



UADY
UNIVERSIDAD
AUTÓNOMA
DE YUCATÁN

Revista de Economía

Facultad de Economía • Universidad Autónoma de Yucatán

Evaluación de la escala alfabetización financiera sobre decisiones financieras clave para América Latina

Assessment of the financial literacy scale on key financial decisions for Latin America

Laura Angélica Décaro Santiago¹, María Guadalupe Soriano Hernández², Fabián Castiblanco³,
María del Carmenta Messina Scolaro⁴ y Juan Pedro Benítez Guadarrama⁵

Resumen

La medición del constructo de la alfabetización financiera es un tema de gran interés tanto para académicos como para diseñadores de políticas públicas. A pesar de ello, pocos investigadores latinoamericanos han emprendido trabajos que propongan escalas con las cualidades metodológicas necesarias. En este contexto, este estudio tiene como objetivo evaluar la escala de Alfabetización Financiera sobre Decisiones Financieras Clave (FLKD, por sus siglas en inglés) en tres muestras de tres países latinoamericanos, con la finalidad de identificar si el instrumento es apto para ser utilizado como herramienta que calibra de manera válida y confiable entre jóvenes adultos. Para esto se lleva a cabo el análisis de confiabilidad, de correlaciones y factorial confirmatorio, utilizando además el Modelado de Sistema de Ecuaciones Estructurales (SEM). Se destaca que este proceso es confirmatorio, es decir, no semi confirmatorio. Los resultados indican que el ajuste del modelo en cada muestra se aproxima a lo esperado, obteniendo mejores resultados en la muestra global, aunque por debajo de los parámetros de corte más estrictos. A pesar de este hecho, los resultados respaldan la afirmación de que la escala FLKD constituye un adecuado punto de partida para ser afinado y aplicado en jóvenes universitarios de países latinoamericanos. Además, los hallazgos sugieren que existe la posibilidad de explorar nuevas relaciones y análisis que amplíen la comprensión de cómo la variable de comportamiento financiero se relaciona. Este

1- Universidad Autónoma del Estado de México, México, Correo electrónico: lacecaros@uaemex.mx

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6778-3359>

2- Universidad Autónoma del Estado de México, México, Correo electrónico: mgsorianoh@uaemex.mx

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5682-8155>

3- Universidad La Gran Colombia, Colombia, Correo electrónico: abianalberto.castiblanco@ugc.edu.co

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7458-1915>

4- Universidad de la República, Uruguay, Correo electrónico: maria.messina@fceu.edu.uy

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7046-3743>

5- Universidad Autónoma del Estado de México, México, Correo electrónico: jpbenitezg@uaemex.mx

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2826-6359>



RECEPCIÓN: 31 de enero de 2024 ACEPTACIÓN: 29 de abril de 2024
REVISTA DE ECONOMÍA: Vol. 41- Núm 103 JULIO A DICIEMBRE DE 2024: Págs. 69-98

enfoque holístico puede enriquecer la comprensión de la alfabetización financiera y su impacto en el bienestar financiero de los individuos en la región.

Palabras clave: alfabetización financiera, Latinoamérica, escala, análisis factorial confirmatorio, modelo de ecuaciones estructurales.

Clasificación JEL: D14, D12, E47.

Abstract

The measurement of financial literacy is of great interest to both academics and public policy designers. Despite this, few Latin American researchers have undertaken studies proposing scales with the necessary methodological qualities. In this context, this study aims to evaluate the Financial Literacy on Key Financial Decisions (FLKD) scale in three samples from three Latin American countries, with the purpose of identifying whether the instrument is suitable for use as a tool that validly and reliably calibrates among young adults. To achieve this, reliability analysis, correlations, and confirmatory factor analysis are conducted, employing Structural Equation Modeling (SEM). It is important to note that this process is confirmatory, not semi- confirmatory. The results indicate that the model fit in each sample approximates the expected values, with better results in the overall sample, although falling below stricter cutoff parameters. Despite this, the findings support the assertion that the FLKD scale constitutes an appropriate starting point to be refined and applied to young university students in Latin American countries. Furthermore, the findings suggest the possibility of exploring new relationships and analyses that enhance the understanding of how the financial behavior variable is interconnected. This holistic approach can enrich the comprehension of financial literacy and its impact on individuals' financial well-being in the region.

Keywords: financial literacy, Latin America, scale, confirmatory factor analysis, structural equation model.

JEL Classification: D14, D12, E47.

1. Introducción

En el actual orden de la mayor parte del mundo se satisfacen las necesidades humanas mediante la adquisición de bienes y servicios a través del dinero. La optimización de dichas necesidades, sin perder de vista que los recursos son limitados, se alcanza con una certera toma de decisiones en la priorización y economización (Garay Anaya, 2015).

En este contexto, la Alfabetización Financiera (FL) se convierte en un componente crucial del capital humano para incrementar la utilidad esperada presente y futura (Huston, 2010); y, con ello, enfrentar y disfrutar la vida. En otras palabras, la FL faculta a las personas para alcanzar el bienestar financiero (Atkinson y Messy, 2012; Aydin y Akben Selcuk, 2019; Chaulagain, 2015; CFPB, 2015; OCDE, 2014; Vieira, Bressan y Fraga, 2021; Vieira, Potrich y Mendes-Da-Silva, 2018); y

una menor vulnerabilidad ante el fraude (Pavković, Anđelinović y Mišević, 2018); elementos que suman a la prosperidad, propósito de los Objetivos de Desarrollo Sostenible.

Consecuentemente, la FL ha adquirido significativa relevancia, especialmente para aquellos encargados de diseñar políticas públicas (Allianz, 2017; Brüggén *et al.*, 2017; Huston, 2010; Potrich, Vieira y Mendes-Da-Silva, 2016; Xiao, 2020). La importancia de abordar y fortalecer esta formación radica en que las variaciones en la utilidad actual y futura impactan no solo al individuo, sino también a la economía global, guiándola hacia una trayectoria más estable y competitiva (Goyal y Kumar, 2020; Vieira *et al.*, 2018). Dado que el individuo vive en sociedad, el progreso económico se ve directamente influido por la calidad de vida de la población en su conjunto (Brüggén *et al.*, 2017; Garay Anaya, 2015).

En el ámbito académico, muchos han sido los países que han contribuido y proliferado en el estudio del tema, tal es así que en la investigación llevada a cabo por Goyal y Kumar (2020) se identificaron 15 autores prolíficos provenientes de Estados Unidos, Inglaterra, Australia, Alemania, Italia, Países Bajos, China, Canadá, Corea del Sur, Turquía, Malasia e India; esto al examinar 1036 autores. Curiosamente, ninguno de estos autores proviene de países latinoamericanos. De manera similar, Rani y Neha (2022), que recopilan 787 documentos con la palabra clave “alfabetización financiera” entre los años 2001 y 2020, ofrecen elementos que ponen de manifiesto la persistente ausencia de países latinoamericanos en la lista de naciones con una destacada producción científica en este campo.

En consonancia con esta línea, las investigaciones de enfoque cuantitativo sobre el tema tienden a orientarse hacia la medición del constructo y la evaluación de su relación con otros factores, especialmente para identificar las barreras en la toma de decisiones efectivas (Huston, 2010) y en consecuencia la influencia en el bienestar financiero. La realización de dichas investigaciones requiere el diseño o la utilización de escalas de medición. Sin embargo, en lo que respecta a América Latina, son escasas las investigaciones cuantitativas que emplean escalas desarrolladas en la región con la calidad metodológica adecuada.

En apoyo a lo anterior, pocos autores latinoamericanos han propuesto mediciones detallando el proceso metodológico y aplicando pruebas psicométricas. Tras una revisión exhaustiva, se identificó únicamente a Potrich, Vieira y otros colaboradores (Potrich y Vieira, 2018; Potrich *et al.*, 2018; Vieira *et al.*, 2021; Vieira, Moreira Júnior y Potrich, 2020; Vieira *et al.*, 2018).

El trabajo de estos últimos autores ha proporcionado una sólida base que precede la escala más reciente de la región, que se denomina “Escala de Alfabetización Financiera con enfoque en Decisiones Financieras Clave” (FLKD, por sus siglas en inglés) desarrollada por Méndez Prado *et al.* (2022a). El instrumento fue evaluado psicométricamente a través de una muestra de jóvenes adultos ecuatorianos (para quienes se diseñó).

En esta línea de trabajo, sumando a la aportación de los autores de Brasil y Ecuador, se pretende generar evidencia empírica para ampliar lo ya construido de manera sólida en América Latina. Por lo que el objetivo central de este artículo es evaluar la escala FLKD en una muestra global y segregada de tres países latinoamericanos a través del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) enfocado en el Modelado de Ecuaciones Estructurales (SEM, por sus siglas en inglés). El análisis se lleva a cabo mediante una serie de elementos que permiten identificar la capacidad de la escala en cada una de las muestras y en su conjunto. Este análisis comprende la exploración

de correlaciones, la evaluación de la confiabilidad, las cargas factoriales y, finalmente, la valoración del ajuste de la escala como modelo reflectivo.

El propósito fundamental de la replica de la escala FLKD es evaluar la idoneidad del instrumento en relación con la población para la cual fue diseñado, específicamente, jóvenes adultos con formación universitaria; pero, extendiendo su aplicación a contextos diversos dentro de América Latina. Pues, como señalan Potrich *et al.* (2016), la evaluación de los tres factores que componen la FL debe ampliarse a muestras más extensas y de perfiles diversos. Esta ampliación es esencial para evitar la limitación inherente a depender de una sola muestra con características específicas o peculiares, permitiendo así una generalización más robusta de los resultados a lo largo de la región.

Dicho lo anterior, este estudio se propone a contribuir significativamente al avance del conocimiento en el área de FL, pues como mencionan Ruiz, Pardo y Martín (2010) los estudios de réplica en SEM son escasos. Al confirmar su aplicabilidad en distintos entornos de América Latina, se busca proporcionar una perspectiva integral que enriquezca la comprensión, comparabilidad y utilidad de la herramienta en el contexto regional.

Con motivo de presentar el estudio, este artículo está estructurado en cinco secciones principales. La segunda aborda el marco teórico y la evidencia empírica de la alfabetización financiera, proporcionando antecedentes y destacando los conceptos clave del constructo FL. Se incluye además una revisión de las principales escalas a nivel nacional y los aportes de América Latina. Esta sección concluye con una descripción general de la escala FLKD, propuesta por Méndez Prado *et al.* (2022a), junto con una exposición de sus factores que -a partir de la metodología- nos referimos a éstos como variables latentes.

El tercer apartado se dedica al desarrollo del proceso metodológico, detallando las características de la muestra, el instrumento utilizado, el procedimiento de recolección de datos y los métodos de análisis aplicados. A continuación, en el cuarto apartado, se presentan los resultados cuantitativos y gráficos obtenidos a partir de la muestra global y particular de cada país, acompañada de una breve descripción. La quinta sección se destina a la discusión de los resultados, donde se analizan las implicaciones y se contextualizan los hallazgos en relación con la literatura existente. Finalmente, la sexta sección presenta las conclusiones, donde se destacan las contribuciones específicas del estudio, sus limitaciones y se ofrecen posibles direcciones para investigaciones futuras.

2. Marco teórico y evidencia empírica

2.1. Alfabetización Financiera (FL)

Según Goyal y Kumar (2020), el término “alfabetización financiera” fue acuñado por primera vez en 1992. Entre los pioneros en su conceptualización se encuentra la Jump\$tart Coalition, la cual lo definió como la habilidad para utilizar conocimientos y gestionar recursos financieros con el objetivo de garantizar la seguridad financiera presente y futura del individuo. Además, Huston (2010) destaca no solo la habilidad de utilizar eficientemente el conocimiento en la toma de decisiones financieras, sino también la confianza en este proceso.

