

Validación psicométrica del cuestionario FPSICO aplicado a una muestra de directivos cubanos

Psychometric validation of the FPSICO questionnaire applied to a sample of Cuban managers

Gisselle Alomá Acosta¹  <https://orcid.org/0009-0007-8037-0202>

Joaquín Alberto Herrera Macías²  <https://orcid.org/0000-0001-8940-050X>

Arianne Medina Macías^{1*}  <https://orcid.org/0000-0002-6473-1190>

Adalberto Avila Vidal¹  <https://orcid.org/0000-0003-3646-4467>

¹Universidad de La Habana, Facultad de Psicología. La Habana, Cuba.

²Universidad de La Habana, Facultad de Matemática y Computación. La Habana, Cuba.

*Autor para la correspondencia: arianne@psico.uh.cu / ariannemedinamacias@gmail.com

RESUMEN

Introducción: La actualización del marco regulatorio laboral en Cuba demanda instrumentos válidos para evaluar riesgos psicosociales. El FPSICO 4.1, desarrollado por el Instituto Nacional de Seguridad y Salud del Trabajo de España, constituye una herramienta de acceso libre con adecuadas propiedades psicométricas en su contexto original.

Objetivo: Validar psicométricamente el cuestionario FPSICO 4.1 en una muestra de directivos académicos cubanos.

Método: Participaron 65 directivos de una institución de educación superior. Se analizó la fiabilidad mediante los coeficientes α de Cronbach y ω de McDonald, y la validez de constructo a través de un análisis factorial exploratorio con extracción de residuos mínimos y rotación oblimin.

Resultados: La fiabilidad total fue excelente ($\alpha = 0,895$; $\omega = 0,903$). Se eliminaron cuatro ítems por problemas de escalamiento o baja correlación. El análisis factorial exploratorio confirmó la estructura pluridimensional de autonomía, demandas psicológicas y carga de trabajo, pero evidenció que participación/supervisión se divide empíricamente en dos factores independientes. La estructura final quedó conformada por 14 dimensiones.

Conclusiones: El FPSICO 4.1 presenta adecuadas propiedades psicométricas en directivos cubanos. Se recomienda adoptar una estructura de 14 dimensiones, separando participación de supervisión, y someterla a análisis factorial confirmatorio en futuras investigaciones con muestras más amplias.

Palabras clave: factores psicosociales; validación; fiabilidad; FPSICO; directivos académicos, salud laboral

ABSTRACT

Introduction: The updating of the labor regulatory framework in Cuba demands valid instruments to assess psychosocial risks. FPSICO 4.1, developed by the National Institute for Occupational Safety and Health of Spain, is a freely accessible tool with adequate psychometric properties in its original context.

Objective: To psychometrically validate the FPSICO 4.1 questionnaire in a sample of Cuban academic managers.

Methods: A total of 65 managers from a higher education institution participated. Reliability was analyzed using Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients, and construct validity was assessed through exploratory factor analysis (EFA) with minimum residual extraction and oblimin rotation.

Results: Total reliability was excellent ($\alpha = 0,895$; $\omega = 0,903$). Four items were eliminated due to scaling issues or low correlation. EFA confirmed the multidimensional structure of autonomy, psychological demands, and workload, but showed that participation/supervision empirically divides into two independent factors. The final structure comprised 14 dimensions.

Conclusions: FPSICO 4.1 shows adequate psychometric properties in Cuban managers. Adopting a 14-dimension structure, separating participation from supervision, is recommended, along with confirmatory factor analysis in future research with larger samples.

Keywords: psychosocial factors; validation; reliability; FPSICO; academic managers, labor health

Recibido: 1ro de abril de 2026

Aceptado: 27 de mayo de 2026

Publicado: 28 de mayo de 2026

Editor a cargo: MSc. Jesús Salvador Hernández Romero

Introducción

Actualmente, Cuba se encuentra enfrascada en el proceso de actualización del marco regulatorio laboral. En los últimos años, han sido refrendadas algunas resoluciones que apuntan a una mayor visibilidad de los problemas asociados a la salud mental en el trabajo y sus factores psicosociales asociados: Normas Cubanas ISO:45001 Sistemas de gestión de la seguridad y salud en el trabajo; NC-ISO:45003 Seguridad y salud psicológicas en el trabajo - Directrices para la gestión de los riesgos psicosociales.^(1,2) Estas normas sugieren a los empleadores la evaluación de los factores psicosociales de riesgo laboral con vistas a su prevención. Sin embargo, son no vinculantes, dejando a discreción de los directivos la decisión de aplicar estas



recomendaciones, derivadas de organismos internacionales como la Organización Internacional del Trabajo. En el año 2023 fue publicado el Decreto 96/2023 “Protocolo de actuación ante situaciones de discriminación, violencia y acoso en el ámbito laboral” (GOC-2023-811-EX66). En este ya se establece la obligación legal de atender de manera intencionada estos riesgos psicosociales emergentes.⁽³⁾

