F1	,842 ^a	,049	-,416	-,016	,022	-,083	-,310	,317	,061	-,161	-,032	,075
	F2	-,049	,842 ^a	-,415	,074	-,172	-,300	-,128	,194	,198	,142	,049	-,055
	F3	-,416	,415	,817 ^a	,115	,016	-,236	,152	,068	,043	,018	,027	-,109
	F4	-,016	,074	,115	,762 ^a	-,229	-,295	,076	,247	,355	-,023	,052	-,111
	F5	,022	,172	,016	-,229	,790 ^a	,113	-,117	,106	,089	-,272	-,240	-,132
	F6	-,083	,300	-,236	-,295	,113	,783 ^a	-,108	,251	,182	-,138	-,025	,053
	F7	-,310	,128	,152	,076	-,117	-,108	,850 ^a	,020	,067	-,024	-,046	-,207
	F8	-,317	,194	-,068	-,247	,106	,251	,020	,784 ^a	,062	,122	-,051	-,107
	F9	-,061	,198	,043	-,355	,089	,182	,067	,062	,767 ^a	-,113	-,118	-,304
	F10	-,161	,142	,018	-,023	-,272	-,138	-,024	,122	,113	,816 ^a	-,116	-,176
	F11	-,032	,049	,027	,052	-,240	-,025	-,046	,051	,118	-,116	,815 ^a	,020
	F12	,075	,055	-,109	-,111	-,132	,053	-,207	,107	,304	-,176	,020	,872 ^a

a. Medidas de adecuación de muestreo (MSA)

La matriz de correlación anti-imagen contiene los coeficientes de correlación parcial entre pares de variables, pero con signo invertido. Por simple inspección puede distinguirse que no existen coeficientes iguales a cero y la mayoría de ellos son relativamente bajos. Es deseable observar pocos coeficientes nulos o con altos valores en términos absolutos.

3.2. Extracción de factores

Para la extracción de los factores comunes se utilizó el método recursivo de los componentes principales (Alvarado Lagunas y Luyando Cuevas, 2013). El modelo de componentes principales tiene por objeto la reducción de la cantidad de variables originales al crear una combinación lineal que explique el mayor porcentaje de varianza sin interpretar los resultados en términos de constructos latentes (Frías Navarro y Pascual Soler, 2012). Los factores obtenidos son los eigenvectores re-escalados de la matriz de correlaciones y tales, son capaces de explicar, sucesivamente, proporciones de la varianza cada vez menores. En este análisis se cuenta con una muestra de datos proveniente de un conjunto de variables que no necesariamente deben estar estandarizadas y correlacionadas entre sí, y se procura obtener otro conjunto de variables no correlacionadas entre sí, combinación lineal de las variables originales. Este método es inaplicable si la matriz de correlaciones es singular, es decir, si su determinante es nulo.

La ecuación del modelo factorial (que en el epígrafe anterior se había expresado en notación matricial) es presentada en (4):

$$X_j = l_{j1}F_1 + l_{j2}F_2 + \dots + l_{jk}F_k + e_j \quad (4)$$

La información contenida en cada variable puede descomponerse en: una fracción de la variabilidad explicada por los factores comunes (comunalidad) y otra fracción correspondiente a la especificidad de la variable, es decir, la variabilidad que le es inherente a ella. Se tiene entonces en (5):

$$Var(X_j) = l_{j1}^2 Var(F_1) + l_{j2}^2 Var(F_2) + \dots + l_{jn}^2 Var(F_n) + Var(e_j) = l_{j1}^2 + l_{j2}^2 + l_{jn}^2 + Var(e_j) \quad (5)$$

Siendo l_{j1}^2 la proporción de varianza explicada por el factor 1; $l_{j1}^2 + l_{j2}^2 + l_{jn}^2$ la comunalidad de la variable X_j y $Var(e_j)$ representa la especificidad y es la proporción de varianza explicada por un factor único. La siguiente tabla muestra una estimación de las comunalidades de las variables primarias. Debido que el método utilizado es el de las componentes principales éstas no son calculadas a partir de las correlaciones al cuadrado de una variable i -ésima y las demás.