Aunque se considera que no existe un consenso universal de la definición de la FL, la definición de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) es ampliamente aceptada, que la describe como: “[...] una combinación de conciencia, conocimiento, habilidad, actitud y comportamiento necesarios para tomar decisiones financieras acertadas y, en última instancia, lograr el bienestar financiero individual” (Atkinson y Messy, 2012:14). De tal forma que, para evaluar el constructo multifactorial, la OCDE retoma y establece las dimensiones de conocimiento, comportamiento y actitud financieros.

De la misma manera que para la OCDE (Atkinson y Messy, 2012), el conocimiento, la actitud y comportamiento son: a) poseer conocimiento básico de conceptos financieros y la habilidad para aplicar habilidades numéricas en situaciones financieras; b) preferencias en el uso de dinero ahora y en el futuro; c) acciones de planificación del gasto, ahorro y uso del crédito para un bienestar financiero. Para otros autores como Chaulagain (2015) son: a) la información, conciencia y comprensión de asuntos financieros; b) el juicio psicológico de los individuos sobre los servicios financieros y los proveedores de servicios; c) el actuar con respecto al dinero en la vida cotidiana.

En lo que corresponde a Méndez Prado *et al.* (2022a), estos tres factores son: a) la capacidad de asimilar y entender los principios financieros para tomar decisiones correctas respecto a las actividades de planeación financiera, financiación y otros; b) la percepción y juicio del individuo sobre los asuntos financieros y las intenciones relacionadas con el dinero; c) la habilidad y las acciones para alcanzar las metas financieras vinculadas con las adquisiciones futuras o cubrir gastos no previstos.

2.2 Instrumentos nacionales e internacionales

Diversas instancias internacionales han propuesto instrumentos de medición a través de un conjunto de preguntas o ítems que se pueden observar en el cuadro 1. Estas escalas en su mayoría son respaldadas por una estructura organizacional y representan una referencia para el diseño de otras a nivel mundial.

Por su parte, el *S&P Global Financial Literacy Survey* destaca como la medición más amplia a nivel mundial, aplicado en 148 países (GFLEC, 2023). El instrumento abarca los conceptos de riesgo, inflación, habilidades numéricas y capitalización de intereses en cinco preguntas de conocimiento financiero, fundamentadas en las “Big Three” y “Big Five” (Hastings, Madrian y Skimmyhorn, 2013; Lusardi, 2011; Lusardi y Mitchell, 2013; Lusardi y Mitchell, 2011; Xiao, 2020).

Las “Big Three” y “Big Five” también fueron retomadas por la OCDE, además de por lo menos 11 instrumentos promovidos por instancias públicas y privadas con alcance nacional e internacional (Xiao, 2020), así como por investigaciones académicas en Europa y Medio Oriente (Douissa, 2020; Ergün, 2017). Estas preguntas altamente aceptadas (especialmente las “Big Three”) y propuestas por Lusardi y Mitchell desde el año 2004 (Lusardi, Mitchell y Curto, 2010; Lusardi y Mitchell, 2006) se relacionan con la comprensión de conceptos y principios básicos financieros.

El uso de las “Big Three” y “Big Five” se ha ampliado con la suma de habilidades de cálculo numérico para medir la FL; esta medición se considera como una evaluación real, objetiva o de rendimiento, distinta a la percibida (Hastings *et al.*, 2013; Khanh y Vu Linh, 2023).

En el mismo campo, el Global Financial Literacy Excellence Center (GFLEC, por sus siglas en inglés) diseñó el P-Fin Index, que además de medir la FL, también evalúa el Bienestar Financiero. El instrumento incluye 28 preguntas en ocho dimensiones (préstamos, ahorro, consumo, fuentes de información, inversión, seguros y comprensión del riesgo), el cual ha sido aplicado en la población estadounidense, incluyendo la hispana que reside en aquel país (Yakoboski, Lusardi y Hasler, 2023).

Por otro lado, la OCDE inició en 2012 la elaboración de un instrumento destinado a la calibración de la FL, sometiéndolo a una serie de revisiones en los años 2015, 2018, 2020 y 2022. Como ya se mencionó, el instrumento retoma las “Big Three” para incluirlas en el apartado del factor de conocimiento (Hastings *et al.*, 2013; Xiao, 2020),¹ e integra los factores de comportamiento y actitud, elementos básicos para medir la FL (Huston, 2012).

Cuadro 1. Escalas de referencia a nivel mundial

| Escala | Desarrolladores de la escala | País/año en que se propone | Componentes |
|---------------------------------------|--|----------------------------|--|
| “Big Three” | Annamaria Lusardi y Olivia Mitchell | EE. UU. /2004 | Interés compuesto Inflación Riesgo y diversificación |
| “Big Five” NFCS | Annamaria Lusardi | EE. UU. /2011 | Interés compuesto Inflación Riesgo y diversificación Relación entre plazo e interés en hipotecas. Tasa de interés en los bonos |
| OCDE Financiera Literacy | OCDE (INFE) | Internacional/ 2012 | Conocimiento financiero Comportamiento financiero Actitud Financiera |
| S&P Global Financiera Literacy Survey | GFLEC, Gallup, Inc. y Desarrollo del Banco Mundial | EE. UU./ 2014 | Riesgo y diversificación, Cálculo Interés compuesto Capacidad para administrar recursos, deuda y ahorro de corto y largo plazo |
| P-Fin Index | TIAA-GFLEC | EE. UU./2022 | |

Fuente: Elaboración propia con base en Atkinson y Messy (2012), GFLEC (2023), Lusardi y Mitchell (2006), Lusardi (2011) y Yakoboski *et al.* (2023).

¹ Algunos autores expresan que la FL es más que conocimiento financiero explícito (Warmath y Zimmerman, 2019).

En su estado actual, la escala incorpora una pregunta de autopercepción y once de autoevaluación centradas en la dimensión de conocimiento, doce preguntas sobre actitud y diez relacionadas con el comportamiento. Además de abordar estas dimensiones, la última versión incorpora el aspecto financiero digital, la inclusión financiera, la resiliencia financiera y el bienestar financiero (OCDE, 2022).

Consecuentemente, el instrumento de la OCDE ha sido utilizado para generar investigaciones empíricas (Arceo-Gómez y Villagómez, 2017; CAF-SBIF, 2016; de la Fuente-Mella *et al.*, 2021; Villagómez, 2016). Pero también ha sido un referente para desarrollar una escala acorde al contexto específico del país y población objetivo (Méndez Prado *et al.*, 2022a; Pavković *et al.*, 2018; Potrich y Vieira, 2018; Vieira *et al.*, 2021; Vieira *et al.*, 2020).

Cabe subrayar que existen otros instrumentos aplicados por iniciativas públicas que no tienen como objetivo principal medir el constructo de la FL, pero incluyen preguntas relacionadas. Casos claros son los siguientes: Survey on Household Income and Wealth (SHIW), Sparen und Altersvorsorge in Deutschland (SAVE), Social Protection Survey (EPS) y DNB Household Survey (Xiao, 2020), Encuesta Nacional de Inclusión Financiera (ENIF) y la encuesta Fonscope (Nanziri y Leibbrandt, 2018).

2.3. Escalas elaboradas en América Latina

En América Latina, las publicaciones destinadas al desarrollo, adaptación y aplicación de escalas sobre FL son limitadas. Aún más escasos son los documentos que informan los estadísticos mínimos de validez y confiabilidad de los instrumentos.

En este contexto, algunos artículos proporcionan datos sobre la validez de contenido mediante la evaluación de expertos y ofrecen indicadores de confiabilidad. Por ejemplo, Santoyo Ledesma y Luna Nemecio (2021) evaluaron una escala de 25 ítems distribuidos en cinco dimensiones (ahorro, presupuesto, manejo de crédito, inversión y términos financieros) con la participación de 16 evaluadores. Los resultados revelaron un coeficiente de concordancia de Kendall significativo ($p < 0.000$) de 0.503 y un coeficiente alfa de Cronbach de 0.681. Este último índice se obtuvo también de una prueba piloto realizada con 20 estudiantes, arrojando una puntuación de 0.592.

En una línea similar, Avendaño, Rueda y Velasco (2021) evaluaron con la participación de cinco expertos una escala de 33 ítems, donde 15 preguntas se relacionan con la percepción de temas financieros y 11 preguntas evalúan habilidades y uso financiero, mientras que las restantes son sociodemográficas. Los resultados revelaron un sólido coeficiente alfa de Cronbach de 0.89. Otros investigadores optan por la aplicación del análisis factorial. García Mata (2021), por ejemplo, construyó una escala basada en diversos autores para medir conocimiento financiero. Posteriormente, aplicó la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett, seguidas del Análisis Factorial Exploratorio (AFE). Este último reveló 4 factores (diversificación del riesgo, inflación, interés compuesto y habilidad cuantitativa) que explican el 71% de la varianza.

De manera similar, García Santillán (2020) analizó un instrumento de 34 ítems centrado en conocimiento y comportamiento sobre el manejo del dinero, ahorro e inversión, gasto y crédito, reportando un buen coeficiente alfa de Cronbach de 0.860. A través del AFE, se extrajeron tres factores que explican el 71.80% de la varianza.

Por último, un grupo de investigadores brasileños realizó un análisis más profundo que abarcaron tanto el Análisis Factorial como el análisis a través del SEM, con el objetivo de detectar la validez convergente. Tres de sus análisis reportaron índices de bondad (Índice de Bondad de Ajuste, GFI; Índice de Ajuste Comparativo, CFI; Índice de Ajuste Normado, NFI; e Índice de Tucker-Lewis, TLI) superiores a 0.95, mientras que los Errores Residuo Cuadrático Medio (RMR) y Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA) no superaron el 0.056 (Potrich *et al.*, 2016; Potrich *et al.*, 2018; Vieira *et al.*, 2021; Vieira *et al.*, 2018). Su último análisis incluyó nueve preguntas de comportamiento, ocho preguntas de actitud y ocho preguntas de conocimiento, reportando una chi cuadrada entre grados de libertad (χ^2/df) de los rangos aceptados.

Méndez Prado *et al.* (2022a) realizaron un trabajo cuyo resultado fue la escala FLKD, la cual será descrita y retomada a lo largo de este documento.

2.4. Escala FLKD (2022)

Antes de iniciar la descripción de la escala, es menester señalar que la FLKD es la más reciente que se propone en un país latinoamericano con respaldo teórico y metodológico riguroso. Por tal motivo, ha sido el instrumento seleccionado para esta investigación.

Méndez Prado *et al.* (2022a) llevaron a cabo la creación y validación rigurosa de una escala específica para el contexto ecuatoriano, principalmente porque las escalas más representativas a nivel mundial sobre FL habían sido diseñadas en países desarrollados, además de la limitada producción de escalas nuevas en la región.

Es importante destacar que esta escala se enfoca en jóvenes adultos y se centra en la toma de decisiones financieras clave, evitando especializarse en temas específicos, dado que muchos de los jóvenes aún no han tenido experiencias con el uso de tarjetas de crédito, el pago de préstamos y la planificación de la jubilación. Una de las diferencias es que los jóvenes adultos se relacionan con comportamientos de pago, mientras que el endeudamiento se experimenta en etapas posteriores (Xiao *et al.*, 2014). A continuación, se detallan los antecedentes, la descripción y la evaluación de ésta, a fin de obtener una visión más amplia sobre su desarrollo.

2.4.1 Antecedentes

El proceso de desarrollo de la escala FLKD comenzó con un exhaustivo análisis de la literatura disponible. En una primera instancia a fin de reconocer la definición de FL, se revisaron 45 publicaciones a nivel mundial entre 2010 y 2021. De estas publicaciones se detectaron y confirmaron las dimensiones que constituirían la escala: Conocimiento Financiero (FK) 45/45, Comportamiento Financiero (FB) 36/45 y Actitud Financiera (FA) 19/45 (19 de los 45 estudios contemplaron las tres dimensiones, incluyendo los estudios de la OCDE/INFE Toolkit, el Test de Alfabetización Financiera y la Encuesta S&P).

