



UNIVERSIDAD CÉSAR VALLEJO

**FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD
ESCUELA PROFESIONAL DE PSICOLOGÍA**

Inventario de flexibilidad cognitiva (CFI): propiedades psicométricas
y datos normativos en estudiantes universitarios de Huamanga,
2023

TESIS PARA OBTENER EL TÍTULO PROFESIONAL DE:
Licenciada en Psicología

AUTORAS:

Allcca Canturin, Jhoselin Marzela (orcid.org/0000-0001-9674-1759)
Diaz Gonzales, Evelyn Milagros (orcid.org/0000-0001-8603-2692)

ASESORA:

Mg. Ore Sandoval, Shirley Rossmery (orcid.org/0000-0002-9026-3052)

LÍNEA DE INVESTIGACIÓN:

Psicométrica

LÍNEA DE RESPONSABILIDAD SOCIAL UNIVERSITARIA:

Apoyo a la reducción de brechas y carencias en la educación en todos sus niveles

LIMA – PERÚ

2024

Dedicatoria

A dios, por no dejarnos caer en todo este tiempo y a nuestras familias por brindarnos su amor y apoyo incondicional

Agradecimiento

Agradecer a Dios, a todos aquellos docentes que han impartido sus conocimientos durante todos estos años, en especial a la asesora, Mg. Ore Sandoval, Shirley Rossmery, por su gran dedicación y guía durante este largo proceso de investigación, a todas las personas que nos apoyaron e hicieron posible que este trabajo se realizara con éxito.

Declaratoria de Originalidad de asesora



UNIVERSIDAD CÉSAR VALLEJO

**FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD
ESCUELA PROFESIONAL DE PSICOLOGÍA**

Declaratoria de Autenticidad del Asesor

Yo, ORE SANDOVAL SHIRLEY ROSSMERY, docente de la FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD de la escuela profesional de PSICOLOGÍA de la UNIVERSIDAD CÉSAR VALLEJO SAC - LIMA NORTE, asesor de Tesis titulada: "INVENTARIO DE FLEXIBILIDAD COGNITIVA (CFI): PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS Y DATOS NORMATIVOS EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS DE HUAMANGA, 2023", cuyos autores son DIAZ GONZALES EVELYN MILAGROS, ALLCCA CANTURIN JHOSELIN MARZELA, constato que la investigación tiene un índice de similitud de 17.00%, verificable en el reporte de originalidad del programa Turnitin, el cual ha sido realizado sin filtros, ni exclusiones.

He revisado dicho reporte y concluyo que cada una de las coincidencias detectadas no constituyen plagio. A mi leal saber y entender la Tesis cumple con todas las normas para el uso de citas y referencias establecidas por la Universidad César Vallejo.

En tal sentido, asumo la responsabilidad que corresponda ante cualquier falsedad, ocultamiento u omisión tanto de los documentos como de información aportada, por lo cual me someto a lo dispuesto en las normas académicas vigentes de la Universidad César Vallejo.

LIMA, 03 de Mayo del 2024

Apellidos y Nombres del Asesor:	Firma
ORE SANDOVAL SHIRLEY ROSSMERY DNI: 47174824 ORCID: 0000-0002-9026-3052	Firmado electrónicamente por: SORE el 01-01-2024 18:21:00

Código documento Triice: TRI - 0744708



Declaratoria de Originalidad de Autores



UNIVERSIDAD CÉSAR VALLEJO

**FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD
ESCUELA PROFESIONAL DE PSICOLOGÍA**

Declaratoria de Originalidad de los Autores

Nosotros, DIAZ GONZALES EVELYN MILAGROS, ALLCCA CANTURIN JHOSELIN MARZELA estudiantes de la FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD de la escuela profesional de PSICOLOGÍA de la UNIVERSIDAD CÉSAR VALLEJO SAC - LIMA NORTE, declaramos bajo juramento que todos los datos e información que acompañan la Tesis Completa titulada: "INVENTARIO DE FLEXIBILIDAD COGNITIVA (CFI): PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS Y DATOS NORMATIVOS EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS DE HUAMANGA, 2023", es de nuestra autoría, por lo tanto, declaramos que la Tesis Completa:

1. No ha sido plagiada ni total, ni parcialmente.
2. Hemos mencionado todas las fuentes empleadas, identificando correctamente toda cita textual o de paráfrasis proveniente de otras fuentes.
3. No ha sido publicada, ni presentada anteriormente para la obtención de otro grado académico o título profesional.
4. Los datos presentados en los resultados no han sido falseados, ni duplicados, ni copiados.

En tal sentido asumimos la responsabilidad que corresponda ante cualquier falsedad, ocultamiento u omisión tanto de los documentos como de la información aportada, por lo cual nos sometemos a lo dispuesto en las normas académicas vigentes de la Universidad César Vallejo.

Nombres y Apellidos	Firma
EVELYN MILAGROS DIAZ GONZALES DNI: 70229997 ORCID: 0000-0001-8603-2692	Firmado electrónicamente por: EDIAZGO el 01-01- 2024 21:53:25
JHOSELIN MARZELA ALLCCA CANTURIN DNI: 70112747 ORCID: 0000-0001-9674-1759	Firmado electrónicamente por: JALLCCAC el 01-01- 2024 21:55:30

Código documento Trilce: TRI - 0714476



Índice de contenidos

	Pág.
Carátula	i
Dedicatoria	ii
Agradecimiento	iii
Declaratoria de originalidad del asesor	iv
Declaratoria de originalidad de los autores	v
Índice de contenidos	vi
Índice de tablas	vii
Índice de figuras	viii
RESUMEN	ix
ABSTRACT	x
I. INTRODUCCIÓN	11
II. MARCO TEÓRICO	15
III. METODOLOGÍA	22
3.1. Tipo y diseño de investigación	22
3.2. Variable y operacionalización	22
3.3. Población, muestra y muestreo	22
3.4. Técnicas e instrumentos de recolección de datos	24
3.5. Procedimiento	26
3.6. Métodos de análisis de datos	26
3.7. Aspectos éticos	28
IV. RESULTADOS	30
V. DISCUSIÓN	39
VI. CONCLUSIONES	43
VII. RECOMENDACIONES	44
REFERENCIAS	45
ANEXOS	61

Índice de tablas

		Pág.
Tabla 1.	Particularidades de la muestra de estudio	23
Tabla 2.	Análisis estadístico de los ítems de la Inventario de Flexibilidad Cognitiva	30
Tabla 3.	Análisis factorial confirmatorio del Inventario de Flexibilidad Cognitiva	32
Tabla 4.	Cargas factoriales e índices específicos	35
Tabla 5.	Media, desviación estándar y correlaciones con intervalos de confianza	36
Tabla 6.	Invarianza de medición en función al sexo y grupo etario (n hombres = 262, n mujeres = 239; n 18 a 29 = 407, n 30 a más 94)	37
Tabla 7.	Baremos, percentiles y el coeficiente K2	38

Índice de figuras

		Pág.
Figura 1.	Correlaciones halladas entre los ítems	32
Figura 2.	Diagrama de senderos de los modelos puesto a prueba	34
Figura 3.	Gráfico de correlaciones entre instrumentos	36

RESUMEN

Esta investigación tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas y elaborar datos normativos del Inventario de Flexibilidad Cognitiva (CFI) en estudiantes universitarios. Se trata de un estudio de tipo psicométrico con un diseño instrumental. La muestra incluyó a 501 universitarios de distintos distritos de Huamanga, con edades entre 18 y 43 años ($M = 25.76$, $DE = 4.66$). El muestreo fue no probabilístico por conveniencia. En los resultados del análisis de ítems, se encontraron comunalidades superiores a .40 y las correlaciones entre ítems no superaron el .90. Posteriormente, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) que arrojó los siguientes índices de ajuste: $\chi^2 = 477.051$, $p < .001$, $gl = 150$, $\chi^2/gl = 3.180$, $CFI = .935$, $TLI = .918$, $RMSEA [IC 90\%] = .066 [.059; .073]$, $SRMR = .053$, $WRMR = 1.886$. El análisis de confiabilidad mediante el coeficiente omega (ω) mostró valores de .96 en la subescala de alternativa, .91 en la subescala de control y .97 en la escala general. La evidencia de validez basada en la relación con otras variables indicó validez divergente con la Escala de Intolerancia a la Incertidumbre (EIC), calculada con el coeficiente de correlación Pearson (r) e intervalos de confianza, siendo de $-.78 [-.81, -.74]$. En cuanto a la equidad, se encontraron ΔCFI y $\Delta RMSEA$ menores a .010 y .015. En resumen, el instrumento cumple con criterios de validez, confiabilidad y equidad que justifica su aplicación en la población estudiada.

Palabras clave: inventario, flexibilidad cognitiva, universitario, propiedades psicométricas y datos normativo

ABSTRACT

This research aims to analyze the psychometric properties and develop normative data for the Cognitive Flexibility Inventory (CFI) among university students. It is a psychometric study with an instrumental design. The sample consisted of 501 university students from various districts in Huamanga, aged between 18 and 43 years ($M = 25.76$, $SD = 4.66$). The sampling method was non-probabilistic convenience sampling. In the item analysis results, communalities exceeding .40 were found, and item correlations did not surpass .90. Subsequently, a Confirmatory Factor Analysis (CFA) was conducted, yielding the following fit indices: $\chi^2 = 477.051$, $p < .001$, $df = 150$, $\chi^2/df = 3.180$, $CFI = .935$, $TLI = .918$, $RMSEA [90\% CI] = .066 [.059; .073]$, $SRMR = .053$, $WRMR = 1.886$. The reliability analysis using the omega coefficient (ω) showed values of .96 for the alternative subscale, .91 for the control subscale, and .97 for the overall scale. Validity evidence based on relationships with other variables indicated divergent validity with the Intolerance of Uncertainty Scale (IUS), with a correlation coefficient of $-.78 [-.81, -.74]$. Regarding fairness, ΔCFI and $\Delta RMSEA$ were found to be less than .010 and .015. In summary, the instrument meets criteria for validity, reliability, and fairness for its application in the studied population.

Keywords: inventory, cognitive flexibility, university student, psychometric properties, normative data.

I. INTRODUCCIÓN

La interacción del ser humano es inherente a su desarrollo y se observa desde las primeras etapas vitales en todos los contextos en los cuales participa. Para Pincus y Friedman (2004) en dicha interacción contextual podrían surgir conflictos, debidos a que existen metas, sueños y necesidades no compartidas (Maddio y Morelato, 2009). En consecuencia, es fundamental desarrollar habilidades sociocognitivas, como la capacidad para ajustar sus necesidades mientras se mantiene el equilibrio en las relaciones sociales (Rose-Krasnor, 1997).

En ese sentido, se han identificado habilidades cognitivas asociadas a la resolución de problemas interpersonales. Entre estas habilidades se encuentra la capacidad de generar alternativas y prever posibles consecuencias. La generación de alternativas o pensamientos alternativos se define como la capacidad cognitiva para idear distintas soluciones que pueden ser aplicadas ante un problema (Spivack et al., 1976). En consecuencia, a esta variable se le denomina flexibilidad cognitiva, la cual se define como la competencia o capacidad que permite al individuo adaptarse y desempeñarse en diversas condiciones ambientales durante diferentes actividades o tareas (Cañas et al., 2003).

La flexibilidad cognitiva, referida en adelante como FC, se destaca como una variable de evaluación fundamental, ya que constituye un elemento crucial que demuestra la habilidad para abordar desafíos. Esto implica el que el sujeto responda en niveles adecuados para el control inhibitorio y producir diferentes probabilidades desde un solo eje resolutivo. Desde el contexto comunicativo esta variable proporciona oportunidades para la construcción de relaciones con los demás, al alinear los propios intereses con los de los demás y buscar soluciones duraderas (Maddio y Greco, 2010).

La FC, se produce en base a las vivencias las cuales pueden determinadas por el sexo. Se encuentra que son las mujeres quienes muestran más frecuencia de señales sobre Flexibilidad Cognitiva, sin haberse estudiado relaciones posibles con distintos rasgos que comprometan a la personalidad (Albanesi et al., 2009). En este sentido, las mujeres presentan mayor tendencia en lograr mejores puntuaciones en adaptabilidad y la capacidad de cambio en la cognición (Lejbak et

al., 2011). En cuanto a la edad, se ha notado que la flexibilidad cognitiva tiende a decrecer con el transcurso del tiempo; en general, las personas mayores pueden experimentar cierta reducción en esta habilidad en comparación con individuos más jóvenes (Reimers y Maylor, 2005).

Asimismo, la flexibilidad cognitiva ha sido ampliamente estudiada en psicología y neurociencia. Se refiere a la capacidad de adaptarse y cambiar el pensamiento y el comportamiento en respuesta a situaciones nuevas o modificadas (Diamond, 2013). Estas habilidades cognitivas básicas permiten a las personas procesar y utilizar la información de manera efectiva, lo que resulta en habilidades superiores para la resolución de problemas y la toma de decisiones en entornos complejos y dinámicos.

Internacionalmente son muchos los estudios con el objetivo de lograr una comprensión más profunda de la flexibilidad cognitiva y su impacto en la vida común. Por ejemplo, un estudio reciente desarrollado en la república China encontró que la flexibilidad cognitiva en estudiantes universitarios está fuertemente relacionada con la adaptabilidad y la resiliencia emocional (Zhou et al., 2020). Otro estudio canadiense encontró que la flexibilidad cognitiva puede mejorar la capacidad de las personas para realizar ejercicios difíciles y disminuir las consecuencias del envejecimiento en la cognición (Bissig y Lustig, 2007).

En América Latina la investigación muestra en Argentina que los niños con mayor desarrollo de la FC tenían mejores logros académicos (Gómez et al., 2018)..En México se ha logrado demostrar que se asocia con la resolución de problemas reales y concretos (Cortés-García et al., 2020). Todo lo revisado permite concluir en la importancia de la FC en el desarrollo de las personas y su adaptación a situaciones nuevas y cambiantes en su entorno.

Dada la importancia de la variable, se llevó a cabo una breve búsqueda en las principales bases de datos, como Scopus, SciELO y Redalyc, con el objetivo de encontrar escalas para medir la flexibilidad cognitiva. Para ello, se utilizó la fórmula (((Flexibilidad AND cognitiva) AND ((validez OR estructura interna OR estructura factorial) OR (invarianza factorial OR equivalencia factorial))), agregando limitaciones como el rango de años entre 2013 y 2023. Sin embargo, solo se identificó un instrumento: el Inventario de Flexibilidad Cognitiva (CFI), desarrollado por Dennis y Vander Wal (2010). No obstante, este instrumento de medida, así como por lo común los autoinformes, brindan facilidades en las que se encuentran la autonomía del examinador, pragmatismo para la terapia, rapidez y sencillas en su administración y posterior calificación (Kurginyan y Osavolyuk, 2018).

En este sentido, la prueba se ha usado en muchos lugares del mundo tanto para investigaciones como para evaluación, traducándose en distintas lenguas, (Odac y Cikrikci, 2019). Sin embargo, no se han encontrado instrumentos que evalúen la variable FC, ni resultados de estudios en el contexto peruano; por lo tanto, se propuso llevar a cabo un estudio de las propiedades psicométricas, justificando de esta manera la necesidad. Ante esto, surge la siguiente interrogante: ¿Cuáles son las propiedades psicométricas y los datos normativos del Inventario de Flexibilidad Cognitiva en estudiantes universitarios de Huamanga en 2023?

Asimismo, la investigación se justifica a nivel teórico, ya que permitirá discutir la dimensionalidad de la flexibilidad cognitiva y quedará como antecedente para futuras investigaciones. A nivel metodológico, se analizará la estructura interna de la escala mediante el modelamiento de ecuaciones estructurales. El estudio propuesto es importante desde un punto de vista práctico, ya que proporcionará a los profesionales de la psicología una herramienta fiable y válida, útil para la

identificación de individuos. Finalmente, es relevante desde un punto de vista social, ya que contribuirá a una mejor comprensión de la variable en una población específica, mejorando así la comprensión de las características de los estudiantes de Ayacucho-Huamanga. Esto podría tener repercusiones significativas en la formulación de decisiones políticas y sociales, así como en la configuración de programas y políticas públicas orientadas a fomentar la mejora de la competencia cultural en la población de estudiantes universitarios de Huamanga.

