

DOI: <https://doi.org/10.56712/latam.v4i3.1100>

Índice de calidad del servicio técnico basado en la percepción de usuarios residenciales en sistemas de distribución eléctrica

Quality of the technical service index based on electrical distribution systems residential customers' perception

Gustavo Schweickardt

gaocerin@gmail.com

<https://orcid.org/0000-0002-0843-2946>

CONICET-Universidad Tecnológica Nacional – Concepción del Uruguay
Concepción del Uruguay – Argentina

Artículo recibido: 26 de agosto de 2023. Aceptado para publicación: 11 de septiembre de 2023.

Conflictos de Interés: Ninguno que declarar.

Resumen

En el presente trabajo se propone la construcción de un índice de calidad del servicio técnico (CST) sustentado en la percepción de los usuarios residenciales en un sistema de distribución eléctrica. Para ello, es empleado un modelo de ecuaciones estructurales estimado mediante la técnica de mínimos cuadrados parciales (PLS-SEM). Confirmada la bondad de ajuste del mismo, tanto en el modelo de medida como en el estructural, se procede a la determinación de los puntajes factoriales que resultan para el constructo dependiente, referido como CST, permitiendo el cálculo de un indicador asociado a la percepción de la calidad en cuestión para cada usuario residencial que integra la muestra, considerada representativa. Estos resultados se comparan con los obtenidos construyendo índices a partir de la técnica de Análisis de Componentes Principales (ACP) sobre la misma muestra, planteando cuatro enfoques diferentes de composición, congruentes con la observación práctica en esta clase de sistemas. Los datos empleados corresponden a un sistema real de distribución perteneciente a la ciudad de Bariloche, Argentina, obtenidos de una encuesta realizada en el año 2021.

Palabras clave: calidad de servicio técnico, ecuaciones estructurales, PLS-SEM, análisis de componentes principales, sistema de distribución de energía eléctrica

Abstract

The present work proposes the construction of a quality of technical service (QTS) index based on the perception of residential customers in an electrical distribution system. It is considered a structural equation model estimated by partial least squares (PLS-SEM). Once the goodness of fit is confirmed, both in the measurement model and in the structural model, it proceeds to determine the factorial scores that result for the dependent construct, referred to as QTS, allowing the calculation of an indicator associated with the perception of the quality in question, for each residential user that integrates the sample considered representative. These results are compared with the indices obtained from the Principal Components Analysis (PCA) technique on the same data, using four different index composition approaches, consistent with observation practice in this class of systems. The data used corresponds to a distribution system of Bariloche City, Argentina, obtained from a survey carried out in 2021.

Keywords: quality of technical service, structural equations, PLS-SEM, principal components analysis, electrical energy distribution system

Todo el contenido de LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades, publicados en este sitio está disponibles bajo Licencia Creative Commons . 

Como citar: Schwejckardt, G. (2023). Índice de calidad del servicio técnico basado en la percepción de usuarios residenciales en sistemas de distribución eléctrica. *LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades* 4(3), 594–620.
<https://doi.org/10.56712/latam.v4i3.1100>

INTRODUCCIÓN

La actual regulación en las empresas de distribución eléctrica en términos de la calidad del servicio técnico que prestan a sus usuarios, se sustenta en un conjunto de indicadores normativamente establecidos (IEEE, 2003) y aceptados internacionalmente. Como se refiere en Schweickardt (2023), las características fundamentales que tales indicadores exhiben, están en tres aspectos:

- Su naturaleza física relativa al proceso de medición.
- Cada indicador mide un aspecto individual de la confiabilidad (aquí entendida como Calidad de Servicio Técnico) del sistema de distribución, de manera que la indicación resultante es multidimensional o vectorial (no reducible en forma directa a un escalar).
- Reducen su indicación individual a un valor promedio, lo cual, habida cuenta de la diversidad de tipos constructivos empleados en el diseño de los sistemas de redes, puede resultar poco significativo en relación al aspecto de la confiabilidad que pretende expresarse.

El punto 3 amerita un breve desarrollo. En la práctica de la planificación y diseño constructivo de los sistemas de distribución eléctrica (Lakervi y Holmes, 1995), el término 'tipo constructivo' refiere un conjunto de equipos-elementos componentes de las redes, que ofrecen la mejor prestación técnico-económica para determinada zona caracterizada, generalmente, según las economías de densidad identificadas en la región de concesión en la cual opera la empresa distribuidora (Filippini, 2001) (Schweickardt, 2003).

Según la English Encyclopedia (2023), las economías de densidad expresan una situación en las que los costos unitarios de producción de un bien o prestación de un servicio, cambian con la densidad de población: cuanto mayor es tal densidad, menores serán los costos de la infraestructura necesaria para prestar un servicio, tal como el 'servicio de red' según Paul Joscow (1983, 2000), aquí considerado conforme la regulación eléctrica vigente. Un ejemplo serían los costos asociados con la provisión del servicio de red en áreas urbanas, suburbanas y rurales. De modo que existe un aspecto espacial que caracteriza a la presencia de las economías de densidad, razón por la cual no deben ser confundidas con las economías de escala, en las cuales no es considerado el espacio.

De manera que los tipos constructivos serán diferentes según lo sean las economías de densidad. En Argentina, y sin pérdida de generalidad, para el sistema de distribución utilizado como estudio de caso, se emplean los siguientes tipos constructivos:

Zonas de alta urbanización

La subestación transformadora de media tensión a baja tensión y los conductores de distribución, son subterráneos.

Zonas de media urbanización

La subestación transformadora de media tensión a baja tensión es 'a nivel', es decir que se encuentra dentro de una edificación especial, con el mismo acceso que tiene una vivienda particular. Los conductores son subterráneos a la salida de la subestación, y aéreos preensamblados sobre postación de hormigón y/o columnas tubulares de hierro.

Zonas suburbanas

La subestación transformadora de media tensión a baja tensión es 'sobre plataforma', es decir, está a la intemperie sobre una plataforma a la altura de la postación de hormigón que suspende los conductores aéreos preensamblados (las tres fases y el conductor neutro, ensambladas con

una cobertura para protección mecánica, y el conductor neutro utilizado como soporte para el sostén sobre la postación).

Zonas Suburbanas de baja densidad

La subestación transformadora de media tensión a baja tensión también es 'sobre plataforma', pero los conductores aéreos son desnudos (las tres fases y el conductor neutro separadas y sostenidas individualmente sobre la postación), con postes de hormigón y de madera.

Zonas rurales

Postes de madera que soportan conductores aéreos desnudos y pequeñas subestaciones transformadoras de media tensión a baja tensión, que abastecen pocos usuarios.

Es claro, observando esta breve descripción sin mayores detalles técnicos, que la confiabilidad del servicio va degradándose desde el primer tipo constructivo hacia el último, pues la tasa de fallas, solamente considerando la exposición a los efectos climáticos, va en aumento en la medida que la densidad disminuye.

Si se observan las definiciones que propone la normativa IEE (2003) para los indicadores de confiabilidad 'basados en usuarios' más empleados a nivel internacional, se tiene:

Indicador SAIFI (System Average Interruption Frequency Index - Índice de Frecuencia de Interrupción Promedio del Sistema): indica con qué frecuencia el usuario promedio experimenta una interrupción sostenida del servicio eléctrico (esto es: no momentánea o transitoria) durante un período de tiempo predefinido (en Argentina puede ser semestral o anual). Formalmente, su expresión general viene dada por la ecuación:

$$SAIFI = \frac{\sum \text{Número de Usuarios Afectados por una Interrupción}}{\text{Número Total de Usuarios Abastecidos}}$$

Indicador SAIDI (System average Interruption Duration Index - Índice de Duración de Interrupción Promedio del Sistema): indica la duración total de una interrupción sostenida equivalente a todas las que se han producido en un periodo de tiempo predefinido, que experimenta el usuario promedio (en Argentina dicho periodo también puede ser semestral o anual). La unidad comúnmente empleada es horas de interrupción por usuario promedio. Su expresión general viene dada por la ecuación:

$$SAIDI = \frac{\sum \text{Interrupciones [hs] que Afectan a los Usuarios}}{\text{Número Total de Usuarios Abastecidos}}$$

Indicador CAIDI (Customer Average Interruption Duration Index- Índice de Duración Promedio de interrupción del Usuario): indica el tiempo promedio en el cual, ante una interrupción sostenida, es restaurado el servicio. También se considera sobre un periodo de tiempo predefinido. Es diferente del SAIDI, porque se refiere al tiempo de restauración promedio que tienen todas las interrupciones sostenidas, afectando a diferentes usuarios, en el periodo de referencia adoptado, y en relación al total de usuarios afectados por las mismas. En Argentina no es actualmente empleado, o bien, considerando que cada Ente Regulador Provincial es autárquico según la Ley 24065 (1991), puede ser aplicado excepcionalmente en algunas

provincias, y su período de aplicación es, por lo general, anual. La unidad comúnmente empleada también es horas (de restauración promedio del servicio) por usuario. Su expresión formal viene dada por la ecuación:

$$CAIDI = \frac{\sum \text{Duración de Interrupciones [hs] que Afectan a los Usuarios}}{\text{Número Total de Usuarios Afectados}}$$

Indicador CAIFI (Customer Average Interruption Frequency Index- Índice de Frecuencia de interrupción Promedio del Usuario): indica la frecuencia promedio de interrupciones sostenidas del servicio eléctrico, para todos los usuarios afectados por las mismas, durante un periodo de tiempo predefinido. Es diferente del SAIFI, porque se refiere sólo a los usuarios afectados, no al número total abastecido, en el periodo de referencia adoptado. En Argentina tampoco es actualmente utilizado, valiendo las mismas consideraciones que para el indicador CAIDI. Su expresión formal viene dada por la ecuación:

$$CAIFI = \frac{\sum \text{Número de Usuarios Afectados por una Interrupción}}{\text{Número Total de Usuarios Afectados}}$$

Indicador ASAI (Average Service Availability Index- Índice Promedio de Disponibilidad del Servicio): indica la fracción de tiempo que un usuario equivalente ha recibido abastecimiento de energía durante un periodo de tiempo predefinido. En Argentina tampoco es actualmente utilizado, y vale lo mismo que se dijo en referencia a los indicadores CAIDI y CAIFI. Su expresión formal viene dada por la ecuación (5):

$$ASAI = \frac{\sum \text{Cantida de horas de Servicio Disponible para el Usuario}}{\text{Cantidad de horas de Servicio Demandadas por el Total de Usuarios}}$$

Particularmente, este indicador es de escaso interés para su control regulatorio, pues resulta complejo identificar valores umbrales máximos, usualmente expresados como porcentajes, a partir de los cuales comienzan a ser aplicadas penalizaciones a la empresa distribuidora.

