

DOI: <https://doi.org/>

Percepción de la calidad de servicio técnico en distribución eléctrica: un análisis multi-grupo entre clientes residenciales urbanos y suburbanos

Perception of technical service quality in electrical distribution systems: a multi-group analysis of urban and suburban residential customers

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: 09 de diciembre de 2024. Aceptado para publicación: día mes 2024.
Conflictos de Interés: Ninguno que declarar.

Resumen

El presente trabajo evalúa la percepción de la calidad del servicio técnico en sistemas de distribución eléctrica, centrándose en clientes residenciales de zonas urbanas y suburbanas. Utilizando un modelo de ecuaciones estructurales (CB-SEM) con análisis multi-grupo, se evalúa la existencia de diferencias significativas en las percepciones de ambos grupos. Se estudian dos constructos independientes: 'Frecuencia y Tiempo de Fallas' y "Atención a Reclamos ante interrupciones no programadas del servicio", en relación con el constructo dependiente "Calidad de Servicio Técnico". La investigación contrasta hipótesis de moderación que suponen mayor sensibilidad en clientes urbanos, justificando prácticas empresariales que priorizan su atención. Los resultados, sin embargo, rechazan ambas hipótesis, mostrando que no hay diferencias estadísticamente significativas entre los dos grupos. Este hallazgo cuestiona ciertas prácticas de algunas empresas distribuidoras, remarcando la necesidad de políticas regulatorias más equitativas sobre la calidad del servicio técnico que deben recibir los clientes. El estudio se basa en datos de una encuesta realizada en Bariloche, Argentina, durante 2023.

Palabras clave: sistema de distribución de energía eléctrica, calidad de servicio técnico, ecuaciones estructurales CB-SEM, invarianza de medida, análisis multi-grupo

Abstract

This work evaluates the perception of technical service quality in electrical distribution systems, focusing on residential customers in urban and suburban areas. Using a structural equation modeling approach (CB-SEM) with multi-group analysis, it examines whether significant differences exist in the perceptions of the two groups. Two independent constructs, Frequency and Duration of Service Interruptions and Customer Support for Unplanned Service Disruptions, are analyzed in relation to the dependent construct, Technical Service Quality. The research tests moderation hypotheses suggesting greater sensitivity among urban customers, which have traditionally justified business practices prioritizing their service restoration. However, the findings reject both hypotheses, revealing no statistically significant differences between the two groups. These results challenge certain practices of some distribution companies, emphasizing the need for more equitable regulatory policies regarding the quality of technical

service delivered to customers. The study is based on survey data collected in Bariloche, Argentina, during 2023.

Keywords: electrical distribution system, technical service quality, CB-SEM structural equation modeling, measurement invariance, multi-group análisis

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



Cómo citar:

LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades 5 (5), 2658 – 2683.
<https://doi.org/>

INTRODUCCIÓN

Calidad de Servicio Técnico en los Sistemas de Distribución de Energía Eléctrica. Medición Física

El presente manuscrito continúa la línea de investigación abordada por el autor, cuyos primeros resultados y antecedentes sobre este punto se presentan en Schweickardt (2023a) y Schweickardt (2023b).

Conforme se describe en Schweickardt (2023a), se observa, tanto en la literatura especializada como en la práctica del control regulatorio de la confiabilidad de los sistemas de distribución eléctrica, dos estadios. Ambos relativos a la Reestructuración o Reforma de la Cadena de Abastecimiento Eléctrico, dividiéndola en tres segmentos cuyos mercados de energía y capacidad (potencia puesta a disposición de los clientes) se regulan de forma independiente:

Pre-reestructuración: El enfoque era puramente técnico, centrado en mantener la operación dentro de parámetros aceptables para preservar la integridad de los sistemas de redes. No existían penalizaciones regulatorias por fallas, y la confiabilidad dependía de buenas prácticas, experiencia de los planificadores y, a menudo, de inversiones excesivas que incrementan la base de capital de las empresas (efecto Averch-Johnson).

Post-reestructuración: Con la introducción de esquemas regulatorios por incentivos, la confiabilidad se torna en un problema técnico y económico. Las autoridades regulatorias establecen penalizaciones por degradación de la confiabilidad, lo que impulsa a las empresas distribuidoras a optimizar su gestión con dos objetivos en conflicto: maximizar la confiabilidad y minimizar los costos de inversión y penalizaciones. Sin embargo:

- Si las penalizaciones son menores al valor que los usuarios asignan a la calidad, las empresas podrían optar por pagar las mismas en lugar de invertir en mejoras;
- Si las penalizaciones no son significativas o el nivel de confiabilidad no es adecuadamente controlado, las empresas pueden obtener beneficios monopólicos, apropiándose del excedente de los consumidores/clientes.

En el contexto actual (Post-reestructuración), bajo los esquemas regulatorios por incentivos, la medición física y posterior valoración de la confiabilidad, entendida según normativas regulatorias internacionales como 'Calidad de Servicio Técnico', en sistemas de distribución eléctrica, considera el estándar IEEE (2003) y sus indicadores clave. Fundamentalmente SAIFI (System Average Interruption Frequency Index – Índice de Frecuencia Promedio de Interrupciones) y SAIDI (System Average Interruption Duration Index – Índice de Duración Promedio de Interrupciones). Estos dos indicadores corresponden a la clasificación Tipo (I) (basados en usuarios) de tal estándar, y en conjunto con algunos del Tipo (II) (basados en energía), como la EENS (Expected Energy Not Supplied - Energía Esperada No Suministrada), son ampliamente utilizados en tales esquemas de control regulatorio (incluyendo el utilizado en la regulación argentina). Aunque útiles para medir interrupciones, carecen de una monetización directa que permita establecer penalizaciones regulatorias claras, lo que plantea desafíos en su aplicación. Este último aspecto es tratado en Schweickardt (2024), siempre en línea con los trabajos anteriores.

El marco teórico relativo a la medición de la confiabilidad física, considera cuatro enfoques complementarios (Schweickardt (2023a), (De Mendonça et al., 2023), (Gomes, et al., 2023), (Olajuyin et al., 2022): (Abreu y Martins, 2021), (Jain y Jain, 2021), Flores y Waddams Price (2018), Sekhar et al., 2016) y (Rashid, 1985).

Índices generales de confiabilidad, aportados por múltiples estudios recientes.

Confiabilidad en la planificación óptima, optimizando la expansión de las redes.

Confiabilidad en la operación óptima, basada en estrategias en tiempo real.

Generación distribuida y redes inteligentes, integrando fuentes primarias de energías renovables y la figura del prosumidor (consumidor que también produce energía),.

Cada enfoque contribuye al desafío de maximizar la confiabilidad al menor costo, enfrentando vacíos en el control regulatorio a medida que la complejidad de los sistemas se incrementa. Especialmente en los sistemas 'emergentes' de distribución eléctrica, que operan bajo la coexistencia del paradigma clásico de abastecimiento, desde generación centralizada, y el nuevo paradigma de generación distribuida en media y en baja tensión (prosumidores). Pese a estos desafíos, existe un marco bien establecido para medir la confiabilidad física, como se evidencia en los indicadores más utilizados, SAIFI y SAIDI.

En particular, sobre los puntos 1. y, fundamentalmente, 4., en Gomes, et al. (2023), se aborda un enfoque innovador para agrupar consumidores en sistemas de distribución de energía, considerando restricciones de capacidad de las fuentes y agregación de carga, aspectos característicos de las redes 'emergentes' actuales. Este trabajo introduce un método basado en confiabilidad para optimizar la agrupación de clientes, asegurando la estabilidad y eficiencia del sistema de distribución bajo diversas condiciones operativas. Como método de agrupamiento emplea un modelo que combina algoritmos de optimización con análisis de confiabilidad clásico, determinando grupos de clientes que minimicen las interrupciones y optimicen la operación del sistema. El enfoque propuesto es especialmente relevante en el contexto de la transición hacia redes inteligentes (smart grids), donde la proliferación de generación distribuida y la necesidad de una operación más dinámica y eficiente, exigen métodos avanzados para gestionar los recursos. Aunque el modelo es robusto, su implementación en redes reales podría enfrentar desafíos relacionados con la complejidad computacional y la calidad de los datos disponibles. Además, de ampliarse para considerar dinámicas de mercado y la interacción con comunidades de prosumidores, la complejidad resultaría mucho mayor.

Existen, no obstante, inconvenientes relevantes que persisten bajo los elementos de tal marco teórico considerando los esquemas por incentivos, como se discute en Schweickardt (2023b).