El objetivo general de esta investigación es realizar un análisis exhaustivo de las propiedades psicométricas del Inventario de Flexibilidad Cognitiva (CFI) en estudiantes universitarios de Huamanga para el año 2023. Además, nos proponemos desarrollar datos normativos que enriquezcan la comprensión de este instrumento. Para alcanzar estos objetivos, hemos delineado metas específicas que guiarán nuestra investigación: a) Realizar un análisis preliminar de los ítems del CFI en la población estudiantil mencionada, utilizando herramientas estadísticas descriptivas. b) Evaluar la validez basada en la estructura interna mediante técnicas avanzadas, como el análisis factorial confirmatorio. c) Examinar la validez en relación con otras variables a través de correlaciones de puntuaciones, utilizando el coeficiente de Pearson. d) Analizar la confiabilidad mediante medidas de consistencia interna, como el coeficiente omega, omega jerárquico y coeficiente de replicabilidad. e) Evaluar las evidencias de equivalencia mediante análisis factorial confirmatorio multigrupo, considerando variables como el sexo y grupo etario. f) Generar datos normativos que faciliten la interpretación de las puntuaciones obtenidas en la escala.

II. MARCO TEÓRICO

En el ámbito peruano, Ferruzo y Guzmán (2022) emprendieron una investigación con el propósito de adaptar y validar el Inventario de Flexibilidad Cognitiva (CFI) en estudiantes universitarios de la zona metropolitana de Lima. Este estudio, de naturaleza básica y diseño instrumental, involucró a una muestra de 350 estudiantes universitarios de diversos géneros, con edades entre 18 y 54 años. La adaptación del instrumento se llevó a cabo mediante un proceso de traducción directa e inversa, sin introducir alteraciones sustanciales. La validez de contenido fue evaluada por seis expertos en la materia, obteniendo valores apropiados según la prueba V-Aiken (> 0.80). A continuación, se analizaron los ítems estadísticamente, revelando asimetrías (g_1) con valores entre $-.70$ y $.39$, así como curtosis (g_2) con magnitudes entre -1.00 y $.25$. El estudio exploró una estructura de dos dimensiones, excluyendo los ítems 1, 10 y 11, y logró índices de ajuste satisfactorios: $\chi^2 = 166$, $gl = 118$, $p = 0.02$, $CFI = 0.96$; $TLI = .96$, $RMSEA = 0.03$ [IC 90% $0.02 - 0.04$]; $SRMR = 0.03$. Además, las cargas factoriales superaron el umbral de $.30$, indicando una estructura coherente. Respecto a la confiabilidad, los resultados fueron satisfactorios tanto para el puntaje global ($\alpha = 0.88$, $\omega = 0.88$) como para las dimensiones alternativa ($\alpha = 0.71$, $\omega = .72$) y control ($\alpha = 0.84$, $\omega = 0.85$). En síntesis, los resultados sugieren que la adaptación y validación del Inventario de FC (CFI) resultó exitosa en la población de universitarios de Lima Metropolitana, proporcionando de esta manera una herramienta confiable y válida para evaluar la adaptabilidad cognitiva en este contexto específico.

En el ámbito internacional, Navarro et al. (2022) llevaron a cabo un exhaustivo trabajo investigativo sobre la psicometría del Inventario de Flexibilidad Cognitiva en Colombia, en la que se trabajó con 970 universitarios, con edades oscilantes desde los 18 hasta los 52 años. Sobre validez uso el AFC utilizando el estimador MLR, con cuatro distintos modelos, destacando el de 2 factores correlacionados y covarianza entre los ítems ocho y diez, así como entre los ítems diecinueve y veinte, exhibió los mejores indicadores sobre el ajuste: $\chi^2 = 514$, $NS < .001$; $gl = 167$; $CFI = .934$; $TLI = .97$; $RMSEA = .046$, $SRMR = .062$. Se determinó con Alpha la confiabilidad obteniendo un α [95% IC] = 0.89 [0.88 ; 0.90] para la

medida global. Además, se registraron valores de α [95% IC] =0.90 [0.89; 0.90) para la dimensión alternativa y α [95% IC] =0.83 [0.81–0.85] para la dimensión control. En resumen, los hallazgos de la investigación señalan que la escala presenta una sólida evidencia de validez y confiabilidad, justificando así su aplicación en la población colombiana.

Portoghese et al. (2020) efectuaron un exhaustivo estudio en Italia, donde analizaron la estructura interna, validez convergente y discriminante, confiabilidad e invarianza de medición del Inventario de Flexibilidad Cognitiva, en la que participaron 543 estudiantes de universidades italianas. Los investigadores realizaron el AFC encontrando un mejor el modelo de dos factores correlacionados, donde mayor covariación se da entre los ítems 8 y 10, resaltando mejores indicadores de ajuste como se detalla: (S-B χ^2 =275.47, gl=150, CFI=0.92, TLI=0.91, RMSEA=0.067, SRMR=0.084. Posteriormente el estudio de invarianza de medición acerca del sexo, encontrando que Δ CFI y RMSEA eran menores a 0.01 y 0.015, respectivamente. Para evaluar la validez convergente, utilizaron el coeficiente de Pearson con los puntajes obtenidos de otra Escala sobre FC creada por Martin y Rubin el año de 1995, en ella se encontró una $r = .49$, $p < .01$ para la puntuación global, y $r=.47$, $p<.01$ y $r=.67$, $p<.01$, en las dimensiones. Finalmente, para la confiabilidad los Alpha fueron (α alternativa=.90) y (α control =.83). En conclusión, estos hallazgos respaldan de manera robusta la validez y confiabilidad del Inventario de Adaptabilidad Cognitiva en estudiantes universitarios italianos.

Kurginyan y Osavolyuk (2018) investigan psicométricamente la versión rusa del Inventario de Flexibilidad Cognitiva, contando con la participación de 445 estudiantes de primer y segundo año de pregrado (8.233% mujeres), con edades que iban de 16 a 25 años (M = 18.59 años, DE = 1.19). Se realizó un minucioso análisis estadístico de los ítems, revelando asimetrías (g1) con valores comprendidos entre -1.21 y 0.56, así como curtosis (g2) con magnitudes que variaron entre -0.78 y 2.35. El Análisis Factorial Confirmatorio se ejecutó con el estimador de Máxima Verosimilitud. Los resultados muestran $\chi^2=428.23$, gl=169, $p <.001$, CFI=0.88, GFI=0.89, SRMR=0.07, RMSEA [90% IC]=0.06 [.05; .07], todos ellos son aceptables. Para determinar qué tan confiable era el test se trabajó con su consistencia temporal, obteniéndose para toda la prueba: $r=.68$; ICC= .68,y para

las dimensiones, con respecto a la alternativa, $r=.67$, $ICC =.67$. En relación con control, $r=.64$, $ICC =.63$. Estos resultados sugirieron la adecuada validez y confiabilidad del test, respaldando su utilización en estudiantes universitarios.

Actualmente se asume que el modelo planteado por Miyake et al. (2000) es el de mayor aceptación. que señala que las funciones ejecutivas poseen una estructura jerárquica, donde las dimensiones se mantienen de manera independiente y a su vez se correlacionan con un factor común a ellas, estas dimensiones son Inhibición, memoria de trabajo y flexibilidad y el factor general llamado atención/activación.

A continuación, se presenta un modelo teórico relevante conocido como el Modelo de Control Ejecutivo de Flexibilidad Cognitiva, propuesto por Miyake y Friedman (2012). Este modelo, basado en la teoría del control ejecutivo, considera que la composición de la variable tiene tres factores: la primera es la denominada actualización, que hace alusión a la habilidad de modificar información guardada en la llamada memoria operativa de acuerdo con exigencias cambiantes exteriores; la inhibición, que viene a manifestarse en la inhibición de conductas o datos si relevancia o inadecuados; y el cambio, que se define como esta capacidad para varias alterativamente las tareas a nivel cognitivo o las mismas cogniciones. Este modelo destaca la importancia del control ejecutivo en la regulación de la flexibilidad cognitiva y cómo estos componentes interactúan para facilitar la adaptación y el cambio cognitivo.

Entre otros modelos que destacan por su importancia es el modelo de Cambio de Conjunto: El modelo de cambio de conjunto propuesto por Monsell (2003) se centra en el proceso de cambio de atención y de conjunto cognitivo en tareas que implican cambiar de una tarea a otra. Según este modelo, el cambio de conjunto cognitivo se produce en dos fases, la primera fase es la Desactivación del conjunto anterior la cual implica inhibir o suprimir la activación del conjunto cognitivo utilizado en la tarea anterior, segundo se encuentra la activación del nuevo conjunto la cual implica activar el conjunto cognitivo necesario para la nueva tarea.

Estos modelos teóricos ofrecen perspectivas valiosas sobre la naturaleza y los procesos subyacentes de la flexibilidad cognitiva, proporcionando un marco

teórico para comprender cómo los individuos adaptan su pensamiento y comportamiento frente a nuevas situaciones o demandas cognitivas cambiantes. Al conceptualizar la variable, se describe como la aptitud para ajustar los esquemas cognitivos con el fin de adaptarse a las modificaciones en el entorno. Los estímulos parecen ser el componente principal de la mayor parte de conceptos operativos sobre la FC (Dennis & Vander Wal, 2010).

Según Dennis y Vander Wal (2010) es más probable que las personas que poseen FC en estas áreas reaccionen de forma adaptativa ante situaciones complicadas, mientras que las personas que son inflexibles a nivel cognitivo son más proclives a presentar respuestas de orden patológico en respuesta a dichas vivencias, así también, es considerada como la capacidad de ajustar el rendimiento a las condiciones del entorno en relación a una tarea determinada (Cañas et al., 2003), a su vez esta es un componente de las funciones ejecutivas (Sánchez-Carpintero y Narbona, 2004). Asimismo, es considerada como parte de la expresión de las funciones ejecutivas asociadas a la planificación, desarrollo de metas y logros (Anderson, 2002; Best et al., 2009).

Navarro et al. (2022) refiere que existen dos dimensiones: Dimensión control, se caracteriza por la presencia de la capacidad para autorregular sus pensamientos, ideas y conductas y la segunda dimensión alternativa, que es la presencia de herramientas alternativas para el control de la conducta.

Por otro lado, Diamond (2013), considera que la dimensión alternativa de la flexibilidad cognitiva implica la capacidad de considerar y evaluar múltiples enfoques o estrategias cognitivas para abordar un problema o una tarea. Implica la habilidad para pensar de manera flexible, abandonar estrategias ineficientes o inadecuadas, y generar y evaluar diferentes opciones o alternativas cognitivas, en consecuencia, se considera como una variable vital en el contexto educativo, pues predice la adecuada resolución de problemas.

La FC forma parte de una variable denominada función ejecutiva, la cual se refiere a una actividad cognitiva que ha sido objeto de estudio en diferentes modelos. Estos modelos han generado constructos teóricos que en ocasiones logran representar diferentes maneras de operar frente a cada caso (Trujillo y

Pineda, 2008). La función ejecutiva puede ser conceptualizada como el conjunto de acciones procesales que se responsabilizan en la supervisión y coordinación de las distintas operaciones cognitivas al ejecutar tareas cognitivas complejas (Miyake et al., 2000). Esta función ejecutiva consiste controlar toda tendencias obstaculizante para cumplir labores y objetivos del momento (Diamond, 2013, 2016).

Según Maddio y Greco (2010), se considera que la flexibilidad cognitiva es la capacidad de provocar reacciones que demuestren adecuado manejo de la inhibición. Esto implica la capacidad de encontrar soluciones funcionales que satisfagan tanto los propios deseos y necesidades como los deseos de los demás. Además, implica considerar las consecuencias cognitivas, emocionales y conductuales positivas que surgen de estas alternativas para todas las personas involucradas.

En otras palabras, la flexibilidad cognitiva implica la habilidad para pensar de manera adaptable y ajustar nuestro pensamiento y comportamiento en función de las demandas del entorno social. Al demostrar flexibilidad cognitiva, somos capaces de generar respuestas que consideren tanto nuestros propios intereses como los de los demás, y tomar decisiones que promuevan resultados positivos tanto a nivel cognitivo, emocional como conductual. Estas habilidades son fundamentales en situaciones de negociación, como el juego del ultimátum, donde se requiere tomar decisiones estratégicas que consideren el equilibrio entre los intereses propios y los de los demás. La flexibilidad cognitiva nos permite encontrar alternativas que busquen el beneficio mutuo y evitar posturas rígidas que puedan llevar a resultados subóptimos o conflictos.

Es crucial comprender la Teoría Clásica de los Test en este estudio, enfocándose en validez, confiabilidad e invarianza de medición. Esto implica evaluar la relación entre los puntajes del instrumento y el constructo medido, garantizando consistencia y estabilidad. Estas teorías ofrecen un sólido marco para analizar instrumentos psicométricos (Soler, 2008).

La Teoría Clásica de los Tests (TCT) examina el componente de error al considerar supuestos sobre su comportamiento en mediciones poblacionales. Estudios previos, utilizando el modelo lineal de Spearman, encontraron altos

coeficientes de fiabilidad (Rodríguez-Miñón et al., 1993). El enfoque de Spearman, conocido como el modelo lineal clásico, propone que la puntuación empírica (X) de una persona en una prueba se compone de una puntuación verdadera única para cada individuo (V) y un componente de error (e). Esta relación se expresa formalmente como $X = V + e$. Este planteamiento reconoce la existencia de una capacidad subyacente real de cada individuo y la presencia de un error que refleja las variabilidades y limitaciones en la medición. Esta conceptualización proporciona una base sólida para entender las evaluaciones en pruebas, reconociendo la dualidad entre la verdadera capacidad y las fuentes de imprecisión en la medición (Muñiz, 2010).

Además, es esencial obtener una comprensión completa del concepto de "análisis de ítems", que implica la minuciosa evaluación de los componentes individuales de una prueba. Lo fundamental radica en la valoración de lo idóneo y eficaz de todo elemento para medir la que se ha considerado variable. Además, permite optimizar el examen o cuestionario, gracias a la identificación de ítems inadecuados que deben modificarse o eliminarse (Embretson y Reise, 2013).

Cuando se aborda la conceptualización de la validez, se hace referencia al grado en el cual la comprobación práctica y la base teórica respaldan las interpretaciones de los resultados de una prueba en relación con los objetivos previstos de dicha evaluación. En consecuencia, la validez representa el componente más esencial en la concepción y evaluación de pruebas psicológicas (APA, NCME y AERA, 2018).

La validez basada en la estructura interna se evaluó mediante un análisis factorial estadístico. Esto incluyó determinar el número de factores que componen los reactivos, asignar los ítems a los respectivos factores y establecer el peso de cada uno (Rios y Wells, 2014). Al conceptualizar la validez, hablamos acerca del nivel en el que la comprobación práctica y el fundamento teórico respaldan las interpretaciones de los resultados de una evaluación en relación con los propósitos previstos de dicha prueba. En este sentido, la validez se erige como el elemento fundamental en la concepción y evaluación de las pruebas psicológicas (APA, NCME y AERA, 2018).

En este contexto, el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se presenta como una herramienta estadística esencial para validar de manera empírica la estructura teórica de un contenido. Fundamentado en la teoría de modelos de medición, el AFC posibilita la valoración de la adecuación de un modelo factorial propuesto, la exploración de conexiones entre factores y las variables trabajadas, realizándose, además pruebas hipotéticas sobre los parámetros del modelo original o propuesto (Brown, 2015). Esta técnica juega un papel crucial en la investigación científica y la validación de instrumentos de medición al analizar si los datos respaldan la estructura teórica propuesta, ofreciendo así evidencia sólida de la validez de constructo de la prueba.

Al explorar la confiabilidad, nos adentramos en un atributo crucial de cualquier instrumento de medición, vinculado estrechamente a la coherencia interna y la estabilidad de sus resultados. (Carmines & Zeller, 1979). Esta es cuantificable a través de coeficientes, como el coeficiente alfa, el cual analiza la consistencia interna de los ítems o preguntas que integran el instrumento (Cronbach, 1951). En la última década, el coeficiente omega ha ganado relevancia como una medida alternativa de confiabilidad al coeficiente alfa de Cronbach, ofreciendo estimaciones más precisas, especialmente en contextos con estructuras jerárquicas (Dunn et al., 2014).

El estudio de la invarianza en la medición permite garantizar las comparaciones de las puntuaciones de la prueba en distintas muestras. (Vandenberg y Lance, 2000).

Los datos normativos al igual que los baremos van a permitir que se garantice una interpretación adecuada de las puntuaciones obtenidas con respecto al grupo normativo etario (APA, NCME y AERA, 2018).