Asimismo, como antecedente a la construcción de la escala, Méndez Prado *et al.* (2022b) publicaron un artículo en el que llevaron a cabo una revisión sistemática de documentos publicados (artículos, revisiones sistemáticas y libros) entre los años 2016 y 2022, centrándose en el tema de estudio, es decir, Alfabetización Financiera. Los resultados revelaron que, de un total

de 3008 documentos revisados, únicamente 65 estaban directamente relacionados con América Latina y el Caribe. Específicamente, 33 de estos documentos hacían referencia a escalas de Alfabetización Financiera (23 de las cuales tomaban otras escalas ya existentes, mientras que solo 10 podían considerarse relativamente nuevas).

2.4.2 Descripción de la escala

El instrumento retoma los trabajos de Potrich *et al.* (2018), Kiliyanni y Sivaraman (2016), van Rooij, Lusardi y Alessie (2021) y Colmar Brunton (2013). Este enfoque permitió la adaptación y traducción de 28 ítems, la adaptación de 15 ítems existentes, y la creación de un nuevo ítem, logrando así la incorporación inicial de un total de 44 ítems en la escala.

La distribución de los ítems se realiza en tres dimensiones clave:

- Conocimiento Financiero: esta dimensión abarca 13 ítems en total. Incluye 5 ítems básicos relacionados con conceptos como inflación, tasa de impuestos y valor del dinero a lo largo del tiempo. Adicionalmente, se incorporan 8 ítems avanzados que exploran instrumentos financieros complejos y decisiones financieras clave.
- Actitud Financiera: esta dimensión comprende 18 ítems en total. De ellos, 15 se centran en la autopercepción en la gestión financiera, mientras que los 3 restantes abordan específicamente temas relacionados con la planificación del retiro.
- Comportamiento Financiero: consta de 13 ítems en total, divididos en 7 ítems relacionados con el control financiero y 6 ítems centrados en prácticas de ahorro.

2.4.3 Evaluación de la escala

El Test estadístico que aplicaron Méndez Prado *et al.* (2022a) consistió en el análisis de correlación, el AFC y el SEM para validar el constructo teórico subyacente, donde cada una de las hipótesis establece la influencia significativa de cada dimensión: FK, FB, FA (reflejan dos grupos: “FA.A” y “FA.B”, como los subgrupos de código directo e inverso). La muestra para recolección de datos fue un grupo de 478 jóvenes estudiantes universitarios de Ecuador.

A partir de este punto, el constructo de FL será señalado como la variable latente de segundo orden. FA, FB y FK son las variables latentes de primer orden y los 41 ítems representan las variables observables (se trabaja con la propuesta final de 41 ítems de los diseñadores de la escala FLKD).

3. Metodología

El instrumento FLKD de 41 ítems fue auto administrado en tres muestras de estudiantes universitarios en México, Colombia y Uruguay, a través de la plataforma SurveyPlanet, de marzo a diciembre de 2023. La composición de la muestra se observa en el cuadro 2. Resalta que los estudiantes seleccionados para la muestra tienen un máximo de dos años para el egreso de su carrera profesional, en el momento de la aplicación.

La selección de la muestra se basó en un enfoque no probabilístico por conveniencia, aunque se garantizó que cumpliera con los requisitos necesarios para el análisis factorial, considerando las comunalidades y el número de ítems por factor. De acuerdo con Lloret-Segura *et al.* (2014), una muestra de 200 casos es apropiada si se presenta un rango de comunalidades entre 0.40 y 0.70 y un mínimo de 4 ítems por factor.

La primera prueba de análisis es la evaluación de la confiabilidad, que se realiza mediante el coeficiente Alfa de Cronbach, estableciendo el intervalo de fiabilidad de la escala FL con un nivel de confianza del 95%.

Cuadro 2. Descripción de las tres muestras

| Característica | México (n=521) | Colombia (n=269) | Uruguay (n=282) | Global (n=1072) |
|------------------|--|---|---|---|
| Edad | Max=40 Mín=20 \bar{x} = 21.92 DE=2.021 | Max=44 Mín=18 \bar{x} = 23.41 DE=5.11 | Max=44 Mín=18 \bar{x} = 25.26 DE=4.58 | Max=44 Mín=18 \bar{x} = 23.17 DE=3.99 |
| Género | F= 349 (67.0%) M= 172 (33.0%) | F= 165 (61.3%) M= 104 (38.7%) | F= 159 (56.4%) M= 123 (43.6%) | F= 673 (62.8%) M= 399 (37.2%) |
| Licenciatura en: | | | | |
| Administración | 120 (23.0%) | 41 (15.2%) | 82 (29.1%) | 243 (22.7%) |
| Contaduría | 64 (23.0%) | 155 (57.6%) | 164 (58.2%) | 383 (35.7%) |
| Derecho | 106 (12.3%) | 11 (4.1%) | | 117 (10.9%) |
| Turismo | 49 (9.4%) | | | 49 (4.6%) |
| Psicología | 88 (16.9%) | | | 88 (8.2%) |
| Informática Ad. | 75 (14.4%) | | | 75 (7.0%) |
| Actuaría | 19 (3.6%) | | | 19 (1.8%) |
| Economía | | 56(20.8%) | 3(1.1%) | 59 (5.5%) |
| Arquitectura | | 6 (2.2%) | | 6 (0.6%) |
| Tecnicatura en: | | | | |
| Administración | | | 31(11.0%) | 31(2.90%) |
| Gestión Univers. | | | 2 (0.7%) | 2 (0.2%) |
| Estatus Laboral: | | | | |
| Trabajo formal | 37 (7.1%) | 164 (61.0%) | 231 (81.9%) | 432 (40.3%) |

| | | | | |
|------------------|-------------|------------|------------|-------------|
| Trabajo informal | 224 (43.0%) | 40 (14.9%) | 13 (4.6%) | 277 (25.8%) |
| No trabaja | 260 (49.9%) | 65 (24.2%) | 38 (13.5%) | 363 (33.9%) |

Fuente: Elaboración propia a partir de la aplicación del instrumento.

En seguimiento con la evaluación, se aplica el AFC, para lo cual se extraerán los cuatro factores propuestos por Méndez Prado *et al.* (2022a) (FK, FB, FA.A, FA.B) utilizando el método de Mínimos Cuadrados no Ponderados (ULS, por sus siglas en inglés) y rotación Promax. Este método es una opción para los ítems que no siguen una distribución normal, evidenciado por la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov e indicadores de curtosis y simetría. Además, se considera que los ítems y las respuestas para FK son de naturaleza dicotómica. Autores como Flora, LaBrish y Chalmers (2012) y Yuan y Bentler (1998) contemplan un rango mínimo de respuesta de cinco opciones.

También se señala que todos los anteriores cálculos son realizados mediante el software IBM SPSS Statistics 28; mientras que los siguientes cálculos se efectúan mediante la herramienta IBM Analysis of Moment Structures AMOS Graphips 28. Una de las ventajas de AMOS Graphips es que este programa permite trabajar directamente sobre el diagrama, haciendo más amigable la comprensión de la relación entre las variables, lo que hace posible analizar modelos de ecuaciones estructurales confirmatorias y completas (Byrne, 2010).

Como un método confirmatorio, se ejecuta el SEM, a través de la revisión del ajuste el modelo reflexivo que representa la escala FLKD, cuya construcción cuenta con respaldo teórico suficiente. En este sentido, el modelo reflexivo está compuesto por cuatro variables latentes (FL, FA, FK, FB).

De esta forma, el análisis multivariante a través del SEM contrasta el modelo teórico contra el modelo empírico a fin de identificar el ajuste del modelo (Kline, 2011). Para evaluar los criterios de calidad de ajuste, primero se revisará la inexistencia de estimaciones infractoras. Posteriormente, se pone a prueba la hipótesis nula H_0 : La matriz de covarianza del modelo (teórico) es idéntica a la covarianza de la muestra (observada). Se espera retener esta hipótesis a través de la estadística de prueba chi cuadrada (χ^2) y en su caso χ^2/df , por el tamaño de la muestra (Hooper, Coughlan y Mullen, 2008; Kline, 2011; Manzano, 2018).

Los indicadores de ajuste serán calculados bajo el método de extracción Mínimos Cuadrados no Ponderados (USL) por los motivos antes expuestos. Sin embargo, también se presentarán bajo el método de Máxima Verosimilitud (ML), a fin de establecer comparaciones con respecto a los resultados obtenidos por Méndez Prado *et al.* (2022a). De acuerdo con Hooper *et al.* (2008), los indicadores son:

- a) Medidas de ajuste global o absoluto: χ^2 y χ^2/df , RMSEA, RMR y las estimaciones y los resultados
- b) Índices incrementales: CFI, NFI y TLI.

Es menester evidenciar que el modelo sólo será evaluado en su condición original propuesta, sin hacer cambios que mejoren el ajuste, dejándolo el análisis a nivel confirmatorio y no semi confirmatorio (en el que se aplica una exploración y una adaptación). Los pasos antes

descritos serán aplicados a cada una de las muestras por separado y de manera global con la finalidad de establecer comparaciones entre estas y diferenciar los resultados de los obtenidos en la muestra original de Ecuador.

4.Resultados

La presentación de los resultados se realiza mediante cuadros y gráficas, comenzando con la exposición de los resultados del análisis de confiabilidad de cada variable latente, seguido de los resultados de las correlaciones y cargas factoriales. Posteriormente, se visualizan los diagramas que muestran los coeficientes estandarizados de la regresión y los indicadores de ajuste por el método de extracción USL. Finalmente, se presenta el cuadro de los índices de ajuste bajo el método de extracción ML, integrando los resultados obtenidos por Méndez Prado *et al.* (2022a).

Confiabilidad del instrumento: se informa en el cuadro 3 la confiabilidad del instrumento que incluye las 41 variables observables. Estos datos de confiabilidad se encuentran por encima de 0.80 en cada muestra e incluso la muestra global. Cabe subrayar que tanto Colombia como Uruguay obtienen un α de Cronbach superior al obtenido por Ecuador ($\alpha=0.855$).

Asimismo, las variables latentes FA y FB son buenas en los tres países y en lo global, donde Colombia presenta resultados superiores a los de Ecuador (FB: α 0.857 y FA: α 0.852). En lo que corresponde a FK, éste apenas alcanza valores por encima de .60, por tanto, ningún país alcanza el resultado de la muestra ecuatoriana (FK: α 0.747).

Cuadro 3. Análisis de confiabilidad por país

| México | Colombia | Uruguay | Global |
|--|--|--|--|
| FL α = 0.817 (IC 95%: 0.793-0.839) | FL α = 0.866 (IC 95%: 0.842-0.889) | FL α = 0.860 (IC 95%: 0.836- 0.882) | FL: α = 0.845 (IC 95%: 0.832-0.858) |
| FK: α = 0.607 (IC 95%: 0.555-0.655) | FK: α = 0.672 (IC 95%: 0.611-0.727) | FK: α = 0.662 (IC 95%: 0.601-0.718) | FK: α = 0.674 (IC 95%: 0.644-0.702) |
| FA: α = 0.814 (IC 95%: 0.790 - 0.837) | FA: α = 0.866 (IC 95%: 0.842 - 0.889) | FA: α = 0.805 (IC 95%: 0.771 - 0.837) | FA: α = 0.827 (IC 95%: 0.812-0.842) |
| FB: α = 0.843 (IC 95%: 0.823-0.862) | FB: α = 0.871 (IC 95%: 0.847-0.892) | FB: α = 0.835 (IC 95%: 0.805-0.862) | FB: α = 0.849 (IC 95%: 0.836-0.862) |

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados arrojados por el IBM SPSS Statistics.

Correlaciones: en el cuadro 4 se presentan las correlaciones entre las variables latentes de primer y segundo orden, junto con la medición de adecuación muestral de KMO y la esfericidad de Bartlett.

Las correlaciones entre las variables latentes FL, FK, FA y FB son significativas y positivas en las tres muestras y en la global, excepto $r_{FK,FB}$ y $r_{FA,FB}$ en la muestra mexicana, lo que indica que la variable latente de comportamiento no presenta una correlación significativa ni con el conocimiento ni con la actitud financiera en esta muestra. Para la muestra Ecuatoriana, Méndez Prado *et al.* (2022a) obtuvieron la correlación de las cuatro variables latentes de manera significativa ($r_{FA,FB}$: 0.38; $r_{FA,FK}$: 0.42; $r_{FA,FL}$: 0.32; $r_{FB,FK}$: 0.27; $r_{FB,FL}$: 0.29; $r_{FK,FL}$: 0.33).