Como puede observarse, todos estos indicadores se reducen a un valor promedio, que tiene escasa representatividad o significación, conforme lo indicado en los puntos a) – c).

Existen propuestas de un indicador compuesto de confiabilidad para los sistemas de distribución, algunas más adaptadas a los indicadores mencionados, por caso (Tsao, y Chan Chang. 2003), y otras más novedosas que incorporan elementos tales como los precios de la energía (Zhao et al., 2022) o bien orientadas hacia el mantenimiento de los equipos que integran los típicos constructivos (Mirhosseini et al., 2022), y más avanzadas, bajo el paradigma de generación distribuida con penetración de fuentes de energía renovable (Firouzi et al., 2022).

Sin embargo, no se observan soluciones para los puntos a), b) y c) indicados, pues este índice compuesto sigue expresándose en mediciones únicamente físicas, resulta en un promedio ponderado del resto de los indicadores, cuyos pesos surgen predominantemente de la

importancia del planificador del sistema y no de los usuarios afectados por las interrupciones, y puede, entonces, implicar un parámetro poco significativo y más complejo de controlar por parte de la autoridad regulatoria, en aras del beneficio de los usuarios cautivos de las empresas distribuidoras.

El Control Regulatorio de los Indicadores de Confiabilidad para Sistemas de Distribución de Energía utilizado en Argentina

Como se dijo, la Ley Nacional Marco Regulatorio Eléctrico 24065 (1991), establece los lineamientos generales relativos a los aspectos que deben ser controlados por la autoridad regulatoria a nivel nacional (Ente Nacional Regulador de la Electricidad – ENRE) y las autoridades regulatorias provinciales, consideradas autárquicas (Ente Provincial Regulador de la Electricidad – EPRE). De acuerdo a esta Ley Nacional, el ENRE regula las concesiones de transporte y distribución de energía eléctrica en el país. Sin embargo, en distribución, es la autoridad para la provincia de Buenos Aires. El resto de las provincias argentinas, están sujetas al control de un EPRE.

Al consultar las 'Normas de Calidad del Servicio Público y Sanciones' establecidas por el ENRE (2023), se tiene las pautas para el control regulatorio de la confiabilidad, las cuales también son aplicadas por el EPRE de la provincia de Río Negro, donde se sitúa geográficamente la ciudad de Bariloche y se emplaza el sistema de distribución analizado en el presente trabajo.

Los aspectos que caracterizan el control de los indicadores de confiabilidad, se sintetizan a continuación:

La confiabilidad es referida como Calidad del Servicio Técnico, y son controlados los indicadores SAIFI y SAIDI

Se considera un control a nivel indicadores Globales y otro, complementario, a nivel indicadores Individuales. La normativa ENRE (2023), establece textualmente: "Para la medición de la calidad de servicio técnico, se utilizará la combinación de indicadores globales del sistema junto con indicadores individuales por usuario."

Como interrupciones sostenidas, son consideradas aquellas cuya duración supere los 3 minutos, debidas a cualquier causa, sean programadas o forzadas, exceptuando las consideradas como contingencias (fortuitas) o por fuerza mayor. En este último caso, la empresa distribuidora debe declararlas como tales y el regulador debe aprobarlas.

Indicadores Globales: Se adoptan el SAIFI y el SAIDI tal y como se definen en las ecuaciones (1) y (2), respectivamente. El periodo de tiempo para su control es semestral. La modalidad que se establece es un control sobre la evolución de los mismos semestralmente. Para ello, desde el primer año del periodo de control regulatorio (5 años en Argentina) se miden los valores de SAIFI y SAIDI iniciales (válidos para el primer semestre), y es definido un 'sendero de reducción' para los mismos, que finaliza en el décimo semestre del periodo regulatorio.

El 'sendero de reducción', se define mediante la expresión siguiente, llamando X tanto al indicador SAIFI como SAIDI:

$$X_i = X_{inicial} + 1 - (X_{inicial} - X_{final} + 1)^{\frac{(i-1)}{9}}$$

Donde: X_i , representa el valor del indicador X (SAIFI y SAIDI) para i en $[1...10]$ (10 semestres), e igual; $X_{inicial}$, es el valor del indicador en el semestre 1 y X_{final} el valor para el semestre 10.

Los valores iniciales y finales (objetivos de calidad) son consensuados entre las empresas distribuidoras y la autoridad regulatoria, para cada comuna (partido o departamento) en los que

la provincia se divide. De manera que los indicadores SAIFI y SAIDI finales e iniciales, resultan de un promedio por comuna, independientemente de cuántos sistemas de distribución presten servicio en la misma, mediante la concesión a empresas diferentes.

Indicadores Individuales: son adoptados también el SAIFI y el SAIDI al igual que lo descrito para los indicadores Globales. También es definido, del mismo modo, un 'sendero de reducción', pero único para todas las comunas.

El control de los indicadores Individuales, se realiza midiendo el SAIFI y SAIDI por usuarios, conforme lo declare cada empresa distribuidora en su zona de concesión para prestar el servicio. En el caso que existan usuarios cuyos indicadores SAIFI y/o SAIDI superen los valores establecidos, constatados por la autoridad regulatoria, serán aplicables penalizaciones a las empresas distribuidoras que abastecen a tales usuarios. Estas penalizaciones son afectadas por un factor, F, que pondera los indicadores Globales por comuna, definido del siguiente modo:

$$F_i = \left(\frac{SAIDI_i^{Medido}}{SAIDI_i^{Sendero}} \right) \times 0.7 + \left(\frac{SAIFI_i^{Medido}}{SAIFI_i^{Sendero}} \right) \times 0.3$$

Donde: i en [1...10] es el semestre de control (10 semestres); SAIDIMedidoi, SAIFIMedidoi son los indicadores Globales medidos para la comuna; y SAIDISenderoi, SAIFISenderoi son los indicadores Globales que arroja el 'sendero de reducción' dado por la ecuación.

Se observa que, para un semestre determinado, si los indicadores Globales se mantienen en su 'sendero de reducción', este factor es igual a 1 y no tiene efecto en las penalizaciones. Si los valores medidos resultan mayores (menores) a los que arroja la ecuación sendero, F es mayor (menor) que 1 y las penalizaciones son mayores (menores) a las normalmente establecidas

Desde esta síntesis, puede apreciarse que esta clase de control favorece a las empresas distribuidoras, debido a la fuerte asimetría de información regulador-regulado (Spulber, 1989), enfatizando aún más los inconvenientes referidos en los puntos a), b) y c). Además, en la construcción de los indicadores, controlados no se considera en ningún caso la percepción de los usuarios cautivos, pertenecientes predominantemente al segmento de consumo residencial, sobre la calidad del servicio técnico que la empresa distribuidora ofrece. En lo que sigue, al hablar de usuario se estará haciendo referencia al usuario cautivo del segmento de consumo residencial, a excepción de que se especifique otra categoría de consumo.

Utilizar sólo estos dos indicadores, SAIFI y SAIDI, frente a lo que un usuario percibe como calidad de servicio técnico, supone una importante reducción del problema cuando deviene en un sistema de penalizaciones, por parte de la autoridad regulatoria a la empresa, a causa del incumplimiento de un nivel de satisfacción adecuado. El mismo, conforme los esquemas de regulación por incentivos, particularmente el de limitación de precios, debería generar señales económicas para la distribuidora que redunden en inversiones orientadas a mejorar el nivel de calidad. Sin embargo, ocurre lo contrario: las penalizaciones no sólo no reflejan la valoración económica de la calidad en cuestión por parte de los usuarios, sino que las empresas prefieren sufragar los costos de las mismas en lugar de invertir, tal como se explica en (Schweickardt 2023).

Por caso, si bien los usuarios considerados se abastecen desde la red de baja tensión, las interrupciones sostenidas que son computadas en los dos indicadores medidos ocurren por fallas en las redes de media y de alta tensión, o en las subestaciones de transformación de

media a baja tensión, ámbitos donde, por lo general, se instalan dispositivos que informan de inmediato las contingencias ocurridas al centro de operación técnica de la empresa.

De manera que las interrupciones por fallas en las redes de baja tensión, sólo son atendidas mediante reclamos técnicos, pero no son registradas al efecto de la medición de los indicadores SAIFI y SAIDI.

En este contexto, y siguiendo la línea de investigación presentada en (Schweickardt, 2023), el presente trabajo propone la estimación de un indicador de la calidad del servicio técnico, basado en la percepción de los usuarios residenciales, que considere no sólo la Frecuencia y Duración de las interrupciones, sino otros aspectos que impactan en la calidad en cuestión, pero carecen de registro por parte de la distribuidora, debido a su falta de control regulatorio efectivo.