Por otra parte, en el proceso de actualización de la Ley del Código del Trabajo, que se espera culmine a finales del 2026, circuló un preproyecto de ley que contempla la legitimación de los factores y riesgos psicosociales (no mencionados en la Ley 116 del 2013). Según Medina, todos estos acontecimientos ofrecen un escenario más favorable para la necesaria visibilidad y gestión eficaz de los factores y riesgos laborales que más afectan hoy a los trabajadores: los de naturaleza psicosocial.⁽⁴⁾

Los factores de riesgo psicosociales en el trabajo fueron definidos por la Organización Internacional del Trabajo/Organización Mundial de la Salud (OIT/OMS), en Ginebra, en el año 1984, durante la IX reunión del comité mixto. Desde entonces, se definieron como las interacciones entre el medioambiente laboral, la tarea y sus condiciones de organización, por una parte, y por otra, las capacidades del trabajador, sus necesidades, su cultura y situación personal fuera del trabajo, todo lo cual puede influir en la salud, en el rendimiento y en la satisfacción con el trabajo mediante las percepciones y experiencias de los trabajadores.⁽⁵⁾

La amplitud y complejidad del término supone retos metodológicos para su evaluación e intervención⁽⁶⁾ y requiere de un trabajo mancomunado de diferentes especialidades.⁽⁷⁾ En encuestas internacionales los directivos reconocen que los factores y riesgos psicosociales son los más difíciles de gestionar y que existe una capacitación insuficiente sobre alternativas metodológicas válidas para su evaluación.⁽⁸⁾

Con la actualización del marco regulatorio en Cuba, se abre una oportunidad para avanzar en la gestión eficaz de los factores y riesgos psicosociales. Sin embargo, la escasa investigación científica y empírica en el ámbito de la evaluación de factores psicosociales laborales puede limitar su desarrollo. Por tanto, la adaptación y validación de métodos diseñados y probados en contextos similares resulta de gran utilidad axiológica.

En este sentido, varios estudios con diferentes propósitos empíricos demuestran la validez del método FPSICO del Instituto Nacional de Seguridad y Salud en el Trabajo (INSST) de España.⁽⁹⁾ La investigación de Cacungo Gómez y otros en una cooperativa de Ecuador y de Cañavate Buchón y otros en 22 compañías españolas refuerzan su validez de contenido y fiabilidad.^(10,11)

Por su parte, los estudios realizados por Cantos Egea y otros, aunque no ofrecen evidencias de la validez del método, demuestran su utilidad para la identificación de riesgos psicosociales en diferentes contextos.⁽¹²⁾ Mientras, en las investigaciones de Dalmau y otros y Cedeño Bravo y Chávez Carrillo se refiere la complementariedad parcial que ofrece el FPSICO cuando se combina con otros métodos de evaluación de factores psicosociales de riesgo, lo que conduce a hallazgos más robustos y completos.^(13,14)

Las razones de selección del método FPSICO 4.1 para su validación y aplicación en el contexto laboral cubano se resumen en:

- ✓ Es un método de acceso libre y gratuito a través del área temática de riesgos psicosociales, ubicada en la página web del INSST.
- ✓ Cuenta con una versión en español internacional, fácilmente adaptable al ámbito cubano.
- ✓ Cuenta con una versión actualizada en el 2022, por lo que se ha adecuado a los cambios laborales de los últimos años.
- ✓ Tiene disponible un manual con instrucciones claras para su utilización y una aplicación informática que procesa de forma automática los resultados.
- ✓ El ámbito para la utilización de este método es cualquier organización, independientemente de su tamaño o actividad.
- ✓ Los nueve factores que conforman su estructura responden a un carácter universal. Estos son: tiempo de trabajo (TT), Autonomía (AU), carga de trabajo (CT), demandas psicológicas (DP), variedad/contenido (VC), participación/supervisión (PS), interés por el/la trabajador/a/compensación (ITC), desempeño de rol (DR), relaciones y apoyo social (RAS).
- ✓ Aunque este es un método de evaluación de las condiciones psicosociales, los resultados obtenidos, además de servir a dicho objetivo de carácter evaluativo, pueden ser de gran ayuda para sugerir cambios de organización y de gestión en la empresa, que posibiliten la optimización de los recursos humanos y, por ende, de la organización.
- ✓ Se ofrecen datos de una validación psicométrica adecuada: α de *Cronbach* de la escala total asciende a 0,895 (n = 1108). En los factores todos superan el α de *Cronbach* = 0,70 (adecuado), excepto en tiempo de trabajo (0,696 adecuado pero con déficits). En cuanto a la estructura interna todos los índices indican un buen ajuste del modelo: a) $\chi^2 p > 0,05$ y $\chi^2/g.l < 5$; b) BBNFI, BBNNFI, CFI, IFI, GFI y $\geq 0,90$; c) SRMR 0,08 y d) RMSEA $\leq 0,06$. (n = 1060).

El método FPSICO 4.1 consta de 44 preguntas, algunas de ellas múltiples. De forma que el número de ítems asciende a 89.

En el presente estudio se propone la validación psicométrica del FPSICO 4.1. Método de evaluación de factores psicosociales desarrollado por el Instituto Nacional de Seguridad y Salud en el Trabajo (INSST) en 2022.