El primer inconveniente, estriba en que la regulación actual de la calidad del servicio técnico sobre empresas de distribución eléctrica, presenta tres características cuestionables:

Su enfoque está basado sólo en mediciones físicas, sin considerar la percepción de los clientes afectados por una mala (o buena, caso excepcional) calidad del servicio técnico prestado -léase interrupciones no programadas del suministro de energía eléctrica-,

Una representación multidimensional de la confiabilidad, de compleja interpretación para los clientes, y

La reducción de los indicadores medidos a valores promedio (caso del SAIFI y SAIDI), lo que puede ser muy poco representativo, considerando que la normativa regulatoria (particularmente en Argentina), exige, en teoría, la medición y control de la calidad 'a nivel usuario'.

El segundo inconveniente, estriba en que, para el diseño y la planificación de las redes de distribución, son empleados los denominados 'Tipos o Típicos Constructivos'. Los mismos son definidos por equipos y elementos específicos, que se ajustan a las 'economías de densidad'

(Schweickardt y Pistonesi Castelli, 2008). Estas reflejan cómo varían los costos del servicio según la densidad poblacional, siendo más bajos, con inversiones altas, en áreas densamente pobladas, y más altos, con inversiones más bajas, en zonas menos pobladas, relativamente. Este concepto se distingue de las 'economías de escala', ya que considera un aspecto espacial de la prestación del servicio.

Los Tipos Constructivos en Argentina varían según la densidad de urbanización: desde infraestructuras subterráneas en áreas urbanas de alta densidad de usuarios [n° de usuarios/km²], postación de hormigón con conductores preensamblados en áreas suburbanas de media-baja densidad de usuarios, hasta postes de madera con conductores desnudos en zonas rurales de baja-muy baja densidad.

Si bien estos estándares responden a una lógica empresarial fundamentada, el hecho es que la confiabilidad del servicio disminuye progresivamente desde las zonas con mayor densidad, hacia zonas menos densas, principalmente por una mayor exposición a factores climáticos, conforme los Tipos Constructivos empleados, que producen fallas en el equipamiento expuesto con la consecuente interrupción del servicio.

La Percepción de Calidad de Servicio Técnico en los Sistemas de Distribución de Energía Eléctrica y su Medición

La literatura sobre el uso de Modelos de Ecuaciones Estructurales (SEM) para medir la confiabilidad o calidad del servicio técnico en distribución eléctrica, es muy limitada (Schweickardt, 2023b).

Santos Neto et al. (2022), exploran la percepción de calidad del servicio eléctrico en Brasil empleando una adaptación del instrumento SERVQUAL (Parasuraman et al., 1985-1994), pero omitiendo el marco teórico basado en indicadores físicos, como los propuestos por el IEEE (2003). Un enfoque similar es adoptado por Nigro et al. (2014) en Argentina, centrado en la gestión integral de la distribuidora y ajustando SERVQUAL según indicadores de la Comisión de Integración Energética Regional.

El instrumento SERVQUAL, enfocado en la brecha entre percepción y expectativas, ha sido criticado por Cronin y Taylor (1992, 1994), quienes desarrollaron SERVPERF, eliminando el componente de expectativas. Sin embargo, incluso una adaptación de SERVPERF alejaría el análisis de las mediciones físicas objetivas que necesitan incorporarse como referente empírico. Si bien ambos enfoques (instrumentos) se apoyan en teorías generales para evaluar la calidad y satisfacción, su aplicación no es adecuada para responder a las necesidades específicas en el marco teórico presentado.

También existen antecedentes de la medición de calidad general de prestación del servicio eléctrico mediante ecuaciones estructurales, como los aportes de Jou, et al. (2022)

Como se explica detalladamente en Schweickardt (2023a), la ausencia de un Modelo de Percepción de la Calidad de Servicio Técnico, que tuviese un correlato con el referente empírico proporcionado por la Medición Física, así como la imposibilidad de lograr esto último adaptando los instrumentos SERVQUAL o SERVPERF, motivó la exploración de un Modelo Conceptual de Percepción de la CST (para los usuarios o clientes en el segmento residencial), que se presenta en tal referencia, con una estimación CB-SEM, y en Schweickardt (2023b), con una estimación PLS-SEM.

Este Modelo, tiene cuatro constructos independientes, y uno dependiente de estos (el constructo CST):

Frecuencia de los Cortes (o Interrupciones No Programadas) del Servicio (FC) ← SAIFI (la flecha indica que capta el índice físico de manera 'reflectiva');

Duración de los Cortes del Servicio' (DC) ← SAIDI

Cortes de Servicio en Baja Tensión (CBT): el cual intenta captar las interrupciones no programadas, específicamente en el nivel de baja tensión al cual se conectan los usuarios residenciales, las cuales, por lo general, son de carácter muy localizado y, por tanto, no computadas en la medición física a través de SAIFI y SAIDI.

Reclamos (Atención o Respuesta desde la distribuidora) por Cortes del Servicio (RC): constructo que no tiene un correlato directo con los dos índices físicos en cuestión, sino indirecto, pero demostró ser muy importante en la formación del constructo dependiente CST.

Sobre este modelo, tal como se indica en la sección referida a la metodología, se propone un Modelo Conceptual más reducido, que preserve las buenas propiedades contrastadas, pero más generalizable a los efectos del objetivo que persigue la presente investigación.

Análisis Multi-Grupo e Invarianza de Medida del Instrumento de Medición

El Análisis Multi-Grupo (AMG) constituye una técnica estadística avanzada, que se emplea principalmente en el contexto de modelos de ecuaciones estructurales, para evaluar si un modelo teórico es equivalente a través de diferentes grupos o poblaciones. Este análisis resulta esencial para comparar constructos latentes entre grupos, como géneros, culturas, niveles socioeconómicos, o cualquier segmentación relevante, asegurando que las diferencias observadas reflejan variaciones reales en los constructos y no artificios metodológicos (Cheung y Rensvold, 2002; Byrne, 2012). Koufteros y Marcoulides (2006), establecen que, en la literatura especializada referente a los aspectos metodológicos de SEM, las pruebas estadísticas generales para abordar hipótesis sobre posibles diferencias entre grupos, se denominan comúnmente 'pruebas de invarianza' del modelo. Otros términos como 'modelado de interacción' o 'multi-muestreo', también se utilizan a menudo para referirse a aquellos análisis de datos que tienen como objetivo comparar similitudes de los modelos propuestos sobre diferentes muestras o subgrupos de muestras. Todas estas técnicas de modelado sólo son, en realidad, parte de la clase más general de enfoques que abarcan los SEM.

Milfont y Fischer (2010), mencionan que los investigadores suelen asumir la equivalencia de la estructura de las medidas que comparan entre distintos grupos. La validez de este supuesto constituye un requisito fundamental para arribar, con significatividad, a cualquier conclusión sobre las diferencias existentes (o no), relacionadas con los grupos o subgrupos identificados en una muestra general bajo estudio, sobre las que se aplica un SEM. Si tal supuesto no resultase cierto (su cumplimiento no fuese estadísticamente significativo), no sería posible siquiera afirmar que un constructo, por caso, resulte el mismo en los diferentes grupos considerados.

De manera que una comparación legítima de relaciones estructurales o de medias entre grupos de una muestra, requiere la equivalencia de las estructuras de medición subyacentes a los indicadores. De esta forma, estos dos autores concluyen en que las pruebas de Invarianza de Medición, abordan cuatro preguntas fundamentales: a) '¿Son los parámetros de medición (cargas factoriales, interceptos, errores de medición, etc.) los mismos entre los grupos en los que se ha dividido la muestra general?'; b) '¿Existen marcados sesgos de respuesta en un grupo particular?'; c) '¿Es posible interpretar inequívocamente las diferencias observadas en las medias como diferencias en las medias latentes?'; y d) '¿Se mide el mismo constructo en todos los grupos?'

Por otra parte, más recientemente, Meitinger et al. (2020) señalan que, en las últimas décadas, se ha producido un aumento significativo de la producción de datos transnacionales y longitudinales en la investigación de las ciencias sociales (lo mismo podría ser considerado para datos de carácter transculturales, consultando los aportes de Davidov (2011) y He y van de Vijver (2012)).

Previamente a la extracción de conclusiones sustanciales basadas en datos de encuestas, los investigadores deben evaluar si los constructos se miden de la misma manera en todos los países (transnacionales) y en distintos momentos (longitudinales). Si no es probada la comparabilidad de los datos, se enfrenta el riesgo de confundir artificios metodológicos con diferencias (que pueden resultar sustanciales) 'reales' entre países. Sin embargo, a los investigadores, a menudo, les resulta particularmente difícil establecer el nivel más alto de Invariancia de Medición, es decir, la denominada Invariancia Escalar Exacta. Cuando se rechaza la invariancia de medición, resulta fundamental comprender por qué fue así. Su ausencia puede abordarse mediante enfoques alternativos, como lo son la Optimización de Alineación (Luong y Flake, 2023) o el Modelado de Ecuaciones Estructurales Bayesianas -BSEM- (Muthén y Asparouhov, 2012), pues algunos autores cuestionan la interpretación convencional de que la no invariancia (diferencias en cómo los grupos interpretan un constructo), automáticamente, implica la no comparabilidad de los datos entre grupos (Zhirkov y Welzel, 2022).