METODOLOGÍA

En esta última referencia, fue planteado y validado un modelo de ecuaciones estructurales para la medición de la calidad del servicio técnico (CST) en sistemas de distribución eléctrica, del tipo CB- SEM.

Partiendo del mismo, cuyo esquema conceptual se presenta en la Figura 1, y desde la misma muestra de 500 observaciones relevadas por medio de la encuesta utilizada por Schweickardt (2023), se siguen dos metodologías para la construcción de un índice compuesto de la CST:

Aplicación del Análisis de Componentes Principales (ACP)

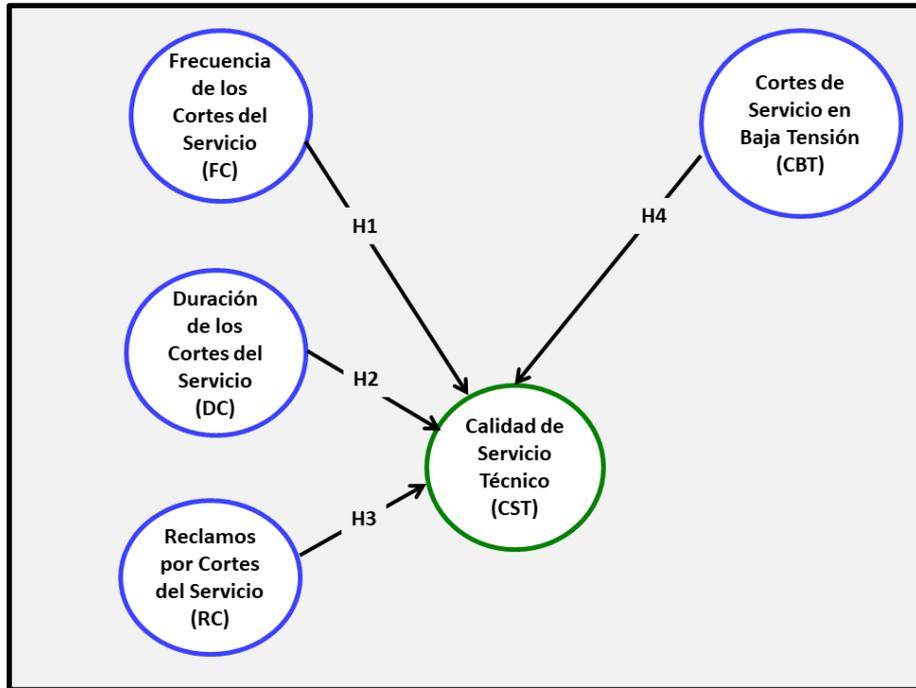
Esta metodología es propia del Análisis Estadístico Multivariante (Peña, 2002), (Osborne y Banjovic, 2016), (Aldás y Uriel, 2017) y (Mooi et al., 2018). Lo primero que debe aclararse, siguiendo a Osborne y Banjovic (2016), es que no debe ser confundido el ACP con el Análisis Factorial Exploratorio (AFE). Estos autores, entre otros, advierten que desafortunadamente existen muchos conceptos erróneos sobre el ACP y el AFE, y el más importante es que son 'sinónimos'. Atribuyen esta confusión principalmente a dos factores:

- Diversos programas software para Estadística Multivariante (tal como el SAS, que es el empleado en su libro, o el SPSS) tienen al ACP como técnica de extracción predeterminada, cuando se realiza un Análisis Factorial Exploratorio, y
- Muchos investigadores utilizan en sus trabajos ACP y AFE indistintamente, o bien emplean ACP cuando realizan un análisis para el cual es más apropiado utilizar AFE.

La aclaración resulta pertinente, puesto que en gran cantidad de artículos estas dos técnicas son abordadas sin distinción alguna. La Figura 2 representa la diferencia entre ambas técnicas. El ACP y AFE explican patrones de correlaciones dentro de un conjunto de variables observadas, pero difieren fundamentalmente en sus suposiciones sobre la naturaleza de las variables y su tratamiento en el análisis. El AFE asume que la varianza total de cada variable puede dividirse en varianza común, varianza compartida con todas las demás variables en el análisis, y varianza única, mientras que el ACP asume que la varianza total es varianza común. Esto explica los términos de error en cada variable, representados para el AFE en la Figura 2.

Figura 1

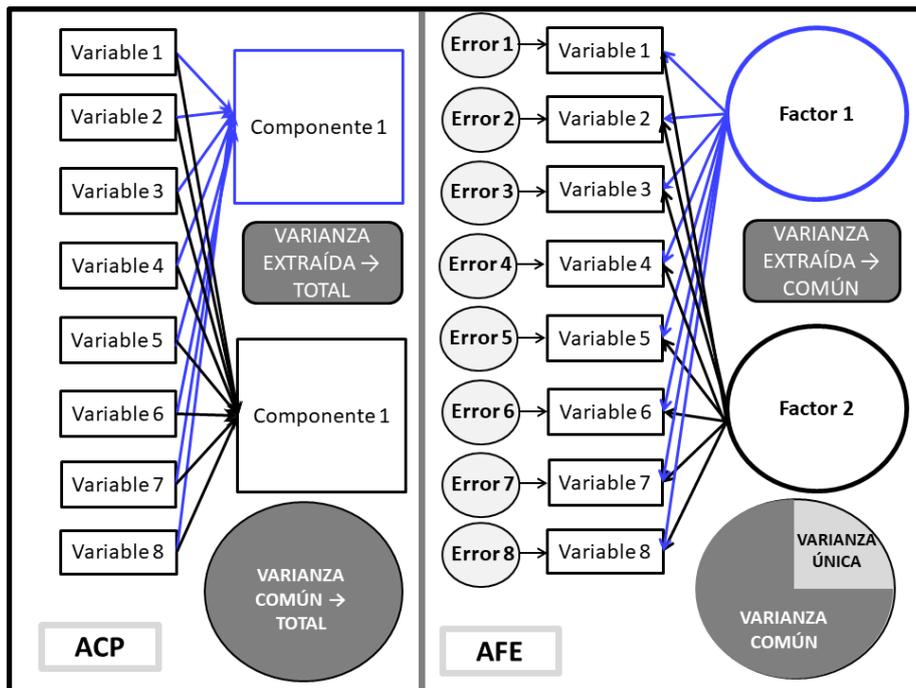
Modelo Conceptual



Fuente: Elaboración propia.

Figura 2

Análisis de Componentes Principales (ACP) vs Análisis Factorial (AFE)



Fuente: Osborne y Banjovic (2016) y Mooi et al. (2018)

De este modo, el ACP, mediante la extracción de las componentes, explica la totalidad de la varianza. Desde el punto de vista metodológico, el ACP busca reducir la dimensionalidad de las variables observadas, mediante la extracción de un número de componentes incorreladas, sin pérdida de información. En cambio, el AFE intenta encontrar la estructura latente (factores) que subyace en las variables observadas y que provoca que las mismas se encuentren correlacionadas entre sí.

Matemáticamente, las componentes principales resultan de una combinación lineal de las variables observadas originalmente, en la cual los coeficientes son los elementos componentes de los autovectores asociados a la matriz de correlaciones. Es decir, para cada observación i , su componente principal, j , CP_{ji} , será:

$$CP_{ji} = \sum_{k=1}^p (u_{jk} \times x_k)$$

Donde: p es el número de variables observadas, x_j y u_{jk} es el elemento del autovector j .

En cambio, el modelo correspondiente al AFE, se define del siguiente modo:

$\forall j \text{ en } [1..p]:$

$$x_j = \sum_{k=1}^{nf} (\lambda_{jk} \times \xi_k) + \epsilon_j$$

Donde: p es el número de variables observadas, x_j , ξ_j es el factor asociado a la varianza común de la variable observada j , ϵ_j es el término de error (asociado a la varianza única), λ_{jk} es la carga o peso factorial del factor k sobre la variable j , y nf es el número de factores.

Dejando el resto de los detalles sobre cada una de estas técnicas para ser consultados en las referencias citadas, en las ecuaciones anteriores se observa una muy clara diferencia en los modelos matemáticos, que también se aprecia esquemáticamente en la Figura 2 (a través de la 'flechas que tienen sentido opuesto, según se trate de ACP o AFE).

Aclarado este punto, la metodología propuesta que aplica ACP para la construcción del Índice de CST, se sintetiza en los siguientes pasos, siguiendo a Mooi et al. (2018):

1ro) Verificación de los requisitos de los datos y realización de análisis preliminares: Se incluye la detección de outliers o datos atípicos, evaluación del tamaño de la muestra considerada, evaluación de la escala de medición, y evaluación del grado de correlación entre las variables observadas.

Extracción de las componentes principales

Determinación del número de componentes a retener

En general y ante la ausencia de información previa, suele emplearse el denominado criterio de Kaiser (1960), quien sugiere retener aquellas componentes asociadas a las 'raíces latentes' o

autovalores mayores que uno de la matriz de correlación observada. Para el estudio aquí abordado, como se dispone del modelo teórico y quiere realizarse una comparación de métodos de construcción del índice de CST, se retienen 5 componentes (una por cada factor del modelo CB-SEM de Schweickardt (2023) (Figura 1).

Interpretación de la solución obtenida

Se busca determinar qué variables se relacionan con cada una de las componentes extraídas (retenidas), para lo cual se emplea una rotación varimax a efectos de facilitar la exploración. Luego se procede a la asignación de las variables observadas a las componentes principales extraídas.

Evaluación de la calidad obtenida (postestimación)

En este punto se incluyen tres aspectos:

- Evaluación de la proporción de varianza total captada por las componentes principales retenidas,
- Comprobación de la congruencia de las correlaciones Iniciales y reproducidas: esto supone, que los residuos de las correlaciones deben ser lo más pequeños posible o bien los valores de las medidas KMO elevados, > 0.6 (Kaiser, 1974). Si existiesen problemas con los residuos, debería observarse en las medidas KMO de las variables observadas problemáticas, y
- La evaluación de los valores de las comunalidades de las variables observadas.