La correlación entre FA, FB y FK con respecto a FL, en todas las muestras, es superior a la obtenida por la muestra ecuatoriana. Es sustancial destacar que el análisis de correlaciones en Ecuador se llevó a cabo con los 44 ítems iniciales del estudio. Sin embargo, después de estos resultados, los autores determinaron eliminar dos ítems de FK y uno de FA, con lo que se trabajó en las subsecuentes pruebas con 41 ítems.

Prosiguiendo con el análisis, en las tres muestras de estudio se obtiene un valor de KMO superior a 0.80, lo que indica una favorable adecuación muestral. Además, la prueba de esfericidad de Bartlett muestra un valor de $p < 0.05$ en las muestras, respaldando la continuación del análisis factorial.

Análisis Factorial Confirmatorio: antes de proceder con la extracción de los factores, cada ítem fue sometido a la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov. Los resultados revelaron que ninguno de los ítems presenta una distribución normal. Al aplicar los criterios de curtosis y asimetría (-1,1), se constató que más de la mitad de los ítems por muestra (24, 25, 28 y 25 de los 41 ítems en México, Colombia, Uruguay y el conjunto global, respectivamente) no sigue una distribución normal.

Dada la información anterior, y con el propósito de extraer cuatro factores (FA.A, FA.B, FB y FK) propuestos por Méndez Prado *et al.* (2022a), se optó por utilizar el método de extracción mínimos cuadrados no ponderados USL con rotación Promax.

Cuadro 4. Análisis de correlaciones y pruebas de pertinencia para aplicar el Análisis Factorial

| México | Colombia | Uruguay | Global |
|--|---|--|--|
| Pearson ($p < 0.001$) rFA, FK: 0.28; rFA, FL: 0.75; rFB, FL: 0.68; rFK, FL: 0.41 | Pearson ($p < 0.001$) rFA, FK: 0.38; rFA, FB: 0.14*; rFA, FL: 0.78; rFB, FK: 0.13*; rFB, FL: 0.70; rFK, FL: 0.48 | Pearson ($p < 0.001$) rFA, FK: 0.38; rFA, FB: 0.34; rFA, FL: 0.79; rFB, FK: 0.23; rFB, FL: 0.82; rFK, FL: 0.51 | Pearson ($p < 0.001$) rFA, FK: 0.33; rFA, FB: 0.15; rFA, FL: 0.76; rFB, FK: 0.16; rFB, FL: 0.72; rFK, FL: 0.48 |
| Spearman ($p < 0.001$) pFA, FK: 0.27; pFA, FL: 0.73; pFB, FL: 0.66; pFK, FL: 0.38 | Spearman ($p < 0.001$) pFA, FK: 0.41; pFA, FB: 0.17; pFA, FL: 0.78; pFB, FK: 0.14*; pFB, FL: 0.69; pFK, FL: 0.50 | Spearman ($p < 0.001$) pFA, FK: 0.41; pFA, FB: 0.36; pFA, FL: 0.79; pFB, FK: 0.25; pFB, FL: 0.82; pFK, FL: 0.51 | Spearman ($p < 0.001$) pFA, FK: 0.33; pFA, FB: 0.17; pFA, FL: 0.75; pFB, FK: 0.17; pFB, FL: 0.72; pFK, FL: 0.47 |
| KMO 0.837 Prueba de Bartlett = 5797.611 df= 820 p= 0.000 | KMO 0.834 Prueba de Bartlett = 4129.710 df= 820 p= 0.000 | KMO 0.800 Prueba de Bartlett: = 3703.971 df= 820 p= 0.000 | KMO 0.872 Prueba de Bartlett: = 12217.54 df= 820 p= 0.000 |

Nota: *Significativo a un nivel $p < 0.05$.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados arrojados por el IBM SPSS Statistics.

En el cuadro 5, se presentan los resultados obtenidos en este estudio, junto con los resultados reportados por Méndez Prado *et al.* (2022a). Se observa que los ítems de la muestra de México se agruparon de manera idéntica en los cuatro factores, coincidiendo con la distribución encontrada en la muestra de jóvenes ecuatorianos. En contraste, la muestra uruguaya exhibió la menor similitud entre los tres países. Para Colombia, Uruguay y la muestra global, el ítem FK4 no se agrupó como en la propuesta original.

Otro punto es que las variables observables con menor valor de carga factorial y que se repiten entre las muestras son: FA16, FB2 y FK5. Mientras que, FK4 es el ítem que menos se agrupa en función del modelo original.



Cuadro 5. Carga factorial por ítem y país

| Ítem | Ecuador ² | México | Colombia | Uruguay | Global |
|------|----------------------|--------|----------|-----------|--------|
| FA1 | 0.62 | 0.50 | 0.66 | 0.77 | 0.54 |
| FA2 | 0.61 | 0.64 | 0.65 | 0.82 | 0.64 |
| FA3 | 0.53 | 0.69 | 0.75 | 0.61 | 0.67 |
| FA4 | 0.43 | 0.75 | 0.68 | 0.52 | 0.70 |
| FA5 | 0.53 | 0.75 | 0.79 | 0.47 | 0.73 |
| FA6 | 0.51 | 0.72 | 0.63 | 0.46 | 0.66 |
| FA7 | 0.42 | 0.68 | 0.59 | 0.45 | 0.62 |
| FA8 | 0.43 | 0.57 | 0.58 | 0.45 | 0.53 |
| FA9 | 0.48 | 0.65 | 0.81 | 0.39 | 0.64 |
| FA10 | 0,63 | 0.67 | 0.84 | 0.53 | 0.72 |
| FA11 | 0.61 | 0.61 | 0.61 | 0.40 | 0.59 |
| FA12 | 0.57 | 0.55 | 0.71 | 0.41 | 0.53 |
| FA13 | 0.67 | 0.52 | 0.38 | 0.35 | 0.52 |
| FA14 | 0.61 | 0.40 | 0.52 | 0.40 | 0.47 |
| FA15 | 0.54 | 0.47 | 0.61 | 0.18*/** | 0.50 |
| FA16 | 0.33 | 0.24* | 0.41 | 0.32 | 0.30 |
| FA17 | 0.42 | 0.56 | 0.45 | 0.19*/** | 0.56 |
| FB1 | 0.52 | 0.39 | 0.52 | 0.18 */** | 0.36 |
| FB2 | 0.51 | 0.26* | 0.43 | 0.11 */** | 0.25* |
| FB3 | 0.74 | 0.69 | 0.72 | 0.84 | 0.73 |
| FB4 | 0.61 | 0.55 | 0.61 | 0.24* | 0.49 |
| FB5 | 0.65 | 0.57 | 0.62 | 0.47 | 0.56 |
| FB6 | 0.57 | 0.33 | 0.53 | 0.35 | 0.40 |
| FB7 | 0.75 | 0.75 | 0.70 | 0.92 | 0.78 |
| FB8 | 0.64 | 0.44 | 0.47 | 0.19 */** | 0.40 |
| FB9 | 0.56 | 0.32 | 0.49 | 0.38 | 0.39 |
| FB10 | 0.75 | 0.76 | 0.74 | 0.82 | 0.78 |
| FB11 | 0.40 | 0.56 | 0.52 | 0.46 | 0.53 |
| FB12 | 0.27* | 0.59 | 0.55 | 0.60 | 0.59 |
| FB13 | 0.69 | 0.67 | 0.64 | 0.82 | 0.71 |
| FK1 | 0.55 | 0.34 | 0.53 | 0.50 | 0.51 |

² Resultados del “modelo 2” propuesto por Méndez Prado et. al (2022a): FB~FK; FA~FK; FA~FB

| | | | | | |
|------|------|-------|----------|----------|----------|
| FK2 | 0.60 | 0.35 | 0.49 | 0.29* | 0.47 |
| FK3 | 0.79 | 0.49 | 0.48 | 0.55 | 0.43 |
| FK4 | 0.53 | 0.30 | 0.75*/** | 0.07*/** | 0.07*/** |
| FK5 | 0.33 | 0.08* | 0.21* | 0.21* | 0.11* |
| FK6 | 0.63 | 0.45 | 0.36 | 0.30 | 0.20* |
| FK7 | 0.55 | 0.36 | 0.45 | 0.41 | 0.51 |
| FK8 | 0.51 | 0.43 | 0.52 | 0.45 | 0.46 |
| FK9 | 0.62 | 0.30 | 0.39 | 0.45 | 0.51 |
| FK10 | 0.61 | 0.47 | 0.46 | 0.29* | 0.45 |
| FK11 | 0.52 | 0.19* | 0.40 | 0.37 | 0.41 |

Notas: *Ítem con carga factorial menor a 0.30. **Ítem que no se agrupa en el factor teórico.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados arrojados por el IBM SPSS Statistics y Méndez Prado *et al.* (2022a).

Modelado de Sistema de Ecuaciones: el modelado se especifica individualmente para cada una de las tres muestras, así como de manera global. En un primer análisis, no se evidencian estimaciones infractoras entre las cuatro variables latentes, ya que no se observan varianzas de error negativas ni coeficientes estandarizados (λ) superiores a uno.³

El análisis de regresión multivariante mediante SEM revela los Coeficientes Estandarizados, los cuales se presentan detalladamente en el cuadro 6. Adicionalmente, para una representación visual, se incluyen las gráficas 1, 2, 3 y 4 en el anexo, donde se muestran gráficamente los resultados, incluyendo los λ de las variables observables.

Cuadro 6. Coeficiente de Regresión Estandarizado

| Relación | México | Colombia | Uruguay | Global |
|-------------|--------|----------|---------|--------|
| FA < --- FL | 0.785 | 0.538 | 0.923 | 0.843 |
| FK < --- FL | 0.812 | 0.536 | 0.678 | 0.731 |
| FB < --- FL | 0.105 | 0.323 | 0.444 | 0.265 |

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados arrojados por el IBM AMOS Graphis.

En la muestra mexicana se destaca que la variable FL exhibe una mayor influencia en FK, con un $\lambda_{FK}=0.812$, contribuyendo a una correlación múltiple al cuadrado (R^2) del 65.93%, lo que significa que explica el 65.93% de la varianza. Le siguen en importancia FA ($R^2_F= 61.62$) y, finalmente, FB ($R^2=1.10$).

En cuanto a los índices de ajuste para la misma muestra, utilizando el método USL, se observan los siguientes resultados: el estadístico χ^2 presenta un nivel de significancia $p=0.000$, el co-

³ Aunque λ de FA.A <--- FA, superior a uno en el caso de la muestra colombiana.

ciente chi-cuadrado entre grados de libertad arroja un resultado de 1.51, mientras que GFI=0.994, NFI=0.898 y RMR=0.051 (gráfica 1 en el anexo).

Para la muestra colombiana, los valores de λ para FK y FB son similares ($\lambda_{FK}=0.536$, $\lambda_{FB}=0.538$) con R^2 de 28.72 y 28.94, respectivamente. En última posición se ubica $\lambda_{FA}=0.323$ con $R^2=10.43$. Los índices de ajuste revelan un nivel de significancia $p=0.000$ para χ^2 , con un valor de 1.23 en χ^2/df , así como GFI=0.935, NFI=0.897 y RMR=0.064 (gráfica 2 en el anexo).

En la muestra de Uruguay se obtienen $\lambda_{FA}=0.923$, $\lambda_{FK}=0.678$, $\lambda_{FB}=0.444$, con $R^2=85.19$, 45.96 y 19.71, respectivamente. Los índices de ajuste indican una χ^2 de 667.50 con $p=0.000$; χ^2/gl de 0.875. Asimismo, se reportan GFI= 0.930, NFI=.881 y RMR=0.053 (gráfica 3 en el anexo).