Métodos

Muestra

La muestra estuvo conformada por 65 directivos de una institución de educación superior cubana, de los cuales el 60 % son mujeres, con predominio de edades comprendidas entre los 50 y 65 años. Los años de experiencia en el cargo se concentran en los extremos, siendo más común encontrar directivos con menos de

tres años, o más de nueve años, a las escalas intermedias.

Procedimientos

En cuanto al análisis de fiabilidad se utilizan los criterios de confiabilidad de Muñiz:⁽¹⁵⁾

- ✓ Inadecuada: $r < 0,60$
- ✓ Adecuada pero con déficits: $0,60 \leq r < 0,70$
- ✓ Adecuada: $0,70 \leq r < 0,80$
- ✓ Buena: $0,80 \leq r < 0,85$
- ✓ Excelente: $r \geq 0,85$

En cuanto al análisis factorial exploratorio la metodología seguida es la siguiente:

- ✓ Se verifican los supuestos de la Prueba de Esfericidad de *Bartlett* y el Índice *KMO*, ambos permitirán determinar la validez del análisis factorial exploratorio (AFE) en cada uno de los constructos.
- Prueba de Esfericidad de *Bartlett*: Verifica si existe suficiente correlación entre los ítems para justificar AFE.
- Índice *KMO*: Mide si los ítems comparten suficiente varianza común, haciendo la muestra adecuada para AFE.
- ✓ Si se cumplen los supuestos, se realiza el AFE:
- Método de extracción de factores: Residuos mínimos, adecuado a este caso donde no se asume normalidad.
- Rotación: Oblimin, se esperan factores correlacionados.

Resultados

Los resultados se dividen en tres epígrafes según las pruebas aplicadas: análisis de fiabilidad, análisis factorial exploratorio y por último los baremos. Se presentan primero por dimensiones para luego presentar los resultados generales de la escala.

Análisis de fiabilidad

1. Tiempo de trabajo (TT): α de *Cronbach* = 0,669; ω de *McDonald* = 0,702

La variable tiempo de trabajo no presenta inconvenientes para realizar el análisis de fiabilidad. Sin embargo, los ítems III.5, III.6 codificados en escala lineal, deben invertirse para su correcta correlación (tabla1).

Tabla 1. Estadísticas de fiabilidad de elemento TT

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de <i>Cronbach</i>	ω de <i>McDonald</i>

III.1	0,557	0,527	0,567
III.2	0,490	0,577	0,621
III.5 ^a	0,415	0,626	0,715
III.6 ^a	0,349	0,669	0,743

Nota: ^a elemento de escala inversa.

Fuente: Base de datos de la investigación.

El valor de α de *Cronbach* resulta ser marginal, el valor de ω de *McDonald* es aceptable, la correlación entre los elementos es aceptable en todos los casos. Se concluye que no es necesario descartar ítems y la variable es fiable.

2. Autonomía (AU): α de *Cronbach* = 0,884; ω de *McDonald* = 0,892

Se divide en dos subdimensiones: autonomía temporal (AT) y autonomía decisional (AD)

2.1 Autonomía temporal (AT): α de *Cronbach* = 0,792; ω de *McDonald* = 0,813

La subvariable autonomía temporal cumple los criterios de diseños adecuados para el análisis estadístico de fiabilidad. No se recomiendan cambios (tabla 2).

Tabla 2. Estadísticas de fiabilidad de elemento AT

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de <i>Cronbach</i>	ω de <i>McDonald</i>
III.3	0,333	0,860	0,863
III.7	0,750	0,664	0,726
III.8	0,741	0,668	0,721
III.9	0,619	0,733	0,777

Fuente: Base de datos de la investigación.

Los valores obtenidos de α de *Cronbach* y ω de *McDonald* son buenos, la correlación entre los ítems es aceptable en todos los casos. No es necesario eliminar o incluir ítems.

2.2 Autonomía decisional (AD): α de *Cronbach* = 0,898; ω de *McDonald* = 0,902

En la subvariable autonomía decisional (tabla 3) se aprecia que el ítem III.10h tiene una escala de 5, a diferencia del resto de ítems con escalas de 4. Para normalizar la escala a cuatro opciones es posible codificar una de esas opciones como valor perdido y normalizar la escala a cuatro opciones. Con esta codificación se obtienen 58 valores perdidos de 65, lo que representa el 89,2 % del total. Estos valores son esperables del contexto en que ha sido aplicado el instrumento. Sin embargo, reflejan que el ítem III.10h no es adecuado para los análisis de fiabilidad, con solo siete casos válidos (10,8 %). La pérdida de información es muy grande y no queda representada de manera adecuada la población. Se decide, por tanto, descartar este ítem.

Tabla 3. Estadísticas de fiabilidad de elemento

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de Cronbach	ω de McDonald
III.10a	0,725	0,880	0,885
III.10b	0,742	0,878	0,883
III.10c	0,612	0,894	0,898
III.10d	0,795	0,875	0,878
III.10e	0,702	0,883	0,888
III.10f	0,737	0,878	0,885
III.10g	0,633	0,890	0,896

Fuente: Base de datos de la investigación.