Cálculo de las puntuaciones de las componentes principales extraídas

Estos pasos son estándar para un ACP. Luego, como la calidad de la solución es satisfactoria, se abordan los pasos específicos que en este trabajo se proponen como metodología para la construcción del índice de CST.

Estudiar la escala utilizada en términos de los efectos de los puntajes obtenidos en cada ítem (variable observada) sobre el índice buscado

Todos los ítems asociados a cada variable observada, desde el modelo estructural CB-SEM (Schweickardt, 2023), integran (Likert, 1932) o son medidos a través de (Romero y Álvarez, 2021 y 2022) una escala tipo Likert de 7 puntos, invertida (1 → Mejor aspecto evaluado de la CST por el ítem considerado; 7 → Peor aspecto evaluado de la CST por el ítem considerado), De manera que en cuanto a cada ítem sobre el índice buscado, existe congruencia en términos del sentido del efecto sobre el índice de CST.

Normalización por re-escalamiento de los puntajes obtenidos para las componentes extraídas

Como pretende construirse un índice que adopte valores en [0, 1], los puntajes de las componentes extraídas deben ser normalizados por re-escalamiento. A su vez, se busca que el valor 1 del índice se corresponda con la máxima CST y el 0 con la mínima CST. Como la escala tipo Likert utilizada está invertida, la normalización se realiza mediante la expresión:

$$\forall j \text{ en } [1..nCP_r], \forall i \text{ en } [1..nObs]:$$

$$pCP_rN_{ij} = \frac{Max(pCP_r_j) - pCP_{r_{ij}}}{Max(pCP_r_j) - Min(pCP_r_j)}$$

Donde: $nCPr$ es el número de componentes principales retenidas, $nObs$ es el número de observaciones de la muestra considerada (500), $Max(pCPrj)$ y $Min(pCPrj)$ son el máximo y mínimo puntaje de la componente principal retenida j , respectivamente, $pCPr_{ij}$ es el puntaje resultante para la observación i de la componente principal retenida j , y $pCPr_{Nij}$ es el puntaje normalizado para la misma.

Consideración de las dimensiones en las que se agrupan las componentes principales para formar un índice compuesto de CST

Por similitud entre los aspectos que representan las componentes principales extraídas, estas pueden ser agrupadas creando las dimensiones del indicador compuesto de CST buscado. Aquí se ha considerado dos posibilidades o estrategias de agrupación para componer tales dimensiones. Para ello, como se verá en el apartado Resultados y Discusión, se anticipa, con el objetivo de evitar un ejemplo ajeno a la investigación presentada en este trabajo, el significado de cada componente extraída según su orden (de mayor a menor varianza total captada), siguiendo el modelo conceptual de la Figura 1:

Componente 1 → RC, Componente 2 → DC, Componente 3 → FC, Componente 4 → CBT y Componente 5 → CST.

Primera agrupación: DC y FC (duración y frecuencia de los cortes, respectivamente), definen la primera dimensión y el resto de las componentes principales son dimensiones independientes. Es decir:

$DIM_1 \rightarrow \{DC, FC\}$, $DIM_2 \rightarrow \{RC\}$, $DIM_3 \rightarrow \{CBT\}$ y $DIM_4 \rightarrow \{CST\}$.

Segunda agrupación: En este caso no existen, en rigor, agrupaciones, sino que cada componente principal se considera una dimensión independiente. Es decir:

$DIM_1 \rightarrow \{DC\}$, $DIM_2 \rightarrow \{FC\}$, $DIM_3 \rightarrow \{RC\}$, $DIM_4 \rightarrow \{CBT\}$ y $DIM_5 \rightarrow \{CST\}$.

Cálculo del índice compuesto considerando el peso de cada dimensión

Aquí también son propuestas dos maneras de considerar el peso que cada dimensión tiene en la composición del índice de CST:

Según un promedio simple: La forma trivial, pero observada en la construcción de indicadores compuestos, es asumir que todas las componentes principales retenidas y normalizadas, dadas por la ecuación, tienen el mismo peso al agruparse en una dimensión, y todas las dimensiones tienen el mismo peso al componer el índice de CST. Esto supone, en los cálculos, considerar promedios simples.

Entonces se tendrán las siguientes secuencias de ecuaciones a aplicar:

Construcción del Índice de CST con las dimensiones formadas según el criterio A) (4 dimensiones) y ponderaciones mediante promedio simple (ICSTPS-4D):

$\forall i \text{ en } [1..nObs]:$

$$DIM_{i1} = \frac{pCPr_{i2} + pCPr_{i3}}{2}$$

$$DIM_{i2} = pCPr_{i1}$$

$$DIM_{i3} = pCPr_{i4}$$

$$DIM_{i4} = pCPr_{i5}$$

Luego, el ICSTPS-4D para cada observación (individuo) i , será:

$$ICST_i^{PS-4D} = \frac{\sum_{d=1}^4 DIM_{id}}{4}$$

Construcción del Índice de CST con las dimensiones formadas según el criterio B) y ponderaciones mediante promedio simple (ICSTPS-5D):

$\forall i$ en $[1..nObs]$:

$$DIM_{i1} = pCPrN_{i2}$$

$$DIM_{i2} = pCPrN_{i3}$$

$$DIM_{i3} = pCPrN_{i1}$$

$$DIM_{i3} = pCPrN_{i4}$$

$$DIM_{i4} = pCPrN_{i5}$$

Luego, el ICSTPS-5D para cada observación (individuo) i , será:

$$ICST_i^{PS-5D} = \frac{\sum_{d=1}^5 DIM_{id}}{5}$$

Según un promedio ponderado: La estructura de cálculo anterior, en general, podría exhibir como ventaja su simplicidad. Pero presenta una limitación importante, pues no todas las componentes principales retenidas tienen el mismo peso al agruparse para conformar una dimensión, así como tampoco lo tienen las dimensiones obtenidas al componer el índice buscado.

El peso de cada componente principal j , al agruparse en la dimensión d , para cada observación o individuo i , vendrá dado por el cociente entre cada componente principal retenida normalizada que se agrupa, y la suma de las agrupadas.

Considerando que las componentes principales son extraídas en orden decreciente de la varianza total captada (primera componente, mayor varianza total captada), y que se trabaja con la matriz de correlaciones, un elemento que permite obtener el peso de cada dimensión para componer el índice es el autovalor correspondiente de la matriz de correlaciones. La suma de los autovalores de las componentes retenidas, indica la varianza total captada referida al número de variables observadas (20, en este caso). De modo que el peso de una dimensión d para componer el índice buscado, será el cociente entre la suma de los autovalores asociados a las componentes retenidas y agrupadas en la dimensión d , y la suma de los autovalores asociados a todas las componentes retenidas (5, en este caso).

Entonces se tendrán las siguientes secuencias de ecuaciones a aplicar:

Construcción del Índice de CST con las dimensiones formadas según el criterio A) (4 dimensiones) y ponderaciones mediante promedio ponderado (ICSTPP-4D):

$\forall i$ en $[1..nObs]$:

$$DIM_{i1} = \left(\frac{pCPrN_{i2}}{pCPrN_{i2} + pCPrN_{i3}} \right) \times pCPrN_{i2} + \left(\frac{pCPrN_{i3}}{pCPrN_{i2} + pCPrN_{i3}} \right) \times pCPrN_{i3}$$

$$DIM_{i2} = pCPrN_{i1}$$

$$DIM_{i3} = pCPrN_{i4}$$

$$DIM_{i4} = pCPrN_{i5}$$

Los pesos de cada dimensión d en la composición del índice, $wDIM_d$, siendo ev_j el autovalor asociado a cada componente principal retenida j en $[1..5]$ y Sev la suma de los mismos, resultan desde los siguientes cálculos:

$$Sev = \sum_{j=1}^5 ev_j$$

$$wDIM_1 = \frac{ev_2 + ev_3}{Sev}, wDIM_2 = \frac{ev_1}{Sev}, wDIM_3 = \frac{ev_4}{Sev} \text{ y } wDIM_4 = \frac{ev_5}{Sev}$$

Luego, el ICSTPP-4D para cada observación (individuo) i , será:

$$ICST_i^{PP-4D} = \sum_{d=1}^4 wDIM_d \times DIM_{id}$$

B-b) Construcción del Índice de CST con las dimensiones formadas según el criterio B) (5 dimensiones) y ponderaciones mediante promedio ponderado (ICSTPP-5D): al igual que para el caso anterior y sintetizando expresiones, se tiene:

$\forall i$ en $[1..nObs]$:

$$DIM_{i1} = pCPrN_{i2}, DIM_{i2} = pCPrN_{i3}, DIM_{i3} = pCPrN_{i1}, DIM_{i4} = pCPrN_{i4} \text{ y } DIM_{i5} = pCPrN_{i5}$$

(14-a)

$$wDIM_1 = \frac{ev_2}{Sev}, wDIM_2 = \frac{ev_3}{Sev}, wDIM_3 = \frac{ev_1}{Sev}, wDIM_4 = \frac{ev_4}{Sev} \text{ y } wDIM_5 = \frac{ev_5}{Sev}$$

Luego, el ICSTPP-5D para cada observación (individuo) i , será:

$$ICST_i^{PP-5D} = \sum_{d=1}^5 wDIM_d \times DIM_{id}$$

Estimación del Modelo mediante la técnica PLS-SEM y Obtención de los Puntajes Factoriales

La aplicación de esta metodología constituye el principal aporte de la investigación que se reporta en el presente trabajo. La metodología ACP, se introduce a los efectos de comparación

y discusión de los resultados obtenidos por ambas en la construcción del índice compuesto de CST buscado.