En la evaluación global, los valores son $\lambda_{FA}=0.843$, $\lambda_{FK}=0.731$, $\lambda_{FB}=0.265$, con $R^2=71.06$, 53.43 y 7.02, respectivamente. Los índices de ajuste para el conjunto global son: χ^2 de 1957.00, con $p=0.000$; $\chi^2/df=2.25$; GFI= 0.955 y NFI=0.921 y RMR= 0.046 (gráfica 3 en el anexo).

Finalmente, se presentan los índices generados mediante el método de ML, con el propósito de compararlos con los índices reportados por Méndez Prado *et al.* (2022a), tal y como se expresa en el cuadro 7.

Cuadro 7. Indicadores de ajuste de bondad.

| Ecuador | México | Colombia | Uruguay | Global |
|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| $\chi^2/df= 2.08$ | $\chi^2/df= 2.05$ | $\chi^2/df= 1.91$ | $\chi^2/df= 2.08$ | $\chi^2/df= 3.69$ |
| GFI= 0.959 | GFI= 0.862 | GFI= 0.785 | GFI= 0.774 | GFI= 0.873 |
| CFI= 0.952 | CFI= 0.841 | CFI= 0.800 | CFI= 0.729 | CFI= 0.820 |
| TLI= 0.949 | TLI= 0.832 | TLI= 0.788 | TLI= 0.712 | TLI= 0.809 |
| RMR= 0.079 | RMR= 0.052 | RMR= 0.071 | RMR= 0.056 | RMR= 0.048 |
| RMSEA= 0.059 | RMSEA= 0.045 | RMSEA= 0.071 | RMSEA= 0.062 | RMSEA= 0.050 |

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados arrojados por AMOS Graphips.

5. Discusión

Los investigadores a nivel internacional han dirigido su atención al estudio y medición del constructo de la FL debido a su estrecha relación con el bienestar financiero, especialmente entre los jóvenes adultos, quienes constituyen el próximo sector responsable de gestionar recursos financieros de manera independiente (Aydin y Akben Selcuk, 2019). Además, este grupo se encuentra en una posición vulnerable debido a los desafíos derivados de las turbulencias financieras y sus contextos (Brüggen *et al.*, 2017; Yakoboski *et al.*, 2023); y, a pesar de que las nuevas tecnologías promueven un avance en el control de las finanzas personales, los individuos sin preparación en el tema se enfrentan a una amplia gama de opciones y datos (Allianz, 2017) que no siempre son útiles, veraces y oportunos.

En este sentido, los instrumentos utilizados para medir la FL deben caracterizarse por contar con un sólido respaldo psicométrico y ser adecuados para el contexto, con el objetivo de proporcionar un panorama concreto, útil y comparativo. A partir de los resultados obtenidos, se pueden desarrollar políticas que fortalezcan este atributo y, en consecuencia, el bienestar financiero del individuo y el desarrollo del entorno.

En el caso específico de la escala FLKD, los resultados indican que el instrumento de 41 ítems es consistente en su medición, dado que obtiene un buen coeficiente alfa de Cronbach (superior a 0.80), esto en cada una de las muestras de los tres países y en la muestra global. Asimismo, todas las variables latentes de primer orden y de manera individual obtienen un coeficiente alfa superior a 0.80, excepto la variable FK. En concreto, el coeficiente alfa de FK en cada muestra es inferior al reportado en la muestra de referencia, es decir, la muestra ecuatoriana, ya que apenas alcanza un valor por encima de 0.60. El hecho de que FK obtenga un valor muy por debajo de las otras dos variables latentes no sorprende, ya que la respuesta de sus ítems es dicotómica, reflejando una evaluación entre correcto e incorrecto (sólo dos opciones de respuesta).

Ante esta primera parte de la valoración de la escala, se puede afirmar que los ítems de ésta guardan una buena correlación entre ellos (Oviedo y Campo Arias, 2005; Quero Virla, 2010), y en específico los ítems de las variables FA y FB.

Continuando con la discusión, se observa una correlación significativa entre las variables latentes, a excepción de la relación entre FB con respecto a FA y FK, únicamente en la muestra mexicana. Además, se identifica en el análisis de correlación una mayor fuerza entre las variables FA, FB y FK con respecto a FL, en comparación con la muestra de Ecuador. Estos hallazgos alientan la continuación del estudio confirmatorio, respaldados también por los resultados de la prueba KMO y la esfericidad de Bartlett obtenidos en las tres muestras.

Al emplear el AFC y extraer los cuatro factores propuestos por Méndez Prado *et al.* (2022a), se observó una alineación idéntica en la muestra mexicana. Sin embargo, para la muestra de Colombia y la muestra global, solo el ítem FK4 no se agrupó como se preveía. Por otro lado, en la muestra uruguaya no se agruparon seis ítems de manera esperada.

Las discrepancias observadas en estos resultados podrían atribuirse a dos hipótesis fundamentales. En primer lugar, las diferencias en las características intrínsecas de las muestras, como las variaciones en los rangos de edad, la distribución del estatus laboral y la heterogeneidad en las áreas profesionales. En segundo lugar, las condiciones específicas del contexto desempeñan un papel crucial, donde factores como el entorno social, la cultura y las emociones pueden influir en las percepciones financieras (Garay Anaya, 2015). Por ejemplo, indicadores como el índice de pobreza, el producto interno bruto per cápita o el porcentaje de población con acceso a cuentas y servicios bancarios digitales revelan que Uruguay supera significativamente a los demás países en términos de buenos indicadores financieros (Banco Mundial, 2023).

Pasando al tema de las cargas factoriales, se identificaron ítems con resultados bajos: AF16, que aborda la percepción de cambios en los planes financieros según el ciclo de vida; FB2, relacionado con el hábito de comparar precios antes de comprar; y FK5, referente al conocimiento y conciencia del tiempo en el valor del dinero. Además, el ítem FK4, también vinculado al concepto del valor del dinero a lo largo del tiempo, no se agrupó correctamente con el factor teórico en más de una muestra y obtuvo una baja carga factorial. Es relevante señalar que tanto FK5

como FK4 están relativamente relacionadas con el concepto del interés compuesto proveniente de las preguntas icónicas “Big Three”; sin embargo, los ítems asociados con inflación y diversificación -propuestas por Lusardi y Mitchell (2006)- obtuvieron cargas factoriales superiores a 0.30.

Estas observaciones plantean la posibilidad de modificar y/o eliminar algunos ítems en etapas posteriores, siempre y cuando esté respaldado por la teoría y avalado por expertos para mejorar el ajuste del modelo reflectivo. Por ejemplo, modificar el ítem FK5, haciéndolo más parecido al ítem planteado por Lusardi y Mitchell (2006) y eliminar el FK4. No obstante, este paso no se lleva a cabo en este momento, dado que el análisis de este trabajo es de tipo confirmatorio y no semi confirmatorio.

Sobre el modelado a través del sistema ecuaciones, las gráficas 1, 2, 3 y 4 muestran los coeficientes estandarizados de la regresión, que permiten evaluar el impacto de FL sobre las otras variables latentes de primer orden. Destaca que el coeficiente correspondiente a FB es menor en las tres muestras y en la global, especialmente en la muestra mexicana. Este hallazgo coincide con Méndez Prado *et al.* (2022a) y contrasta con los resultados de Potrich *et al.* (2016) y Potrich y Vieira (2018) y Vieira *et al.* (2021). Una diferencia crucial entre estos últimos trabajos y la presente investigación es que éstos se desarrollaron con un enfoque semi confirmatorio al reducir la escala original para alcanzar un mejor ajuste del modelado.

Continuando con los coeficientes estandarizados, FK ocupa el primer lugar en la muestra mexicana y el segundo lugar (muy cercano al primero) en la muestra colombiana. La importancia de esta variable en la alfabetización financiera se destaca en diversos estudios, donde se le aborda como el principal componente o incluso como el único, derivado especialmente de las “Big Three”, que, además incluye la confianza para utilizar dicho conocimiento (García-Santillán, 2020; Gilenko y Chernova, 2021; Grohmann, 2018; Huston, 2010; Mahfuzur *et al.*, 2021; Pavković *et al.*, 2018; Remund, 2010; Stolper y Walter, 2017). Hecho respaldado por la presencia de la variable en cada una de las 45 escalas revisadas por Méndez Prado *et al.* (2022a).

Distintivamente, los ítems de la dimensión FK de la escala FLKD tienen una opción de respuesta dicotómica, una característica de las preguntas de evaluación u objetivas, a diferencia de los instrumentos que miden la autopercepción de FK a través de una escala ordinal como Likert (Allgood y Walstad, 2015; Tang y Baker, 2016). Por esta razón, algunos autores como Potrich *et al.* (2016) proponen constituir la variable de FK a través de dos variables observables: conocimiento básico y conocimiento avanzado, las cuales se derivan de la suma de varios ítems. Situación que no se replicó en este estudio, toda vez que para alcanzar el propósito planteado era necesario evaluar el instrumento bajo las condiciones originales.

Al igual que en los trabajos de Méndez Prado *et al.* (2022a) y Potrich *et al.* (2016), la relación entre FL y FA es significativa, pero además el impacto es superior en el presente estudio. Sin embargo, en Parul *et al.* (2023) se detecta que no existe relación significativa entre estas dos variables al estudiar inversionistas. En este sentido, la significancia entre las variables FA y FL en los estudios coincidentes tienen en común que la muestra cuenta con características similares, toda vez que se trata de estudiantes universitarios en países latinoamericanos; mientras que, con el estudio no coincidente, la muestra está conformada de adultos de diversas edades, con actividades de inversión en la India. Este hecho sugiere que existe una relevancia destacada de las variables sociodemográficas en el diseño y uso de los instrumentos de medición.

En cuanto al ajuste global, al ser significativo el estadístico χ^2 , no es posible retener la hipótesis nula que sugiere: “La matriz de covarianza del modelo es idéntica a la covarianza de la muestra”. No obstante, diversos autores sugieren que alcanzar un valor de $p > 0.05$ en muestras superiores a los 200 sujetos es difícil (Hooper *et al.*, 2008; Manzano, 2018; Ruiz *et al.*, 2010).

En este contexto, se examina el cálculo de χ^2/df a través del método de extracción de USL. Los resultados de 1.51, 0.875, 0.875 y 2.52 para México, Colombia, Uruguay y Global (respectivamente) indican que el modelo empírico se ajusta al modelo teórico, ya que un resultado de $\chi^2/df < 3$ acepta la hipótesis nula, según Ruiz *et al.* (2010) y Vieira *et al.* (2021); aunque Hooper *et al.* (2008) establecen un rango entre 2 y 5, por lo que sólo la muestra global alcanzaría este último criterio. En otra dirección, si evaluamos el resultado de χ^2/df mediante el método de extracción de ML, las cuatro muestras cumplirían con el criterio de Ruiz *et al.* (2010) y de Hooper *et al.* (2008), e incluso el resultado de los tres países es muy similar al obtenido en la muestra de los jóvenes de Ecuador.

Además de los cálculos de χ^2 y χ^2/df , los autores señalan la conjunción con otros índices (Hooper *et al.*, 2008; Manzano, 2018; Ruiz *et al.*, 2010). Y a pesar de que Hooper *et al.* (2008) destacan la falta de consenso sobre qué índices reportar y los puntos de corte, en este análisis se presentaron los índices arrojados por AMOS para un método de extracción USL, justificado por la ausencia de normalidad en los ítems. Aunque adicionalmente, se incluyeron los resultados arrojados por el método de ML para su comparación con la muestra de Méndez Prado *et al.* (2022a). En cuanto a los puntos de corte en los indicadores de ajuste, se consideran diversos niveles de flexibilidad y rigidez propuestos por distintos autores expertos del tema.