Los percentiles son medidas numéricas que fragmentan un conjunto de datos en 100 segmentos equitativos, cada uno representando un porcentaje proporcional del total. Dicho percentil permite discriminar la posición relativa de un valor dentro del conjunto de datos, indicando qué porcentaje poblacional se encuentra arriba o abajo del percentil seleccionado. (Glantz, 2012).

III. METODOLOGÍA

3.1. Tipo y diseño de investigación

Tipo de investigación

Este estudio se enmarcó como psicométrico, dado que se ofrecerá evidencia que justificará el uso de instrumento, permitiendo predecir una conducta (Alarcón, 2008).

Diseño de investigación

Se trata de un estudio no experimental, dado que no se lleva a cabo ninguna manipulación deliberada de las variables (Fraenkel et al., 2015). Específicamente es de diseño instrumental, ya que son aquellos donde se elabora, adapta o analiza las propiedades de un instrumento de medición (Ato et al., 2013).

3.2. Variable de operacionalización

Definición conceptual: la flexibilidad cognitiva se define como la habilidad de reorganizar de manera adaptable varios componentes cognoscitivos para ajustarse a los requerimientos específicos comprensivos o solución de problemas en una determinada situación (Dennis and Vander Wal, 2010).

Definición operacional: será medida con los puntajes que se obtengan de la aplicación de la adaptación de la Escala de flexibilidad cognitiva elaborada Navarro et al. (2022), compuesta de 20 ítems, con puntajes que van de 20 a 140, en una escala ordinal.

3.3. Población, muestra y muestreo

Población

Es un grupo de cantidad de análisis que pueden ser finitas o infinitas, además tienen una característica común que será objeto de investigación (Arias, 2006; Carrasco, 2014). En ese sentido la población fueron los estudiantes universitarios de Huamanga, Ayacucho que son aproximadamente 66,279 individuos (Instituto Nacional De Estadística e Informática [INEI], 2018) y 12,858 pertenecientes a la UNSCH (Universidad Nacional de Ayacucho San Cristóbal de Huamanga [UNSCH], 2023), siendo un total de 79,137 estudiantes universitarios.

Muestra

Hace alusión a una muestra representativa de la población de la cual se recopila información o datos con el propósito de cumplir con los objetivos de la investigación (Otzen y Manterola, 2017). Para determinar el tamaño de muestra adecuado, se tuvieron en cuenta las recomendaciones de estudios de simulación (MacCallum et al., 1999). En este sentido, se sugiere un tamaño muestral mínimo que varíe entre 50 y 400 individuos (Guadagnoli y Velicer, 1988). No obstante, estudios más recientes sugieren preferiblemente cantidades superiores a 500 (MacCallum et al., 1999). Comrey y Lee (1992, p. 217) señalaron que 500 constituye un tamaño muestral muy bueno para análisis factorial. La muestra incluyó a 500 universitarios, con edades comprendidas entre los 18 y 43 años ($M = 25.76$, $DE = 4.66$), conformada por 261 hombres y 239 mujeres. De estos participantes, 407 se clasificaron como adultos jóvenes (18 a 29 años) y 94 como adultos de mediana edad (30 a 50 años).

Tabla 1

Particularidades de la muestra de estudio

Grupos	<i>f</i>	%
Sexo		
Masculino	239	47.7
Femenino	262	52.3
Grupo etario		
Adulto joven (18 a 29 años)	407	81.2
Adulto de mediana edad (30 a 42 años)	94	18.8
Total	501	100

Nota: f = Frecuencia, % = Porcentaje

Muestreo

En relación con el muestreo, se eligió utilizar un enfoque no probabilístico, que se adecúa a situaciones en las cuales se dispone de una población extensa, pero se cuenta con limitado acceso a ella. Específicamente, se optó por el muestreo por conveniencia, seleccionando a los participantes en función de su proximidad y disponibilidad (Sánchez y Reyes, 2015).

3.4. Técnicas e instrumentos de recolección de datos

Técnica

En este estudio, se empleará una metodología cuantitativa, utilizando un cuestionario como instrumento de recopilación de datos. El cuestionario permitirá obtener información detallada sobre aspectos específicos relacionados con el tema de interés (García, 2005; Malhotra, 2004), con el objetivo de estudiarlos en la muestra seleccionada (Visauta, 1989). El cuestionario utilizado fue de tipo autoadministrado, lo que significa que los participantes completaron personalmente las respuestas (De Canales et al., 1994; Corral, 2010). En este caso, se utilizó el Inventario de Flexibilidad Cognitiva como cuestionario, el cual se enfoca en medir esta variable específica.

Instrumentos de recolección de datos

Inventario de Flexibilidad Cognitiva: Desarrollado por Dennis y Vander Wal (2010) en Filadelfia, el Inventario de Flexibilidad Cognitiva tiene como objetivo cuantificar la capacidad de adaptación del comportamiento a diversas situaciones cotidianas. Este instrumento utiliza una escala de medición ordinal, donde los participantes responden mediante una escala de Likert de cinco puntos, que abarca desde 'Totalmente en desacuerdo' hasta 'Totalmente de acuerdo' (1 = Totalmente en desacuerdo, 5 = Totalmente de acuerdo). El inventario se estructura en dos factores: control y alternativas. La aplicación tiene una duración aproximada de 5 minutos.

Respecto a la evidencia de validez de la versión original, se realizó un (AFC) que ha demostrado una adecuada estructura interna, cuyos indicadores sobre el ajuste ha sido ($\chi^2/gf = 3.99$, $CFI = .963$ y $RMSEA = .069$). El alfa fue de .86 para la escala completa.

Respecto a la versión adaptada se usó la versión que realizó Navarro et al. (2022) en Colombia, quienes desarrollaron un estudio psicométrico del Inventario de flexibilidad cognitiva, cuya muestra fue de 970 estudiantes de nivel superior colombianos de ambos sexos, cuyas edades se encontraban entre 18 y 52 ($M = 22.81$, $DE = 4.42$). Sobre validez uso el AFC utilizando el estimador MLR, con cuatro distintos modelos, destacando el de 2 factores correlacionados y covarianza entre

los ítems ocho y diez, así como entre los ítems diecinueve y veinte, exhibió los mejores indicadores sobre el ajuste: $\chi^2 = 514$, $NS < .001$; $gl = 167$; $CFI = .934$; $TLI = .97$; $RMSEA = .046$, $SRMR = .062$. Se determinó con Alpha la confiabilidad obteniendo un α [95% IC] = 0.89 [0.88; 0.90] para la medida global. Además, se registraron valores de α [95% IC] = 0.90 [0.89; 0.90] para la dimensión alternativa y α [95% IC] = 0.83 [0.81–0.85] para la dimensión control. Se determinó que la escala presenta pruebas de utilidad y consistencia que respaldan su utilización en la población colombiana.

Se realizó un estudio piloto con 300 participantes, se hallaron índices de homogeneidad corregida entre .52 (ítem 12) y .91 (ítem 13) y comunalidades entre .27 (ítem 12) y .86 (ítem 13), las correlaciones entre ítems no superaron el .90, descartando multicolinealidad. Asimismo, se realizó un análisis factorial confirmatorio cuyos indicadores sobre el ajuste han sido: $\chi^2 = 461.19$, $p < .001$, $gl = 150$, $\chi^2/gl = 3.07$, $CFI = .94$, $TLI = .93$, $RMSEA$ [IC 90%] = .08 [.08; .09], $SRMR = .05$, $WRMR = 1.76$. Al final la prueba muestra ser confiable gracias al coeficiente omega (ω), el cual arrojó un valor de .98.

Escala de Intolerancia hacia la Incertidumbre (EII): Originariamente desarrollada por Buhr y Dugas (2002), esta escala fue posteriormente adaptada al español por Rodríguez de Behrends y Brenlla (2015). El instrumento consta de 27 ítems con cinco opciones de respuesta (1 = Nada característico de mí, y 5 = Extremadamente característico de mí). En cuanto a las propiedades psicométricas de la versión adaptada, se llevó a cabo un análisis de componentes principales que cumplió con los supuestos previos (Test de Esfericidad de Bartlett = 4042.23, $p < .001$; Prueba de KMO = .934). Se identificaron dos factores que explicaban el 41.07% de la varianza, y la escala demostró un sólido coeficiente de consistencia interna de .91, así como una fiabilidad test-retest de .78.

Con relación al estudio piloto realizado con 300 Ss, se identificaron índices de homogeneidad corregida que variaron entre .42 (ítem 21) y .61 (ítem 13), y comunalidades comprendidas entre .48 (ítem 21) y .56 (ítem 13). Las correlaciones entre los ítems se mantuvieron por debajo del .90, descartando así la presencia de multicolinealidad. Adicionalmente, se ejecutó un análisis factorial confirmatorio, con los siguientes indicadores de bondad de ajuste: $\chi^2 = 421.12$, $p < 0.001$, $gl = 156$, $\chi^2/gl = 2.69$, $CFI = 0.96$, $TLI = 0.97$, $RMSEA$ [IC 90%] = 0.07 [.06; .08], $SRMR =$

0.06, WRMR = 1.24. Finalmente, la confiabilidad, calculada mediante el coeficiente (ω), mostró un valor de 0.96.

3.5. Procedimiento

La recolección de datos se realizó de manera presencial en la región de Ayacucho - Huamanga. Se empleó un cuestionario que contenía el consentimiento informado y una ficha para recopilar datos sociodemográficos significativos. Junto con los instrumentos de medición, se proporcionaron las correspondientes instrucciones. Después de completar la fase de recopilación, los datos se ingresaron en una planilla de cálculo en Microsoft Excel. Se tuvo que filtrar para eliminar a quienes no proporcionaron respuesta afirmativa en los consentimientos y asentimientos informados, también fueron descartados los que no cumplían algún criterio inclusivo predefinido. También fueron depurados y eliminados casos que mostraban ser lineales o anormales, asegurando una base de datos idónea y confiable para el posterior análisis estadístico.

3.6. Método de análisis de datos

Para el análisis, se empleó el software R en su versión 4.3.0 (R Core Team, 2021) junto con RStudio 1.3.959 (RStudio Team, 2020). En ese contexto, se llevó a cabo el análisis preliminar de los ítems mediante la paquetería psych (Revelle, 2021). En este análisis descriptivo, se calcularon medidas como la media (M) y la desviación estándar (DE) para obtener información sobre la tendencia central y la variabilidad de los datos. También se evaluó la distribución de los ítems mediante la revisión de la asimetría (g_1) y la curtosis (g_2), buscando resultados dentro del rango de ± 2 (Bandalos y Finney, 2010; Muthén y Kaplan, 1985).

Además, se utilizó el índice de homogeneidad corregida (IHC) para evaluar la capacidad discriminativa de los reactivos, con la meta de obtener valores iguales o superiores a .30 (Kline, 1999; Shieh y Wu, 2014). Para comprobar si los ítems medían la misma dimensión, se calculó la comunalidad (h^2), considerando adecuado un valor superior a .40 (Williams et al., 2010). Posteriormente, se generó la matriz de correlaciones policóricas ($|r|$) para analizar las relaciones entre las variables observables, considerando correlaciones adecuadas si estaban por encima de .30 y por debajo de .90 (Bandalos y Finney, 2010; Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010; Tabachnick y Fidell, 2019).

En el siguiente paso, se llevó a cabo el AFC utilizando el paquete Lavaan (Rosseel, 2012). Dado que los datos no seguían una distribución normal debido a la naturaleza ordinal de los reactivos, se aplicó el estimador de Máxima Verosimilitud Robusta (MLVM). Este estimador es apropiado para el análisis de datos ordinales con 7 opciones de respuesta y es robusto ante violaciones moderadas de los supuestos de normalidad (Fabrigar et al., 1999; Lloret-Segura et al., 2014).

La evaluación del modelo se realizó utilizando varios índices de ajuste, como χ^2 , donde se esperaba un p-valor menor a .05. Sin embargo, la χ^2 puede ser influenciada por el tamaño de la muestra, por lo que se evaluó la razón χ^2 sobre los grados de libertad (χ^2/gl) con un valor igual o inferior a 3 (Marôco, 2014). CFI y TLI con valores iguales o superiores a .94, SRMR con un valor igual o menor a .08, RMSEA con un valor igual o inferior a .07, e intervalos de confianza del RMSEA al 90% con límite inferior (Li) igual o menor a .05 y límite superior (Ls) igual o menor a .09 (Hair et al., 2019). Además, se consideró un WRMR cercano a 1 (Yu & Muthen, 2002).

A partir de las cargas factoriales estandarizadas, se calculó el coeficiente Omega (ω) (McDonald, 1999; Zinbarg et al., 2006) para determinar la confiabilidad por consistencia interna. Este coeficiente es particularmente apropiado para evaluar medidas intrínsecamente multidimensionales (Dunn et al., 2013; Rodriguez et al., 2016; Viladrich et al., 2017), con un punto de corte establecido en igual o mayor a .70 (Nunnally y Bernstein, 1995). No se ha informado el coeficiente alfa, ya que la medida no es completamente unidimensional (Viladrich et al., 2017; Doval et al., 2023).

En cuanto a la validez basada en la relación con otras variables, se determinó el coeficiente de correlación de Pearson, cumpliendo con el supuesto de linealidad y variable de intervalo. Además, se tomaron como puntos de corte para la interpretación los siguientes valores: .10 como relación pequeña; .30 como relación moderada y .50 como relación grande (Cohen, 1988).

Se realizó la valoración de la equidad mediante un análisis de invarianza factorial, teniendo en cuenta las variables de sexo y edad de los participantes (Byrne, 2008), utilizando el paquete semTools (Jorgensen et al., 2021). Se

examinaron cinco niveles progresivos para evaluar si los grupos eran equivalentes:

- a) Invarianza Configural: No se impusieron restricciones en los modelos factoriales.
- b) Invarianza Métrica: Se restringieron las cargas factoriales.
- c) Invarianza Escalar: Se restringieron las cargas factoriales e interceptos.
- d) Invarianza Estricta: Se restringieron las cargas factoriales, los interceptos y los residuos.
- e) Invarianza Estructural: Se restringieron todo lo anterior, además de las varianzas y covarianzas.

La evaluación de la equivalencia factorial se basó en cambios mínimos en los índices de ajuste, utilizando criterios que consideran variaciones mínimas en los índices de ajuste, como $\Delta CFI = .010$ y $\Delta RMSEA = .015$ (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). Además, se compararon los modelos anidados utilizando el test de diferencia del estadístico chi-cuadrado (Hair et al., 2019).

Finalmente, se realizó un análisis de la distribución de los datos mediante la prueba de Shapiro-Wilk, con el propósito de generar datos normativos que faciliten la interpretación de los puntajes obtenidos, ya que es estadísticamente más robusta según investigaciones de simulación (Ghasemi y Zahediasl, 2012), obteniendo una $p < .001$. En consecuencia, se emplearon puntuaciones no lineales. Además, se calcularán los percentiles del 10, 25, 75 y 90. Para evaluar la confiabilidad de estos puntajes directos como puntos de corte para la clasificación, se empleará el coeficiente K2, proporcionando información sobre la confiabilidad de los puntajes directos, asegurando que los puntos de corte utilizados para la clasificación sean confiables y permitan una categorización precisa de los individuos (Livingston, 1972).

3.7. Aspectos éticos

En esta sección, se han abordado los principios éticos y los acuerdos internacionales considerados durante el desarrollo de la investigación. Se han seguido rigurosamente los principios éticos para la investigación médica en seres humanos, conforme a la “Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial”. Se ha prestado especial atención a aspectos cruciales, tales como la obtención del consentimiento informado de los participantes, la evaluación y mitigación de riesgos y beneficios, la preservación de la confidencialidad de los datos y la revisión ética de los protocolos de investigación. La adhesión estricta a estos principios éticos

resulta fundamental para garantizar la integridad y validez de la investigación llevada a cabo (Mazzanti Di Ruggiero, 2011).

De otro lado se ha buscado cumplir con principios éticos y comportamentales investigativos propuestos en el Código Ético de la American Psychological Association (APA, 2020), entre ellos conservar la integridad al realizar investigaciones, conseguir la autorización informada y mantener la confidencialidad de los datos de los colaboradores, y minimizar posibles daños colaterales.

La rigurosa adherencia a estos principios éticos se ha vuelto fundamental para garantizar la protección constante de los derechos y el bienestar de los participantes. Se obtuvo el consentimiento informado de todos los involucrados, implementando medidas necesarias para preservar la confidencialidad y privacidad de los datos recopilados. Asimismo, se trabajó activamente en la minimización de cualquier posible perjuicio o incomodidad derivados de la participación en el estudio (Colegio de Psicólogos del Perú, [CPSP], 2017).