Más allá del consenso actual generalizado sobre testear la Invarianza de Medida (o del Instrumento de Medida, como la refiere Joaquín Aldás en su capítulo del libro de Sarabia Sánchez (2013)) antes de realizar un Análisis Multi-Grupo con significancia estadística en sus conclusiones, existen autores que minimizan o resisten la importancia de tal testeo (o directamente del concepto Invarianza de Medida). Tal es el caso de Welzel et al. (2019, 2023), pero son adecuadamente refutados por Meuleman et al. (2023).

Las pruebas Invarianza de Medida (IM) se sustentan, tradicionalmente, en el Análisis Factorial Confirmatorio Multi-Grupo (AFCMG), introducido por Jöreskog (1971), de modo que (IM) y (AMG) son dos conceptos relacionados jerárquicamente, mediando la aplicación de un (AFCMG). Esta constituye la lógica general del procedimiento, y seguida en el presente manuscrito.

Al aplicar un (AFCMG) para estudiar la Invarianza de Medida, se pueden distinguir diferentes niveles, que operan como modelos anidados exigiendo, cada vez, mayores restricciones de igualdad con significación estadística sobre los parámetros estimados en cada grupo. Pueden consultarse en tal sentido, los aportes de Meredith (1993), Steenkamp y Baumgartner (1998), Vandenberg y Lance (2000), French y Finch (2006), Chen (2007), Millsap y Meredith (2007), Schmitt y Kuljanin (2008), Widaman et al. (2010), Millsap (2011), Van de Schoot et al. (2012, Little, (2013), Sarabia Sánchez (2013), Sass y Schmitt (2013), Davidov et al., (2014), Rutkowski y Svetina (2014), Brown (2015), Putnick, y Bornstein (2016), Hox et al. (2017), Hair et al. (2019), Protzko (2022), Kline (2023) y Lasker (2024).

Considerando esta revisión de la literatura y diferentes denominaciones que refieren el mismo concepto, son aquí sintetizados cuatro niveles de Invarianza de Medida, desde el menos exigente o restrictivo, hasta el de mayor exigencia. Al satisfacerse un nivel, se toma como referencia para probar el siguiente (desde aquí el concepto de 'modelos anidados' al aplicar el AFMG para el testeo):

Invarianza Configural (o de Forma): este es el nivel inicial, y evalúa si la estructura factorial básica es la misma entre grupos, es decir, si los mismos ítems se agrupan en los mismos factores. Si es satisfecha, puede asumirse que el constructo es medido por los mismos indicadores en todos

los grupos en los que se ha subdividido en la muestra general. No se imponen restricciones sobre los valores de las cargas factoriales, interceptos, o errores de medición.

El cumplimiento de la Invarianza Configural significa, entonces, que el modelo tiene la misma estructura conceptual en todos los grupos considerados. Este nivel establece un marco base para las comparaciones y es esencial antes de avanzar hacia niveles superiores.

Invarianza Métrica: este nivel se verifica si las cargas factoriales son equivalentes entre grupos, lo cual indica que, además de cumplirse la Invarianza Configural, los ítems tienen relaciones proporcionales con el constructo en los diferentes grupos. La restricción impuesta sobre el modelo (AFMG), que satisface la Invarianza Configural, estriba en que las cargas factoriales sean las mismas en todos los grupos considerados. Otras denominaciones para este nivel, observadas en las referencias que se listan más arriba, son 'Equivalencia Métrica' (Davidov et al., 2014) e 'Invarianza Débil - Weak Invariance -' (Meredith, 1993).

El cumplimiento de la Invarianza Métrica, significa que en el modelo se considera el primer nivel de comparabilidad entre los grupos, como condición para hacer comparaciones de las variables latentes en términos de sus relaciones estructurales con otras covariables.

Invarianza Escalar: en este nivel, además de la Invarianza Métrica (que, como se explicó, presupone la Invarianza Configural), se debe satisfacer como restricción adicional la igualdad de interceptos en los grupos.

Al alcanzar este nivel de invarianza, es posible comparar las medias latentes de los grupos, además de analizar cómo las variables latentes se relacionan con otras covariables. Esto permite evaluar diferencias en las medias de un constructo entre grupos y aplicar modelos estadísticos, como regresiones, que examinan patrones de relación entre las variables en los distintos grupos considerados. Una denominación alternativa, siguiendo a Meredith (1993), es 'Invarianza Fuerte - Strong Invariance -'.

Invarianza Estricta: este último nivel, para la clasificación aquí sintetizada, incorpora, al modelo escalar, la restricción de equivalencia sobre la variación de los errores residuales de los indicadores entre los grupos. Conforme Millsap y Meredith (2007), constituye un nivel de Invarianza de Medida 'ideal' difícilmente alcanzable en la aplicación práctica.

A los efectos del AMG que se propone en este trabajo, resultará, entonces, suficiente que el Modelo Conceptual propuesto para medir la Calidad de Servicio satisfaga la Invarianza Métrica, subdividiendo la muestra en dos grupos, pues se pretende, como se describe en la sección referida a la metodología, indagar cómo son las relaciones estructurales sobre el constructo CST, entre los Clientes Residenciales Urbanos (Grupo 1) y Suburbanos (Grupo 2).

Antecedentes de Análisis Multi-Grupo en la Medición de la Calidad

En la literatura científica especializada, existen trabajos que aplican AMG sobre la medición de calidad para diferentes constructos. Por casos: Barrera et al. (2014), muestran que la calidad de los servicios tradicionales puede ser percibida de forma distinta por los consumidores. Luego analizan si la calidad percibida de los servicios electrónicos puede variar según las características sociodemográficas y web-gráficas de los consumidores online (tales como género, edad, nivel de educación y frecuencia de uso de Internet). Barrera-Barrera et al. (2015), analizan cómo los perfiles de los consumidores en plataformas de agencias de viajes online, influyen en el tipo de interacción y calidad de servicio percibida. Utilizando un enfoque basado en calidad de servicio y gestión, su estudio aborda la relación entre comportamiento del consumidor y la satisfacción con los servicios digitales. Los autores emplean Análisis Multi-Grupo para

evaluar cómo diferentes segmentos de consumidores responden a los modelos de calidad funcional y hedónica en servicios online, lo cual es relevante para estrategias de personalización y mejora en entornos digitales. Sobre la percepción de la calidad educativa, se tienen estudios tales como el realizado por Martínez Ávila (2021). Liu et al. (2017) analizan la Invariancia de Medida en función del género para la escala de respuesta de SERVQUAL.

Pero no se observan aportes relativos a la Calidad Eléctrica y menos, específicamente, sobre la CST.

METODOLOGÍA

Este trabajo busca explorar, a través de un enfoque metodológico riguroso basado en modelos de ecuaciones estructurales (CB-SEM), si existe o no evidencia estadística que respalde la presunción, por parte de las empresas de distribución eléctrica, de que los usuarios residenciales urbanos perciben la calidad del servicio técnico (CST) de manera 'más sensible' que los usuarios suburbanos. Considerando: a) el marco teórico para la medición física u objetiva de la Calidad del Servicio Técnico en Sistemas de Distribución Eléctrica, b) el presentado en Schweickardt (2023b) para medir la misma a partir de la percepción de los clientes residenciales, mediante ecuaciones estructurales CB- SEM, y c) el Marco teórico de la Invarianza de Medida y el Análisis Multi-Grupo, se identifican tres etapas en la metodología empleada:

Etapas I: Definición de un Modelo SEM reducido, y su estimación con buen ajuste.

Etapas II: Análisis Multi-Grupo: Comprobación del Nivel de Invarianza de Medida.

Etapas III: Planteo y contraste de Hipótesis de Moderación sobre las relaciones estructurales en la formación del constructo CST, para los dos grupos considerados en la presente investigación.

Se desarrollan seguidamente.

Etapas I: Modelo SEM Reducido

Como se mencionó brevemente en la sección anterior, subsección referida a la Percepción de Calidad de Servicio Técnico, se adopta como referencia el Modelo SEM propuesto en Schweickardt (2023a) y (2023b). Este Modelo se compone de cuatro constructos independientes (FC, DC, CBT y RC) que forman al constructo CST. Sin embargo, más allá del muy buen ajuste obtenido tanto para el modelo de medida como el estructural, se plantea la necesidad de reducirlo debido a las siguientes razones:

En el cuestionario empleado para la captación de los datos, se debe excluir el conjunto de preguntas que definen cada uno de los ítems en los que se refleja el constructo CBT. Estas preguntas buscan captar la percepción que los clientes residenciales tienen sobre las fallas específicas del nivel de baja tensión, la mayoría de las cuales tienen causas por eventos localizados, y no califican en el SAIFI y el SAIDI. Resulta, actualmente, más apropiado integrar tales fallas en un nuevo constructo cuyo referentes físicos de medida se establecen en la 'Calidad de Producto Técnico', aspecto definido y controlado regulatoriamente, que escapa a los alcances de la CST. De manera que el constructo CBT, es eliminado del modelo.