Por consiguiente, mediante el método USL, se obtuvieron resultados de NFI cercanos a 0.90, GFI aproximadamente a 0.95 y RMR ligeramente superiores a 0.05 en las tres muestras de los países participantes. En cuanto a NFI y GFI, Manzano (2018) establece un parámetro superior a 0.90 como aceptable; mientras que Ruiz *et al.* (2010), Vieira *et al.* (2021) y Hooper *et al.* (2008) indican un mínimo de 0.95. Adicionalmente, estos últimos autores mencionan que otros investigadores son más flexibles y han considerado hasta 0.80 como punto de corte.

De esta forma, únicamente el resultado del indicador GFI de cada muestra cumple con el criterio intermedio. Sin embargo, en la muestra global el GFI está por encima de 0.95 y NFI sobrepasa 0.90. En lo que corresponde al RMR, Ruiz *et al.* (2010) señalan que debe ser lo más cercano a cero, mientras que para Hooper *et al.* (2008) es aceptable menor a 0.08. De tal forma que con el criterio de Hooper se puede validar el resultado de RMR en la muestra de México, Colombia y Uruguay. El resultado mejora con la muestra global, pues RMR se ubica por debajo de 0.05.

En resumen, se puede identificar que la muestra global es la más robusta y los resultados se acercan a la aprobación de los parámetros más estrictos. Dicho lo anterior, la escala FLKD de Méndez Prado *et al.* (2022a) es aceptable para medir el constructo entre la población de jóvenes universitarios de países latinoamericanos. Tómese en cuenta que esta escala ha sido sometida no solo a una evaluación de confiabilidad sino también de validez convergente, siendo esta última prueba poco presentada en la publicación de artículos latinoamericanos que diseñan, rediseñan o retoman escalas en el tema, con excepción de los trabajos realizados en Brasil por Potrich *et al.* (2016), Vieira *et al.* (2018) y Potrich *et al.* (2018). Es interesante notar que estos últimos estudios mencionados - en específico el estudio de Potrich *et al.* (2016), que también se enfocó en estu-

diantes universitarios, pero de Brasil- obtuvieron mejores resultados en los indicadores de ajuste que los actualmente reportados en este trabajo. No obstante, es importante señalar que esta evaluación no excluyó ningún ítem de la versión original de los autores.

Por otro lado, al integrar los resultados de los índices de ajuste a través del método ML (para ser totalmente comparables con la muestra ecuatoriana), se observa que GFI, CFI y TLI se sitúan por debajo de 0.90, incluyendo la muestra global (Colombia por debajo de 0.80). Los únicos indicadores de ajuste que favorecen a las muestras de este estudio (sin contemplar Colombia) son RMR y RMSEA. Aunque como ya se mencionó, este método no es el ideal para las muestras aquí trabajadas, pues el comportamiento de los resultados en cada ítem no tiene una distribución normal.

A manera de cierre de esta discusión, se puede señalar con evidencia que el SEM ha permitido identificar cómo el modelo constituido por la muestra de tres países latinoamericanos se asemeja al modelo teórico propuesto por la escala FLKD; sin olvidar que también es evidente que esta escala, diseñada inicialmente para un país específico, requiere adaptaciones y ajustes para cada país analizado.

Los resultados expuestos en este trabajo permiten la continuidad con esta línea de investigación, ya que el hecho de que un modelo obtenga un buen ajuste no significa que no puedan existir otros modelos que también pueden ajustarse (Ruiz *et al.*, 2010). En ese sentido, se puede poner a prueba la relación reconfigurada de las variables latentes, como lo plantean Brüggén *et al.* (2017), Chaulagain (2015), Potrich *et al.* (2016) e incluso Huston (2010), al colocar el FB como variable endógena de FK y/o FA, o también como variable mediadora que afecta el bienestar financiero. Entre otras variantes, también es posible analizar el ajuste de cada una de las variables latentes por separado, como lo realizan Vieira *et al.* (2021).

6. Conclusiones

Por la significancia del conocimiento, las creencias y las decisiones financieras de los jóvenes adultos, los estudios sobre alfabetización financiera se presentan como áreas de oportunidad actuales. Los autores de este documento han optado por evaluar la Escala de Alfabetización Financiera sobre Decisiones Financieras Clave a través del análisis confirmatorio, dado que el instrumento es la propuesta más reciente en un país latinoamericano con un respaldo teórico y metodológico riguroso.

El análisis confirmatorio a través del SEM es un método que utiliza estadísticas para comparar un modelo empírico con un modelo teórico. Como se mencionó anteriormente, este análisis es de naturaleza confirmatoria y no semi confirmatorio, enfocado en verificar la adecuación del modelo original aplicado en otros países, distintos a Ecuador. No se realizaron adaptaciones ni ajustes para mejorar el modelo, ya que el objetivo era identificar qué tan bien se ajustaba el modelo original. Aunque el ajuste no fue perfecto, fue lo suficientemente cercano como para considerarlo un buen punto de partida, y se sugiere realizar ajustes necesarios respaldados por el marco teórico, como la eliminación de ítems con cargas factoriales estandarizadas menores de 0.30 y la inclusión de correlaciones entre errores. Estos ajustes podrían aplicarse a nuevas muestras de cada país interesado en comprender la alfabetización financiera juvenil en atención a su muy cercana inserción en el sistema financiero.

Tras los análisis correspondientes y considerando criterios de corte intermedios, se destaca que la muestra mexicana presenta el mejor ajuste al modelo teórico, una mejora que se refuerza al incluir la muestra global. Sin embargo, estos resultados se ven afectados al emplear un método de extracción inadecuado que no contemple la distribución anormal de los ítems.

En conclusión, se sostiene que la escala FLKD es una buena opción para su adaptación y aplicación en muestras de estudiantes universitarios en países latinoamericanos, permitiendo medir el constructo para el cual fue diseñada. Este trabajo también abre la puerta a futuras investigaciones para formular hipótesis que expliquen las discrepancias observadas y para explorar rediseños basados en las relaciones entre las variables latentes estudiadas, así como nuevas formas en que estas variables se relacionan con otros aspectos que impactan el bienestar financiero de las personas.

Referencias

- Allgood, S. y W. Walstad. 2015. "The effects of perceived and actual financial literacy on financial behaviors", *Economic Inquiry*, 54(1): 675-697. <https://doi.org/10.1111/ecin.12255>
- Allianz. 2017. *When Will the Penny Drop? Money, Financial Literacy and Risk in the Digital Age*, International Pension Papers, núm. 1/2017.
- Arceo-Gómez, E.O. y F.A. Villagómez. 2017. "Financial literacy among Mexican high school teenagers", *International Review of Economics Education*, 24: 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.iree.2016.10.001>
- Atkinson, A. y F.A. Messy. 2012. *Measuring Financial Literacy: Results of the OECD / International Network on Financial Education (INFE) Pilot Study*, OECD Insurance and Private Pensions, Working Paper, num. 15.
- Avendaño, W.R., G. Rueda, y B.M. Velasco. 2021. "Percepciones y habilidades financieras en estudiantes universitarios", *Formación universitaria*, 14(3). <https://doi.org/10.4067/S0718-50062021000300095>
- Aydin, A.E. y E. Akben Selcuk. 2019. "An investigation of financial literacy, money ethics and time preferences among college students: A structural equation model", *International Journal of Bank Marketing*, 37(3): 880-900. <https://doi.org/10.1108/IJBM-05-2018-0120>
- Banco Mundial. 2023. *Datos países y economías*, en <https://datos.bancomundial.org/country>
- Brüggen, E.C., J. Hogreve, M. Holmlund, S. Kabadayi y M. Löfgren. 2017. "Financial well-being: A conceptualization and research agenda", *Journal of Business Research*, 79: 228-237. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2017.03.013>
- Byrne, B. 2010. *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*, Nueva York, Taylor & Francis Group.
- CAF-SBIF. 2016. *Reporte de la Encuesta de Medición de Capacidades Financieras en los Países Andinos: Chile 2016*, en https://www.cmfchile.cl/portal/estadisticas/617/articles-38694_doc_pdf.pdf
- Chaulagain, R.P. 2015. "Contribution of financial literacy to behavior", *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 7(6): 61-71. [https://doi.org/10.22610/jeps.v7i6\(J\).618](https://doi.org/10.22610/jeps.v7i6(J).618)
- Colmar Brunton. 2013. *Reporte de Financial Knowledge and Behaviour Survey 2013*, en <http://media.nzherald.co.nz/webcontent/document/pdf/201324/FinancialSurvey.pdf>
- CFPB. 2015. *Financial Well-Being: The Goal of Financial Education*, Consumer Financial Protection Bureau, Documento de Investigación, núm. 2015.

- de la Fuente-Mella, H., B. Umaña-Hermosilla, M. Fonseca-Fuentes y C. Elórtégui-Gómez. 2021. "Multinomial logistic regression to estimate the financial education and financial knowledge of university students in Chile", *Information MDPI*, 12(379): 1-15. <https://doi.org/10.3390/info12090379>
- Douissa, I.B. 2020. "Factors affecting College students' multidimensional financial literacy in the Middle East", *International Review of Economics Education*, 35: 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.iree.2019.100173>
- Ergün, K. 2017. "Financial literacy among university students: A study in eight European countries", *International Journal of Consumer Studies*, 41(1): 2-15. <https://doi.org/10.1111/ijcs.12408>
- Flora, D., C. LaBrish y P. Chalmers. 2012. "Old and new ideas for data screening and assumption testing for exploratory and confirmatory factor analysis", *Frontiers in Psychology*, 3: 1-21. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00055>
- Garay Anaya, G. 2015. "Las finanzas conductuales, el alfabetismo financiero y su impacto en la toma de decisiones financieras, el bienestar económico y la felicidad", *Perspectivas*, (36): 7-34.
- García-Mata, O. 2021. "Alfabetismo financiero entre millennials en Ciudad Victoria, Tamaulipas, México", *Estudios Gerenciales*, 37(160): 399-412. <https://doi.org/10.18046/j.estger.2021.160.4021>
- García-Santillan, A. 2020. "Knowledge and application toward financial topics in high school students: A parametric study", *European Journal of Educational Research*, 9(3): 905-919. <https://doi.org/10.12973/eu-jer.9.3.905>
- GFLEC. 2023. *S&P Global Finlit Survey-Methodology*, en <https://gflec.org/sp-global-finlit-survey-methodology/>
- Gilenko, E. y A. Chernova. 2021. "Saving behavior and financial literacy of Russian high school students: An application of a copula-based bivariate probit-regression approach", *Children and Youth Services Review*, 127: 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2021.106122>
- Goyal, K. y S. Kumar. 2020. "Financial literacy: A systematic review and bibliometric analysis", *International Journal of Costumer Studies*, 45(1): 80-105. <https://doi.org/10.1111/ijcs.12605>
- Grohmann, A. 2018. "Financial literacy and financial behavior: Evidence from the emerging Asian middle class", *Pacific-Basin Finance Journal*, 48: 129-143. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2018.01.007>
- Hastings, J.S., B.C. Madrian y W.L. Skimmyhorn. 2013. "Financial literacy, financial education, and economic outcomes", *Annual Review of Economics*, 5: 347-373. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-082312-125807>
- Hooper, D., J. Coughlan y M.R. Mullen. 2008. "Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit", 6(1): 53-60. <https://doi.org/10.21427/D7CF7R>
- Huston, S.J. 2010. "Measuring financial literacy", *The Journal of Consumer Affairs*, 44(2). <https://doi.org/10.1111/j.1745-6606.2010.01170.x>
- Huston, S.J. 2012. "Assessing financial literacy", en D. Durnad y S. Britt (comps.), *Student Financial Literacy*, Londres, Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4614-3505-1_9
- Khanh, D.P. y T.L. Vu Linh. 2023. "Nexus between financial education, literacy, and financial behavior: Insights from Vietnamese young generations", *Sustainability*, 15(20): 1-21. <https://doi.org/10.3390/su152014854>
- Kiliyanni, A.L. y S. Sivaraman. 2016. "The perception-reality gap in financial literacy: Evidence from the most literate state in India", *International Review of Economics Education*, 23: 47-64. <https://doi.org/10.1016/j.iree.2016.07.001>
- Kline, R.B. 2011. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*, Guilford Press, Washington.