En la Tabla 2, se presenta un análisis exhaustivo de los ítems del Inventario de Flexibilidad Cognitiva. La frecuencia de respuestas fue evaluada minuciosamente, evidenciando una distribución equitativa en cada opción y descartando sesgos o tendencias hacia la afirmación sistemática tal como lo postula Fierro (1982). Con respecto a la asimetría y la curtosis estos estuvieron alineados entre ± 1.50 o ± 2.0 , indicando que las respuestas a todos los ítems se sitúan dentro de lo normal sin inclinación extrema (Shiel & Cartwright, 2015). Además, los indicadores sobre la homogeneidad corregida fueron superiores a 0.30, sugiriendo su capacidad para diferenciar entre los participantes (Lloret et al., 2017). Las comunalidades también superaron .40, indicando que la mayoría de los ítems comparten contenido común y, por lo tanto, miden la misma variable (Detrinidad, 2016; Nunnally & Bernstein, 1995), a excepción del ítem 12. Finalmente, la matriz de correlaciones reveló relaciones apropiadas entre los ítems, sin alcanzar niveles de multicolinealidad, ya que las correlaciones oscilaron entre 0.30 y 0.90 (Tabachnick & Fidell, 2019). Por lo expuesto no se considera el quitar ítem alguno (Blum et al., 2013).

Figura 1

Correlaciones halladas entre los ítems

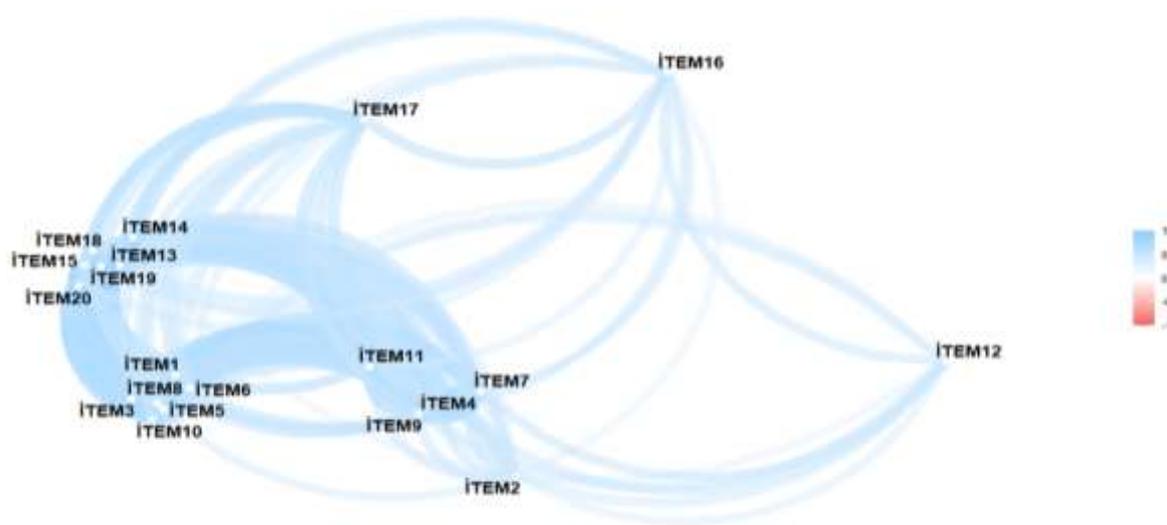


Tabla 3

Análisis factorial confirmatorio del IFC

Estructuras	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	WRMR
Unidimensional	992.036	170	5.836	.837	.818	.098 [.092; .104]	.066	2.841
Factores relacionados	926.888	169	5.485	.850	.831	.095 [.089; .101]	.066	2.729
Factores no relacionados	1272.070	170	7.483	.781	.756	.114 [.108; .120]	.354	3.163
Factor de 2do orden	1075.077	170	6.324	.820	.799	.103 [.097; .109]	.228	2.906
Bifactorial	477.051	150	3.180	.935	.918	.066 [.059; .073]	.053	1.886

Nota: Todas las p sig. asociadas a la pruebas χ^2 fueron estadísticamente significativas a nivel de .001. Los valores entre corchetes indican los intervalos de confianza al 90% del RMSEA.

En la Tabla 3 se presentan los diferentes modelos evaluados. El modelo unidimensional sugiere que la flexibilidad cognitiva es demasiado compleja para reducirla a un solo factor. El modelo de factores relacionados indica que, aunque los ítems conforman dos dimensiones, existen correlaciones sin explicar. Por otro lado, el modelo de factores incorrelacionados sugiere que estas dimensiones no pueden interpretarse de manera independiente. En contraste, el modelo jerárquico de segundo orden señala que no existe un factor global que cause ambas dimensiones. Finalmente, el modelo bifactorial demuestra que la flexibilidad cognitiva está compuesta por dos factores específicos y un factor general. Este último modelo cuenta con un sólido respaldo, ya que los índices de ajuste son adecuados: CFI y TLI $\geq .90$, RMSEA $< .08$ con intervalos de confianza (IC) al 90%

inferiores a 0.09 y SRMR < 0.08 (Hair et al., 2009). El WRMR se aproxima a 1.00 (Yu & Muthén, 2002). Todas las cargas estandarizadas de los factores para el factor general han sido superiores a .40, superando .20 en los específicos.

Figura 2

Diagrama de senderos de los modelos puesto a prueba

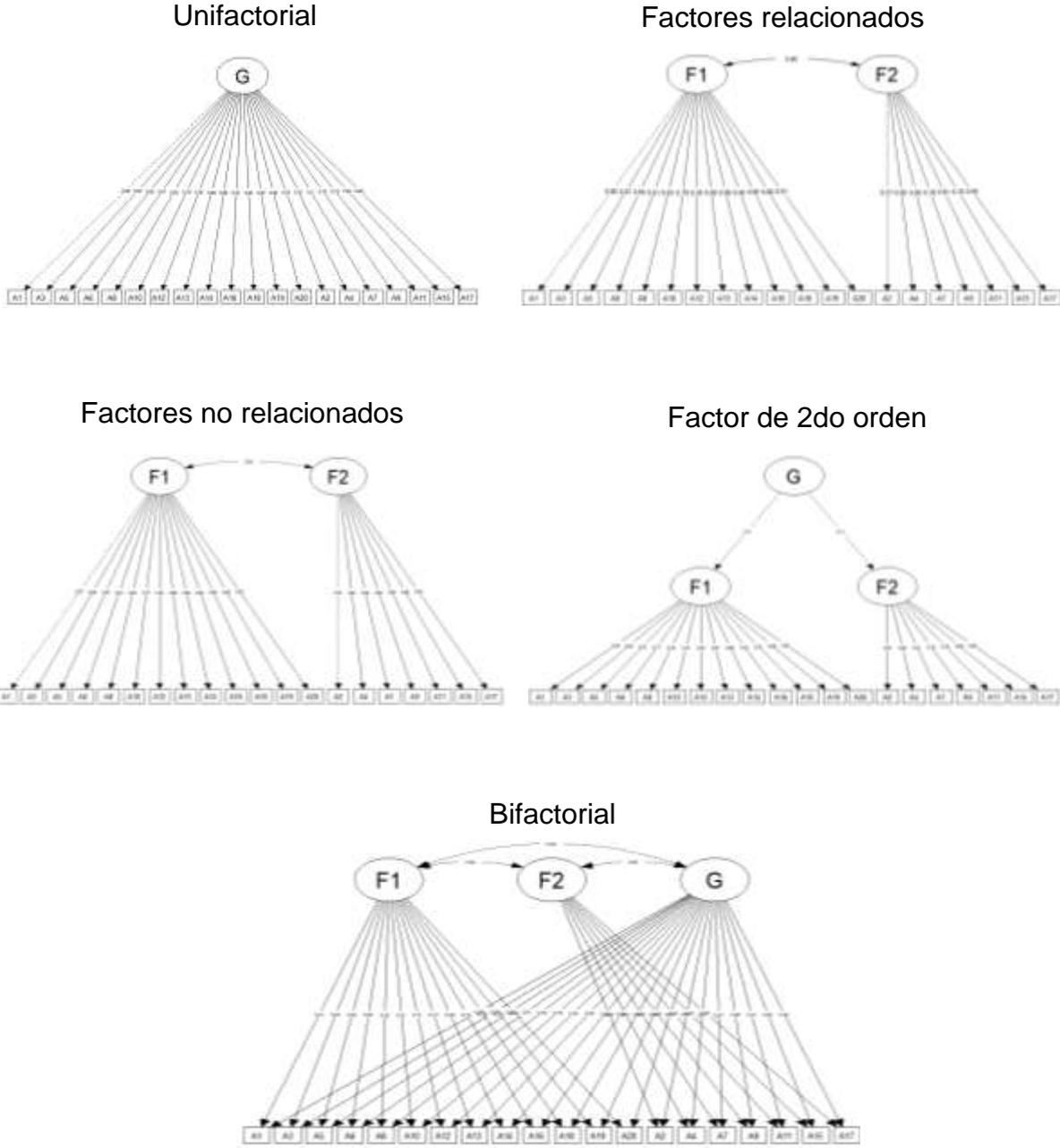


Tabla 4*Cargas factoriales e índices específicos*

Ítems	λ_{FG}	λ_{F1}	λ_{F2}
1	.89 [.09; .91]	.21 [.01; .27]	-
2	.88 [.09; .90]	.23 [.02; .30]	-
5	.85 [.08; .88]	.25 [.02; .31]	-
6	.81 [.08; .86]	.20 [.01; .28]	-
8.	.83 [.08; .86]	.22 [.02; .30]	-
10	.78 [.07; .82]	.21 [.02; .27]	-
12	.35 [.03; .43]	.11 [.01; .20]	-
13	.88 [.09; .91]	-.17 [.02; -.11]	-
14	.88 [.09; .91]	-.20 [.03; -.14]	-
16	.46 [.04; .53]	-.14 [.02; -.06]	-
18	.85 [.08; .89]	-.26 [.03; -.19]	-
19	.88 [.09; .91]	-.29 [.04; -.22]	-
20	.91 [.09; .93]	-.24 [.03; -.16]	-
2	.51 [.04; .58]	-	.26 [.02; .34]
4.	.67 [.06; .72]	-	.51 [.04; .57]
7	.67 [.06; .72]	-	.54 [.05; .60]
9	.68 [.06; .73]	-	.46 [.04; .53]
11	.73 [.07; .77]	-	.34 [.03; .40]
15	.85 [.08; .87]	-	-.07 [.01; -.03]
17	.58 [.05; .64]	-	.22 [.02; .29]
Coef. omega (ω)	.97	.96	.91
Coef. omega jerárquica (ω_H)	.95	.02	.17
Coef. de replicabilidad H (H_H)	.98	.39	.56
Varianza común explicada (ECV)	.88		
% correlacional no contaminado (PUC)	.48		

En la Tabla 4, se presentan las cargas factoriales estandarizadas (λ) correspondientes a la estructura bifactor, utilizadas para calcular los índices específicos. Este enfoque se adopta porque evidenciar la adecuación del modelo únicamente mediante índices convencionales resulta insuficiente (Gignac, 2016). Los resultados nos muestran que el coeficiente omega jerárquico (ω_H) para la varianza que se imputa al factor principal es mayor a 0.80, indicando una inclinación hacia la unidimensionalidad de las puntuaciones (Reise et al., 2013a). En contraste, al hallado para los específicos (ω_{HS}) que ha sido $< .20$, considerado bajo, sugiriendo que hay límites interoretativos fuera del factor principal (Reise, 2012). De otro lado el Coef. H_H es $> .90$, indicando la existencia de una variable latente adecuadamente definida (Hancock & Muller, 2001). El ECV es > 0.60 , el PUC es < 0.80 y ω_H del factor general es > 0.70 , indicando que la multidimensionalidad no se pronuncia bien como para dejar de lado la unidimensionalidad (Reise et al.,

2013b). Por último se puede encontrar coeficientes omegas (ω) mayores a .90 en, lo que indica alta consistencia (Dunn et al., 2013). Estos resultados respaldan la confiabilidad de la escala bajo el modelo bifactorial empleado.

Tabla 5

Media, desviación estándar y correlaciones con intervalos de confianza

Instrumentos	M	DE	1
1. Inventario de flexibilidad cognitiva (CFI)	75.95	33.02	
2. Escala de intolerancia a la incertidumbre (EIC)	87.72	29.78	-.78** [-.81, -.74]

*Nota: M y DE son utilizados para denotar la media y la desviación estándar, respectivamente. Los valores encerrados en corchetes indican el intervalo de confianza del 95% para cada correlación. Este intervalo representa un rango plausible de correlaciones poblacionales que podría haber dado lugar a la correlación muestral (Cumming, 2014); ** indica significancia estadística con $p < .01$.*

En la tabla 5, se examinó la asociación utilizando el coeficiente de correlación de Pearson entre el IFC e EIC, revelando una correlación inversa, de un tamaño de efecto considerable y estadísticamente significativa (Cohen, 1992). Los intervalos de confianza del 90% indican que, bajo condiciones de muestra similares a las del estudio, las correlaciones se sitúan entre -0.84 y -0.74. Por lo tanto, la dirección y el efecto coinciden teóricamente, mostrando coherencia con lo esperado.

Figura 3

Gráfico de correlaciones entre instrumentos

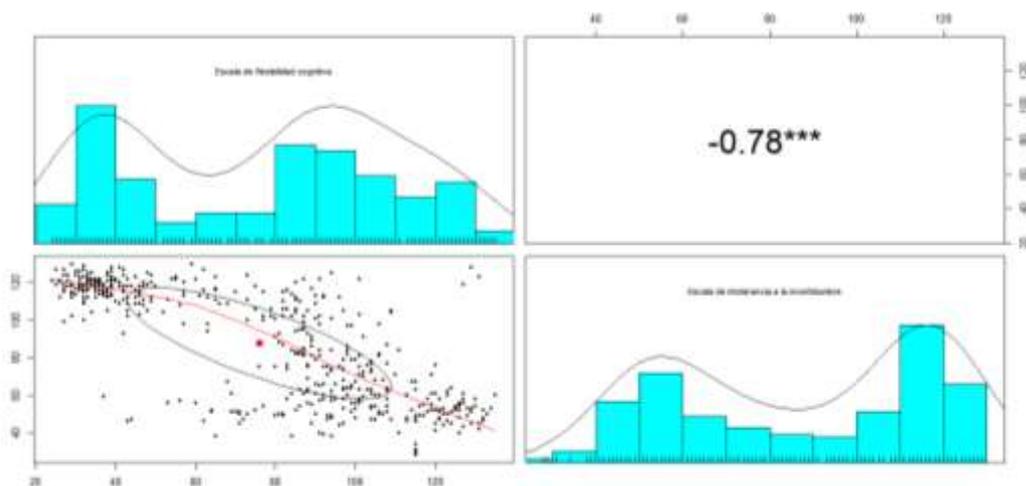


Tabla 6

Invarianza de medición en función al sexo y grupo etario ($n_{\text{hombres}} = 262$, $n_{\text{mujeres}} = 239$; $n_{18 \text{ a } 29} = 407$, $n_{30 \text{ a más}} = 94$)

Sexo	χ^2	$\Delta\chi^2$	gl	Δgl	CFI	ΔCFI	RMSEA	$\Delta RMSEA$
Configural	1023.8	—	300	—	.904	—	.057	—
Métrica	1076.3	46.667	337	37	.906	.002	.053	.004
Fuerte	1096.1	19.456	354	17	.905	.001	.052	.001
Estricta	1131.1	17.368	374	20	.911	.006	.049	.003
Estructural	1133.5	1.788	377	3	.912	.001	.049	.000
Grupo etario	χ^2	$\Delta\chi^2$	gl	Δgl	CFI	ΔCFI	RMSEA	$\Delta RMSEA$
Configural	1056.21	—	300	—	.932	—	.058	—
Métrica	1101.29	41.16	337	37	.932	.000	.053	.005
Fuerte	1124.48	23.19	354	17	.930	.002	.053	.000
Estricta	118.94	27.36	374	20	.926	.004	.054	.001
Estructural	1186.13	3.37	377	3	.925	.001	.054	.000

Nota: Δ = cambios o variaciones

La Tabla 6, demuestra que las puntuaciones no presentan diferencia en los dos grupos en cuanto al sexo y al grupo etario (Dimitrov, 2010). Para que exista equidad los CFI Y RMSEA deben ser inferiores a .01 y .015 respectivamente (Chen, 2007) lo que no ha ocurrido, por lo tanto, se sugiere que la comparación de puntuaciones según el sexo y el grupo etario no sería lo correcto ya que se muestra que no habría invarianza (Elosua & Mujika, 2015).