Se observa en la Tabla 4 que las comunalidades iniciales son equivalentes a la unidad debido a que la variabilidad total de las variables será explicada por los factores a extraer. Si existen correlaciones muy altas es de esperarse que un porcentaje relativamente alto de la varianza pueda ser explicado por unos pocos factores. El siguiente paso consiste en extraer las saturaciones factoriales no rotadas, procurando hacer una estimación inicial y de esta manera, establecer criterios iniciales para condensar la información contenida en las variables originales. A partir de la solución inicial se aplican pruebas adicionales para ajustar el modelo factorial. El criterio de raíz latente o criterio Kaiser-Guttman es quizás el método que más goza de legitimidad en la literatura especializada como criterio de extracción. La lógica de esta técnica es sumamente simple, puesto que utiliza el tamaño de los eigenvalores para la extracción de factores. Si los valores propios de los factores son superiores o iguales a la unidad se consideran significativos, en caso contrario, deben descartarse. Esta visión conservadora suele ser rechazada siempre que se corrobore fácticamente la alta significatividad de ciertos componentes dentro del constructo sometido a estudio, aunque no alcancen este umbral. En tal caso, se tienden a incorporar aquellos cuyos autovalores sean, al menos, próximos a la unidad. Para efectos de simplificación, se seguirá el procedimiento ortodoxo.

Tabla 4
“Tabla de comunalidades”

	Inicial	Extracción
F1	1,000	,739
F2	1,000	,752
F3	1,000	,776
F4	1,000	,608
F5	1,000	,602
F6	1,000	,578
F7	1,000	,477
F8	1,000	,579
F9	1,000	,692
F10	1,000	,584
F11	1,000	,432
F12	1,000	,596

Método de extracción: análisis de componentes principales.

La Tabla 5 muestra la varianza total explicada por la totalidad de factores. Se analizó la matriz de correlaciones y como se expuso anteriormente, los factores cuyos eigenvalores sean iguales o mayores que la unidad, serán quienes integren la solución inicial (Fernández Castillo , García Ortiz, y Torres López, 2015). Una somera inspección de los resultados reportados en la Tabla 6, se determina que aquellos que cumplen esta condición son los tres factores iniciales lo que implica que estos son los que poseen mayor capacidad para explicar una cantidad apreciable de la varianza total. Como se analiza el constructo satisfacción, la información recolectada puede llegar a exhibir ciertas imprecisiones, razón por la cual, los resultados derivados deben ser interpretados y analizados con la cautela que requiere el caso. Por simple intuición empírica una solución que represente una cantidad aproximada a la proporción de la varianza explicada por los factores extraídos debe considerarse como satisfactoria para asegurar la significación práctica.

Tabla 5
Varianza total explicada

Componen te	Autovalores iniciales			Sumas de extracción de cargas al cuadrado			Sumas de rotación de cargas al cuadrado		
	Tota l	% de varianz a	% acumula do	Tota l	% de varianz a	% acumula do	Tota l	% de varianz a	% acumula do
1	4,67 1	38,928	38,928	4,67 1	38,928	38,928	3,32 7	27,729	27,729
2	1,66 5	13,875	52,803	1,66 5	13,875	52,803	2,12 3	17,688	45,416
3	1,07 9	8,993	61,796	1,07 9	8,993	61,796	1,96 6	16,380	61,796
4	,851	7,088	68,884						
5	,741	6,174	75,058						
6	,626	5,215	80,274						
7	,599	4,994	85,268						
8	,561	4,673	89,940						
9	,437	3,638	93,578						
10	,317	2,644	96,222						
11	,254	2,120	98,342						
12	,199	1,658	100,000						

Método de extracción: análisis de componentes principales.