La correlación entre los ítems es buena en todos los casos. Los valores obtenidos de α de Cronbach y ω de McDonald son altos. No se recomienda cambios en esta subvariable.

3. Carga de trabajo (CT): α de Cronbach = 0,843; ω de McDonald = 0,851

Se divide en tres subdimensiones: presiones de tiempo (PT), esfuerzo de atención (EA) y cantidad y dificultad de la tarea (CDT).

3.1 Presiones de tiempos (PT): α de Cronbach = 0,642; ω de McDonald = 0,727

La subvariable presiones de tiempos cumple los criterios de diseños adecuados para el análisis estadístico de Fiabilidad. Solo se debe tener en cuenta que el ítem III.23 debe analizarse en escala inversa pues correlaciona negativamente con la escala total (tabla 4).

Tabla 4. Estadísticas de fiabilidad de elemento PT

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de Cronbach	ω de McDonald
III.23 ^a	0,272	0,805	0,806
III.24	0,484	0,500	0,506
III.25	0,650	0,282	0,284

Nota: ^a elemento de escala inversa.

Fuente: Base de datos de la investigación.

El ítem III.23 tiene una baja correlación con el resto de los elementos, el aumento en el valor del α de Cronbach es significativo si se descarte este elemento. Se recomienda la exclusión de este ítem en la subvariable.

3.2 Esfuerzo de atención (EA): α de Cronbach = 0,719; ω de McDonald = 0,738

El ítem III.22 tiene 5 escalas de selección, a diferencia de los 4 en el resto de los ítems. Para su normalización se decidió codificar las opciones “baja” y “muy baja” como una sola, puesto que el análisis de frecuencia muestra que no hay ocurrencia en ninguno de estos casos, de aquí que no haya pérdida de información (tabla 5).

Tabla 5. Estadísticas de fiabilidad de elemento EA

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de Cronbach	ω de McDonald
III.21	0,279	0,737	0,751
III.22	0,169	0,745	0,770
III.27	0,426	0,689	0,715
III.30	0,625	0,628	0,647
III.31	0,624	0,621	0,650
III.32	0,610	0,632	0,659

Fuente: Base de datos de la investigación.

El valor del α de Cronbach y ω de McDonald son aceptables. Los ítems III.21 y III.22 muestran una baja correlación con la escala total. Sin embargo, su exclusión no reporta un aumento significativo de la fiabilidad. Se concluye que no se necesitan cambios en esta subvariable.

3.3 Cantidad y dificultad de la tarea (CDT): α de Cronbach = 0,682; ω de McDonald = 0,700

El ítem III.26 tiene 5 escalas de selección, a diferencia de los 4 en el resto de los ítems. Para su normalización se decidió codificar las opciones “escasa” y “muy escasa” como una sola, puesto que el análisis de frecuencia muestra que no hay ocurrencia en ninguno de estos casos, de aquí que no haya pérdida de información (tabla 6).

Tabla 6. Estadísticas de fiabilidad de elemento CDT

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de Cronbach	ω de McDonald
III.26	0,409	0,653	0,702
III.28	0,606	0,510	0,528
III.29	0,511	0,584	0,596
III.4	0,357	0,686	0,712

Fuente: Base de datos de la investigación.

La correlación entre los elementos es aceptable, así como los valores de α de Cronbach y ω de McDonald. No se recomiendan cambios en esta variable.

4. Demandas psicológicas (DP): α de Cronbach = 0,821; ω de McDonald = 0,832

Se divide en dos subdimensiones: exigencias cognitivas (EC) y exigencias emocionales (EE)

4.1 Exigencias cognitivas (EC): α de Cronbach = 0,865; ω de McDonald = 0,872

La variable exigencias cognitivas cumple los criterios de diseños adecuados para el análisis estadístico de fiabilidad. No se recomiendan cambios (tabla 7).

Tabla 7. Estadísticas de fiabilidad de elemento DP

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de Cronbach	ω de McDonald
III.33a	0,658	0,848	0,859
III.33b	0,683	0,839	0,855
III.33c	0,728	0,826	0,838
III.33d	0,693	0,837	0,842
III.33e	0,708	0,836	0,838

Fuente: Base de datos de la investigación.

Los valores de α de Cronbach y ω de McDonald son altos. Los elementos tienen una buena correlación entre sí. No se sugieren cambios.

4.2 Exigencias emocionales (EE): α de Cronbach = 0,785; ω de McDonald = 0,825

La variable exigencias emocionales (tabla 8) no presenta ningún problema de diseño que impida el correcto análisis de fiabilidad.

Tabla 8. Estadísticas de fiabilidad de elemento EE

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de Cronbach	ω de McDonald
III.33f	0,104	0,830	0,859
III.34a	0,509	0,758	0,801
III.34b	0,758	0,711	0,749
III.34c	0,767	0,709	0,746
III.34d	0,680	0,719	0,780
III.35	0,539	0,753	0,816
III.36	0,324	0,795	0,843

Fuente: Base de datos de la investigación.