En Schweickardt (2023), pudo confirmarse lo que teóricamente se expresa en el modelo conceptual presentado en la Figura 1, mediante la técnica CB-SEM, tal como se indicó. De manera que el mismo modelo (20 variables observadas, 5 factores) es ahora estimado aplicando la técnica PLS-SEM.

Respecto de esta técnica, existe una profusa bibliografía que puede ser consultada, desde sus primeros desarrollos (Wold, 1973, 1985), su evolución conforme a las posibilidades generadas por el poder de cómputo e implementaciones software a nivel comercial (Hulland, 1999), (Hwang et al., 2010), hasta los aportes más avanzados que se consideran en la actualidad para evaluar la calidad de los modelos estimados (Hair et al., 2012), (Henseler y Sarstedt, 2013), (Hair et al., 2017), (Hair et al., 2019a, 2019b) y (Guenther et al., 2023).

En este trabajo, se siguen, más allá de ciertos aspectos puntuales tratados en las referencias ya citadas, y en otras que resultan pertinentes para el apartado siguiente (Resultados y Discusión), los lineamientos propuestos por Aldás y Uriel (2017) y (Hair et al., 2021).

Desde los aspectos teóricos evaluados, tales como sesgos en los resultados de las cargas factoriales y coeficientes estructurales (Hair et al., 2017) y sugerencias para las situaciones donde resulta conveniente la aplicación de la técnica PLS-SEM sobre el modelo bajo estudio (Hair et al., 2019b), se sintetizan dos puntos (de los varios destacados) a considerar en la implementación aquí realizada:

PLS-SEM puede constituirse en un enfoque complementario al de CB-SEM, cuando mediante este último pudo ser validada una teoría sobre cierta medición y, sobre el mismo modelo -mismo conjunto de datos-, pretende hacerse inferencia o estimar los puntajes factoriales.

En un modelo reflectivo, puede existir un sesgo hacia la sobreestimación en los resultados (como se dijo, en las cargas factoriales y coeficientes estructurales), que debe ser estudiado y, de aparecer, corregido (Dijkstra, 2010 y 2014), (Dijkstra et al., 2014 y 2015).

En el modelo bajo estudio, esta última situación, 2), no se presenta: pues el tamaño de la muestra es suficientemente grande -500 observaciones- y se tienen suficientes indicadores por constructo -4 o más, y sólo FC tiene 3-. En tal sentido, Hair et al. (2019a) indica que en modelos cuyas muestras tienen más de 250 observaciones y cada constructo 4 o más ítems, los resultados para las cargas factoriales y coeficientes estructurales que arroja la estimación del modelo por PLS-SEM son similares a los que arroja la técnica CBS-SEM. Esta aseveración puede validarse en los resultados para el modelo aquí abordado, comparándolos con los obtenidos en Schweickardt (2023) -técnica CB-SEM-.

El punto 1) es la razón fundamental por la cual se plantea la estimación del modelo mediante la técnica PLS-SEM pues, validada la teoría de medición de la Calidad de Servicio Técnico, se busca ahora estimar los puntajes factoriales del Constructo CST y, con ellos, pasar a la construcción del índice de CST buscado.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Para las simulaciones correspondientes al cálculo del índice compuesto de CST se ha utilizado el software STATA 16 en la aplicación de ACP, y el software RStudio Versión 1.4.1106 en la estimación del modelo de ecuaciones estructurales presentado en Schweickardt (2023) - modelo conceptual en la Figura 1- aplicando la técnica PLS-SEM. Como se dijo, se tienen 20 variables medidas sobre una escala tipo Likert de 7 puntos invertida y la muestra se compone de 500 observaciones.

Aplicación del Análisis de Componentes Principales en la construcción del índice de CST

En las Tablas 1 y 2, se presentan los resultados correspondientes al ACP, siguiendo los pasos desarrollados en la sección anterior.

Tabla 1

Fiabilidad Simple de los Ítems: Escala Tipo Likert de 7 Puntos Invertida. Medida de Adecuación (KMO) y α de Crombach

Ítem	KMO	α	α si el Ítem se ha suprimido en la Escala	Pregunta Referida
Fc1	0.765	0.886	0.886	Frecuencia General de los Cortes
Fc2	0.715	0.886	0.885	Efecto del Viento en la Frecuencia
Fc4	0.829	0.886	0.885	Efecto del Turismo en la Frecuencia de los cortes
Dc1	0.868	0.880	0.880	Duración General de los Cortes
Dc2	0.879	0.880	0.880	Duración de los Cortes Barriales
Dc3	0.956	0.880	0.880	Efecto del Viento en la Duración de los cortes
Dc5	0.901	0.879	0.880	Efecto del Turismo en la Duración de los cortes
Rc1	0.912	0.877	0.877	Atención al Reclamar un Corte
Rc2	0.928	0.878	0.878	Espera al Reclamar un Corte
Rc3	0.927	0.878	0.878	Trato ante Reclamos Reiterados por cortes
Rc4	0.926	0.878	0.878	Explicación sobre el Corte
Rc5	0.922	0.878	0.878	Firma del Libro Rubricado de Quejas
CBT1	0.693	0.886	0.886	Voltaje Domiciliario Habitual
CBT2	0.771	0.886	0.886	Variaciones Bruscas de Voltaje
CBT3	0.804	0.886	0.886	Problemas Frecuentes de Voltaje
CST1	0.958	0.872	0.873	Daño de Equipos Electrodomésticos
CST2	0.966	0.874	0.874	Servicio de la Empresa Distribuidora
CST3	0.974	0.875	0.875	Cambio a la Empresa Provincial
CST4	0.957	0.873	0.873	Costo de la Energía vs Calidad
CST5	0.963	0.872	0.873	Autoabastecimiento
		Overall	0.885	

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2

Componentes Principales Retenidas con Rotación Varimax y puntuaciones > 0.3 en valor absoluto. Autovalores (ev) y Comunalidades, Agrupación de Variables en cada CP y Dimensiones según los Casos planteados A y B

Ítem	CP1	CP2	CP3	CP4	CP5	ev	Comunalidad	Nombre CP	Dimensiones		
									Caso A	Caso B	
Fc1			0.524			3.295	0.940	Frecuencia de los Cortes del Servicio	DIM 1	DIM 1	
Fc2			0.520								
Fc4			0.514								
Dc1		0.436				4.122	0.963	Duración de los Cortes del Servicio		DIM 2	
Dc2		0.441									
Dc3		0.440									
Dc5		0.439									
Re1	0.416					7.691	0.867	Reclamos por Cortes del Servicio	DIM 2	DIM 3	
Re2	0.409										
Re3	0.401										
Re4	0.395										
Re5	0.418										
CBT1				0.578		2.629	0.965	Cortes del Servicio en Baja Tensión	DIM 3	DIM 4	
CBT2				0.568							
CBT3				0.561							
CST1					0.515	0.424	0.869	Calidad del Servicio Técnico	DIM 4	DIM 5	
CST2					0.384						
CST3					0.374						
CST4					0.463						
CST5					0.431						

Fuente: Elaboración propia.

En los 6 primeros pasos o etapas estándar del ACP, descritos en la sección anterior, se arrojan resultados consistentes y de calidad para avanzar sobre los pasos 7 a 10 específicos del cálculo del índice de CST. Se reportan seguidamente:

Verificación de los requisitos de los datos y realización de análisis preliminares: El tamaño muestral de 500 observaciones excluye los outliers detectados y la muestra es adecuada para abordar el ACP, con variables suficientemente correlacionadas, lo cual se observa en la Tabla 1 a través de la medida KMO para cada variable. La escala empleada tiene 7 puntos (5 o más categorías) y estos son equidistantes. Además (Tabla 1), presenta valores muy adecuados del α de Crombach para cada ítem y a nivel global.

Extracción de las componentes principales y 3ero) Determinación del número de componentes a retener: También la Tabla 2 presenta, como se dijo, las 5 componentes principales extraídas, con una rotación varimax suprimiendo puntajes inferiores o iguales a 0.3 en valor absoluto. Se indican los valores obtenidos para cada autovalor (ev) de la matriz de correlaciones asociados a cada componente principal, cuya suma resulta $\sum 5j = 1 evj = 18.161$. Se observa que el criterio de Kaiser sugiere retener 4 componentes principales, pero el modelo teórico a comparar indica retener 5.

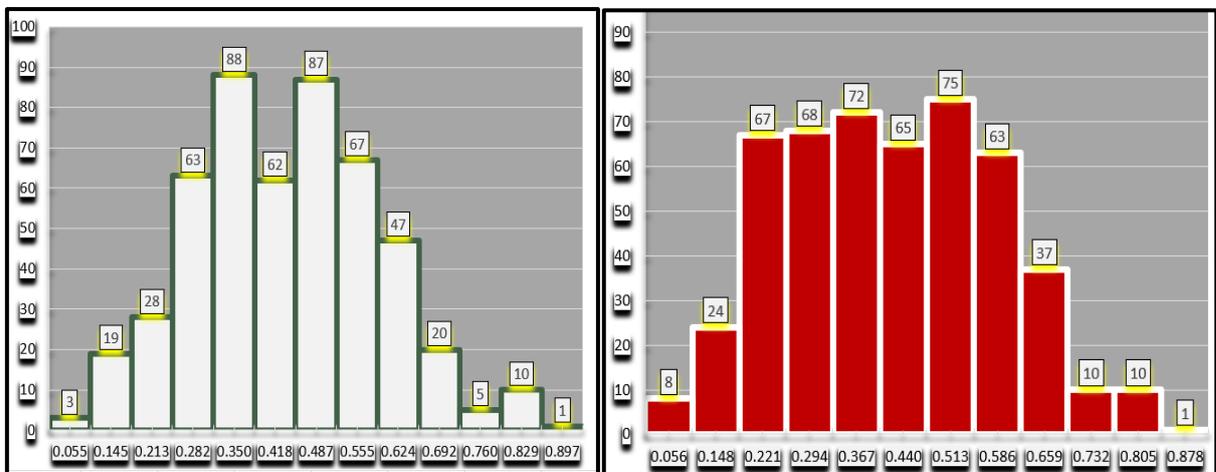
Interpretación de la solución obtenida: Puede verse (Tabla 2) que las variables observadas (ítems) se agrupan en componentes cuyos nombres guardan congruencia con los constructos del modelo conceptual (Figura 1), por lo que resulta posible la comparación de los índices de CST calculados por las dos metodologías propuestas en el presente trabajo (ACP y PLS-SEM).