3.2. Rotación de factores

En la Tabla 6 se muestra la matriz de estructura factorial antes de proseguir con la fase de rotación. Aunque si bien, la solución factorial inicial cumple con el propósito de condensar la información contenida en las variables originales (reducción de dimensionalidad) a menudo suele ser inadecuada puesto que no facilita la interpretación de los factores y otros requisitos teóricos sobre los que se afirma el análisis pueden ser transgredidos. Con la rotación factorial, se solventan estas problemáticas y la nueva especificación del modelo también devendrá en una mejora en la correlación de las variables y los factores. Ello a su vez permitirá tomar la decisión de suprimir variables no significativas.

Tabla 6
"Matriz de componentes no rotados"

	Componente		
	1	2	3
F1	,793	-,324	,065
F2	,791	-,355	,011
F3	,743	-,467	,073
F12	,679	,297	-,216
F6	,629	-,311	,294
F7	,616	-,047	,310
F4	,581	,319	-,410
F8	,572	-,279	-,417
F9	,558	,387	-,480
F5	,534	,498	,262
F10	,506	,487	,300
F11	,332	,461	,330
Método de extracción: análisis de componentes principales.			
3 componentes extraídos.			

Con la rotación factorial se persigue mejorar sustancialmente la interpretabilidad de los factores, además de alcanzar una solución conceptualmente significativa y purgada de incertidumbres. Otra ventaja conseguida es que puede percibirse de manera más clara las interrelaciones que existen entre las variables primitivas. En la solución inicial la extracción ocurre de acuerdo al nivel de relevancia de los factores. El primer factor explica un porcentaje mayor de la varianza total y los sucesivos explican porciones más pequeñas de ella, denominada varianza residual. Con la rotación se logra redistribuir la varianza en los demás, lo que supone una mejora escrutable en lo que atinge a significación estadística. El procedimiento de rotación aplicado para el caso presente es de tipo ortogonal pues se presume incorrelación entre los mismos (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010). En este tipo de rotación los ejes del plano cartesiano son trasladados de tal manera que se salva la independencia entre factores. Cabe anotar que, en la praxis, la imposición de la restricción de ortogonalidad entre factores suele ser inadecuada en tanto que imposibilita la detección de una hipotética relación de dependencia entre estos (Pere J y Lorenzo-Seva, 2014), sin embargo, el caso presente transgrede este supuesto, pues el consumidor percibe ciertas dimensiones del servicio prestado como elementos independientes. El método de rotación VARIMAX que se impone se centra en maximizar la suma de las varianzas de las cargas factoriales elevadas al cuadrado y de esta manera se minimiza la cantidad de variables originales con altas saturaciones en los factores extraídos, o expresado de otra manera, se alcanza una mayor dispersión en los valores. (Dumitrescu, Tichindelean, y Vinerean, 2013). El método VARIMAX busca hallar una matriz maximizando, como en (6):

$$W = p \sum_i^k \sum_j^p \left[\frac{l_{ij}^2}{h^2} \right]^2 - \sum_i^n \left[\sum_j^p \frac{l_{ij}^2}{h^2} \right]^2 \quad (6)$$

Siendo $T = \begin{bmatrix} \text{Cos}(\phi) & \text{Sen}(\phi) \\ -\text{Sen}(\phi) & \text{Cos}(\phi) \end{bmatrix}$ que ejecuta la rotación ortogonal en el sentido de las agujas del reloj de manera que la suma de simplicidades es máxima (Pérez López, 2004). Queda sobreentendido que los ejes rotados se disponen formando un ángulo recto. Luego de aplicarse el criterio de rotación se apela al uso de un procedimiento denominado "normalización Kaiser", consistente en la división de cargas factoriales por la raíz cuadrada de la comunalidad de una variable i -ésima. Esto se expresa como $\tilde{c}_{ij}^* = \tilde{c}_{ij} / \sqrt{c_i}$.