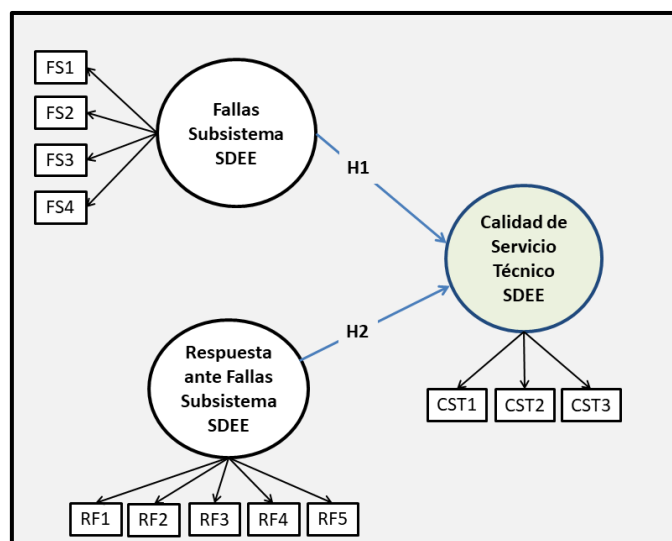
También deben eliminarse ciertas preguntas (ítems) sobre los constructos FC y DC, para que el modelo resulte de aplicación más general. Los efectos de las 'nevadas copiosas' y 'épocas de alta afluencia turística', se eliminan porque 'no nieva en todas partes para el sistema de distribución considerado' (San Carlos de Bariloche, Argentina), mientras que 'la afluencia turística

siempre es alta'. Se optó por integrar frecuencia y duración de las interrupciones en un único constructo, 'Falls del Sistema', (FS) preservando los ítems específicos.

La Figura 1 presenta el Modelo Conceptual reducido. La Tabla 1 presenta los ítems de cada Construto, las preguntas asociadas, y las medidas pertinentes obtenidas en la fase exploratoria del modelo. La muestra es de 420 observaciones y la escala utilizada es tipo Likert de 7 puntos, invertida.

Figura 1

Modelo Conceptual-Híbrido con los Ítems para cada Construto



Fuente: elaboración propia.

Tabla 1

Medida de los Ítems: Escala Tipo Likert de 7 Puntos Invertida. Estadísticos Descriptivos y Resultados del Análisis Factorial Exploratorio (AFE): Medida de Adecuación (KMO) y α de Crombach

Descriptivos - AFE							Cuestionario
Ítem	Media	Std. Dev.	Min	Max	KMO	α	Pregunta - Puntaje
FS1	3.745	1.987	1	7	0.884	0.888	Los Cortes del Servicio son: [Muy Poco Frecuentes→1; Muy Frecuentes→7]
FS2	4.329	1.990	1	7	0.907	0.888	Los Cortes en días Muy Ventosos son: [Muy Poco Frecuentes→1; Muy Frecuentes→7]
FS3	4.924	1.785	2	7	0.899	0.887	La Duración (horas) de los Cortes es: [Muy Baja→1; Muy Alta→7]
FS4	4.626	1.935	1	7	0.860	0.887	La Duración (horas) de los Cortes en días Muy Ventosos es: [Muy Baja→1; Muy Alta→7]

RF1	4.838	1.974	1	7	0.928	0.882	¿Se considera bien atendido cuando Reclama ante un Corte? [Muy Bien→1; Muy Mal→7]
RF2	4.879	1.946	1	7	0.928	0.882	Para reclamar ante un Corte debe esperar: [Muy Poco→1; Demasiado→7]
RF3	4.855	1.995	1	7	0.920	0.881	Si vuelve reclamar ante un Corte el trato que recibe es: [Muy Bueno→1; Muy Malo→7]
RF4	5.348	2.019	1	7	0.930	0.882	Al reclama, ¿le explican los motivos del Corte? [Siempre→1; Nunca→7]
RF5	3.674	2.105	1	7	0.919	0.883	¿Ha firmado el Libro Rubricado de Quejas para llegar al Ente Regulador? [Nunca→1; Siempre→7]
CST1	4.431	0.894	3	7	0.902	0.887	El Servicio que presta la Empresa Distribuidora es: [Muy Bueno→1; Muy Malo→7]
CST2	4.881	1.013	2	7	0.887	0.886	La relación Costo de la Energía - Calidad es: [Satisfactoria→1; Muy Poco Satisfactoria→7]
CST3	4.410	1.105	1	7	0.923	0.886	¿Se plantea Auto-Abastecerse? [Nunca→1; Siempre→7]
				Overall	0.907	0.894	

Fuente: elaboración propia.

Para el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) sobre los ítems que integran el cuestionario redefinido, respecto del presentado en Schweickardt (2023a), y aplicado a efectos de obtener los datos componentes de la muestra, fue utilizado el software STATA, siguiendo a Peña (2002). En la Tabla 1, se observan la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) (Kaiser, 1974), y el α de Cronbach (Cronbach, 1951), por ítem y global. También los valores descriptivos habitualmente reportados. El Modelo Reducido a estimar tiene 12 ítems: el constructo FS → FS1 a FS4, el constructo RF → RF1 a RF5, y el constructo CST → CST1 a CST3, como se observa en la Figura 1, donde SDEE refiere al subsistema de distribución de energía eléctrica considerado, más abarcativo que en Schweickardt (2013a) para obtener suficiente diversidad en los tipos constructivos de sus redes, asociadas con sectores residenciales urbanos y suburbanos, conforme lo requieren los tamaños muestrales (mínimos) de ambos grupos para que la estimación SEM en el AMG resulte significativa (Bentler y Chou, 1987), (Anderson y Gerbing, 1988), (Hair et al., 1998 y 2019), (Wolf et al., 2013) (Kyriazos, 2018).

Para la estimación del Modelo, se empleó el software R, siguiendo a Aldás y Uriel (2017) -enfoque de 'dos pasos', estimando el modelo de medida y luego el modelo estructural. En la sección siguiente se presentan los resultados (Tablas 2 a 7), logrando un muy buen ajuste y un Modelo Reducido de mayor parsimonia (Kline, 2023) respecto al adoptado como referencia (propuesto en Schweickardt (2023a)).

Etapla II: Análisis Multi-Grupo. Comprobación del Nivel de Invarianza de Medida

Como se dijo, la variable empleada para identificar clientes residenciales urbanos (Grupo 1) y clientes residenciales suburbanos (Grupo 2), es la Densidad de Usuarios (DUusu), expresada en [n° de usuarios/km²]. En el año 2023, cuando se relevaron los datos, se aplicaban los valores promedio en el área de concesión de la distribuidora (que incluía la ciudad de San Carlos de Bariloche y el municipio de Dina Huapi), conforme a la siguiente clasificación de clientes residenciales: zonas de Alta Densidad, $DU_{usu} \geq 100$ (Urbanos → Grupo 1), y zonas de Media-Baja Densidad, $60 \leq DU_{usu} < 100$ (Suburbanos → Grupo 2). De este modo, la muestra con 420 observaciones, resultó dividida según: el Grupo 1, con 216 observaciones, y el Grupo 2, con 204 observaciones.

Conforme lo establecido en la sección anterior, para comparar los coeficientes (β) en las relaciones estructurales entre los dos grupos, debió comprobarse la Invarianza Métrica. El procedimiento seguido, es el propuesto por Joaquín Aldás en su capítulo del libro de Sarabia Sánchez (2013) con dos pasos: a) para probar la Invarianza Configural, se estimó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) de manera independiente para los dos grupos, verificando el buen ajuste del modelo en cada grupo por separado ('validación cruzada relajada'). Luego estimó un AFCMG a efectos de evaluar si el modelo tiene un buen ajuste adecuado simultáneo en los dos grupos considerados; b) para probar la Invarianza Métrica, al AFCMG se le agregó la restricción de que las cargas factoriales sean iguales en ambos grupos, obteniendo un muy buen ajuste. Se han tomado en consideración para la evaluación del buen ajuste de los 'modelos anidados', los aportes de Marsh et al. (2004), Browne y Cudeck (1993), Meade et al. (2008), y Clifton (2020). También, al igual que para la Etapa III, se utilizó el software R. Los resultados se presentan, con el orden indicado, en la siguiente sección (Tabla 8).