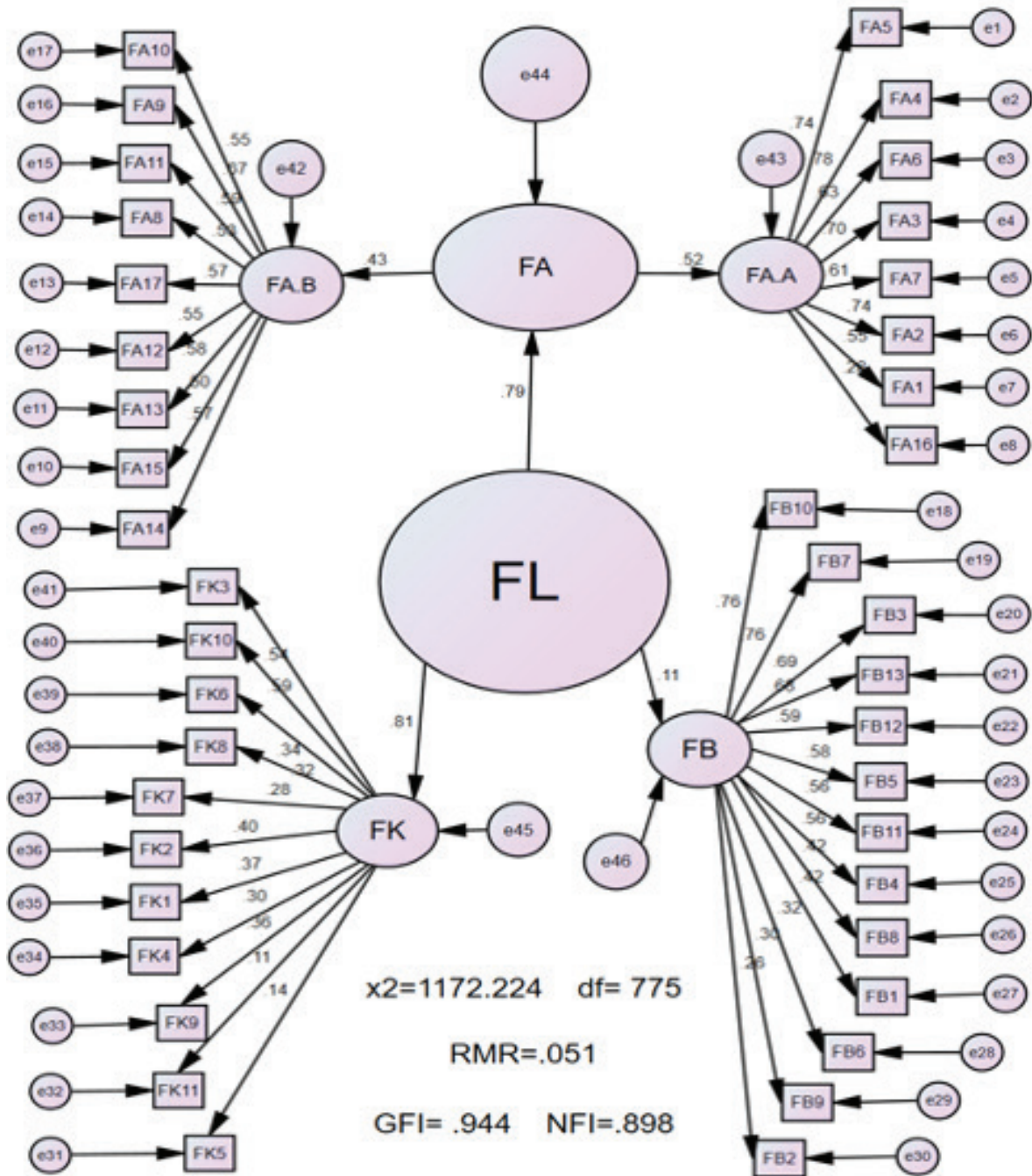
- Lloret-Segura, S., A. Ferreres-Traver, A. Hernández-Baeza e I. Tomás-Marco. 2014. "El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada", *Anales de Psicología*, 30(3): 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lusardi, A. 2011. *American's Financial Capability*, NBER Working Paper Series, núm. 17103.
- Lusardi, A. y O.S. Mitchell. 2006. *Financial Literacy and Planning: Implications for Retirement Wellbeing*, University of Pennsylvania, Pension Research Council Working Paper, núm. 2006-1.
- Lusardi, A. y O.S. Mitchell. 2011. "Financial literacy around the world: An overview", *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4): 497-508. <https://doi.org/10.1017/S1474747211000448>
- Lusardi, A. y O.S. Mitchell. 2013. *The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence*, NBER Working Paper Series, núm. 18952. <https://doi.org/10.3386/w18952>
- Lusardi, A., O.S. Mitchell y V. Curto. 2010. "Financial literacy among the young", *The Journal of Consumer Affairs*, 44(2): 358-380. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6606.2010.01173.x>
- Mahfuzur, R., I. Che Ruhana, M.M. Muhammad, S. Moniruzzaman y T.C. Nazreen. 2021. "The role of financial behaviour, financial literacy, and financial stress in explaining the financial well-being of B40 group in Malaysia", *Future Business Journal*, 7(1): 1-18. <https://doi.org/10.1186/s43093-021-00099-0>
- Manzano, A.P. 2018. "Introducción a los modelos de ecuaciones estructurales", *Investigación en Educación Médica*, 7(25): 67-72. <https://doi.org/10.1016/j.riem.2017.11.002>
- Méndez Prado, S.M., K. Chiluiza, P. Everaert y M. Valcke. 2022a. "Design and evaluation among young adults of a financial literacy scale focused on key financial decisions", *Education Sciences*, 12(7): 1-18. <https://doi.org/10.3390/educsci12070460>
- Méndez Prado, S.M., M.J. Zambrano Franco, S.G. Zambrano Zapata, K.M. Chiluiza García, P. Everaert, y M. Valcke. 2022b. "A Systematic review of financial literacy research in Latin America and the Caribbean", *Sustainability*, 14(3814): 1-43. <https://doi.org/10.3390/su14073814>
- Nanziri, E.L. y M. Leibbrandt. 2018. "Measuring and profiling financial literacy in South Africa", *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 21(1): 1-17. <https://doi.org/10.4102/sajems.v21i1.1645>
- OCDE. 2014. *Reporte PISA 2012 Results: Students and Money: Financial Literacy Skills for the 21st Century*, en https://www.oecd-ilibrary.org/education/pisa-2012-results-students-and-money-volume-vi_9789264208094-en
- OCDE. 2022. *Reporte OECD/INFE Toolkit for measuring Financial Literacy and Financial Inclusion 2022*, en <https://www.oecd.org/financial/education/2022-INFE-Toolkit-Measuring-Finlit-Financial-Inclusion.pdf>
- Oehler, A., M. Horn, S. Wendt, L.A. Reisch y T.J. Walker. 2017. "Young adults and their finances: An international comparative study on applied financial literacy", *Economic Notes*, 47: 305-330. <https://doi.org/10.1111/ecno.12110>
- Oviedo, H.C. y A. Campo Arias. 2005. "Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach", 34(4): 572-580. <https://psycnet.apa.org/record/2006-07750-007>
- Parul, K., M. Aminul, R. Pillai y T. Sharif. 2023. "Analysing the behavioural, psychological, and demographic determinants of financial decision making of household investors", *Heliyon*, 9(2):1-16. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e13085>

- Pavković, A., M. Anđelinović y D. Mišević. 2018. "Measuring financial literacy of university students", *Croatian Operational Research Review*, 9(1): 87-97. <https://doi.org/10.17535/crorr.2018.0008>
- Potrich, A.C.G., K.M. Vieira y W. Mendes-Da-Silva. 2016. "Development of a financial literacy model for university students", *Management Research Review*, 39(3): 356-376. <https://doi.org/10.1108/MRR-06-2014-0143>
- Potrich, A.C.G. y K.M. Vieira. 2018. "Demystifying financial literacy: A behavioral perspective analysis", *Management Research Review*, 41(9): 1047-1068. <https://doi.org/10.1108/MRR-08-2017-0263>
- Potrich, A. C.G. K.M. Vieira, y G. Kirch. 2018. "How well do women do when it comes to financial literacy? Proposition of an indicator and analysis of gender differences", *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 17: 28-41. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2017.12.005>
- Quero Virla, M. 2010. "Confiabilidad y coeficiente alpha de Cronbach", *Revista de Estudios Interdisciplinarios en Ciencias Sociales*, 12(2): 248-252.
- Rani, S. y G. Neha. 2022. "Potential sub-topics and trends topics in financial literacy: A bibliometric analysis", *Accounting and Finance Review*, 10(1): 35-52. <https://doi.org/10.46281/ijafr.v10i1.1649>
- Remund, D.L. 2010. "Financial literacy explicated: The case for a clearer definition in an increasingly complex economy", *Journal of Consumer Affairs*, 44: 271-429. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6606.2010.01169.x>
- Ruiz, M.A., A. Pardo y R.S. Martín. 2010. "Modelos de ecuaciones estructurales", *Papeles del Psicólogo*, 31(1): 34-45.
- Santoyo Ledesma, D.S. y J. Luna Nemecio. 2021. "Experiencia exploratoria de validación de un instrumento sobre nivel de cultura financiera en la generación millennial", *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 31: 226–239. <https://doi.org/10.46661/revmetodoscuanteconomia.4394>
- Stolper, O.A. y A. Walter. 2017. "Financial literacy, financial advice, and financial behavior", *Journal of Business Economics*, 87(5): 581-643. <https://doi.org/10.1007/s11573-017-0853-9>
- Tang, N. y A. Baker. 2016. "Self-esteem, financial knowledge and financial behavior", *Journal of Economic Psychology*, 54: 164-176. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2016.04.005>
- van Rooij, M., A. Lusardi y R. Alessie. 2021. "Financial literacy and stock market participation", *Journal of Financial Economics*, 101(2): 449-472. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.03.006>
- Vieira, K.M., A.A. Bressan y L.S. Fraga. 2021. "Financial well-being of the beneficiaries of the Minha Casa Minha Vida program: Perception and antecedents", *Revista de Administração Mackenzie*, 22(2): 1-40. <https://doi.org/10.1590/1678-6971/eRAMG210115>
- Vieira, K.M., F.J. Moreira Júnior y A.C.G. Potrich. 2020. "Measuring financial literacy: Proposition of an instrument based on the Item Response Theory", *Logo Ciência e Natura*, 42: 1-34. <https://doi.org/10.5902/2179460X39864>
- Vieira, K.M., A.C.G. Potrich y W. Mendes-Da-Silva. 2018. "A financial literacy model for university students", en W. Mendes-Da-Silva (ed.), *Individual Behaviors and Technologies for Financial Innovations*, Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-91911-9_4
- Villagómez, F.A. 2016. "Alfabetismo financiero en jóvenes preparatorianos en la Zona Metropolitana del Valle de México", *El Trimestre Económico*, 83(331): 677-706. <https://doi.org/10.20430/ete.v83i331.215>

- Warmath, D. y D. Zimmerman. 2019. "Financial literacy as more than knowledge: The development of a formative scale through the lens of bloom's domains of knowledge", *Journal of Consumer Affairs*, 53(4): 1602-1629. <https://doi.org/10.1111/joca.12286>
- Xiao, J.J., S.Y. Ahn, J. Serido y S. Shim. 2014. "Earlier financial literacy and later financial behaviour of college students", *International Journal of Consumer Studies*, 38(6): 593-601. <https://doi.org/10.1111/ijcs.12122>
- Xiao, L. 2020. "When financial literacy meets textual analysis: A conceptual review", *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 28(100402): 1-53. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100402>
- Yakoboski, P.J., A. Lusardi y A. Hasler. 2023. *Reporte Financial Well-Being and Literacy in a High-Inflation Environment: The 2023 TIAA Institute-GFLEC Personal Finance Index*, en <https://gflec.org/wp-content/uploads/2023/04/2023-P-Fin-Index-report-TIAA-Inst-and-GFLEC-Apr-2023.pdf>
- Yuan, K.H. y P.M. Bentler. 1998. "Normal theory based test statistics in structural equation modeling", *The British Journal of Mathematical Statistical Psychology*, 51: 289-309. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1998.tb00682.x>