Evaluación de la calidad obtenida (postestimación) y Cálculo de las puntuaciones de las componentes principales extraídas: La proporción de varianza total captada por las componentes principales retenidas, puede calcularse como $(\sum_{j=1}^k \text{ev}_j)/20 = 18.161/20 = 0.908 = 90.8\%$, valor muy adecuado. Además, puede volverse sobre los altos valores de la medida KMO para cada variable observada (Tabla 1), y los elevados valores de las comunalidades (Tabla 2) mayores a 0.6 como sugiere Mooi et al. (2018) en una buena post estimación luego de aplicar la técnica ACP. Son, entonces, obtenidos los puntajes individuales de cada componente principal retenido (matriz 500 x 5), y se abordan los pasos específicos descritos en la sección anterior para el cálculo del índice de CST.

Los pasos 7mo a 10mo suponen una gran cantidad de cálculos imposibles de reportar aquí por cuestiones de espacio. Se ha optado por presentar histogramas de frecuencias para indicar los diferentes índices de CST, conforme la cantidad de dimensiones consideradas (Caso A: 4, Caso B: 5) y, en cada situación, el método de ponderación aplicado (Promedio Simple y Ponderado), según se explicó. Las Figuras 3 y 4, presentan los resultados obtenidos.

Figura 3

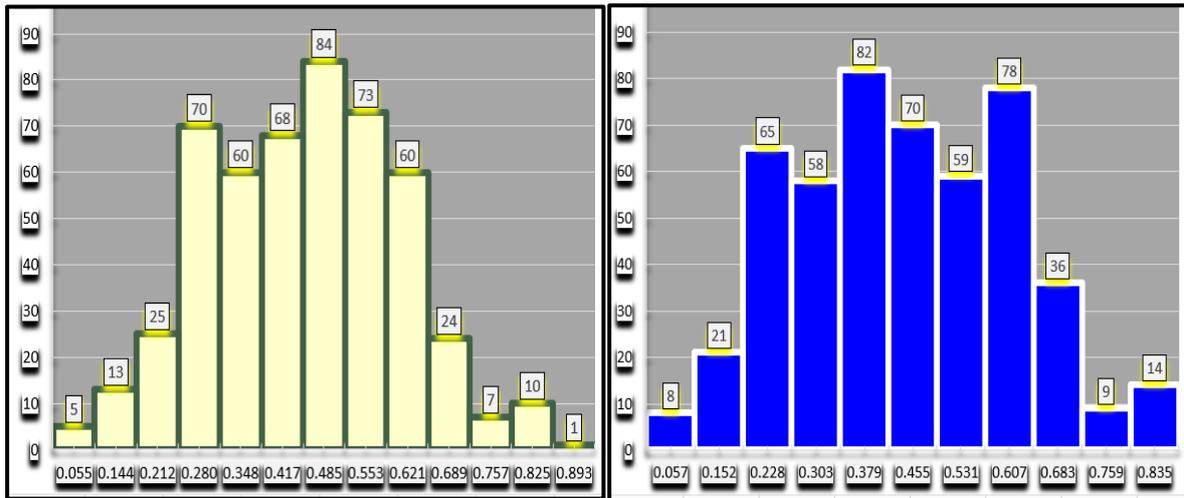
Histograma de Frecuencias para el Índice de CST por ACP considerando 4 Dimensiones: Ponderación por Promedio Simple (izquierda) y Promedio Ponderado (derecha)



Fuente: Elaboración propia.

Figura 4

Histograma de Frecuencias para el Índice de CST por ACP considerando 5 Dimensiones: Ponderación por Promedio Simple (izquierda) y Promedio Ponderado (derecha)



Fuente: Elaboración propia.

Estimación del Modelo mediante la técnica PLS-SEM y Obtención de los Puntajes Factoriales para la construcción del índice de CST

Como se ha indicado en la sección anterior, se parte del modelo conceptual presentado en la Figura 1, y estimado para darle validez teórica en (Schwckardt,2023). En las Tablas 3, 4 y 5, se presentan los resultados correspondientes a la estimación del modelo mediante el enfoque PLS-SEM. Los comentarios y discusión específica de los mismos, le siguen a continuación.

Tabla 3

Modelo de Medida. Cargas Factoriales, Fiabilidad y Validez Convergente

Cargas Factoriales, Fiabilidad y Validez						
Factores, Ítems y Cargas Factoriales				Fiabilidad y Validez Convergente		
Factor	Ítem	Error Estándar	λ (t-valor)	α-Crombach	RC	AVE
Frecuencia de los Cortes del Servicio (FC)	Fc1	0.018	0.930 (50.820)***	0.976	0.977	0.933
	Fc2	0.014	0.992 (73.303)***			
	Fc4	0.017	0.974 (58.768)***			
Duración de los Cortes del Servicio (DC)	Dc1	0.008	0.975 (128.073)***	0.993	0.993	0.974
	Dc2	0.007	0.987 (147.102)***			
	Dc3	0.007	0.990 (141.304)***			
	Dc5	0.005	0.993 (184.438)***			
	Re1	0.023	0.953 (41.556)***	0.966	0.966	0.851

Reclamos por Cortes del Servicio (RC)	Re2	0.025	0.895 (36.073)***			
	Re3	0.021	0.974 (44.304)***			
	Re4	0.022	0.922 (41.165)***			
	Re5	0.023	0.904 (38.919)***			
Cortes de Servicio en Baja Tensión (CBT)	CBT1	0.018	0.989 (55.405)***	0.968	0.968	0.912
	CBT2	0.029	0.989 (55.405)***			
	CBT3	0.024	0.976 (40.012)***			
Calidad de Servicio Técnico (CST)	CST1	0.011	0.870 (80.325)***	0.935	0.936	0.744
	CST2	0.012	0.851 (71.603)***			
	CST3	0.011	0.833 (73.243)***			
	CST4	0.010	0.876 (83.897)***			
	CST5	0.010	0.883 (89.747)***			

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4

Modelo de Medida. Validez Discriminante. Ratio HTMT y Criterio de Fornell y Larker

	Ratio HT/MT (HTMT)					Criterio de Fornell y Larker				
	FC	DC	RC	CBT	CST	FC	DC	RC	CBT	CST
FC	1.000					0.933				
DC	0.037	1.000				0.001	0.974			
RC	0.026	0.012	1.000			0.001	0.001	0.851		
CBT	0.081	0.038	0.066	1.000		0.007	0.001	0.004	0.912	
CST	0.422	0.609	0.585	0.277	1.000	0.178	0.371	0.342	0.077	0.744

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5

Modelo Estructural: Resultados Generales

Resultados del Modelo Estructural (Paths)			Constructos Formativos		
Hipótesis (Relaciones Estructurales)	β (std.)	t-valor	Factores Independientes	VIF	f ² (Cohen's)
H1: Frecuencia de los Cortes → Calidad de Servicio Técnico	0.444	20.094***	FC	1.009	3.708
H2: Duración de los Cortes → Calidad de Servicio Técnico	0.612	27.782***	DC	1.003	7.065

H3: Reclamo debido a Cortes → Calidad de Servicio Técnico	0.577		25.562***	RC	1.006	6.266
H4: Calidad en Baja Tensión → Calidad de Servicio Técnico	0.180		9.517 ***	CBT	1.013	0.607
Factor Dependiente	R2	R2 Ajustado	Q2			
CST	0.867	0.846	0.606			

Fuente: Elaboración propia.

El modelo es reflectivo (ninguno de sus constructos resulta formativo). El algoritmo PLS-SEM consistente (PLSc-SEM), que realiza una corrección de las correlaciones de los constructos reflectivos para que los resultados sean consistentes con un modelo factorial, es aquí empleado, como se dijo en la sección anterior. La estructura de programación en RStudio (scripts) sigue a Aldás y Uriel (2017) y a Hair et al. (2021). La forma de reportar los resultados sigue a Aldás y Uriel (2017), y los valores que refieren la bondad de los indicadores específicos de PLS se adoptan de Hair et al. (2019b).