La Tabla 7 contiene los componentes transformados y revela que el primer componente agrupa las variables iniciales **F3, F2, F1, F6 Y F7**; al segundo componente están asociadas las variables **F9,F4,F12,F8** mientras que al último componente están asociadas **F10, F5, F11**. Develando la naturaleza de las variables es coherente asegurar que el primer componente corresponde al ámbito de "**Gestión Familiar Y Pedagógica**", el segundo a "**Salud Y Nutrición**" y el tercero a "**Condiciones De Infraestructura**". Los rótulos de los factores fueron colocados de acuerdo a la estructura de sus saturaciones y la naturaleza de las variables integradas.

Tabla 7
Matriz de componentes rotados

	Componente		
	1	2	3
F3	,865	,167	,020
F2	,817	,279	,081
F1	,812	,249	,135
F6	,730	-,011	,212
F7	,660	,062	,401
F9	,071	,800	,218
F4	,146	,733	,221
F12	,276	,625	,359
F8	,511	,625	-,106
F10	,142	,200	,724
F5	,148	,247	,720
F11	,034	,077	,752
Método de extracción: análisis de componentes principales.			
Método de rotación: Varimax con normalización Kaiser.			
La rotación ha convergido en 6 iteraciones.			

3.3. Estimación de los scores factoriales.

Una vez aplicada la rotación ortogonal el paso siguiente es estimar los "scores" o puntuaciones factoriales que corresponden a los valores asignados a los sujetos que integran las componentes determinadas previamente. Una problemática común en la aplicación del

análisis factorial es que los factores y errores son prácticamente inobservables. La obtención de estas puntuaciones permitirá valorar la situación relativa de los individuos en las dimensiones subyacentes, consiguiendo también, la condensación de la información que se halla en las variables originales, lo que equivaldría a decir en términos más simples, la reducción de dimensionalidad. Los componentes hallados funcionarán como variables sucedáneas que cumplen con los requisitos teóricos expuestos anteriormente. En el presente caso, se utilizó el método de regresión partiendo de la información contenida en la matriz factorial rotada, tomando como base el modelo de regresión múltiple que queda expresado como:

En este método, las puntuaciones que resultan poseen media nula y la varianza es equivalente al cuadrado del coeficiente de correlación múltiple entre los scores estimados y los valores factoriales verdaderos. Puede ocurrir el caso de que las puntuaciones estimadas estén correlacionadas aun cuando los factores sean independientes. En la Tabla 8 se computan los coeficientes de puntuación de las componentes que han sido extraídas vía componentes principales, tal y como se anotó en apartados antecedentes.

Tabla 8
Matriz de coeficientes de puntuación de componentes

Factores	Componente		
	1	2	3
F1	,262	-,027	-,032
F2	,262	,006	-,074
F3	,309	-,068	-,091
F4	-,110	,428	-,038
F5	-,047	-,025	,398
F6	,277	-,208	,084
F7	,180	-,166	,203
F8	,111	,306	-,294
F9	-,154	,490	-,049
F10	-,040	-,058	,412
F11	-,052	-,104	,402
F12	-,047	,294	,067
Método de extracción: análisis de componentes principales. Método de rotación: Varimax con normalización Kaiser. Puntuaciones de componente.			

Como es lógico, se percibe en la Tabla 9, que las varianzas de las puntuaciones de componente (localizadas en la diagonal principal) son equivalentes a 1. Debido a que los scores factoriales se mantienen incorrelados entre sí, las covarianzas entre los pares de componentes (localizadas fuera de la diagonal principal) equivalen a cero.

Tabla 9
Matriz de covarianzas de puntuación de componente

Componente	1	2	3
1	1,000	0,000	0,000
2	0,000	1,000	,000
3	0,000	,000	1,000

Método de extracción: análisis de componentes principales.

Método de rotación: Varimax con normalización Kaiser.

Puntuaciones de componente.