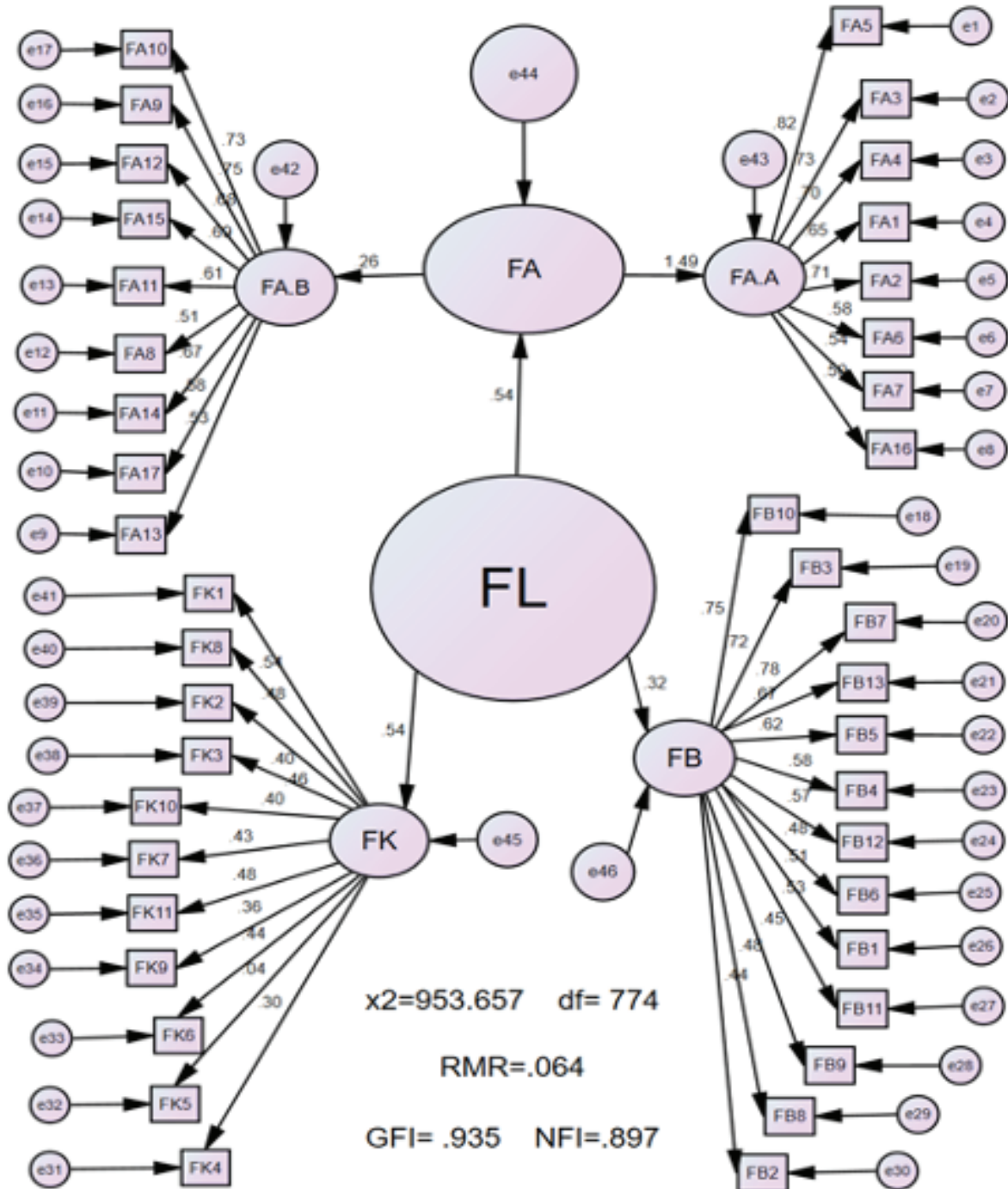
Anexo

Gráfica 1. SEM FL de México



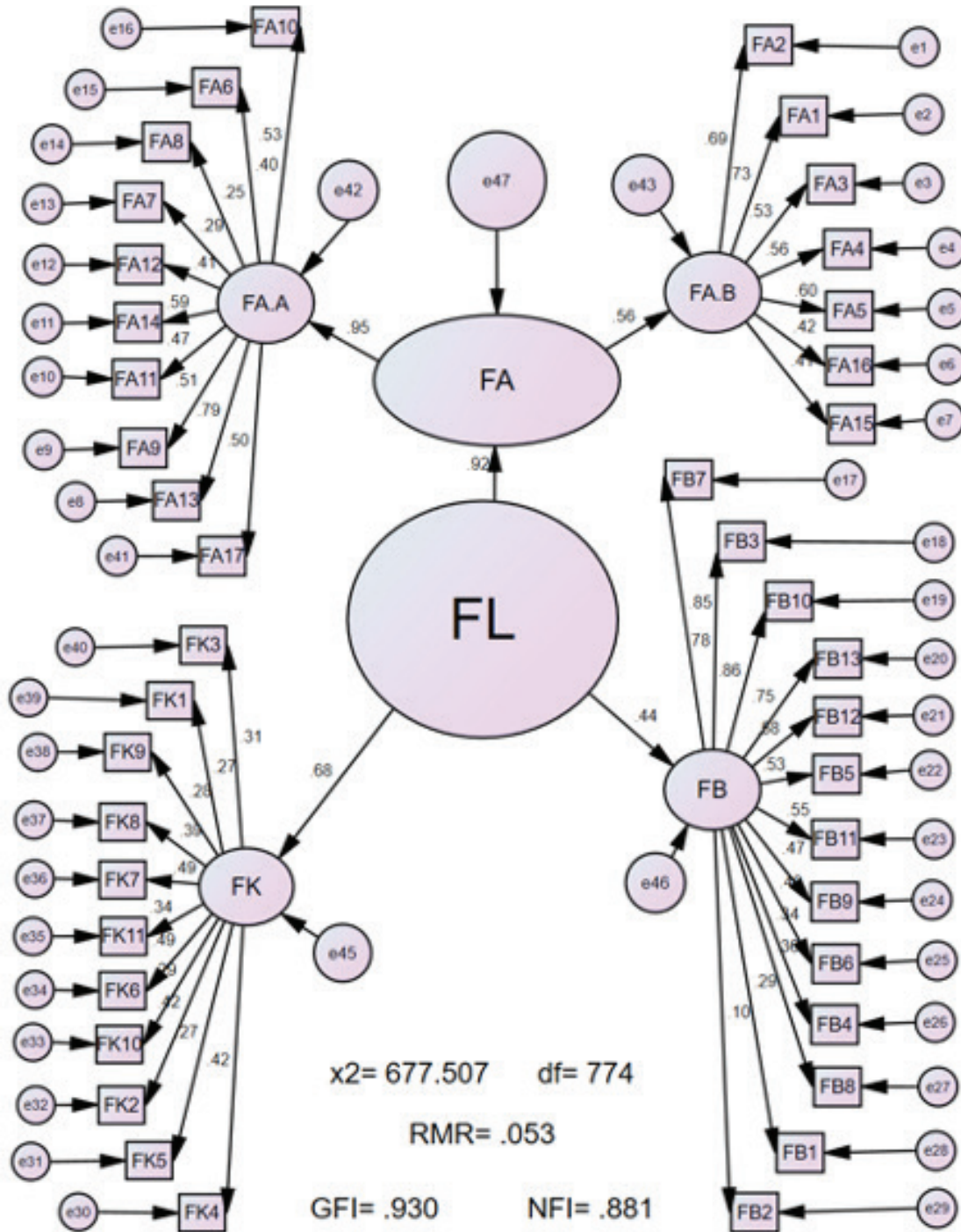
Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados arrojados por AMOS Graphips.

Gráfica 2. SEM FL de Colombia



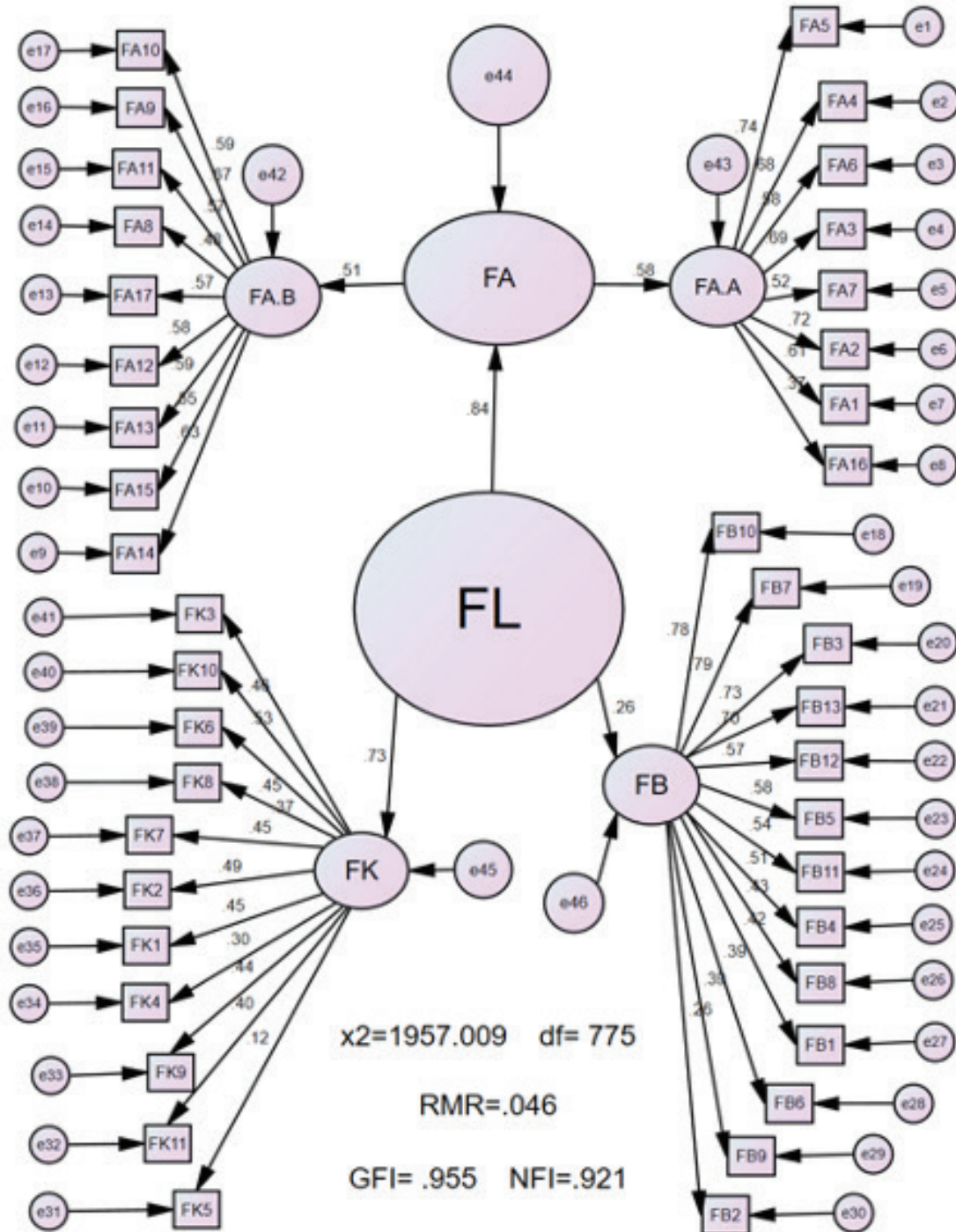
Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados arrojados por AMOS Graphips.

Gráfica 3. SEM FL de Uruguay



Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados arrojados por AMOS Graphips.

Gráfica 4. SEM FL de Global



Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados arrojados por AMOS Graphips.