El valor de α de Cronbach y ω de McDonald obtenidos son buenos. La correlación entre todos los elementos es aceptable, excepto en caso del ítem III.33f, que presenta una muy baja correlación. Teniendo en cuenta que

descartando este elemento se logra un aumento significativo de la fiabilidad, se recomienda la exclusión de este ítem en la variable en cuestión.

5. Variedad/Contenido (VC): α de Cronbach = 0,794; ω de McDonald = 0,804

La variable variedad/contenido cumple los criterios de diseños adecuados para el análisis estadístico de fiabilidad. Solo se debe tener en cuenta que el ítem III.37 debe analizarse en escala inversa, pues correlaciona negativamente con la escala total (tabla 9).

Tabla 9. Estadísticas de fiabilidad de elemento VC

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de Cronbach	ω de McDonald
III.37 ^a	0,185	0,818	0,828
III.38	0,501	0,774	0,790
III.39	0,216	0,817	0,826
III.40a	0,641	0,743	0,758
III.40b	0,793	0,707	0,725
III.40c	0,677	0,736	0,751
III.40d	0,650	0,744	0,763

Nota: ^a elemento de escala inversa.

Fuente: Base de datos de la investigación.

Los valores de α de Cronbach y ω de McDonald obtenidos para esta variable son buenos. Se observa que los ítems III.7 y III.39 tienen baja correlación con la escala total. Sin embargo, su exclusión no mejora significativamente la fiabilidad. No se consideran necesarios cambios en esta variable.

6. Participación/Supervisión (PS): α de Cronbach = 0,676; ω de McDonald = 0,693

La variable Participación/Supervisión cumple los criterios de diseños adecuados para el análisis estadístico de fiabilidad. Solo se debe tener en cuenta que los ítems III.11a-g y III.12a-d deben analizarse con escalas inversas entre sí, pues correlaciona negativamente (tabla 10).

Tabla 10. Estadísticas de fiabilidad de elemento PS

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de Cronbach	ω de McDonald
III.11a	0,481	0,627	0,653
III.11b	0,441	0,637	0,659
III.11c	0,403	0,641	0,664
III.11d	0,400	0,648	0,668
III.11e	0,083	0,692	0,704

III.11f	0,279	0,662	0,681
III.11g	0,269	0,665	0,679
III.12a ^a	0,264	0,665	0,689
III.12b ^a	0,427	0,634	0,669
III.12c ^a	0,323	0,658	0,681
III.12d ^a	0,251	0,666	0,693

Nota: ^a elemento de escala inversa.

Fuente: Base de datos de la investigación.

Los valores de α de *Cronbach* y ω de *McDonald* reportan valores marginales. También se observa que la correlación entre los ítems es baja en general, destacando III.11e, III.12 e, III.12 a, III.12d. Estos bajos valores pueden deberse a que los ítems en cuestión tributan a factores diferentes, con baja correlación entre sí. Por tanto, exploramos la hipótesis de agrupar los ítems III.11a-g bajo la subvariable “Participación” (tabla 11) y los III.12a-d como “Supervisión” (tabla 12).

6.1 Participación (PA): α de *Cronbach* = 0,727; ω de *McDonald* = 0,735

Tabla 11. Estadísticas de fiabilidad de elemento PA

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de <i>Cronbach</i>	ω de <i>McDonald</i>
III.11a	0,451	0,693	0,705
III.11b	0,475	0,688	0,700
III.11c	0,483	0,685	0,698
III.11d	0,484	0,691	0,703
III.11e	0,303	0,727	0,737
III.11f	0,453	0,692	0,706
III.11g	0,454	0,692	0,710

Fuente: Base de datos de la investigación.

6.2 Supervisión (SU): α de *Cronbach* = 0,754; ω de *McDonald* = 0,772.

Tabla 12. Estadísticas de fiabilidad de elemento SU

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de <i>Cronbach</i>	ω de <i>McDonald</i>
III.12a	0,523	0,713	0,736
III.12b	0,641	0,643	0,755
III.12c	0,555	0,704	0,777
III.12d	0,551	0,715	0,754

Fuente: Base de datos de la investigación.

La separación de los ítems en dos factores mejora la fiabilidad y la correlación de los elementos entre sí, lo que apoya la hipótesis planteada. Esta hipótesis será posteriormente confirmada mediante un análisis factorial.

7. Interés por el trabajador/Compensación (ITC): α de *Cronbach* = 0,739; ω de *McDonald* = 0,795

Los ítems de esta variable no tienen una escala común, III.13a-d tienen 3 escalas mientras que III.41- 44 tienen 4 escalas. Esta diferencia no hace viable el análisis de fiabilidad. Con la intención de mantener la estructura teórica se normalizaron todos los ítems a tres escalas en su codificación. Esta decisión está apoyada en la nula o baja frecuencia de ocurrencia de una de las opciones en cada uno de los ítems III.41-44 (tabla 13).

Tabla 13. Estadísticas de fiabilidad de elemento ITC

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de <i>Cronbach</i>	ω de <i>McDonald</i>
III.13a	0,606	0,704	0,738
III.13b	0,605	0,698	0,742
III.13c	0,539	0,691	0,752
III.13d	0,377	0,727	0,790
III.41	0,390	0,725	0,785
III.42	0,363	0,730	0,793
III.43	0,420	0,727	0,788
III.44	0,493	0,700	0,787

Fuente: Base de datos de la investigación.