Etapla III: Planteo y contraste de Hipótesis de Moderación

En esta etapa, son planteadas y sometidas a contraste las dos Hipótesis de Moderación sobre las relaciones estructurales (FS → CST) y (RF → CST) (Figura 2). Fue empleado el Test de Lagrange (o prueba de multiplicadores de Lagrange) (Cheung y Rensvold, 2002), (Byrne, 2012). Se trata de una técnica muy utilizada en modelos de ecuaciones estructurales, incluido el Análisis Multi-Grupo, para evaluar si ciertas restricciones en un modelo estadístico pueden ser relajadas con el fin de mejorar el ajuste. En el contexto de Hipótesis de Moderación sobre relaciones estructurales, este test ayuda a determinar si los coeficientes -relaciones- estructurales (β) difieren significativamente entre grupos. Las dos Hipótesis de Moderación planteadas se rechazan en el contraste, lo cual indica que, al relajar las restricciones, no mejora significativamente el ajuste y, por lo tanto, ambas relaciones estructurales no difieren entre los dos grupos. Los resultados se presentan en la siguiente sección (Tabla 9).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Para la Etapa I: Las Tablas 2 y 3 reportan los resultados de la estimación del Modelo CB-SEM de Medida según la Figura 1. La Tabla 4 reporta los resultados de la estimación CB-SEM del Modelo Estructural.

Para la Etapa II: en primer lugar, las tablas 5-6 y 7, reportan los resultados de la estimación de los Modelos CB-SEM de Medida y Estructural, respectivamente, para cada Grupo: Grupo 1: Clientes Residenciales en Zonas Urbanas (color marrón) y Grupo 2: Clientes Residenciales en Zonas Suburbanas (color verde). Luego, la Tabla 8 presenta la Comprobación del Nivel de Invarianza Métrica.

Tabla 2

Propiedades Psicométricas del 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	λ (z-valor)	α - Crombach	RC	AVE
Fallas del Subsistema (FS)	FS1	0.984 (48.819***)	0.992	0.993	0.971
	FS2	0.984 (43.588***)			
	FS3	0.981 (45.192***)			
	FS4	0.991 (44.506***)			
Reclamos por Cortes del Servicio (RF)	RF1	0.924 (34.345***)	0.967	0.968	0.857
	RF2	0.925 (35.190***)			
	RF3	0.939 (36.524***)			
	RF4	0.916 (35.559***)			
	RF5	0.924 (40.232***)			
Calidad de Servicio Técnico (CST)	CST1	0.873 (22.472***)	0.879	0.881	0.712
	CST2	0.877 (22.437***)			
	CST3	0.795 (18.694***)			
Indicadores de Bondad de Ajuste (S-B o Robustos)					
S-B χ^2 (51 df)	S-B CFI	S-B TLI	S-B χ^2 /df	SRMR	S-B RMSEA (90% CI)
104.002 (p-Chi2 = 0.000)	0.993	0.991	2.039	0.009	0.050(0.036 0.064)

Notas: λ = Cargas Factoriales estandarizadas; α = Alfa de Crombach (Crombach, 1951) -Fiabilidad Simple-; RC = Fiabilidad Compuesta (Bagozzi y Yi, 1998); (Fornell y Larker, 1981); (Sarabia Sánchez, 2013); AVE = Average Variance Extracted (Fornell y Larker, 1981); S-B χ^2 = χ^2 Satorra-Bentler (Satorra y Bentler, 1994); df = Grados de Libertad; S-B CFI = Comparative Fit Index (Bentler, 1990); S-B TLI = Tucker-Lewis Index (Tucker y Lewis, 1973) Robusto; (Bentler y Bonett, 1980); S-B χ^2 /df = S-B χ^2 ratio de (Wheaton et al., 1977) Robusto; SRMR = Standarized Root Mean Residual (Jöreskog y Sörbom, 1981), (Pavlov et al., 2021); S-B RMSEA = Root Mean Square of Approximation (Steiger, 1990); (Steiger y Lind, 1980); (Kenny y McCoach, 2003) Robusto; CI = Confidence Interval; *** $\rightarrow p < 0.001$.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 3

Propiedades Psicométricas del Modelo de Medida. Validez Discriminante. Ratio HT/MT

Validez Discriminante: Ratio HT/MT (Henseler et al., 2015)			
	FS	RF	CST
FS	1.000		
RF	0.060	1.000	
CST	0.533	0.563	1.000

Nota: La ratio HT/MT resulta < 1 entre cada par de Factores diferentes: < 0.900 .

Fuente: elaboración propia.

Tabla 4

Hipótesis del Modelo Estructural

Relaciones Estructurales y Resultados					
Hipótesis (Relaciones Estructurales)			β estandarizado	z-valor	Contraste
H1: Las Fallas del Subsistema (Cortes no Programados en Duración y Frecuencia) son Formativos de la Calidad de Servicio Técnico: FS → CST			0.501	12.877***	Aceptada
H2: La Atención ante Reclamos por Cortes no Programados es Formativa de Calidad de Servicio Técnico: RF → CST			0.529	12,261***	Aceptada
Indicadores de Bondad de Ajuste (S-B → Robustos)					
S-Bχ² (51 df)	S-B CFI	S-B TLI	S-Bχ²/df	SRMR	S-B RMSEA (90% CI)
104.002 (p-Chi2 = 0.000)	0.993	0.991	2.039	0.009	0.050 (0.036 0.064)

Nota: CI = Confidence Interval; *** $\rightarrow p < 0.001$; * $\rightarrow p < 0.05$.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 5

Propiedades Psicométricas de los Modelos de Medida por Grupo. Cargas Factoriales, Fiabilidad y Validez Convergente

Cargas Factoriales, Fiabilidad y Validez					
Grupo 1 (n° Obs. = 216) - Grupo 2 (n° Obs. = 204)					
Factores, Ítems y Cargas Factoriales			Fiabilidad y Validez Convergente		
Factor	Ítem	λ (z-valor)	α -Crombach	RC	AVE
Fallas del Subsistema (FS)	FS1	0.986 (35.424***) – 0.982 (33.663***)	0.992	0.992	0.971
	FS2	0.982 (31.109***) – 0.987 (30.615***)	0.992	0.993	0.972
	FS3	0.979 (32.774***) – 0.984 (31.192***)			
	FS4	0.993 (33.464***) – 0.990 (29.625***)			
Reclamos por Cortes del Servicio (RC)	RF1	0.919 (23.497***) – 0.932 (25.270***)	0.964	0.964	0.844
	RF2	0.907 (23.035***) – 0.944 (27.220***)	0.971	0.971	0.871
	RF3	0.926 (25.225***) – 0.952 (26.982***)			
	RF4	0.910 (23.031***) – 0.922 (27.603***)			

	RF5	0.930 (28.082***) – 0.919 (28.868***)			
Calidad de Servicio Técnico (CBT)	CST1	0.778 (13.102***) – 0.983 (21.602***)	0.847	0.851	0.657
	CST2	0.865 (15.247***) – 0.891 (17.072***)	0.913	0.911	0.773
	CST3	0.788 (12.957***) – 0.794 (13.623***)			
Indicadores de Bondad de Ajuste (S-B → Robustos)					
S-B χ^2 (51 df)	S-B CFI	S-B TLI	S-B χ^2 /df	SRMR	S-B RMSEA (90% CI)
91.382 (p-Chi2 = 0.000)	0.989	0.986	1.792	0.017	0.061 (0.040 0.080)
72.920 (p-Chi2 = 0.000)	0.995	0.993	1.430	0.017	0.046 (0.017 0.068)

Fuente: elaboración propia.

Por último, para la Etapa III: Las Tabla 9, reporta los resultados del contraste para las dos Hipótesis de Moderación introducidas sobre sendas relaciones estructurales (Figura 2), HM1 y HM2.

Tabla 6

Propiedades Psicométricas de los Modelos de Medida por Grupo. Validez Discriminante. Ratio HT/MT

Validez Discriminante: Ratio HT/MT			
Grupo 1 (n° Obs. = 216) - Grupo 2 (n° Obs. = 204)			
	FS	RF	CST
FS	1.000		
RF	0.023 - 0.128	1.000	
CST	0.535 - 0.531	0.497 - 0.627	1.000

Fuente: elaboración propia.