4. Conclusiones

Es impostergable hacer mención de algunas consideraciones adicionales: No es redundante destacar nuevamente, que uno de los propósitos de la investigación presente es la reducción de la dimensionalidad con una pérdida mínima de información. Los factores extraídos son una combinación lineal de las variables originales y cada variable satura en gran medida en algunos de estos factores, lo que condiciona notablemente la interpretabilidad y significancia de las soluciones obtenidas. Es posible inferir que el consumidor, en la praxis, discierne un conjunto de propiedades inherentes al servicio prestado, como si ellas se encontrasen interrelacionadas, lo que quiere decir que aquellas, no son representadas mentalmente como características independientes. El revelar estas dimensiones valorativas compuestas permitirá erigir planes de acción "agregados", de manera que los esfuerzos ya no estarán focalizados para ocuparse sobre cada uno de los atributos originales sino sobre las variables suplentes que proporcionan información sobre la interacción existente entre aquellos. A través de la aplicación del análisis factorial exploratorio se develaron algunas dimensiones latentes que subyacían en los datos recopilados. En este caso de estudio se hace patente el hecho de que una estructura factorial compuesta por tres factores-que ostentan amplia coherencia teórica- puede explicar una fracción considerable la información concerniente al constructo de satisfacción.

El primer factor, que se ha rotulado como "**Gestión Familiar y Pedagógica**", posee una interpretación un tanto compleja dado que envuelve aspectos heterogéneos como los relativos al proceso de acompañamiento sensible e intencional ejecutado por los agentes educativos, a las estrategias pedagógicas implementadas, lo tocante a la construcción de instrumentos útiles para sistematizar de información-confiriendo celeridad a los procesos divulgativos-, así como también, a la articulación interinstitucional en la modalidad de educación inicial .

El segundo factor que corresponde a "**Salud Y Nutrición**" recoge los juicios valorativos acerca de las dinámicas y acciones orientadas a garantizar la supervivencia del infante y también del fomento de prácticas de alimentación saludable y del monitoreo y control de crecimiento y desarrollo.

El tercer componente extraído denominado como "**Condiciones de Infraestructura**" describe la percepción de los encuestados sobre el estado actual de los espacios físicos en los cuales se imparten las actividades pedagógicas y las capacitaciones. El usuario emite un concepto acerca de los espacios educativos y ambientes protectores, así como también, acerca de las acciones gestionadas por parte de la coordinación y junta directiva para la mitigación riesgos, adecuación del inmueble, y otras operaciones claves que redunden en la mejora del confort visual, auditivo y térmico de quienes usufructúan la sede.

En síntesis, la integralidad de la percepción de los usuarios se manifiesta como una "suerte de construcción multidimensional", puesto que retiene, en el proceso evaluativo, aspectos

misceláneos e indisociables como la valoración de la gestión pedagógica, la promoción de la salud y la apreciación sobre los escenarios físicos en los cuales ocurre la interacción docente-alum. Se convierte, pues, en un imperativo, la coordinación y articulación de acciones focalizadas a abordar estas dimensiones globales reveladas, siguiendo los lineamientos técnicos estipulados en el marco operacional del programa y de esta forma, contribuir a la garantía de los derechos irrenunciables que ostentan los infantes.

Se insta a futuros investigadores y evaluadores de calidad en el contexto de las organizaciones no gubernamentales validar el instrumento propuesto mediante la aplicación de la técnica análisis factorial confirmatorio o en su defecto, reestructurarlo mediante la adición o supresión de ítems.