Los valores de α de *Cronbach* y ω de *McDonald* son adecuados en esta variable. La correlación entre los ítems es aceptable en todos los casos. No se recomienda la exclusión o adición de nuevos elementos a esta variable.

8. Desempeño de rol (DR): α de *Cronbach* = 0,819; ω de *McDonald* = 0,843

La variable Desempeño de Rol (tabla 14) cumple los criterios de diseños adecuados para el análisis estadístico de fiabilidad. Solo se debe tener en cuenta que los ítems III.15a-e deben analizarse en escala inversa, pues correlaciona negativamente con la escala total.

Tabla 14. Estadísticas de fiabilidad de elemento DR

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de <i>Cronbach</i>	ω de <i>McDonald</i>
III.14a	0,496	0,805	0,826
III.14b	0,613	0,794	0,814
III.14c	0,736	0,781	0,805

III.14d	0,549	0,801	0,821
III.14e	0,532	0,800	0,824
III.14f	0,465	0,806	0,830
III.15a ^a	0,363	0,820	0,846
III.15b ^a	0,342	0,822	0,848
III.15c ^a	0,498	0,803	0,837
III.15d ^a	0,530	0,800	0,838
III.15e ^a	0,396	0,814	0,844

Nota: ^a elemento de escala inversa.

Fuente: Base de datos de la investigación.

Los valores de α de *Cronbach* y ω de *McDonald* obtenidos son buenos. La correlación entre los ítems es aceptable en todos los casos. No se recomiendan cambios en esta variable.

9. Relaciones y apoyo social (RAS): α de *Cronbach* = 0,775; ω de *McDonald* = 0,780

El ítem III.19, perteneciente a la variable Relaciones y Apoyo social, no se aprecia como una escala ordinal. Bien puede interpretarse como una escala nominal, por lo que no es posible su inclusión para el análisis de fiabilidad de la variable. Se decide descartar el ítem III.19 y proceder con el análisis de fiabilidad (tabla 15).

Tabla 15. Estadísticas de fiabilidad de elemento RAS

Si se descarta el elemento			
	Correlación del elemento con otros	α de <i>Cronbach</i>	ω de <i>McDonald</i>
III.16a	0,505	0,748	0,759
III.16b	0,581	0,735	0,750
III.16c	0,580	0,735	0,753
III.16d	0,602	0,732	0,751
III.17	0,422	0,768	0,764
III.18a	0,253	0,777	0,782
III.18b	0,471	0,754	0,760
III.18c	0,444	0,756	0,760
III.18d	0,432	0,758	0,759
III.20	0,138	0,782	0,792

Fuente: Base de datos de la investigación.

Los valores de α de *Cronbach* y ω de *McDonald* obtenidos son aceptables. La correlación entre los ítems es

aceptable, excepto para III.18a y III.20, reportando bajos valores. Sin embargo, el ligero aumento en la fiabilidad, si se excluyen estos elementos, no justifica su exclusión. No es necesario más cambios en esta variable.

En cuanto a la escala total del FPSICO se obtuvieron valores de α de *Cronbach*=0,895 y ω de *McDonald*=0,903, los cuales se consideran excelentes, en correspondencia con los criterios de interpretación de Muñiz (2005).⁽¹⁵⁾

Las variables TT, AT, PT, EC, EE, VC, PS y DR cumplieron los criterios de diseño necesarios para realizar el análisis de fiabilidad sin necesidad de introducir cambios.

En cambio, las variables AD, EA, CDT, ITC y RAS tienen al menos un ítem con una escala diferente al resto, por lo que fue necesaria una codificación que normalizara todas las escalas antes de proceder con el análisis de fiabilidad. En el caso particular de la variable AD, la codificación del ítem III.10h muestra solamente un 10,2 % de casos válidos, por lo que se descarta este elemento. Por último, en la variable RAS, también se detecta al ítem III.19 como una escala nominal, por lo tanto, se excluye este elemento de la variable para poder realizar el análisis de fiabilidad correspondiente.

Los resultados del análisis de fiabilidad son aceptables en el caso de las variables TT, PT, EA, CDT, ITC, RAS, buenos para AT, EE, VC, DR y altos en el caso de AD y EC. El valor más discreto, marginal, corresponde a la variable PS. Por su parte, el análisis de correlación muestra que los ítems III.23 y III.33f tienen una muy baja correlación con el resto de elementos de sus respectivas variables, PT y EE. Esto, unido al aumento significativo de la fiabilidad si se excluyen, justifican esta decisión.

El caso de la variable Participación/Supervisión es especial. Tiene baja correlación en general entre sus ítems y una fiabilidad marginal, por lo que se decide agrupar los ítems en dos nuevas subvariables: Participación, con los ítems III.11a-g y Supervisión, con los ítems III.12a-d. En ambos casos los nuevos análisis de fiabilidad y correlación entre sus elementos resultaron aceptables.

En la siguiente tabla 16 se muestran los valores de fiabilidad final obtenidos para las 14 dimensiones.