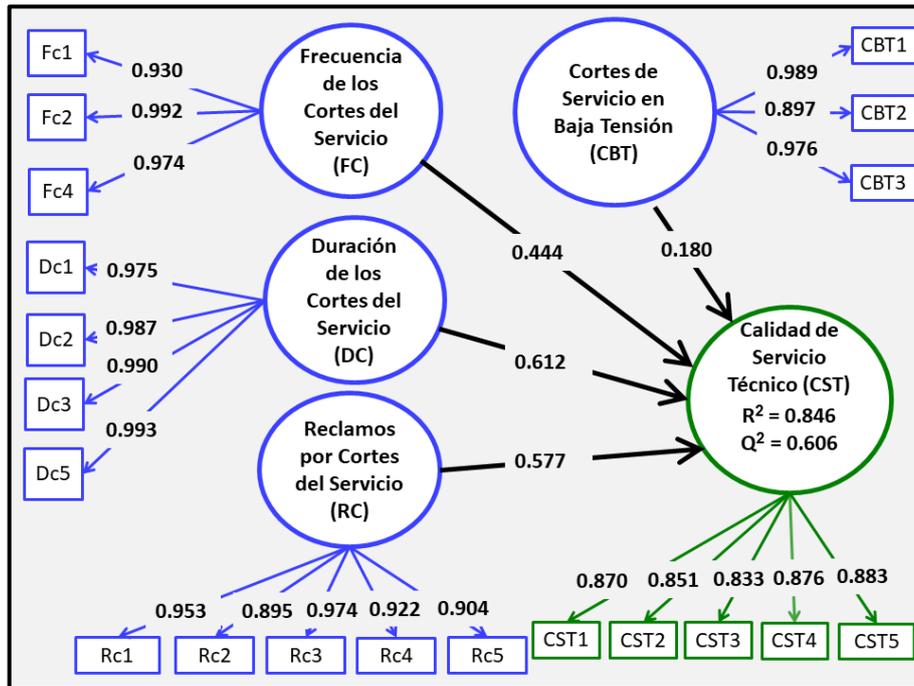
Los resultados del Modelo de Medida, se presentan en las Tablas 3 y 4. Al tratarse de un modelo reflectivo, su reporte es igual al que surge de una estimación CB-SEM, excepto que no tienen aquí relevancia los indicadores de bondad de ajuste: χ^2 , Comparative Fit Index-CFI, Tucker-Lewis Index-TLI, Standardized Root Mean Residual-SRMR y Root Mean Square Error of Approximation-RMSEA, que se observan reportados en (Schweickardt, 2023). La literatura especializada el PLS-SEM desaconseja su uso (Hair et al., 2019b), más allá de que RStudio proporcione tales indicadores en su salida.

Conforme lo dicho en el apartado anterior, siguiendo a Hair et al. (2019a), los resultados son muy similares a los obtenidos aplicando CB-SEM, observándose un muy buen ajuste para este modelo.

Los resultados para el Modelo Estructural, se presentan en la Tabla 5. Aquí aparecen resultados específicos de PLS-SEM. En primer lugar, las hipótesis relativas a la formación del constructo dependiente CST, sobre los constructos independientes FC, DC, RC y CBT, se aceptan y son significativas con $p < 0.001$ (***). Los tamaños de los efectos para los coeficientes path (β estandarizados), f^2 , también resultan elevados (Cohen, 1988). Dado que en la técnica empleada se ejecutan regresiones parciales entre los constructos independientes como formativos del constructo dependiente, estimando de forma explícita sus puntajes factoriales, se reporta el VIF (Variance Inflation Factor) de los primeros para evaluar la presencia de multicolinealidad, la cual no está presente ($VIF < 5$). Se pasa, entonces al valor de R2 asociado al único constructo dependiente el cual resulta muy bueno (R2 ajustado = 0,846). Cabe destacar que, como se sugiere en Hair et al. (2019b), valores de R2 superiores a 0,9, son habituales en regresiones múltiples asociadas a procesos físicos, pero los mismos valores observados en modelos que operan sobre percepciones de individuos, podrían indicar la presencia de sobreajuste en el modelo con el que se trabaja. Este no es el caso para el modelo aquí evaluado, y, razonablemente, el valor obtenido para R2 puede asociarse a que las variables observadas se vinculan a variables ya sean físicas o constatables dejando, en la percepción, poco espacio para los usos y preferencias de los individuos. Esto se confirma en el valor de la medida predictiva Q2 (0,605) para el constructo CST. Por tanto, se obtiene un muy buen ajuste del modelo.

Figura 5

Modelo Conceptual-Híbrido con los Resultados de la Estimación mediante PLS-SEM



Fuente: Elaboración propia.

La Figura 5, sintetiza el modelo conceptual-híbrido con los principales resultados obtenidos.

Una vez que se comprueba la buena estimación del modelo, como los puntajes factoriales han sido estimados explícitamente, producto de las regresiones parciales, se cuenta con los mismos para el constructo dependiente, CST. Al igual que en el paso 8vo) correspondiente a la construcción de los índices de CST mediante ACP, se aplica una normalización por re-escalamiento sobre los puntajes factoriales obtenidos, de modo que el valor 1 del índice corresponda a la máxima CST y el 0 a la mínima CST. Es decir, si $pfCST_i$ es el puntaje factorial para la observación o individuo i , y $nObs = 500$:

$\forall i$ en $[1..nObs]$:

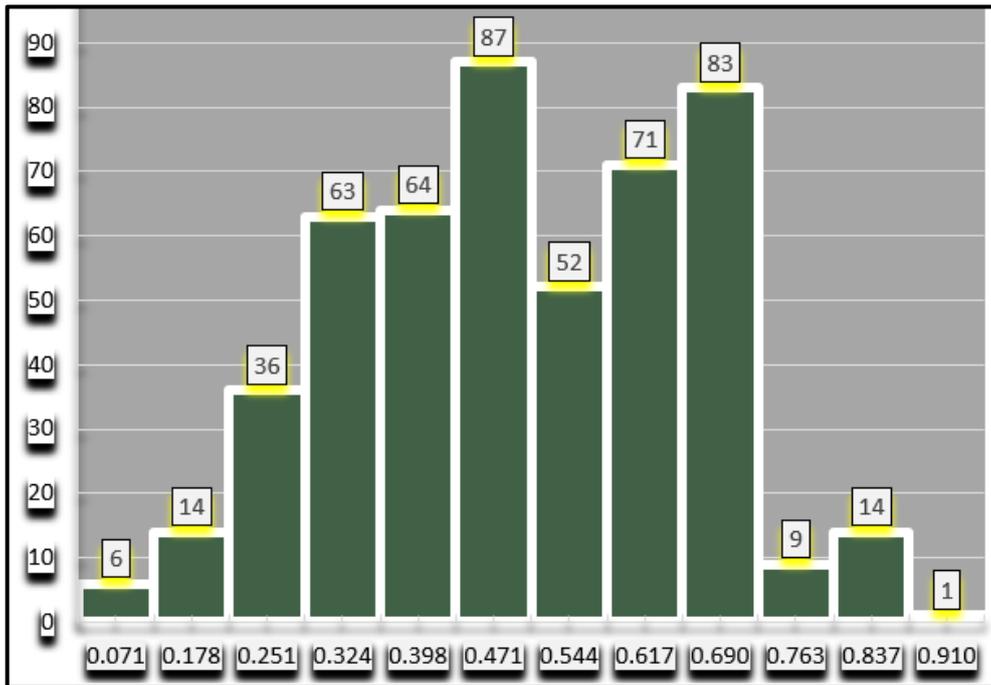
$$ICST_i^{PLS} = \frac{Max(pfCST_i) - pfCST_i}{Max(pfCST_i) - Min(pfCST_i)}$$

En este caso se obtiene una matriz de 500 x 1 elementos, reportándose por cuestiones de espacio un histograma de frecuencias en la Figura 6.

Finalmente, en la Tabla 6, se comparan los indicadores descriptivos de los cinco índices de CST calculados aplicando las dos metodologías propuestas en el presente trabajo.

Figura 6

Histograma de Frecuencias para el Índice de CST aplicando PLS



Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6

Parámetros Descriptivos de los Índices de CST calculados por aplicación de ACP y PLS-SEM

Índice de CST	Media	Mediana	Desviación Std.	Min	Max	Δ IntC
ICSTPS-4D	0.439	0.436	0.155	0.042	0.878	0.068
ICSTPP-4D	0.419	0.410	0.166	0.039	0.844	0.073
ICSTPS-5D	0.450	0.453	0.154	0.042	0.877	0.068
ICSTPP-5D	0.443	0.423	0.172	0.038	0.868	0.076
ICSTPLS	0.496	0.500	0.166	0.068	0.900	0.073

Fuente: Elaboración propia.

Se indica, además, en la Tabla 6, la amplitud del intervalo de clase en cada histograma, Δ IntC, calculada según la regla de Scott (1979).

CONCLUSIONES

En este trabajo se presentaron los desarrollos para la construcción de un índice de calidad del servicio técnico (CST) sustentado en la percepción de los usuarios residenciales, en un sistema de distribución eléctrica. El objetivo principal ha sido aplicar una estimación PLS-SEM del modelo validado teóricamente mediante la técnica CB-SEM, y utilizar los puntajes factoriales explícitamente calculados por PLS para el constructo CST. Fue introducida, primeramente, la técnica ACP, obteniéndose cuatro índices que siguen estrategias de composición distintas, a fin de comparar los resultados obtenidos. Se destacan los siguientes puntos a modo de conclusiones finales:

El Análisis de Componentes Principales, ACP, tal y como aquí ha sido presentado en sus pasos estándar, constituye una técnica habitual para el cálculo de indicadores compuestos. Adquiere, en esta investigación, cierta especificidad en términos de las estrategias de ponderación y agrupación en las aquí llamadas dimensiones. Los cuatro índices concebidos desde esta técnica, surgen de la combinación de dos formas de ponderación para dos estrategias de agrupación en dimensiones. De las dos formas de ponderación, la más representativa es la sustentada en los autovalores de la matriz de correlaciones asociados a cada componente principal retenida. Respecto a las formas de agrupación en dimensiones, puede observarse un mayor grado de subjetividad por parte del investigador.

En la obtención del índice de CST por estimación PLS-SEM del modelo de ecuaciones estructurales y cálculo explícito de los puntajes factoriales del constructo dependiente CST, la metodología es completamente objetiva, una vez validado el modelo teórico con el cual se trabaja, como en este caso. Si bien podría no haber tenido lugar una validación teórica del modelo (aplicación CB-SEM) y ser aplicado directamente el enfoque PLS-SEM, por tratarse de un tema novedoso o exploratorio, tal validación refuerza, también, la validez de la construcción del índice CST así obtenido.