Tabla 7*Baremos, percentiles y el coeficiente K2*

Baremos	Puntaje directo	Percentiles	K2
Muy bajo	1 a 32	1 al 10	.989
Bajo	33 a 40	11 a 25	.986
Promedio	41 a 100	26 al 74	.972
Alto	101 a 120	75 a 89	.981
Muy alto	121 a 140	90 al 100	.990

Nota: K2 = Coeficiente criterial de Livingston

En la Tabla 7, se presentan los percentiles y baremos del inventario, utilizando los percentiles 10, 25, 75 y 90 para la clasificación, una práctica común en ciencias sociales (Vásquez et al. 2013). También fueron determinados los coeficientes criteriales K2 (Livingston, 1972) para respaldar empíricamente lo idóneo con respecto a cada punto de corte establecido. En todos los casos, se obtuvieron valores superiores a .90, considerados como adecuados (Gempp & Saiz, 2014).

V. DISCUSIÓN

El primer resultado ha sido el contraste de los ítems, se consideró de importancia la distribución de las respuestas, las cuales mayormente presentaron valores que son considerados adecuados, simétricos si afectación para el análisis factorial (Lloret et al., 2014). Datos similares han sido descritos por Ferruzo y Guzmán (2022) quienes al analizar descriptivamente los ítems del (IFC), aunque ello solo tuvo en cuenta la asimetría (g_1) y curtosis (g_2), hallando valores $g_1 = [-.70; .39]$ y $g_2 = [-1.00; .25]$. Ello indicaría una distribución moderadamente asimétrica, ni en punta, ni aplanada, distinta a una que se distribuye de manera normal. Por el contrario, Portoghese et al. (2020) muestra coeficientes que se hallaban $g_1 = [-1.21; .56]$ y $g_2 = [-.78; 2.35]$, lo que indica una distribución asimétrica, inclinada hacia el lado izquierdo y con curtosis aplanada. Todo esto muestra divergencias en las investigaciones, las que podrían deberse a sesgos muestrales o de calificación.

También se analizaron un conjunto de características que permitieron evaluar si los ítems eran adecuados psicométricamente. Los indicadores sobre la homogeneidad corregida fueron superiores a 0.30, sugiriendo buena su capacidad para diferenciar entre los participantes (Lloret et al., 2017). Las comunalidades también superaron .40, indicando que la mayoría de los ítems comparten contenido común y, por lo tanto, miden la misma variable (Detrinidad, 2016; Nunnally & Bernstein, 1995), a excepción del ítem 12. Finalmente, la matriz de correlaciones ha revelado la existencia de relaciones apropiadas entre los ítems, sin alcanzar niveles de multicolinealidad, ya que las correlaciones oscilaron entre 0.30 y 0.90 (Tabachnick & Fidell, 2019). Por lo expuesto no se considera el quitar ítem alguno (Blum et al., 2013).

Respecto al segundo objetivo para determinar la validez estructural se realizó el AFC, ya que no era necesario el exploratorio, debido a que en el presente trabajo se conocía la estructura planteada por el autor original (Lloret et al., 2014). Para ello se ha respetado la escala con la que se miden los ítems, los cuales son de tipo categórico ordinal, (Rodríguez-Rodríguez y Reguant-Álvarez, 2020), por ello se recomienda trabajar con el estimador de Máxima verosimilitud robusta (MLMV; Fabrigar et al., 1999; Lloret-Segura et al., 2014).

Respecto a lo hallado el modelo unidimensional sugiere que la flexibilidad cognitiva es demasiado compleja para reducirla a un solo factor. El modelo de factores relacionados indica que, aunque los ítems conforman dos dimensiones, existen correlaciones sin explicar. Por otro lado, el modelo de factores incorrelacionados sugiere que estas dimensiones no pueden interpretarse de manera independiente. En contraste, el modelo jerárquico de segundo orden señala que no existe un factor global que cause ambas dimensiones. Finalmente, el modelo bifactorial demuestra que la flexibilidad cognitiva está compuesta por dos factores específicos y un factor general. Este último modelo cuenta con un sólido respaldo, ya que los índices de ajuste son adecuados: CFI y TLI $\geq .90$, RMSEA $< .08$ con intervalos de confianza (IC) al 90% inferiores a 0.09 y SRMR < 0.08 (Hair et al., 2009). El WRMR se aproxima a 1.00 (Yu & Muthén, 2002). Todas las cargas estandarizadas de los factores para el factor general han sido superiores a .40, superando .20 en los específicos.

Con respecto al tercer objetivo de analizar la relación con otras variables, se empleó el coeficiente de correlación de Pearson, que se considera lo adecuado para relacionar puntuaciones independientes de la distribución (Winter et al., 2016), y se obtuvo un valor de $-.78$ [$-.81$, $-.74$], indicando una relación inversa. Este hallazgo revela un tamaño de efecto grande y significativo desde el punto de vista estadístico (Cohen, 1992; Ellis, 2010; Schäfer y Schwarz, 2019). Los intervalos de confianza al 90%, que oscilan entre .31 y .46, respaldan la consistencia de la relación. La dirección y magnitud del efecto concuerdan teóricamente, como señala Santabárbara (2019). En este contexto, Dugas y Robichaud (2007) argumentan que la intolerancia a la incertidumbre puede llevar a interpretaciones catastróficas de situaciones ambiguas, percibiéndolas negativamente como indeseables o peligrosas. Coincidiendo con esta perspectiva, Borkovec et al. (2004) crearon una intervención cognitivo-conductual orientada a la reestructuración cognitiva con el objetivo de potenciar la flexibilidad de los pensamientos y mejorar el acceso a múltiples perspectivas, obteniendo resultados positivos. En consecuencia, se podría inferir que mayores puntuaciones en flexibilidad están asociadas con una menor intolerancia a la incertidumbre. Este hallazgo respalda la relevancia teórica y práctica de abordar la flexibilidad cognitiva para reducir la intolerancia a la incertidumbre.

En consecuencia, el coeficiente omega jerárquico obtenido para la varianza que se imputa al factor principal es mayor a 0.80, lo que estaría indicando una inclinación hacia la unidimensionalidad de las puntuaciones (Reise et al., 2013a). En contraste, al hallado para las dimensiones específicas (ω_{HS}) que han sido $< .20$, lo que es considerado bajo, sugiriendo que hay límites interpretativos fuera del factor principal (Reise, 2012), esto indicaría dificultades para poder informar lo hallado en cada evaluación. De otro lado el Coef. HH es $> .90$, indicando la existencia de una variable latente adecuadamente definida (Hancock & Muller, 2001). El ECV es > 0.60 , el PUC es < 0.80 y ω_H del factor general es > 0.70 , indicando que la multidimensionalidad no se pronuncia bien como para dejar de lado la unidimensionalidad (Reise et al., 2013b). Por último, se ha encontrado coeficientes omegas (ω) que han sido mayores a 0.9 en, lo que es un claro indicativo de alta consistencia interna por lo tanto muy confiable (Dunn et al., 2013).

En cuarto lugar, se determinó cuan confiable era la prueba a partir del coeficiente omega (ω), debido a sus cargas factoriales, las cuales evidenciaron variaciones ($\lambda = [.35; .91]$), por lo que se ha usado un modelo de tipo congénito a partir del tipo de escala de medición ordinal. Estos han arrojado .97 para la prueba completa, y omegas de .96 (alternativas) y .91 (control). Resultados parecidos son los de Ferruzo y Guzmán (2022), aunque no proporcionaron evidencia de una escala general, informaron coeficiente (α) y (ω) de .88 para la escala total y, para las dimensiones alternativa ($\alpha = .71$, $\omega = .72$) y control ($\alpha = .84$, $\omega = .85$). En el mismo sentido Navarro et al. (2022), solo empleo el coeficiente alfa (α) con sus intervalos de confianza, obteniendo 89 [.88; .90] en la escala total, además .90 [.89; .90] para la dimensión alternativa y .83 [.81–.85] para el factor control. El coeficiente Omega, a diferencia del Alpha, no necesita que se cumplan los requisitos de ser unidimensional, presentar cargas que sean iguales factorialmente (desde un punto de vista estadístico) y finalmente que la escala de la variable sea continua (Zinbarg et al., 2006).

En quinto lugar, se ha buscado determinar si los grupos difieren por sexo o edad en cuanto a la variable de estudio. Para ello fue realizado el análisis de invarianza factorial. Los resultados han mostrado que las puntuaciones no presentan diferencia en los dos grupos en cuanto al sexo y al grupo etario. Para que no exista equidad los CFI Y RMSEA deben ser inferiores a .01 y .015

respectivamente (Chen, 2007) lo que evidentemente no ha ocurrido, ya que todos los coeficientes fueron superiores, por lo que se entiende que la comparación diferenciada de puntuaciones según el sexo y el grupo etario no sería apropiada y por lo tanto deberían elaborar baremos únicos (Elosua & Mujika, 2015). No se han encontrado estudios que hallan realizado este tipo de trabajo por lo que se considera pionero al presente.

El objetivo final fue la construcción de datos normativos, los cuales se han realizado a partir de baremos indiferenciados por sexo u edad, ya que a análisis de invarianza factorial demostró la equidad de los grupos, ya que los CFI Y RMSEA no fueron inferiores a .01 y .015 (Chen, 2007). Se ha elaborado por ello un baremo percentilar, utilizando los percentiles 10, 25, 75 y 90 para la clasificación, una práctica común en ciencias sociales (Vásquez et al. 2013). También fueron determinados los coeficientes criterioles K2 (Livingston, 1972) para respaldar empíricamente lo idóneo con respecto a cada punto de corte establecido. En todos los casos, se obtuvieron valores superiores a .90, considerados como adecuados (Gempp & Saiz, 2014). La literatura revisada no muestra existencia de baremos para este Inventario de Flexibilidad Cognitiva por lo que el presente es un aporte original que servirá con punto de partida para otros investigadores que tengan como objetivo la creación de datos normativos que permitan la interpretación de los puntajes brutos de los examinados.

VI. CONCLUSIONES

PRIMERO

El inventario presenta evidencias de validez que demuestran su posible utilidad en estudiantes universitarios de Huamanga.

SEGUNDO

El CFI muestra un modelo de dos factores: alternativa y control.

TERCERO

El inventario es altamente confiable, por lo tanto, consistente internamente.

CUARTO

A mayor puntuación de flexibilidad menor intolerancia a la incertidumbre, hecho que corresponde con la teoría, por ende, la Escala de flexibilidad si es coherente con aspectos de validez externa.

QUINTO

El cuarto objetivo específico, señalo que las puntuaciones tienen poco porcentaje de error de medición.

SEXTO

Existe equidad por sexo y edad en las puntuaciones del CFI.

SÉPTIMO

Se presenta un baremo percentilar de 5 niveles para la interpretación del CFI.

VII. RECOMENDACIONES

PRIMERO

Realizar más investigaciones de tipo psicométrico con el CFI en distintos lugares del país o a nivel nacional para poder realizar adecuadas interpretaciones de los resultados.

SEGUNDO

A los estudiantes y psicólogos de Huamanga se recomienda el uso del baremo percentilar propuesto para el examen de la flexibilidad cognitiva en estudiantes de universidades huamanguinas.

TERCERO

Se recomienda a investigadores interesados el realizar otros estudios de confiabilidad, que vean la estabilidad del instrumento como el test retest.

CUARTO

A las autoridades universitarias, brindar capacitaciones sobre el uso de programas de uso libre para el análisis psicométrico.

REFERENCIAS

- Agresti, A. (2013). *Categorical data analysis*. John Wiley & Sons.
- Alarcón, R. (2008). *Métodos y Diseños de Investigación del Comportamiento*. Universidad Ricardo Palma
- Albanesi de Nasetta, S., Garelli, V. y Masramon, M. (2009). Relación entre estilos de personalidad y flexibilidad cognitiva en estudiantes de psicología. *Alternativas en Psicología*, 14(20), 1–13. http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1405-339X2009000100001
- American Educational Research Association, American Psychological Association, y National Council on Measurement in Education. (2018). *Estándares para pruebas educativas y psicológicas*. American Educational Research Association.
- American Psychological Association. (2020). *Publication manual of the American Psychological Association* (7th ed.). American Psychological Association.
- Anderson, P. (2002). Assessment and development of executive function (EF) during childhood. *Child Neuropsychology*, 8, 71–82. <https://dx.doi.org/10.1076/chin.8.2.71.8724>
- Arias, F. (2006). *El proyecto de investigación. Introducción a la metodología científica* (6ª ed.). Episteme.
- Arrindell, W. A. y vander Ende, J. (1985). An empirical test of the utility of the observations-to-variables ratio in factor and components analysis. *Applied Psychological Measurement*, 9, 165-178. <https://doi.org/10.1177/014662168500900205>
- Ato, M., López, J. J., y Benavente, A. (2013). *Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología*. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://dx.doi.org/1.6018/analesps.29.3.178511>
- Bandalos, D. L. (2014). *Relative Performance of Categorical Diagonally Weighted Least Squares and Robust Maximum Likelihood Estimation*. *Structural*

- Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21, 102-116.
<https://doi.org/10.1080/10705511.2014.859510>
- Bandalos, D. L. y Finney, S. J. (2010). *Factor Analysis: Exploratory and Confirmatory*. En G. R. Hancock y R. O. Mueller (Eds.), *Reviewer's guide to quantitative methods*. Routledge: New York.
- Barrazas A. (2007). La consulta a expertos como estrategia para la recolección de evidencias de validez basadas en contenido. *Investigación Educativa Duranguense*, 7, 5-13
<https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2358908>
- Bentler, P. M., y Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Best, J. R., Miller, P. H., & Jones, L. L. (2009). Executive Functions after Age 5: Changes and Correlates. *Developmental review*, 29(3), 180–200.
<https://doi.org/10.1016/j.dr.2009.05.002>
- Bissig, D., & Lustig, C. (2007). Who benefits from memory training?. *Psychological science*, 18(8), 720–726. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2007.01966.x>
- Blum. G. D., Auné, S., Galibert, M. S. y Attorresi, H. F. (2013). Criterios para la eliminación de ítems de un Test de Analogías Figurales. *Summa Psicológica UST*, 10(2), 49-56.
http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttextpid=S0719-448x2013000200005yInq=ptytInq=es
- Bologna, E. (2013). *Estadística para psicología y educación*. Editorial Brujas.
- Borkovec TD, Newman MG, Pincus AL, Lytle R. Un análisis de componentes de la terapia cognitivo-conductual para el trastorno de ansiedad generalizada y el papel de los problemas interpersonales. *Revista de Consultoría y Psicología Clínica*. 2004; 70 (2): 288–298.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2a ed.). Guilford Press.

- Buhr, K. & Dugas, M.J. (2002). The Intolerance of Uncertainty Scale: Psychometric properties of the English version. *Behaviour Research and Therapy*, 40, 931-945. [http://dx.doi.org/10.1016/S00057967\(01\)000924](http://dx.doi.org/10.1016/S00057967(01)000924).
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-82. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72720455>
- Caldwell, W., McInnis, O. A., McQuaid, R. J., Liu, G., Stead, J. D., Anisman, H., & Hayley, S. (2013). The Role of the Val66Met Polymorphism of the Brain Derived Neurotrophic Factor Gene in Coping Strategies Relevant to Depressive Symptoms. *PloS one*, 8(6), e65547. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0065547>
- Campo-Arias, A., Oviedo, H. (2008). Propiedades Psicométricas de una Escala: la Consistencia Interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. <https://www.redalyc.org/pdf/422/42210515.pdf>
- Cañas, J., Quesada, J., Antolí, A., y Fajardo, I. (2003). Cognitive flexibility and adaptability to environmental changes in dynamic complex problem-solving tasks. *Ergonomics*, 46(5), 482–501. <https://doi.org/10.1080/0014013031000061640>
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Sage Publications. <https://doi.org/10.4135/9781412985642>
- Carrasco, S. (2014). *Metodología de la investigación científica*. (2a ed.). Editorial San Marcos
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2007). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales: Consideraciones sobre selección de prueba en investigación psicológica. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 863- 882.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33705307>

- Chan, E. (2014). Standards and Guidelines for Validation Practices: Development and Evaluation of Measurement Instruments. *Social Indicators Research Series*, 9–24. https://doi.org/1.1007/978-3-319-07794-9_2
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464-504. <https://doi.org/1.1080/10705510701301834>
- Cheung, G.W., & Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9 (2), 233-255. <https://psycnet.apa.org/record/2002-12087-005>
- Cisneros, E., Jorquera, M., Aguilar, A. (2012). Validación de instrumentos de evaluación docente en el contexto de una universidad española. Voces y Silencios: *Revista Latinoamericana de Educación*, 3(1), 41-45. <https://doi.org/1.18175/vys3.1.2012.03>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155–159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Colegio de Psicólogos del Perú. (2017). *Código de ética y deontología*. Colegio de Psicólogos del Perú. http://api.cpsp.io/public/documents/codigo_de_etica_y_deontologia.pdf
- Comrey, A. L. y Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Corral, Y. (2010). Diseño de cuestionarios para recolección de datos. *Revista ciencias de la educación*, 20(36), 152-168. <http://servicio.bc.uc.edu.ve/educacion/revista/n36/art08.pdf>
- Cortada de Kohan, N. (2002). Importancia de la investigación psicométrica. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 34(3), 229-24. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=805/80534303>
- Cortés-García, R., Perales-Pérez, J. D., & García-Rivera, A. I. (2020). Flexibilidad cognitiva y resolución de problemas en estudiantes de nivel superior. *Revista de Investigación Académica*, 54, e2194.

- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://link.springer.com/article/1.1007/bf02310555>
- Cvetkovic-Vega, A., Maguiña, J. L., Soto, A., Lama-Valdivia, J. y Correa-López, L. E. (2021). Estudios transversales. *Rev. Fac. Med. Hum*, 21(1), 164-17. <https://doi.org/1.25176/RFMH.v21i1.3069>
- De Canales, F., De Alvarado, E. y Pineda, E. (1994). *Metodología de la investigación. Manual para el desarrollo de personal de salud*. Organización Panamericana de la Salud
- Dennis, J. P., y Vander Wal, J. S. (2010). The cognitive flexibility inventory: Instrument development and estimates of reliability and validity. *Cognitive Therapy and Research*, 3, 241–253. <https://doi.org/1.1007/s10608-009-9276-4>
- Detrinidad, E. (2016). *Análisis Factorial Exploratorio y Confirmatorio aplicado al modelo de secularización propuesto por Inglehart-Norris* [Tesis de maestría, Universidad de Granada]. Repositorio de la Universidad de Granada https://masteres.ugr.es/moea/pages/curso201516/tfm1516/detrinidad_barquero_tfm/
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4th ed.). Sage Publications.
- Diamantopoulos, A., & Winklhofer, H. M. (2001). Index construction with formative indicators: An alternative to scale development. *Journal of Marketing Research*, 38(2), 269-277
- Diamond, A. (2013). Executive functions. *Annual Review of Psychology*, 64, 135-68. <https://doi.org/1.1146/annurev-psych-113011-143750>
- Diamond, A. (2016). Why improving and assessing executive functions early in life is critical. In J. A. Griffin, P. McCardle, & L. S. Freund (Eds.), *Executive function in preschool-age children: Integrating measurement, neurodevelopment, and translational research* (pp. 11–43). American Psychological Association. <https://doi.org/1.1037/14797-002>

- Dimitrov, D. M. (2010). Prueba de invariancia factorial en el contexto de la validación de constructo. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 149. <https://doi.org/1.1177/0748175610373459>
- DiStefano, C., y Morgan, G. B. (2014). A comparison of diagonal weighted least squares robust estimation techniques for ordinal data. *Structural Equation Modeling*, 21 (3), 425– 438. <https://doi.org/1.1080/10705511.2014.915373>
- Doval, E., Viladrich, C., & Angulo-Brunet, A. (2023). Coeficiente Alfa: la Resistencia de un Clásico. *Psicothema*, 35(1), 05–20. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/19370>
- Dugas, M. J., y Robichaud, M. (2007). Cognitive-behavioral treatment for generalized anxiety disorder: From science to practice. New York: Routledge, Taylor & Francis Group.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2013). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105 (3), 399–412. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/24844115/>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412
- Elosua, P., & Mújika, J. F. L. (2015). Partial scalar invariance and observed differences across gender in a reasoning test battery. *PubMed*, 27(3), 296-302. <https://doi.org/10.7334/psicothema2014.282>
- Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2013). *Item response theory*. Psychology Press.
- Enríquez, F, y Domínguez, A. (2010). Influencia de la Deseabilidad Social (DS) en Reportes de Capacitación. *Psicología Iberoamericana*, 18 (1),69-79 <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=133915936008>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272–299. <https://doi.org/10.1037/1082-989x.4.3.272>

- Fernández-Arata, M., y Merino-Soto, C. (2014). Error de medición alrededor de los puntos de corte en el MBI-GS. *Liberabit*, 20(2), 209-218. http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1729-48272014000200002&lng=es&esytlng=es.
- Ferrando, P. J. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Ferruzo, R. y Guzman, A. (2022). *Adaptación y validación del inventario de flexibilidad cognitiva (CFI) en estudiantes universitarios en Lima Metropolitana*. [Tesis de Titulación, Universidad Cesar Vallejo]. Repositorio de la Universidad Cesar Vallejo. <https://repositorio.ucv.edu.pe/handle/2.50.12692/105225>.
- Forero, C. G., & Maydeu-Olivares, A. (2009). Estimation of IRT graded response models: Limited versus full-information methods. *Psychological Methods*, 14, 275–299. <https://doi.org/10.1037/a0015825>
- Fraenkel, J. R., Wallen, N. E., & Hyun, H. H. (2015). *How to Design and Evaluate Research in Education*. McGraw-Hill Education.
- Gamache, R. E., Kharrazi, H., & Weiner, J. P. (2018). Public and Population Health Informatics: The bridging of big data to benefit communities. *Yearbook of medical informatics*, 27(01), 199-206. <https://doi.org/10.1055/s-0038-1667081>
- García López, E., y Cabero Almenara, J. (2011). Diseño y validación de un cuestionario dirigido a describir la evaluación en procesos de educación a distancia. *EduTec. Revista Electrónica de Tecnología Educativa*, 35, a156. <https://doi.org/1.21556/edutec.2011.35.412>
- García, F. (2005). *El Cuestionario: recomendaciones metodológicas para el diseño de un cuestionario*. LIMUSA Noriega Editores.
- García, S. (2022). La Validez y la Confiabilidad en la Evaluación del Aprendizaje desde la Perspectiva Hermenéutica. *Revista de Pedagogía*, 23(67), 297–318.
- Gempp, R. y Saiz, J. L. (2014). El coeficiente K2 de Livingston y la fiabilidad de una decisión dicotómica en un test psicológico. *Universitas Psychologica*, 13 (1),

- George, D., & Mallery, P. (2019). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference, 17.0 update* (17th ed.). Pearson Educations.
- Ghasemi, A., y Zahediasl, S. (2012). Normality Tests for Statistical Analysis: A Guide for Non-Statisticians. *International Journal of Endocrinology and Metabolism*, 10(2), 486–489. <https://doi.org/1.5812/ijem.3505>
- Gignac, G.E. (2016). The higher-order model imposes a proportionality constraint: That is why the bifactor model tends to fit better. *Intelligence*, 55, 57 – 68. doi: 10.1016/j.intell.2016.01.006
- Giorgetti, D., López-Navarro, E., & Munar, E. (2020). Efecto del entrenamiento en ajedrez mental sobre la flexibilidad cognitiva: un estudio exploratorio. *Revista de Investigación en Educación*, 18(3), 316-323. <https://doi.org/1.35869/reined.v18i3.3270>
- Gómez, M. V., Aguilar, M., Lucca, S., & Martín, M. (2018). Flexibilidad cognitiva y rendimiento académico en estudiantes de primaria. *Revista de Psicología*, 26(1), 71-88. <https://doi.org/10.22201/fm.20075057e.2023.48.23523> |
- Guadagnoli, E. y W. F. Velicer (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. *Psychological Bulletin*, 103(2), 265-275. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.2.265>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J, & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate Data Analysis* (8th ed.). Cengage Learning
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J y Anderson, R.E. (2009) *Multivariate Data Analysis*. (7th Ed.). Prentice Hall.
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking Construct Reliability within Latent Variable Systems. In R. Cudeck, S. du Toit, & D. Srbom (Eds.), *Structural Equation Modeling Present und Future—A Festschrift in Honor of Karl Joreskog* (pp. 195-216). Lincolnwood, IL Scientific Software International. - References - Scientific Research Publishing. (s. f.). <https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=1344557>

- Holgado, F. P., Chacón, S., Barbero, I. y Vila, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44(1), 153- 166. <https://doi.org/10.1007/s11135-008-9190-y>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (2018) *Ayacucho. Resultados Definitivos. Instituto Nacional de Estadística e Informática.* https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1568/05TOMO_01.pdf
- Jöreskog, K. G. (1994). On the estimation of polychoric correlations and their asymptotic covariance matrix. *Psychometrika*, 59, 381–39. <https://doi.org/1.1007/BF02296131>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., y Rosseel, Y. (2022). *semTools: Useful tools for structural equation modeling.* R package version .5-6. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kline, R. B. (2005). Principles and practice of structural equation modeling (2nd ed.). Guilford. <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/1049731509336986>
- Kurginyan, S. S., y Osavolyuk, E. Y. (2018). Psychometric Properties of a Russian Version of the Cognitive Flexibility Inventory (CFI-R). *Frontiers in Psychology*, 9. <https://doi.org/1.3389/fpsyg.2018.00845>
- Lejbak, L., Crossley, M., Vrbancic, M. (2011). A male advantage for spatial and object but not verbal working memory using the N-back task. *Brain Cogn*, 76, 191–196. <https://doi.org/10.1016/j.bandc.2010.12.002>
- Livingston, S. A. (1972). Criterion-Referenced Applications Of Classical Test Theory 1,2. *Journal of Educational Measurement*, 9(1), 13–26. https://www.researchgate.net/publication/230015194_Criterion-Referenced_Applications_of_Classical_Test_Theory
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A. y Tomás, M. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Revista Anales de Psicología*, 30 (3), 1151-1169. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=16731690031>

- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2017). The exploratory factor analysis of items: guided analysis based on empirical data and software. *Anales de Psicología*, 33 (2), 417-432. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=16750533026>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S. y Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4, 84-99.
- Maddio, S. L., y Greco, C. (2010). Flexibilidad Cognitiva para resolver problemas entre Pares ¿Difiere esta Capacidad en Escolares de Contextos Urbanos y Urbanomarginales? *Interamerican Journal of Psychology*, 44(1), 98–109. <https://www.redalyc.org/pdf/284/28420640011.pdf>
- Maddio, S. y Morelato, G. (2009). Autoconcepto y Habilidades Cognitivas de Solución de Problemas. *Interamerican Journal of Psychology*, 43(2) 213-221. <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/rip/v43n2/v43n2a02.pdf>
- Malhotra, N. (2004). *Investigación de Mercados Un Enfoque Aplicado*. (4º. Ed.). Pearson: Prentice Hall
- Marôco J. (2014). *Análise de Equações Estruturais: fundamentos teóricos, software & aplicações* (2ª ed). ReportNumber
- Mazzanti Di Ruggiero, M. D. (2011). Declaración de Helsinki, principios y valores bioéticos en juego en la investigación médica con seres humanos. *Revista Colombiana de Bioética*, 6(1), 125-144. <https://www.redalyc.org/pdf/1892/189219032009.pdf>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Miyake, A., & Friedman, N. P. (2012). The nature and organization of individual differences in executive functions: Four general conclusions. *Current Directions in Psychological Science*, 21(1), 8-14.
- Miyake, A., Friedman, N. P., Emerson, M. J., Witzki, A. H., Howerter, A. y Wager, T. D. (2000). The unity and diversity of executive functions and their contributions to complex “frontal lobe” tasks: A latent variable analysis.

- Cognitive Psychology*, 41, 49-10.
<https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/10945922/>
- Monsell, S. (2003). Task switching. *Trends in Cognitive Sciences*, 7(3), 134-14.
<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1364661303000287>
- Montero, I. y León, O. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud*, 2(3), 503-508.
- Montero, I. y León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(1), 115-127.
- Montero, I. y León, O. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Muñiz, J. (2010). Las teorías de los tests: teoría clásica y teoría de respuesta a los ítems. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 57-66.
<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77812441006>
- Muthén, B. (1985). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49 (1), 115-132. <https://doi.org/10.1007/BF02294210>
- Navarro, M. C., Quiroz Molinares, N., y Mebarak, M. (2022). Psychometric Study of the Cognitive Flexibility Inventory in a Colombian Sample. *International Journal of Psychological Research*, 15(1), 42–54.
<https://doi.org/1.21500/20112084.5371>
- Nieves, B. (2014). *Confiabilidad del instrumento para medir “habilidad de cuidado de cuidadores familiares de personas con enfermedad crónica” en cuidadores de personas mayores de la localidad de Usaquén*. [Tesis de Maestría, Universidad Nacional de Colombia]. Repositorio Institucional de la Universidad Nacional de Colombia.
<https://repositorio.unal.edu.co/handle/unal/7534>
- Nunnally, J. y Bernstein, I. (1995). *Teoría psicométrica* (3ª ed). McGrawHill Latinoamericana.

- Nunnally, J. y Bernstein, I. (1995). *Teoría psicométrica* (3ª ed). McGrawHill Latinoamericana.
- Ñaupas, H. (2014). *Metodología de la investigación: cuantitativa-cualitativa y redacción de la tesis*. (4ª ed.) Ediciones de la U. <https://edicionesdelau.com/producto/metodologia-de-la-investigacion-cuantitativa-cualitativa-y-redaccion-de-la-tesis-2/>
- Odac, H., y Cikrikci, Ö. (2019). Cognitive Flexibility Mediates the Relationship between Big Five Personality Traits and Life Satisfaction. *Applied Research Quality Life*, 14, 1229–1246. <https://doi.org/1.1007/s11482-018-9651-y>
- Otzen, T. y Manterola, C. (2017). *Técnicas de muestreo sobre una población a estudio*. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232. <https://dx.doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037>
- Pennington, B. F. y Ozonoff, S. (1996). Executive functions and developmental psychopathology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 37(1), 51-87.
- Pincus, D., y Friedman, A. (2004). Improving children's coping with everyday stress: Transporting treatment intervention to the school setting. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 7, 223-24. <https://link.springer.com/article/1.1007/s10567-004-6087-8>
- Portoghese, I., Lasio, M., Conti, R., Mascia, M. L., Hitchcott, P., Agus, M., Gemignani, A., y Penna, M. P. (2020). Cognitive Flexibility Inventory: Factor structure, invariance, reliability, convergent, and discriminant validity among Italian university students. *PsyCh Journal*, 9(6), 934–941. <https://doi.org/1.1002/pchj.401>
- R Core Team (2021). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>
- Reimers, S., & Maylor, E. A. (2005). Task Switching Across the Life Span: Effects of Age on General and Specific Switch Costs. *Developmental Psychology*, 41(4), 661–671. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.41.4.661>

- Reise, S. P. (2012). The Rediscovery of Bifactor Measurement Models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., & Haviland, M. G. (2013). Scoring and Modeling Psychological Measures in the Presence of Multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95 (2), 129–140. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437>
- Rendón-Macías, M. E., Villasís-Keeve, M. Á., & Miranda-Navales, M. G. (2016). Estadística descriptiva. *Revista Alergia México*, 63(4), 397-407.
- Revelle W (2021). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. Northwestern University, Evanston, Illinois. R package version 2.1.6, <https://CRAN.R-project.org/package=psych>.
- Rios, J., & Wells, C. (2014). Validity evidence based on internal structure. *Psicothema*, 26(1), 108–116. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/10225>
- Rodríguez de Behrends, M., & Brenlla, M. E. (2015). Adaptación para Buenos Aires de la Escala de Intolerancia a la Incertidumbre. *Interdisciplinaria*, 32(2), 261-274. http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1668-70272015000200004&lng=es&tlng=es.
- Rodriguez, A., Reise, S.P., y Haviland, M.G. (2016). Evaluang bifactor models: calculang and interpreng stascal indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137 – 15. <https://doi.org/1.1037/met0000045>
- Rodríguez-Miñón, P., Garriga-Trillo, A.J. y Villarino, A. (1993): Studying reliability in psychophysical judgements by classical test theory measurements. *Psicothema*, 12(2)183-185.
- Rose-Krasnor, L. (1997). The nature of social competence: A theoretical review. *Social Development*, 6(1), 111-135. <https://doi.org/1.1111/j.1467-9507.1997.tb00097.x>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://www.jstatsoft.org/v48/i02/>.