Tabla 7

Hipótesis de los Modelos Estructurales por Grupo

Relaciones Estructurales y Resultados – Grupo 1 (n° Obs. = 216)			
Hipótesis (Relaciones Estructurales)	β estandarizado	z-valor	Contraste
H1: Las Fallas del Subsistema (Cortes no Programados en Duración y Frecuencia) son Formativas de la Calidad de Servicio Técnico: FS → CST	0.540	8.547***	Aceptada
H2: La Atención ante Reclamos por Cortes no Programados es Formativa de Calidad de Servicio Técnico: RF → CST	0.500	7.153***	Aceptada
Indicadores de Bondad de Ajuste (S-B → Robustos)			
S-B χ^2 (51 df)	S-B CFI	S-B TLI	S-B χ^2 /df
91.382	0.989	0.986	1.792
			SRMR
			S-B RMSEA (90% CI)
			0.017
			0.061 (0.040 0.080)

(p-Chi2 = 0.000)						
Relaciones Estructurales y Resultados – Grupo 2 (n° Obs. = 204)						
Hipótesis (Relaciones Estructurales)			β estandarizado		z-valor	Contraste
H1: Las Fallas del Subsistema (Cortes no Programados en Duración y Frecuencia) son Formativos de la Calidad de Servicio Técnico: FS → CST			0.471		10.718***	Aceptada
H2: La Atención ante Reclamos por Cortes no Programados es Formativa de Calidad de Servicio Técnico: RF → CST			0.562		11.985***	Aceptada
Indicadores de Bondad de Ajuste (S-B → Robustos)						
S-Bχ² (51 df)	S-B CFI	S-B TLI	S-Bχ²/df	SRMR	S-B RMSEA (90% CI)	
72.920 (p-Chi2 = 0.000)	0.995	0.993	1.430	0.017	0.046 (0.017 0.068)	

Fuente: elaboración propia.

Tabla 8

Invarianza Configural y Métrica del Instrumento de Medida (Aldás en Sarabia Sánchez, 2013)

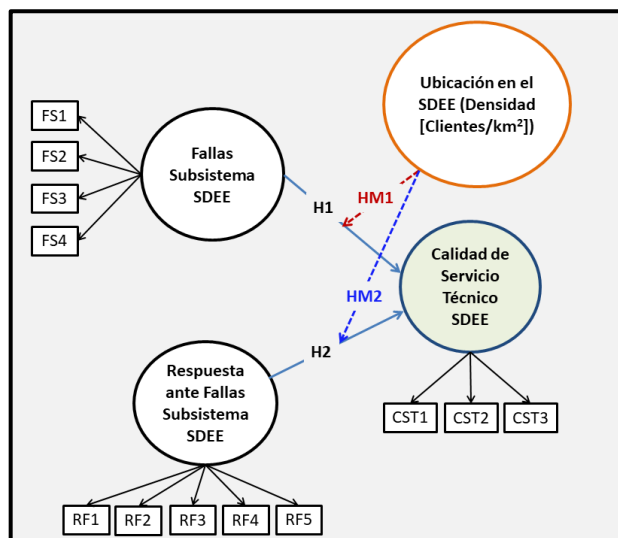
Invarianza Configuracional (Igual Forma) y Métrica (Iguales Cargas Factoriales)									
Invarianza	S- $B\chi^2$	df	Δ S- $B\chi^2$	Δ df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA (90%) CI
Igual Forma	164.413	102	-	-	-	0.992	0.990	0.016	0.054 (0.038 0.069)
Iguales Cargas Factoriales	182.396	114	17.983	12	0.109	0.991	0.990	0.042	0.053 (0.038 0.067)

Nota: Δ S- $B\chi^2$ = Diferencia entre las S- $B\chi^2$, requieren la corrección S-B para el test. Δ CFI = 0.001.

Fuente: elaboración propia.

Figura 2

Hipótesis de Moderación



Fuente: elaboración propia.

Tabla 9

Efecto de Moderación de la variable Densidad de Usuarios (DU_{usu})

Hipótesis de Moderación de la variable DUsu sobre Relaciones Estructurales (HM1 y HM2)										
HM1: La Localización (DUsu) de los Clientes Residenciales del SDEE Modera el Efecto de la Percepción de las Interrupciones no Programadas del Suministro sobre la Calidad del Servicio Técnico										
HM2: La Localización (DUsu) de los Clientes Residenciales del SDEE Modera el Efecto de la Percepción de la Atención ante los Reclamos por Interrupciones no Programadas del Suministro sobre la Calidad del Servicio Técnico										
Hipótesis	Modelo General		Modelo Multigrupo				Test de Lagrange			
			Alta DUsu		Baja DUsu					
	β	t-valor	β	t-valor	β	t-valor	Dif. χ2	df	P-valor	Contraste
HM1	0.501	12.877**	0.540	8.547**	0.471	10.718**	0.109	1	0.741	Rechaza HM1
HM2	0.529	12.261**	0.500	7.153**	0.562	11.985**	1.391	1	0.238	Rechaza HM2

Fuente: elaboración propia.

Respecto de la comprobación de la Invarianza Configural Métrica que se presenta en la Tabla 8, al utilizar valores de χ^2 robustos para calcular $\Delta\chi^2$, es crucial aplicar la corrección Satorra-Bentler (Satorra y Bentler (2001 y 2010) para ajustar los grados de libertad y las diferencias en los modelos, dado que los valores de χ^2 estándar no son directamente comparables, debido a las propiedades de las distribuciones subyacentes bajo condiciones no normales. Esta corrección la realiza de forma directa el software R, llamando a una función de biblioteca. Por tal motivo en dicha tabla se indica como $\Delta S-B\chi^2$.

Por otra parte, Cheung y Rensvold (2002) sugieren que es preferible aplicar el criterio ΔCFI robusto ≤ 0.01 , pues, como los CFI utilizados y reportados lo son y no se requiere ningún ajuste, constituye un criterio más simple. El Δ , tanto en $S-B\chi^2$ como en CFI, se refiere a la diferencia entre los valores obtenidos para nivel de Invarianza Configural y el Nivel de Invarianza Métrica.

En la Tabla 8 se reportan ambos criterios para probar la Invarianza Métrica. Todos los indicadores confirman un muy buen ajuste.

Al utilizar el criterio $\Delta S-B\chi^2$, el p-valor = 0.109 > 0.05. Esto sugiere que el modelo restringido de Invarianza Métrica (con igualdad de cargas factoriales entre grupos), no difiere significativamente del modelo menos restringido, correspondiente a la Invarianza Configural (sin igualdad de cargas factoriales entre grupos). Por otra parte, tras imponer la restricción de igualdad en las cargas factoriales sobre el modelo Configural, el valor de CFI = 0.992 (ΔCFI = 0.001), lo cual también sugiere que estas restricciones no deterioran significativamente el muy buen ajuste del modelo Métrico. Por tanto, las cargas factoriales pueden considerarse equivalentes entre los grupos, confirmando que la estructura factorial es equivalente.

En la Tabla 9, se reportan los contrastes de las dos Hipótesis de Moderación introducidas para las dos relaciones estructurales del Modelo SEM reducido. Siguiendo a Aldás en Sarabia Sánchez (2013) y a Brown (2015), una Hipótesis de Moderación propone que una variable (llamada moderadora) afecta la relación entre dos constructos. En CB-SEM, esto significa que los parámetros estructurales entre constructos podrían variar según los niveles de la variable. La Densidad de Usuarios (DU_{usu}), representada en la parte superior de la Figura 2, es aquí la variable moderadora: zonas de Alta Densidad, $DU_{usu} \geq 100$ (Urbanos $\rightarrow$ Grupo 1), y zonas de Media-Baja Densidad, $DU_{usu} 60 \leq DU_{usu} < 100$ (Suburbanos $\rightarrow$ Grupo 2), como se estableció en la metodología. Para evitar los Sesgos en la Moderación es mandatorio comprobar la Invarianza Métrica: sin invarianza, los resultados de una hipótesis de moderación pueden estar sesgados, ya que las diferencias entre grupos podrían atribuirse incorrectamente a la variable moderadora en lugar de a variaciones sobre cómo los grupos interpretan las variables latentes. Al aplicar el Test de Lagrange, también presentado, para el contraste de ambas hipótesis (HM1 y HM2), los resultados sugieren que la localización de los clientes residenciales (zona urbana vs. suburbana) no modera significativamente el impacto de:

- Las Fallas del Sistema sobre la Calidad del Servicio Técnico (HM1).
- La Atención a los Reclamos sobre la Calidad del Servicio Técnico (HM2).

Adicionalmente, se realizó la comparación sobre los modelos estructurales con y sin efecto moderador, sobre la varianza explicada para el constructo dependiente CST. Se obtuvieron coeficientes $R^2 = 0.574$, con efecto moderador, y $R^2 = 0.564$, sin efecto moderador, resultando en un incremento en la varianza explicada para el constructo CST, al incluir el efectos moderador de $\Delta R^2 = 0.010$. De manera que el tamaño del efecto calculado, $f^2 = 0.023$ sugiere que la contribución de la moderación es de magnitud pequeña según Cohen (1988) y Hair et al. (2019). Lo cual coincide con el rechazo de ambas hipótesis de moderación ($p > 0.05$).