Tabla 16. Estadísticas de fiabilidad de escala

	α de <i>Cronbach</i>	ω de <i>McDonald</i>
TT	0,669	0,702
AT	0,792	0,813
AD	0,898	0,902
PT	0,805	0,806
EA	0,719	0,738
CDT	0,682	0,700
EC	0,865	0,872
EE	0,830	0,859

VC	0,794	0,804
PA	0,727	0,735
SU	0,754	0,772
ITC	0,739	0,795
DR	0,819	0,843
RAS	0,775	0,780

Fuente: Base de datos de la investigación.

Análisis factorial exploratorio

En esta sección se realiza el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) del cuestionario en cuestión. Es importante resaltar que, dado que el instrumento FPSICO ya tiene una estructura teórica definida, lo más apropiado sería un Análisis Factorial Confirmatorio en lugar del AFE. Sin embargo, solo se cuenta con una muestra de $n = 65$, lo que resulta insuficiente para conducir este tipo de análisis. Por ello se opta por el AFE, el mismo permitirá verificar si los ítems se agrupan como propone el modelo FPSICO e identificar posibles reestructuraciones. El AFE se realiza para cada una de las nueve variables principales, avaladas por el análisis de fiabilidad realizado previamente y atendiendo a las recomendaciones sugeridas de acuerdo a sus resultados (tabla 17).

Según los resultados del AFE se concluye si la estructura del instrumento es la que sugiere la muestra.

Tabla 17. Índice *KMO* y prueba de esfericidad por dimensiones

Dimensión	Índice <i>KMO</i>	Prueba de esfericidad de <i>Bartlett</i>			Es AFE adecuado
		χ^2	gl	<i>p</i>	
Tiempo de trabajo	0,545	69,8	6	<,001	Si
Autonomía	0,808	416	55	<,001	Si
Carga de trabajo	0,816	301	66	<,001	Si
Demandas psicológicas	0,771	463	66	<,001	Si
Variedad / contenido	0,757	178	21	<,001	Si
Participación / supervisión	0,647	228	55	<,001	Si
Interés por el trabajador/Compensación	0,762	156	28	<,001	Si
Desempeño de rol	0,748	343	55	<,001	Si
Relaciones y apoyo social	0,665	224	36	<,001	Si

Fuente: Base de datos de la investigación.

La carga de factores muestra que los ítems de la variable Tiempo de trabajo se ajustan a un solo factor, coincidiendo con el diseño del constructo. No es necesario hacer cambios en la estructura (tabla 18).

Tabla 18. AFE Tiempo de trabajo

Cargas de los factores TT

Factor		
	1	Unicidad
III.1	0,913	0,166
III.2	0,743	0,448
III.5	-0,364	0,867
III.6	-0,300	0,910

Estadística de los factores TT			
Factor	SC Cargas	% de la Varianza	% Acumulado
1	1,60	40,1	40,1

Fuente: Base de datos de la investigación.

La carga de factores muestra que los ítems de la variable Autonomía se ajustan a dos factores, coincidiendo con el diseño teórico del constructo. No es necesario hacer cambios en la estructura (tabla 19).

Tabla 19. AFE Autonomía

Cargas de los factores AU			
Factor			
	1	2	Unicidad
III.3		0,4	0,838
III.7		0,9	0,166
III.8		0,7	0,274
III.9		0,5	0,416
III.10a	0,77		0,355
III.10b	0,81		0,344
III.10c	0,66		0,575
III.10d	0,87		0,285
III.10e	0,73		0,448
III.10f	0,75		0,408
III.10g	0,58		0,570

Estadística de los factores AU			
Factor	SC Cargas	% de la Varianza	% Acumulado
1	4,19	38,1	38,1
2	2,13	19,4	57,5

Fuente: Base de datos de la investigación.

La carga de factores muestra que los ítems de la variable Carga de trabajo se ajustan correctamente a tres

factores, coincidiendo con el diseño del constructo. No es necesario hacer cambios en la estructura (tabla 20).

Tabla 20. AFE Carga de trabajo

Cargas de los factores CT				
Factor				
	1	2	3	Unicidad
III.24	0,82			0,325
III.25	0,82			0,325
III.21		0,27		0,922
III.22		0,15		0,975
III.27		0,51		0,732
III.30		0,79		0,362
III.31		0,76		0,418
III.32		0,75		0,438
III.26			0,457	0,791
III.28			0,856	0,267
III.29			0,664	0,559
III.4			0,406	0,835

Estadística de los factores CT			
Factor	SC Cargas	% de la Varianza	% Acumulado
1	3,26	27,17	27,2
2	1,60	13,34	40,5
3	1,15	9,56	50,1

Fuente: Base de datos de la investigación.

El AFE muestra claramente que los ítems de la variable Demandas psicológicas cargan en dos factores independientes, coincidiendo con el diseño teórico del instrumento. Se confirma la estructura bifactorial, no es necesario hacer cambios en la estructura (tabla 21).