Referencias bibliográficas

- Alvarado Lagunas, E., y Luyando Cuevas, J. (2013). Alimentos saludables: la percepción de los jóvenes adolescentes en Monterrey, Nuevo León. *Estudios sociales*, 21(41), 143-164.
- Baeza-Rivera, M., Antivilo, A., y Rehbein, L. (2016). Diseño y Validación de una Escala de Preparatividad Académica para la Educación Superior en Chile. *Formación Universitaria*, 9(4), 63-74.
- Cascaes da Silva, F., Gonçalves, E., Valdivia Arancibia, B., Grazielle Bento, G., da Silva Castro, T., Soleman Hernandez, S., y da Silva, R. (2017). Estimadores de consistencia interna en las investigaciones en salud: el uso del coeficiente alfa. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 32(1), 129-138.
- Dumitrescu, L., Tichindelean, M., y Vinerean, S. (2013). Using Factor Analysis in Relationship Marketing. *Procedia Economics and Finance*, 6, 466 – 475.
- Fernández Castillo, E., García Ortiz, Y., y Torres López, R. (2015). Análisis factorial y confiabilidad del Cuestionario de Enfoques de Enseñanza. *EDUMECENTRO*, 7(4), 146-161.
- Ferrando, P., y Anguiano-Carrasco, C. (2010). EL ANÁLISIS FACTORIAL COMO TÉCNICA DE INVESTIGACIÓN EN PSICOLOGÍA. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Frías Navarro, D., y Pascual Soler, M. (2012). PRÁCTICAS DEL ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO (AFE) EN LA INVESTIGACIÓN SOBRE CONDUCTA DEL CONSUMIDORY MARKETING. *Suma Psicológica*, 47-58.
- Méndez Martínez, C., y Rondón Sepúlveda, M. (2012). Introducción al análisis factorial exploratorio. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41(1), 197-207.
- Montoya Suárez, O. (2007). Aplicación del análisis factorial a la investigación de mercados. Caso de estudio. *Scientia Et Technica*, XIII(35), 281-286.
- Pando Moreno, M., Varillas, W., Aranda Beltrán, C., y Elizalde Núñez, F. (2016). Análisis factorial exploratorio del 'Cuestionario de factores psicosociales en el trabajo' en Perú. *Anales de la Facultad de Medicina*, 77(4), 365-371.
- Páramo Morales, D. (2016). Una aproximación al marketing social. *Pensamiento y Gestión*(41), vii-xii.
- Pere J, F., y Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170-1175.
- Pérez López, C. (2004). *Técnicas de análisis multivariante de datos. Aplicaciones con SPSS*. Pearson Education.
- Quispe Fernández, G., y Ayaviri Nina, V. (2016). Medición de la Satisfacción del Cliente en Organizaciones no Lucrativas de Cooperación al Desarrollo. *Revista Empresarial*, 10(1), 27-35.
- Soler Cárdenas, S., y Soler Pons, L. (2012). Usos del coeficiente alfa de Cronbach en el análisis de instrumentos escritos. *Revista Médica Electrónica*, 34(1).
- Torres, T., y Eugenia, C. (2013). El marketing al servicio de las organizaciones del tercer sector. *Estudios Gerenciales*, 29(129), 386-395.

1. Doctorando en Ingeniería mención Industrial de la Universidad Nacional Lomas de Zamora-Argentina, Magíster en Ingeniería Industrial de la Universidad Simón Bolívar-Colombia. Interés en mejoramiento de procesos productivos. Facultad de Ingeniería. Fundación Universitaria Tecnológico Comfenalco. Docente Investigador del Programa de Ingeniería Industrial. Correo electrónico de contacto: jherrerav@tecnocofenalco.edu.co

2. Egresado del programa de Ingeniería Industrial de la Fundación Universitaria Tecnológico Comfenalco, Cartagena de Indias, Colombia. Desde hace cuatro años está vinculado al programa de atención a la Primera Infancia "Cero A Siempre" como asesor en diversas instituciones acogidas a esta estrategia y como líder de procesos de gestión y mejora continua de la calidad. Correo electrónico de contacto: brunodejesus.2@gmail.com

Revista ESPACIOS. ISSN 0798 1015
Vol. 39 (Nº 32) Año 2018

[Índice]

[En caso de encontrar un error en esta página notificar a [webmaster](#)]

©2018. revistaESPACIOS.com • ®Derechos Reservados