Estos resultados sugieren que las diferencias grupales en la sensibilidad hacia la percepción de la Calidad del Servicio Técnico (CST) no tienen un impacto significativo en términos prácticos.

CONCLUSIONES

Son sintetizados los siguientes puntos como conclusiones finales del trabajo de investigación aquí presentado:

El diseño de un Modelo Conceptual con solo tres constructos, dos independientes (FS y RF) y uno dependiente (CST), con 12 ítems en total, destaca la capacidad de sintetizar la complejidad teórica en una representación más compacta y eficiente. Este modelo, además de mejorar la parsimonia al minimizar el número de parámetros necesarios, logró un ajuste superior en el análisis SEM general respecto al utilizado como referencia. La reducción del modelo no solo facilita la interpretación de las relaciones estructurales, sino que también refuerza la validez del enfoque al equilibrar adecuadamente la simplicidad y la capacidad explicativa. Estos resultados enfatizan la importancia de la parsimonia como principio fundamental en la modelización estadística, proporcionando una base sólida para futuros estudios en contextos similares. Actualmente está siendo considerado para su aplicación en empresas distribuidoras de diferentes provincias argentinas.

El enfoque metodológico, basado en un análisis CB-SEM Multi-Grupo, combinado con la evaluación de Invarianza de Medida y el contraste de Hipótesis Moderadoras, ha demostrado ser robusto y adecuado para examinar diferencias estructurales entre grupos. Además, la incorporación del tamaño del efecto refuerza la relevancia práctica de los hallazgos y proporciona un marco replicable para futuras investigaciones en contextos similares. Los resultados obtenidos rechazan las hipótesis de moderación planteadas, indicando que no existe una diferencia estadísticamente significativa en la percepción de la calidad del servicio técnico (CST) entre usuarios residenciales urbanos y suburbanos. Este hallazgo desafía la presunción inicial de ciertas empresas de distribución, aportando evidencia empírica en favor de una percepción homogénea de la CST entre ambos grupos.

Se sugiere, por tanto, que las estrategias de mejora del servicio técnico no deberían priorizar una diferenciación por zonas residenciales, ya que la sensibilidad percibida hacia la CST no resulta significativamente distinta (o es comparable) entre clientes residenciales urbanos y suburbanos. Esto tiene implicaciones importantes para la planificación y optimización de los recursos empresariales, fomentando un enfoque equitativo y eficiente en la gestión de la calidad del servicio técnico de los sistemas de distribución de energía eléctrica.

REFERENCIAS

- Abreu, P., Martins, A.G. (2021). Evaluation of service quality of distribution systems with critically located generators. *International Transactions on Electrical Energy Systems*. 31, e12852. <https://doi.org/10.1002/2050-7038.12852>
- Aldás, J., Uriel, E. (2017). *Análisis Multivariante Aplicado con R*. 2da Edición. Paraninfo.
- Anderson, J. C., Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), pp. 411–423. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.411>
- Bagozzi, R.P., Yi, Y. (1998). On the Evaluation of Structural Equation Models. *JAMS* 16, pp. 74–94.
- Barrera, R. B., García, A. N., & Moreno, M. R. (2014). Evaluation of the e-service quality in service encounters with incidents: Differences according to the socio-demographic profile of the online consumer. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 23(4), pp. 184-193. <https://doi.org/10.1016/j.redee.2014.09.001>
- Barrera-Barrera, R., Navarro-García, A., & Peris-Ortiz, M. (2015). Evaluation of quality in different electronic services: A multigroup analysis. *The International Journal of Management Science and Information Technology (IJMSIT)*, (15), pp. 5-27.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, pp. 238–246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, P.M., Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, pp. 588–606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bentler, P. M., & Chou, C.-P. (1987). Practical Issues in Structural Modeling. *Sociological Methods & Research*, 16(1), pp. 78-117. <https://doi.org/10.1177/0049124187016001004>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford publications.
- Browne, M. W., Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen and J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (2012). *Structural Equation Modeling with Mplus: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York, NY: Routledge.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), pp. 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Clifton, J. D. W. (2020). Managing Validity versus Reliability Trade-offs in Scale Building Decisions. *Psychological Methods*, 25(2), pp. 259–270. <https://doi.org/10.1037/met0000226>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*. 16 (3): pp. 297-334.

Cronin Jr, J. J., Taylor, S. A. (1992). Measuring Service Quality: A Reexamination and Extension. *Journal of Marketing*, 56 (3), pp. 55-68.

Cronin Jr, J. J., Taylor, S. A. (1994). SERVPERF versus SERVQUAL: reconciling performance-based and perceptions-minus-expectations measurement of service quality. *Journal of marketing*, 58 (1), pp. 125-131.

Davidov, E., Meuleman, B., Cieciuch, J., Schmidt, P., & Billiet, J. (2014). Measurement equivalence in cross-national research. *Annual review of sociology*, 40(1), pp. 55-75. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071913-043137>

Davidov, E., Schmidt, P., & Billiet, J. (Eds.). (2011). *Cross-Cultural Analysis: Methods and Applications*. Routledge.

De Mendonça, M. J. C., Pereira, A. O., Bellido, M. M. H., Medrano, L. A., & Pessanha, J. F. M. (2023). Service quality performance indicators for electricity distribution in Brazil. *Utilities Policy*, 80, 101481. <https://doi.org/10.1016/j.jup.2022.101481>

Flores, M., Waddams Price, C. (2018). The Role of Attitudes and Marketing in Consumer Behaviours in the British Retail Electricity Market. *The Energy Journal*, 39 (4), pp. 153-179.

Gomes, T. E. de O., Borniatti, A. R., Garcia, V. J., Santos, L. L. C. dos, Knak Neto, N., & Garcia, R. A. F. (2023). Clustering Electrical Customers with Source Power and Aggregation Constraints: A Reliability-Based Approach in Power Distribution Systems. *Energies*, 16(5), 2485. <http://dx.doi.org/10.3390/en16052485>

Fornell, C., Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39. <https://doi.org/10/cwp>

French, B. F., & Finch, H. W. (2006). Confirmatory factor analytic procedures for the determination of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 13(3), pp. 378-402. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1303_3

Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. and Black, W. (1998). *Multivariate data analysis*. 5th Edition, Prentice Hall, New Jersey.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate Data Analysis* (8th ed.). Cengage.

He, J., & van de Vijver, F. J. R. (2012). Bias and equivalence in cross-cultural research. *Online Readings in Psychology and Culture*, 2(2), 8. <https://doi.org/10.9707/2307-0919.1111>

Henseler, J., Ringle, C.M. and Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, Vol. 43 No. 1, pp. 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>

Hox, J. J., Moerbeek, M., & Van de Schoot, R. (2017). *Multilevel Analysis: Techniques and Applications* (3rd ed.). Routledge.

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

Jain, T.K., Jain, N. (2021). Service Quality in the Energy Sector and Its Impact on Sustainability. In: Leal Filho, W., Marisa Azul, A., Brandli, L., Lange Salvia, A., Wall, T. (eds) Affordable and Clean Energy. Encyclopedia of the UN Sustainable Development Goals. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-319-95864-4_65

Jöreskog, K. G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, 36(4), pp. 409-426. <https://doi.org/10.1007/BF02291366>

Jöreskog, K. G., y Sörbom, D. (1981). LISREL V: Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood and least squares methods (Research Report 81-8). Uppsala, Sweden: University of Uppsala, Department of Statistics.

Jou, Y.-T., Saflor, C. S., Mariñas, K. A., Young, M. N., Prasetyo, Y. T., & Persada, S. F. (2022). Assessing Service Quality and Customer Satisfaction of Electric Utility Provider's Online Payment System during the COVID-19 Pandemic: A Structural Modeling Approach. *Electronics*, 11(22), 3646. <http://dx.doi.org/10.3390/electronics11223646>

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

Kenny, D. A., McCoach, D. B. (2003). Effect of the number of variables on measures of fit in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 10(3), pp. 333–351. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM1003_1

Kline, R. B. (2023). Principles and Practice of Structural Equation Modeling (5th ed.). Guilford Press

Koufteros, X., & Marcoulides, G. A. (2006). Product development practices and performance: A structural equation modeling-based multi-group analysis. *International Journal of Production Economics*, 103(1), 286-307. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2005.08.004>

Kyriazos, T. A. (2018). Applied Psychometrics: Sample Size and Sample Power Considerations in Factor Analysis (EFA, CFA) and SEM in General. *Psychology*, 9, 2207-2230. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.98126>

Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), pp. 320-341. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2

Martínez Ávila, M. (2021). Análise fatorial confirmatória: um modelo de gestão do conhecimento na universidade pública. *RIDE. Revista Iberoamericana para la Investigación y el Desarrollo Educativo*, 12(23). <https://doi.org/10.23913/ride.v12i23.1103>

Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93(3), pp. 568-592. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.3.568>

Meitinger, K., Davidov, E., Schmidt, P., & Braun, M. (2020). Measurement invariance: Testing for it and explaining why it is absent. In *Survey Research Methods*. European Survey Research Association. Vol. 14, No. 4, pp. 345-349. <https://doi.org/10.5167/uzh-192239>

Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), pp. 525–543. <https://doi.org/10.1007/BF02294825>

Meuleman, B., Żóltak, T., Pokropek, A., Davidov, E., Muthén, B., Oberski, D. L., ... & Schmidt, P. (2023). Why measurement invariance is important in comparative research. A response to Welzel et al. (2021). *Sociological Methods & Research*, 52(3), pp. 1401-1419.