La posibilidad de contar con un índice de CST para cada individuo, metodológicamente sustentado, es de mucho valor no sólo para lograr lo establecido regulatoriamente en Argentina, sin pérdida de generalidad respecto de otros países, particularmente de la región. A partir del mismo, es posible, y en este aspecto continúa la línea de investigación abordada, estimar un costo de la calidad de servicio técnico desde la percepción que tienen los usuarios residenciales (no excluyentemente) de un sistema de distribución eléctrica, aspecto muy discutido en la economía de redes de este servicio.

REFERENCIAS

- Aldás, J., Uriel, E. (2017). *Análisis Multivariante Aplicado con R*. 2da Edición. Paraninfo.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Dijkstra, T.K. (2010). Latent Variables and Indices: Herman Wold's Basic Design and Partial Least Squares. In: Esposito Vinzi, V., Chin, W., Henseler, J., Wang, H. (eds) *Handbook of Partial Least Squares*. Springer Handbooks of Computational Statistics. Springer, Berlin, Heidelberg.
- https://doi.org/10.1007/978-3-540-32827-8_2
- Dijkstra, T. K. (2014). PLS' Janus Face – Response to Professor Rigdon's 'Rethinking Partial Least Squares Modeling: In Praise of Simple Methods', *Long Range Planning*, 47(3), pp. 146-153. <https://doi.org/10.1016/j.lrp.2014.02.004>
- Dijkstra, T. K., Henseler, J. (2015). Consistent Partial Least Squares Path Modeling, *MIS Quarterly*, 39(2), pp 297-316. DOI: 10.25300/MISQ/2015/39.2.02
- Dijkstra, T. K., Schermelleh-Engel, K. (2014). Consistent Partial Least Squares for Nonlinear Structural Equation Models, *Psychometrika*, 79(4), pp. 585-604. <https://doi.org/10.1007/s11336-013-9370-0>
- English Encyclopedia. (Consultado el 20 de julio de 2023). Economies of Density. https://www.encyclo.co.uk/meaning-of-Economies_of_Density
- ENRE – Ente Nacional de Regulación de la Electricidad - Normas de Calidad del Servicio Público y Sanciones: sitio WEB (Consultado el 20 de julio de 2023).
- [https://www.enre.gov.ar/web/bibliotd.nsf/203df3042bad9c40032578f6004ed613/ac09d037c4af4b3e032580ba004d501b/\\$FILE/anexo%2016.pdf](https://www.enre.gov.ar/web/bibliotd.nsf/203df3042bad9c40032578f6004ed613/ac09d037c4af4b3e032580ba004d501b/$FILE/anexo%2016.pdf)
- Filippini, M., Wild, J. (2001). Regional differences in electricity distribution costs and their consequences for yardstick regulation of access prices. *Energy Economics*, vol. 23, issue 4, pp.477-488. [https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(00\)00082-7](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(00)00082-7)
- Firouzi, M., Samimi, A., Salami, A. (2022). Reliability evaluation of a composite power system in the presence of renewable generations. *Reliability Engineering & System Safety*, 222, 108396. <https://doi.org/10.1016/j.ress.2022.108396>
- Guenther, P., Guenther, M., Ringle, C. M., Zaefarian, G., Cartwright, S. (2023). Improving PLS-SEM use for business marketing research. *Industrial Marketing Management*, Vol. 111, pp. 127-142. <https://doi.org/10.1016/j.indmarman.2023.03.010>
- Hair Jr, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., Sarstedt, M., Danks, N. P., Ray, S. (2021). Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM) using R: A workbook (p. 197). Springer Nature.
- Hair Jr, J. F., Matthews, L. M., Matthews, R. L., Sarstedt, M. (2017). PLS-SEM or CB-SEM: updated guidelines on which method to use. *International Journal of Multivariate Data Analysis*, 1(2), pp. 107-123. <https://doi.org/10.1504/IJMDA.2017.087624>
- Hair, J.F., Sarstedt, M., Ringle, C.M., Mena, J.A., (2012). An assessment of the use of partial least squares structural equation modeling in marketing research. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40(3), 414-433. <https://doi.org/10.1007/s11747-011-0261-6>

Hair, J. F., Sarstedt, M., Ringle, C. M. (2019a). Rethinking some of the rethinking of partial least squares. *European journal of marketing*, 53(4), pp. 566-584. <https://doi.org/10.1108/EJM-10-2018-0665>

Hair, J. F., Sarstedt, M., Ringle, C. M. (2019b), When to use and how to report the results of PLS-SEM, *European Business Review*, Vol. 31 No. 1, pp. 2-24. <https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>

Henseler, J., Sarstedt, M. (2013). Goodness-of-fit indices for partial least squares path modeling. *Computational Statistics*. 28 (2), pp. 565-580. <https://doi.org/10.1007/s00180-012-0317-1>

Hulland, J. (1999). Use of partial least squares (PLS) in strategic management research: a review of four recent studies. *Strategic Management Journal*, 20(2), pp. 195-204. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0266\(199902\)20:2<195:AID-SMJ13>3.0.CO;2-7](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0266(199902)20:2<195:AID-SMJ13>3.0.CO;2-7)

Hwang, H., Malhotra, N. K., Kim, Y., Tomiuk, M. A., Hong, S. (2010). A comparative study on parameter recovery of three approaches to structural equation modeling. *Journal of Marketing Research*, 47 (Aug), pp. 699-712. <https://doi.org/10.1509/jmkr.47.4.699>

IEEE (2003). IEEE Guide for Electric Power Distribution Reliability Indices. STD 1366TM.

Joscow, P. L., (2000). ¿Why Do We Need Electricity Retailers? or ¿Can You Get it cheaper Wholesale? Department of Economics. MIT, 2000. Working paper. <https://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/44965/2000-001.pdf?sequence=1>

Joskow, P.L., Schmalensee, R. (1983). *Markets for Power: An Analysis of Electrical Utility Deregulation*, Cambridge, MA: The MIT Press.

Kaiser, H. F. (1960). The Application of Electronic Computers to Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), pp. 141-151. <https://doi.org/10.1177/001316446002000116>

Kaiser H. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, Vol. 39, pp 31-36.

Lakervi, E., Holmes, E. (1995). *Electricity Distribution Network Design*. IEE Power Engineering. Series 21, 2dn Edition.

Ley 24065 - InfoLeg - Información Legislativa (1992): sitio WEB (Consultado el 20 de julio de 2023). <http://servicios.infoleg.gob.ar/infolegInternet/anexos/0-4999/464/texact.htm>

Likert, R. (1932). A technique for the measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, 22 140, pp. 5-55.

Mirhosseini, M., Heydari, A., Astiaso Garcia, D., Mancini, F., Keynia, F. (2022). Reliability based maintenance programming by a new index for electrical distribution system components ranking. *Optimization and Engineering*, 23(4), pp. 2315-2333. <https://doi.org/10.1007/s11081-022-09767-8>

Mooi, E., Sarstedt, M., Mooi-Reci, I. (2018): *Market Research: The Process, Data, and Methods Using Stata*. Springer.

Peña, D. (2002): *Análisis de Datos Multivariantes*. Mcgraw Hill Interamericana de España SL.

Romero, M. Del C., Álvarez, M. B. (2021). ¿Escala de Likert o ítem tipo Likert? Análisis del uso de estos términos en estudios sobre Aprendizaje Organizacional. XXXIV Encuentro Nacional de Docentes en Investigación Operativa (ENDIO) - XXXII Escuela de Perfeccionamiento en

Investigación

Operativa.

https://drive.google.com/file/d/15CwYq_Agsmt2fGhfzaxriGGv6t8AIA8d/view

Romero, M. Del C., Álvarez, M. B. (2022). Usos del término "Likert". Una revisión en estudios sobre aprendizaje organizacional. *Revista de la Escuela de Perfeccionamiento en Investigación Operativa*, año XXX, N° 51, pp. 41-57. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/epio/article/view/37820>

Schweickardt, G. (2003). *Metodología para la Asignación de Costos en la Función Técnica de Transporte sobre el Mercado de Distribución*. Editorial Fundación Universidad Nacional de San Juan, Argentina.

Schweickardt, G. (2023). Percepción de la Calidad del Servicio Técnico en usuarios Residenciales de Sistemas de Distribución Eléctrica. *LATAM Revista Latinoamericana De Ciencias Sociales Y Humanidades*, 4(2), 3885–3909. <https://doi.org/10.56712/latam.v4i2.877>

Scott, D. W. (1979). On optimal and data-based histograms. *Biometrika*, 66(3), pp. 605-610. <https://doi.org/10.1093/biomet/66.3.605>

Spulber, D. (1989). *Regulation and Markets*. MIT Press.

Tsao, T-F., Chan Chang, H-C. (2003). Composite reliability evaluation model for different types of distribution systems. *IEEE Transactions on Power Systems*, vol. 18, no. 2, pp. 924-930. <https://doi:10.1109/TPWRS.2003.811174>.

Wold, H. (1973). Nonlinear Iterative Partial Least Squares (NIPALS) Modeling: Some Current Developments, in Paruchuri R. Krishnaiah (Ed.), *Multivariate Analysis*, Vol. 3, pp. 383-407. New York: Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-426653-7.50032-6>

Wold, H. (1985). Partial Least Squares. In S. Kotz & N. L. Johnson (Eds.), *Encyclopedia of Statistical Sciences* (Vol. 6, pp. 581–591). New York: John Wiley & Sons.

Zhao, Y., Li, P., Gao, M., Niu, B., Hou, C., Xiang, T. (2021). Reliability Classification Standard and Evaluation Method of Distribution Network. In 2021 IEEE 5th Conference on Energy Internet and Energy System Integration (EI2), pp. 1384-1389. <https://doi.org/10.1109/EI252483.2021.9713257>