- Sánchez, H.H. y Reyes, C. (2015). *Metodología y Diseños en la Investigación Científica*. Business Support.
https://www.academia.edu/78002369/METODOLOG%C3%8DA_Y_DISE%C3%91OS_EN_LA_INVESTIGACI%C3%93N_CIENT%C3%8DFICA
- Sánchez-Carpintero, R., y Narbona, J. (2004). El sistema ejecutivo y las lesiones frontales en el niño. *Revista de Neurología*, 39(2), 188-191.
- Schäfer, T., & Schwarz, M. (2019). La importancia de los tamaños de los efectos en la investigación psicológica: diferencias entre las subdisciplinas y el impacto de los sesgos potenciales. *Department of Psychology*, 10 (813), 1-13.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00813>
- Shannon, S. M., Kisleya, M. A., Hasker, P. D., Nathaniel, T. D., Campbell, A. M. y Davalosb, D. B. (2013). Cognitive function predicts neural activity associated with pre-attentive temporal processing. *Neuropsychologia*, 51, 211-219.
- Soler, S. (2008). Coeficientes de confiabilidad de instrumentos escritos en el marco de la teoría clásica de los tests. *Educación Médica Superior*, 22(2).
http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0864-21412008000200006&lng=es&tlng=es
- Spivack, G., Platt, J., y Shure, M. (1976). *The problem solving approach to adjustment*. Jossey-Bass.
- Stevens, J. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using Multivariate Statistics* (7th Ed.). Pearson. - References - Scientific Research Publishing. (s. f.).
<https://scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=3132273>
- Takeda, S., Fukuzaki, T., & Nakayama, S. (2022). Effectiveness of a cognitive behavioural therapy app developed for care workers involved in elderly care. *Psychogeriatrics: the official journal of the Japanese Psychogeriatric Society*, 22(5), 762–763. <https://doi.org/10.1111/psyg.12856>

- Tirapu-Ustárrroz, J. y Muñoz-Céspedes, J. M. (2005). Memoria y funciones ejecutivas. *Rev Neurol*, 41(08), 475-484.
<https://doi.org/1.33588/rn.4108.2005240>
- Trujillo, N. y Pineda, D. A. (2008). Función Ejecutiva en la Investigación de los Trastornos del Comportamiento del Niño y del Adolescente. *Revista Neuropsicología, Neuropsiquiatría y Neurociencias*, 8(1), 77-94.
<http://revistaneurociencias.com/index.php/RNNN/article/view/224/179>
- Universidad Nacional de Ayacucho San Cristobal de Huamanga. (2023). *UNSCH*.
<https://enlinea.unsch.edu.pe/>
- 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), 4-7.
- Vázquez, C., Duque, A., & Hervás, G. (2013). Satisfaction with Life Scale in a representative sample of spanish adults: validation and normative data. *Spanish Journal of Psychology*, 16, 1 – 15. Doi:10.1017/sjp.2013.82.
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, 33(3), 755. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Visauta, B. (1989). *Técnicas de investigación social. t. Recogida de datos*. PPU.
- Wang, Z., Wang, L., Gao, X. & Zhu, L. (2023) Cognitive flexibility moderates the association between theory of mind and children's offer in the Ultimatum Game, *Journal for the Study of Education and Development*, 46(2), 264-284,
<https://doi.org/1.1080/02103702.2022.2159618>
- Williams, B.; Onsmán, A. & Brown, T. (2010). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices Mr. *Journal of Emergency Primary Health Care*, 8(3), 1-13.
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=1.1.1.475.8594&rep=rep1&type=pdf>

- Yu, C., & Muthen, B. (2002). Evaluation of model fit indices for latent variable models with categorical and continuous outcomes [Paper presentation] The annual conference of the American Educational Research Association. New Orleans, LA. <https://scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2345997>
- Zhou, L., Li, Y., Li, Q., Liu, X., & Wu, H. (2020). Cognitive flexibility as a mediator between personality and resilience in college students. *Current Psychology*, 39(3), 1053-1058.
- Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W., & McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of scale's indicators: A comparison of estimators for ω_h . *Applied Psychological Measurement*, 30(2), 121-144. <https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/0146621605278814>

ANEXO 1

Tabla 8

Matriz de consistencia de la tesis

PROBLEMA	OBJETIVOS	METODOLOGÍA	INSTRUMENTO
¿Cuáles son propiedades psicométricas y datos normativos del Inventario de flexibilidad cognitiva en estudiantes universitarios de Huamanga, 2023?	<p>Objetivo General</p> <p>Analizar las propiedades psicométricas y elaborar datos normativos del Inventario de Flexibilidad cognitiva en estudiantes universitarios de Huamanga, 2023.</p>	<p>Tipo, diseño:</p> <p>Tipo: Psicométrico Diseño: Instrumental</p>	<p>Inventario de Flexibilidad Autores Originales: Dennis y Vander Año: 2010 Adaptación: Navarro et al. (2022) Número de ítems: 20 Administración: individual y colectivo. Objetivo: Cuantificar la capacidad para adaptar la conducta a las diversas situaciones de la vida diaria. Escala: ordinal Calificación: Directa Tiempo: 5 minutos</p>
	<p>Objetivos Específicos</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. Realizar el análisis estadístico preliminar de los ítems. 2. Analizar las evidencias de validez en base a la estructura interna. 3. Analizar las evidencias de validez en relación con otras variables. 4. Analizar las evidencias de confiabilidad mediante la consistencia interna. 5. Analizar las evidencias de equidad. 6. Elaborar datos normativos para interpretar las puntuaciones 	<p>Variable: Flexibilidad Cognitiva</p> <p>Población, muestra y muestreo:</p> <p>Población: 66,279 estudiantes universitarios de Huamanga (Instituto Nacional De Estadística e Informática [INEI], 2018) y 12,858 pertenecientes a la UNSCH (Universidad Nacional de Ayacucho San Cristóbal de Huamanga [UNSCH], 2023), siendo un total de 79,137 estudiantes universitarios</p> <p>Muestra: 501</p> <p>Muestreo: No probabilística por conveniencia</p> <p>Estadísticos: Estadística descriptiva (M, DE, g_1, g_2, IHC y h^2), estructura interna (análisis factorial confirmatorio), relación con otras variables (Coeficiente Pearson), Invarianza de medición (ΔCFI, ΔRMSEA, ΔSRMR), Datos normativos (Percentiles y baremos)</p>	

ANEXO 2

Tabla 9

Matriz de operacionalización de la variable

VARIABLE	DEFINICIÓN CONCEPTUAL	DEFINICIÓN OPERACIONAL	DIMENSIONES	ÍTEMS	INDICADORES	ESCALA DE MEDICIÓN
Flexibilidad cognitiva	La flexibilidad cognitiva es aquella capacidad de cambiar los conjuntos cognitivos para adaptarse a los cambios ambientales o experiencias difíciles. (Dennis & Vander Wal, 2010).	Se define operacionalmente a partir de las puntuaciones de la Escala de flexibilidad cognitiva elaborada por Dennis and Vander Wal (2010), posteriormente adaptada al español por Navarro et al. (2022), posee 20 ítems, las puntuaciones van de 20 a 140, donde a mayores puntajes más elevada la flexibilidad cognitiva del evaluado.	Alternativas	1, 3, 5, 6, 8, 10, 12, 13, 14, 16, 18, 19 y 20	Opciones, segundos planes, análisis del ambiente	Ordinal 1 = Muy en desacuerdo, 2=desacuerdo, 3=poco de acuerdo, 4=ni de acuerdo, ni desacuerdo, 5=algo de acuerdo, 6= de acuerdo, 7= Muy de acuerdo
			Control	2, 4, 7, 9, 11, 15 y 17	Estrategia, autoconocimiento, autocontrol	

Anexo 3

Instrumento de recolección de datos

Inventario de Flexibilidad Cognitiva

(Dennis y Vander Wal, 2010; adaptado por Navarro et al., 2022)

Instrucciones: A continuación, encontrará una serie de enunciados y al lado de cada premisa encontrará una serie de alternativas. Por favor, marque en la categoría que mejor describa su grado de acuerdo o desacuerdo con cada afirmación, marcar solo un recuadro por fila. Considere las siguientes opciones:

1 = Muy en desacuerdo

2 = En desacuerdo

3 = Algo en desacuerdo

4 = Neutral

5 = Algo de acuerdo

6 = De acuerdo

7 = Muy de acuerdo

N°	Ítems	1	2	3	4	5	6	7
1	Soy Bueno/a analizando situaciones.							
2	Me cuesta tomar decisiones cuando me enfrento a situaciones difíciles.							
3	Considero múltiples alternativas antes de tomar una decisión.							
4	Cuando me enfrento a situaciones difíciles, siento que pierdo el control.							
5	Me gusta ver las situaciones difíciles desde diferentes ángulos.							
6	Busco información adicional que no está inmediatamente disponible antes de atribuir causas a un comportamiento.							
7	Cuando me enfrento a situaciones difíciles, me estreso tanto que no puedo pensar en una forma de resolver la situación.							
8	Trato de pensar sobre diferentes cosas desde el punto de vista de otra persona.							
9	Me resulta problemático que haya tantas formas diferentes de lidiar con situaciones difíciles.							
10	Soy bueno/a poniéndome en los zapatos de los demás.							
11	Cuando me enfrento a situaciones difíciles, simplemente no sé qué hacer.							
12	Es importante mirar a las situaciones difíciles desde diferentes ángulos.							
13	Cuando me enfrento a situaciones difíciles, considero múltiples opciones antes de decidir cómo voy a actuar.							

Escala de Intolerancia hacia la Incertidumbre (EII)

(Freeston et al., 1994)

Instrucciones: A continuación, se presentan una serie de afirmaciones que demuestran como las personas pueden reaccionar ante la incertidumbre de la vida. Por favor, lea cada una de las frases atentamente y conteste a cada una de ellas teniendo en cuenta la siguiente escala:

NADA CARACTERÍSTI CO DE MI	MUY POCO CARACTERÍSTI CO DE MI	POCO CARACTERÍSTI CO DE MI	ALGO CARACTERÍSTIC O DE MI	MUY CARACTERÍSTIC O DE MÍ				
1	2	3	4	5				
Ítems				1	2	3	4	5
1.La incertidumbre me impide tener una opinión firme.								
2.Una persona insegura es una persona desorganizada.								
3.La incertidumbre hace intolerable la vida								
4.Es injusto no tener oportunidades en la vida								
5.No puedo estar tranquilo/a mientras no sepa lo que va a suceder al día siguiente.								
6.La incertidumbre me produce inquietud, ansiedad o estrés.								
7.Los imprevistos me molestan mucho.								
8.Es frustrante para mí no tener toda la información que necesito.								
9.La incertidumbre me impide disfrutar plenamente de la vida.								
10.Se debería prever todo para evitar las sorpresas.								
11.Un pequeño imprevisto puede arruinarlo todo, incluso con la mejor de las planificaciones.								
12.Cuando llega el momento de actuar, la incertidumbre me paraliza.								
13.Estar indeciso/a significa que no estoy a la altura de los acontecimientos.								
14.Cuando estoy indeciso/a no puedo seguir adelante.								
15.Cuando estoy indeciso/a no puedo funcionar muy bien.								
16.A diferencia de mí, los demás siempre parecen saber hacia dónde dirigen sus vidas.								
17.La incertidumbre me hace vulnerable, infeliz o triste.								
18.Quiero saber siempre qué me depara el futuro.								
19.No soporto que me cojan por sorpresa.								

20.La más mínima duda me puede impedir actuar.					
21.Tendría que ser capaz de organizar todo de antemano.					
22.Cuando estoy inseguro me falta confianza.					
23.Pienso que es injusto que otras personas parezcan seguras y decididas acerca de su futuro.					
24.La incertidumbre me impide dormir bien.					
25.Debo alejarme de toda situación incierta.					
26.Las ambigüedades de la vida me causan estrés					
27. No soporto estar indeciso/a acerca de mi futuro					

ANEXO 4

Carta de presentación al autor del instrumento Cognitive Flexibility Inventory (CFI)



"Año De La Unidad La Paz Y El Desarrollo"

CARTA N°763- 2023/EP/PSI.UCV LIMA NORTE-LN

Los Olivos 12 de Junio de 2023

Autores:

- JILLON S VANDER WAL
- JOHN P DENNIS

Presente.-

De nuestra consideración:

Es grato dirigirme a usted para expresarle mi cordial saludo y a la vez presentarle a las Srtas. **ALLCCA CANTURIN, JOSELIN MARZELA** con DNI N° 70112747, con código de matrícula N° 7002499823 y **DIAZ GONZALES, EVELYN MILAGROS** con DNI N° 70229997, con código de matrícula N° 7002487241, quienes realizaran su trabajo de investigación para optar el título de licenciadas en Psicología titulado: **"INVENTARIO DE FLEXIBILIDAD COGNITIVA (CFI): PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS Y DATOS NORMATIVOS EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS DE HUAMANGA, 2023"**, este trabajo de investigación tiene fines académicos, sin fines de lucro alguno, donde se realizará una investigación con el uso del instrumento **(INVENTARIO DE FLEXIBILIDAD COGNITIVA (CFI))**; a través de la validez, la confiabilidad, análisis de ítems y baremos tentativos.

Agradecemos por antelación le brinde las facilidades del caso proporcionando una carta de autorización para el uso del instrumento en mención, para sólo fines académicos, y así prosiga con el desarrollo del proyecto de investigación.

En esta oportunidad hago propicia la ocasión para renovarle los sentimientos de mi especial consideración y estima personal.

Atentamente,



Mg. Sandra Patricia Céspedes Vargas Machuca
Jefe de Escuela Profesional de Psicología
Filial Lima - Campus Lima Norte

Carta de presentación al autor del cuestionario de la Tolerancia a la Incertidumbre



UNIVERSIDAD CÉSAR VALLEJO

"Año De La Unidad La Paz Y El Desarrollo"

CARTA N°764- 2023/EP/PSI.UCV LIMA NORTE-LN

Los Olivos 12 de Junio de 2023

Autores:

- GONZÁLEZ RODRÍGUEZ MANUEL
- CUBAS LEON ROSARIO
- ROVELLA ANNA TERESA
- HERRERA MAXIMINA DARIAS

Presente.-

De nuestra consideración:

Es grato dirigirme a usted para expresarle mi cordial saludo y a la vez presentarle a las Srtas. **ALLCCA CANTURIN, JHOSELIN MARZELA** con DNI N° 70112747, con código de matrícula N° 7002499823 y **DIAZ GONZALES, EVELYN MILAGROS** con DNI N° 70229997, con código de matrícula N° 7002487241, quienes realizaron su trabajo de investigación para optar el título de licenciadas en Psicología titulado: **"INVENTARIO DE FLEXIBILIDAD COGNITIVA (CFI): PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS Y DATOS NORMATIVOS EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS DE HUAMANGA, 2023"**, este trabajo de investigación tiene fines académicos, sin fines de lucro alguno, donde se realizará una investigación con el uso del instrumento **(CUESTIONARIO DE LA INTOLERANCIA A LA INCERTIDUMBRE)**, a través de la validez, la confiabilidad, análisis de ítems y baremos tentativos.

Agradecemos por antelación le brinde las facilidades del caso proporcionando una carta de autorización para el uso del instrumento en mención, para sólo fines académicos, y así prosiga con el desarrollo del proyecto de investigación.

En esta oportunidad hago propicia la ocasión para renovarle los sentimientos de mi especial consideración y estima personal.

Atentamente,

Mg. Sandra Patricia Céspedes Vargas Machuca
Jefe de Escuela Profesional de Psicología
Filial Lima - Campus Lima Norte

ANEXO 5

Autorización de los autores del inventario de flexibilidad cognitiva de la versión original



EVELYN MILAGROS DIAZ GONZALES

vie, 28 abr, 16:21 ☆

Author: JILLON S VANDER WAL JOHN P DENNIS Present.- Dear Sir or Madam: It is our pleasure to address you to express our cordial greetings and at the ...



John Dennis

para mí ▾

mié, 17 may, 12:34 (hace 1 día) ☆ ↶ ⋮

inglés ▾ > español ▾ Traducir mensaje

Desactivar para: inglés x

You have our permission to use the CFI for your research as described.

Regards,

John Dennis



4 archivos adjuntos • Analizado por Gmail ⓘ





Jillon Vander Wal <jillon.vanderwal@health.slu.edu>
para mí ▾

1 may 2023, 19:54 ☆ ↶ ⋮

🌐 inglés ▾ > español ▾ Traducir mensaje

Desactivar para: inglés x

Dear Jhoselin Allcca Canturin:

You have our permission to use the Cognitive Flexibility Inventory (CFI). Please cite the inventory in your work. Attached, please find English and Spanish copies of the CFI, scoring instructions, and a relevant research article.