Millsap, R. E. (2011). *Statistical Approaches to Measurement Invariance*. Routledge.

Millsap, R. E., & Meredith, W. (2007). Factorial invariance: Historical perspectives and new problems. In *Factor analysis at 100* (pp. 145-166). Routledge.

Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of psychological research*, 3(1), pp. 111-130. DOI: 10.21500/20112084.857

Muthén, B., & Asparouhov, T. (2012). Bayesian Structural Equation Modeling: A more flexible representation of substantive theory. *Psychological Methods*, 17(3), pp. 313-335. <https://doi.org/10.1037/a0026802>

Nigro H., González Císaro, S., Tripodi, G. (2014). *Investigación Operativa*, Año XXIII, No. 36, pp. 81-99.

Lasker, J. (2024). Measurement Invariance Testing Works. *Applied Psychological Measurement*, 48(6), pp. 257-275. <https://doi.org/10.1177/01466216241261708>

Little, T. D. (2013). *Longitudinal Structural Equation Modeling*. Guilford Press.

Liu, F. M., Huang, Y. C., Ching, S. L., & Hu, Y. J. (2017). Discussion of the Measurement Invariance Across Gender in the Version of the Part of Responsiveness in Servqual Scale. In *2017 International Conference on Organizational Innovation (ICOI 2017)* (pp. 56-58). Atlantis Press. <https://doi.org/10.2991/icoi-17.2017.10>

Luong, R., & Flake, J. K. (2023). Measurement invariance testing using confirmatory factor analysis and alignment optimization: A tutorial for transparent analysis planning and reporting. *Psychological Methods*, 28(4), pp. 905-924. <https://doi.org/10.1037/met0000441>

Olajuyin. E. A., Olulope, P. K., Fasina, E. T. (2022). An overview on reliability assessment in power systems using CI approaches. *Archives of Electrical Engineering*, Vol. 71(No 2), pp. 425-443. DOI:10.24425/aee.2022.140720

Parasuraman, A., Zeithaml, V., Berry, L. (1985). A Conceptual Model of Service Quality and Its Implications for Future Research. *Journal of Marketing*, Vol. 49, No. 4, pp. 41-50.

Parasuraman, A., Zeithaml, V., Berry, L. (1988). SERVQUAL: A multi-item scale for measuring consumer perceptions of the service quality. *Journal of Retailing*. Vol. 64, No. 1, pp. 12-40.

Parasuraman, A., Zeithaml, V., Berry, L. (1991). Refinement and Reassessment of the SERVQUAL Scale. *Journal of Retailing*, Vol. 67, No. 4, pp. 420-450.

Parasuraman, A., Zeithaml, V., Berry, L. (1994). Reassessment of Expectations as a Comparison Standard in Measuring Service Quality: Implications for Further Research. *The Journal of Marketing*, Vol. 58, issue 1, pp. 111-124.

Pavlov, G., Maydeu-Olivares, A., Shi, D. (2021). Using the Standardized Root Mean Squared Residual (SRMR) to Assess Exact Fit in Structural Equation Models. *Educational and Psychological Measurement*, 81(1), pp. 110-130. <https://doi.org/10.1177/0013164420926231>

- Peña, D. (2002). *Análisis de Datos Multivariantes*. Mcgraw Hill Interamericana de España SL.
- Protzko, J. (2022). Invariance: What Does Measurement Invariance Allow Us to Claim? Educational and Psychological Measurement, (0)0. <https://doi.org/10.1177/00131644241282982>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Rashid, S. (1985). Quality in Contestable Markets: ¿A Historical Problem? *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103, No. 1, pp. 245-249.
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2014). Assessing the hypothesis of measurement invariance in the context of large-scale international surveys. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), pp. 31-57. <https://doi.org/10.1177/0013164413498257>
- Santos Neto, A. S., Reis, M. R., Coimbra, A. P., Soares, J. C., Calixto, W. P. (2022). Measure of customer satisfaction in the residential electricity distribution service using structural equation modeling. *Energies*, 15(3), 746. <https://doi.org/10.3390/en15030746>
- Sarabia Sánchez, F. J. (2013). *Métodos de Investigación Social y de la Empresa*. Ediciones Pirámide.
- Sass, D. A., & Schmitt, T. A. (2013). Testing measurement invariance using multigroup confirmatory factor analysis within a bifactor framework: A primer with Mplus and R. *Frontiers in Psychology*, 4, pp. 1-16. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00328>
- Satorra, A., Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399–419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), pp. 507-514. <https://doi.org/10.1007/BF02296192>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2010). Ensuring positiveness of the scaled difference chi-square test statistic. *Psychometrika*, 75(2), pp. 243–248. <https://doi.org/10.1007/s11336-009-9135-y>
- Schmitt, N., & Kuljanin, G. (2008). Measurement invariance: Review of practice and implications. *Human Resource Management Review*, 18(4), pp. 210-222. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2008.03.003>
- Schweickardt, G. (2023a). 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), pp. 3885–3909. <https://doi.org/10.56712/latam.v4i2.877>
- Schweickardt, G. (2023b). Percepción de la Calidad del Servicio Técnico en usuarios Residenciales de Sistemas de Distribución Eléctrica. *LATAM Revista Latinoamericana De Ciencias Sociales Y Humanidades*, 4(3), pp. 594–620. <https://doi.org/10.56712/latam.v4i3.1100>
- Schweickardt, G. (2024). Costo de la calidad del servicio técnico desde la percepción de usuarios residenciales en sistemas de distribución eléctrica. *LATAM Revista Latinoamericana De Ciencias Sociales Y Humanidades*, 5(1), pp. 224 – 249. <https://doi.org/10.56712/latam.v5i1.1584>

Schweickardt, G., Pistonesi Castelli, H. (2008). Disputabilidad en los sistemas de redes de distribución eléctrica. un análisis desde los modelos de telecomunicaciones en el marco del paradigma económico neo-clásico. *Revista Energética*, Nro. 39, pp. 11-23. Universidad Nacional de Colombia.

Sekhar, P. C., Deshpande, R. A., Sankar V. (2016). Evaluation and improvement of reliability indices of electrical power distribution system. 2016 National Power Systems Conference (NPSC), Bhubaneswar, India, 2016, pp. 1-6. DOI: 10.1109/NPSC.2016.7858838

Steenkamp, J.-B. E. M., & Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of Consumer Research*, 25(1), pp. 78-90. <https://doi.org/10.1086/209528>

Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, pp. 173–180.

Steiger, J. H., Lind, J. C. (1980). Statistically based tests for the number of common factors. Paper presented at the Annual Meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA.

Tucker, L. R., Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, pp. 1–10.

Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), pp. 486-492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>

Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), pp. 4-70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>

Welzel, C., Brunkert, L., Inglehart, R. F., & Kruse, S. (2019). Measurement equivalence? A tale of false obsessions and a cure. *World Values Research*, 11(3), pp. 54-84.

Welzel, C., Brunkert, L., Kruse, S., & Inglehart, R. F. (2021). Non-invariance? An overstated problem with misconceived causes. *Sociological Methods & Research*, 52(3), pp. 1368-1400. <https://doi.org/10.1177/00491241212199>

Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D. F., Summers, G. (1977). Assessing Reliability and Stability in Panel Models. *Sociological Methodology*, 8 (1), pp. 84-136.

Widaman, K. F., Ferrer, E., & Conger, R. D. (2010). Factorial invariance within longitudinal structural equation models: Measuring the same construct across time. *Child Development Perspectives*, 4(1), pp. 10-18. <https://doi.org/10.1111/j.1750-8606.2009.00110.x>

Wolf, E. J., Harrington, K. M., Clark, S. L., & Miller, M. W. (2013). Sample size requirements for structural equation models: An evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and Psychological Measurement*, 73(6), pp. 913-934. doi: 10.1177/0013164413495237

Zhirkov, K & C. Welzel, C. (2022). Rethinking Measurement Equivalence: Why Non-Invariance Doesn't Always Mean Non-Comparability. *World Values Research*, 14 (1), pp. 1-27.

Todo el contenido de **LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades**, publicados en este sitio está disponibles bajo Licencia [Creative Commons](#) .