Best wishes in your research,
Jillon

From: Jhoselin allcca canturin <jhosi301@gmail.com>

Sent: Monday, May 1, 2023 11:36 AM

To: Jillon Vander Wal <jillon.vanderwal@health.slu.edu>

Subject: [External] Fwd: "COGNITIVE FLEXIBILITY INVENTORY (CFI): PSYCHOMETRIC PROPERTIES AND NORMATIVE DATA IN HUAMANGA UNIVERSITY STUDENTS, 2023"

CAUTION: This email is from an external source. Do not click links or open attachments unless you recognize the sender and know the content is safe. When in doubt, please report the email to SLUAware by clicking on the three dots within your email and choosing Report To SLUAware.

...

...

[Mensaje acortado] [Ver mensaje completo](#)

4 archivos adjuntos • Analizado por Gmail ⓘ



Activar Windows
Ve a Configuración para activar Windows.  

Autorización de los autores del inventario de flexibilidad cognitiva de la versión adaptada

PERMISO PARA UTILIZAR EL INVENTARIO DE FLEXIBILIDAD COGNITIVA



Externo



Recibidos x



EVELYN MILAGROS DIAZ GONZALES

vie, 28 abr, 15:44



Autor(a): NATHALIA QUIROZ MOLINARES MOISES ROBERTO MEBARAK CHAMS Presente.- De nuestra consideración: Es grato dirigirnos a usted para e...



Moises Roberto Mebarak Chams

mar, 2 may, 14:32



para Maria, mí, nquiroz1@cuc.edu.co

Estimada Evelyn:

Te contacto con la investigadora principal de este estudio, Maria Camila Navarro, que seguramente podra apoyarte enviandote el instrumento. No lo tengo a mano. Al estar publicado lo puedes usar.

Te deseo lo mejor en tu estudio.

Saludes

De: EVELYN MILAGROS DIAZ GONZALES <ediazgo@ucvvirtual.edu.pe>



Nathalia Quiroz Molinares

para mí ▾

1 may 2023, 13:32



Hola Jhoselin

Te adjunto el artículo donde puedes revisar el instrumento.

Saludos.

De: Jhoselin allcca canturin <jhosi301@gmail.com>

Fecha: miércoles, 26 de abril de 2023, 5:32 a.m.

Para: Nathalia Quiroz Molinares <nathaliaq@uninorte.edu.co>

Asunto: "INVENTARIO DE FLEXIBILIDAD COGNITIVA (CFI): PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS Y DATOS NORMATIVOS"

No suele recibir correos electrónicos de jhosi301@gmail.com. [Por qué esto es importante](#)



El presente correo no representa la opinión o consentimiento por parte de la Universidad del Norte por lo que no adquiere responsabilidad alguna por el contenido del presente mensaje. Este correo proviene de una cuenta que la Universidad ofrece a los egresados de la Institución, evento en el cual tanto el mensaje como sus anexos son confidenciales. Este mensaje ha sido verificado con software antivirus; no obstante lo anterior, la Universidad del Norte no garantiza que sea seguro o que no contenga errores o virus por lo que nos e hace responsable por su transmisión.

...

[Mensaje acortado] [Ver mensaje completo](#)

Un archivo adjunto • Analizado por Gmail ⓘ



Activar Windows



Ve a Configuración para activar Windows.

Autorización de los autores de la escala de intolerancia a la incertidumbre de la versión original

PERMISSION TO USE UNCERTAINTY INTOLERANCE SCALE

Recibidos x



Evelyn Milagros Díaz Gonzales

mar, 5 sept, 20:20



Authors: GONZÁLEZ RODRÍGUEZ MANUEL CUBAS LEON ROSARIO ROVELLA ANNA TERESA HERRERA MAXIMINA DARIAS Present. Dear Sir or Madam: We are pleased to address ...



Manuel GONZALEZ RODRIGUEZ <mgonzaro@ull.edu.es>

mié, 6 sept, 4:16



para mí ▾

Hello, good morning, yes, you have permission to use the UI scale that I attached. best regards

--

Manuel González Rodríguez
Profesor Titular de Universidad



Departamento de Psicología Clínica,
Psicobiología y Metodología

Facultad de Psicología

Campus de Guajara s/n

38205 La Laguna. S/C de Tenerife, Spain

MC900431587[1] mgonzaro@ull.edu.es MC900322400[1]+34 922 31 74 65

ull.es; [ORCID](#) ; [GOOGLE SCHOLAR](#)

Aviso de confidencialidad

ANEXO 6

CONSENTIMIENTO INFORMADO PARA LOS ESTUDIANTES (*)

Título de la investigación: Inventario de flexibilidad cognitiva (CFI): propiedades psicométricas y datos normativos en estudiantes universitarios de Huamanga, 2023

Investigadoras: Allcca Canturin, Jhoselin Marzela y Diaz Gonzales, Evelyn Milagros

Propósito del estudio

Se le invita a participar en la investigación titulada “Inventario de flexibilidad cognitiva (CFI): propiedades psicométricas y datos normativos en estudiantes universitarios de Huamanga, 2023”, cuyo objetivo es analizar las propiedades psicométricas y elaborar datos normativos del Inventario de flexibilidad cognitiva (CFI) en estudiantes universitarios de Huamanga, 2023. Esta investigación es desarrollada una estudiante de pregrado de la carrera profesional de Psicología de la Universidad César Vallejo del campus Lima Norte, aprobado por la autoridad correspondiente de la Universidad y con el permiso de la institución.

Tras obtener un resultado empírico que asegura y cuantifica la problemática, se pueden establecer estrategias de intervención acorde a las necesidades de la población beneficiaría.

Procedimiento

Si usted decide participar en la investigación se realizará lo siguiente (enumerar los procedimientos del estudio):

1. Se realizará una encuesta o entrevista donde se recogerán datos personales y algunas preguntas sobre la investigación titulada: “Inventario de flexibilidad cognitiva (CFI): propiedades psicométricas y datos normativos en estudiantes universitarios de Huamanga, 2023
2. Esta encuesta tendrá un tiempo aproximado de 15 minutos y se realizará en los ambientes de aula de clases correspondiente, de la institución.

Las respuestas al cuestionario o guía de entrevista serán codificadas usando un número de identificación y, por lo tanto, serán anónimas.

Participación voluntaria (principio de autonomía):

Puede hacer todas las preguntas para aclarar sus dudas antes de decidir si desea participar o no, y su decisión será respetada. Posterior a la aceptación no desea continuar puede hacerlo sin ningún problema.

Riesgo (principio de No maleficencia):

Indicar al participante la existencia que NO existe riesgo o daño al participar en la investigación. Sin embargo, en el caso que existan preguntas que le puedan generar incomodidad. Usted tiene la libertad de responderlas o no.

Beneficios (principio de beneficencia):

Se le informará que los resultados de la investigación se le alcanzará a la institución al término de la investigación. No recibirá ningún beneficio económico ni de ninguna otra índole. El estudio no va a aportar a la salud individual de la persona, sin

embargo, los resultados del estudio podrán convertirse en beneficio de la salud pública.

Confidencialidad (principio de justicia):

Los datos recolectados deben ser anónimos y no tener ninguna forma de identificar al participante. Garantizamos que la información que usted nos brinde es totalmente Confidencial y no será usada para ningún otro propósito fuera de la investigación. Los datos permanecerán bajo custodia del investigador principal y pasado un tiempo determinado serán eliminados convenientemente.

Problemas o preguntas:

Si tiene preguntas sobre la investigación puede contactar con las investigadoras Allcca Canturin, Jhoselin Marzela, email: jallccac@ucvvirtual.edu.pe, Diaz Gonzales, Evelyn Milagros, email: ediazgo@ucvvirtual.edu.pe y la docente asesora Mg. Shirley Rossmery Ore Sandoval, email: sore@ucvvirtual.edu.pe.

Consentimiento

Después de haber leído los propósitos de la investigación autorizo participar en la investigación antes mencionada.

Nombre y apellidos:

Fecha y hora:

En la tabla 10 se visualiza el análisis de los ítems del inventario de flexibilidad cognitivo, se analizó la frecuencia de respuesta, se observa que el porcentaje se ha mantenido distribuido en cada opción de respuesta y no ha sucedido que alguna opción lleva una cantidad excesiva de marcaciones, ello descarta casos tendenciosidad o aquiescencia (Enríquez y Domínguez, 2010; Fierro, 1982), los coeficientes de asimetría y curtosis se hallaban entre ± 1.5 , esto indica que las respuestas se sitúan dentro de la normalidad y no bordean a extremos (Forero et al., 2009; Pérez & Medrano, 2010, Shiel & Cartwright, 2015). Asimismo, los índices de homogeneidad corregida de los ítems son superior a .30, que mide la capacidad de diferenciación, por ende, si mide la dimensión en la que carga (Kline, 2005, 2011; Lloret et al., 2014, 2017), además las comunalidades fueron mayores .40, lo que indica que los ítems que comparten algo en común, por lo que apunta a medir la misma variable (Detrinidad, 2016, Nunnally & Bernstein, 1995), finalmente la matriz de correlaciones policóricas señaló una adecuada relación entre ítems sin llegar a la multicolinealidad, pues la relación fue mayor a .30 y menor a .90 (Tabachnick & Fidell, 2019).

Tabla 11

Índices de ajuste del Inventario de flexibilidad cognitiva

χ^2	p	gl	χ^2 /gl	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	WRMR
461.19	.000	150	3.07	.94	.93	.08 [.08; .09]	.05	1.76

En la tabla 11 se observan los índices de ajuste producto del análisis factorial confirmatorio que se realizó usando la matriz de correlaciones policóricas y en compañía del estimador de mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV), siendo los recomendados antes medidas en escala de medición ordinal (Finney & DiStefano, 2013; Freiberg et al., 2013; Jöreskog, 1994; Lee, et al., 1990; Li, 2016). Se hallaron índices de ajuste aceptable, pues la razón χ^2 /gl fue menor a 5 (Hair et al., 2019), además índices incrementales (CFI y TLI), mayores a .90 y RMSEA es aceptable cuando la magnitud es menor o igual a .08 (Lai, 2020) y SRMR menor o igual a .05 (Cho et al., 2020), intervalos de confianza del RMSEA (RMSEA IC 90%) entre .08 a .09 (Hu y Bentler, 1998) y WRMR cercano a 1 (Yu & Muthén, 2002).

Figura 4

Diagrama de senderos del Inventario de flexibilidad cognitiva

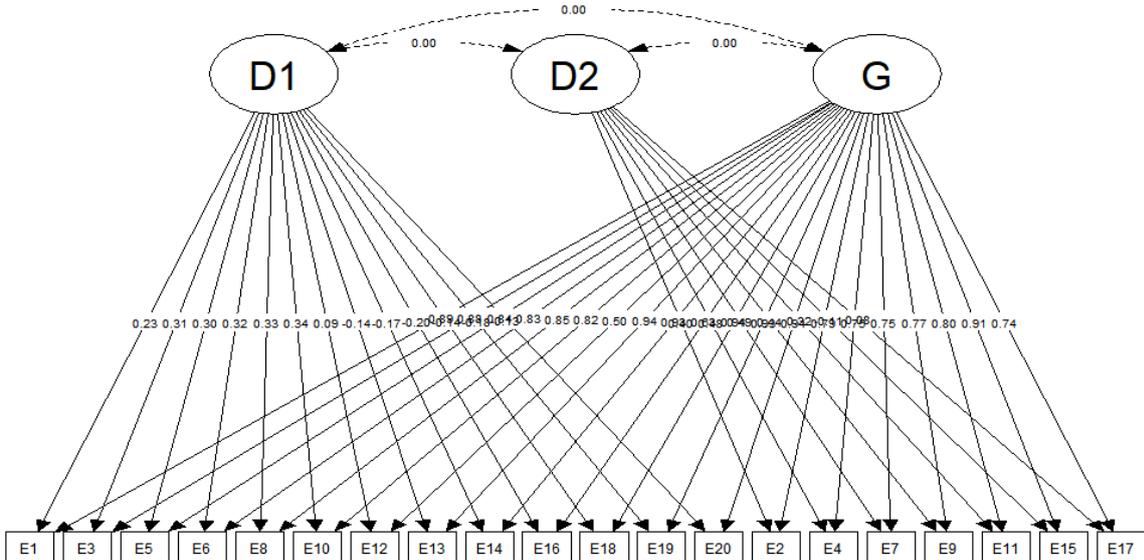


Tabla 12*Cargas factoriales y confiabilidad del Inventario de flexibilidad cognitiva*

Ítems	λ_{FG}	λ_{F1}	λ_{F2}
1. Soy Bueno/a analizando situaciones.	.89	.23	
3. Considero múltiples alternativas antes de tomar una decisión.	.94	.31	
5. Me gusta ver las situaciones difíciles desde diferentes ángulos.	.93	.30	
6. Busco información adicional que no está inmediatamente disponible antes de atribuir causas a un comportamiento.	.79	.32	
8. Trato de pensar sobre diferentes cosas desde el punto de vista de otra persona.	.94	.33	
1. Soy bueno/a poniéndome en los zapatos de los demás.	.82	.34	
12. Es importante mirar a las situaciones difíciles desde diferentes ángulos.	.80	.09	
13. Cuando me enfrento a situaciones difíciles, considero múltiples opciones antes de decidir cómo voy a actuar.	.50	.14	
14. A menudo observo una situación desde diferentes puntos de vista.	.94	.17	
16. Considero todos los hechos y la información disponible cuando atribuyo causas a un comportamiento.	.93	.20	
18. Cuando me enfrento a situaciones difíciles, me detengo y trato de pensar en varias maneras de resolverlas.	.91	.14	
19. Puedo pensar en más de una manera de resolver una situación difícil con la que me esté enfrentando.	.63	.18	
2. Considero múltiples alternativas antes de responder a situaciones difíciles.	.74	.13	
2. Me cuesta tomar decisiones cuando me enfrento a situaciones difíciles.	.83		.40
4. Cuando me enfrento a situaciones difíciles, siento que pierdo el control.	.75		.48
7. Cuando me enfrento a situaciones difíciles, me estreso tanto que no puedo pensar en una forma de resolver la situación.	.85		.49
9. Me resulta problemático que haya tantas formas diferentes de lidiar con situaciones difíciles.	.77		.44
11. Cuando me enfrento a situaciones difíciles, simplemente no sé qué hacer.	.88		.32
15. Soy capaz de superar las dificultades a las que me enfrento en la vida.	.75		.11
17. Siento que no tengo poder para cambiar las cosas en situaciones difíciles.	.84		.08
Coeficiente omega (ω)	.98	.98	.95
Coeficiente omega jerárquico (ω_h)	.97	.01	.12
Coeficiente de replicabilidad de constructo (H)	.99	.44	.54
Varianza común explicada (ECV)	.89		
Porcentajes de correlaciones no contaminadas (PUC)	.48		

En la tabla 12 se observan las cargas (λ) del modelo bifactor, con ellas se calcularon los índices específicos. Se obtuvo un coeficiente omega jerárquico mayor a .80, entonces puede considerarse que las puntuaciones sean meramente unidimensionales (Reise et al., 2013a); asimismo, el coeficiente H obtuvo un valor mayor a .90, por lo que señala la presencia de una variable latente bien definida (Hancock & Muller, 2001). Cuando el ECV es mayor a .60, PUC menor a .80 y ω_h del factor general mayor a .70, se indica que la multidimensionalidad de la escala no es tan severa como para descalificar una interpretación unidimensional de las puntuaciones (Reise et al., 2013b). Asimismo, la varianza explicada por el factor general es de 94.09%, por lo que hay mayor evidencia a favor de la unidimensionalidad del constructo (Carmines. & Zeller, 1979). Por último, el coeficiente omega, fue mayor .90, por ende, una adecuada confiabilidad (Dunn et al., 2013).

ANEXO 8

Ficha de conducta responsable



ALLCCA CANTURIN JHOSELIN MARZELA



Fecha de última actualización: 10-09-2022

ORCID

0000-0001-9674-1759



Conducta
Responsable en
Investigación

Fecha: 10/09/2022



DIAZ GONZALES EVELYN MILAGROS



Fecha de última actualización: 11-09-2022

Identificadores de Autor

Web of Science ResearcherID:
null

ORCID

 0000-0001-8603-2692



Conducta
Responsable en
Investigación

Fecha: 10/09/2022