Tabla 21. AFE Demandas psicológicas

Carga de los factores DP			
	Factor		Unicidad
	1	2	
III.33a	0,656		0,5704
III.33b	0,729		0,4528
III.33c	0,775		0,3924
III.33d	0,785		0,3819
III.33e	0,809		0,3450

II.34a		0,752	0,4001
III.34b		0,955	0,0894
III.34c		0,963	0,0694
III.34d		0,765	0,3966
III.35		0,444	0,6357
III.36		0,176	0,7395

Estadística de los factores DP			
Factor	SC Cargas	% de la Varianza	% Acumulado
1	3,28	29,8	29,8
2	3,25	29,5	59,3

Fuente: Base de datos de la investigación.

La carga de factores muestra que los ítems de la variable Variedad-Contenido se ajustan a un solo factor, coincidiendo con el diseño del constructo. No es necesario hacer cambios en la estructura (tabla 22).

Tabla 22. AFE Variedad/Contenido

Cargas de los factores VC		
Factor		
	1	Unicidad
III.37	-0,204	0,958
III.38	0,508	0,742
III.39	0,244	0,941
III.40a	0,755	0,429
III.40b	0,914	0,165
III.40c	0,786	0,382
III.40d	0,695	0,517

Estadística de los factores VC			
Factor	SC Cargas	% de la Varianza	% Acumulado
1	2,87	40,9	40,9

Fuente: Base de datos de la investigación.

El AFE muestra claramente que los ítems de la variable Participación/Supervisión cargan en dos factores, lo que apoya la hipótesis de separarlo en dos subvariables, como se sugirió en el análisis de fiabilidad. La estadística de los factores corrobora que un solo factor solo explica un 19,2% de la varianza, lo que se considera insuficiente para un factor dominante. Se recomienda cambiar la estructura de la variable

Participación/Supervisión en dos subvariables, como indican los resultados del análisis de fiabilidad y AFE (tabla 23).

Tabla 23. AFE Participación/Supervisión

Cargas de los factores PS			
Factor			
	1	2	Unicidad
III.11a	0,57		0,593
III.11b	0,59		0,603
III.11c	0,57		0,657
III.11d	0,58		0,660
III.11e	0,32		0,824
III.11f	0,59		0,609
III.11g	0,49		0,728
III.12a		0,696	0,516
III.12b		0,665	0,512
III.12c		0,552	0,671
III.12d		0,719	0,480

Estadística de los factores PS			
Factor	SC Cargas	% de la Varianza	% Acumulado
1	2,12	19,2	19,2
2	2,03	18,5	37,7

Fuente: Base de datos de la investigación.

El AFE muestra que un solo factor para la variable Interés por el trabajador/Compensación explican el 34,4% de la varianza, lo que es aceptable. No se recomiendan cambios en la estructura del constructo (tabla 24)

Tabla 24. AFE Interés por el trabajador/Compensación

Cargas de los factores ITC		
Factor		
	1	Unicidad
III.13.a	0,821	0,326
III.13b	0,793	0,371
III.13.c	0,722	0,478
III.13d	0,429	0,816
III.41	0,471	0,778
III.42	0,389	0,849

III.43	0,430	0,815
III.44	0,429	0,816

Estadística de los factores ITC			
Factor	SC Cargas	% de la Varianza	% Acumulado
1	2,75	34,4	34,4

Fuente: Base de datos de la investigación.

El AFE muestra una estructura bifactorial para la variable Desempeño de Rol, a diferencia del único factor un su diseño. La estadística de los factores muestra que un solo factor explica el 32,4% de la varianza, lo que puede considerarse suficiente. Sin embargo, un segundo factor trae un aumento considerable de la varianza, por lo que se recomienda considerarlo de tal forma. Se decide no cambiar la estructura teórica del diseño, aunque se sugiere explorar esa variante en futuras aplicaciones (tabla 25).

Tabla 25. AFE Desempeño de rol

Cargas de los factores DR			
Factor			
	1	2	Unicidad
III.14a	0,717		0,495
III.14b	0,822		0,313
III.14c	0,804		0,240
III.14d	0,836		0,340
III.14e	0,727		0,476
III.14f	0,683		0,557
III.15a		0,513	0,736
III.15b		0,624	0,634
III.15c		0,598	0,580
III.15d		0,848	0,287
III.15e		0,529	0,704

Estadística de los factores DR			
Factor	SC Cargas	% de la Varianza	% Acumulado
1	3,57	32,4	32,4
2	2,07	18,8	51,3

Fuente: Base de datos de la investigación.

El AFE confirma la estructura de un solo factor para la variable Relaciones y apoyo social, coincidiendo con el diseño teórico del constructo. La estadística de factores muestra que un solo factor explica el 29,9% de la varianza, siendo este valor aceptable (tabla 26).

Tabla 26. AFE Relaciones y apoyo social

Cargas de los factores RAS		
Factor		
	1	Unicidad
III.16a	0,569	0,676
III.16b	0,681	0,537
III.16c	0,649	0,579
III.16d	0,664	0,560
III.17	0,461	0,787
III.18b	0,553	0,694
III.18c	0,491	0,758
III.18d	0,510	0,740
III.20	0,159	0,975

Estadística de los factores RAS			
Factor	SC Cargas	% de la Varianza	% Acumulado

1	2,70	29,9	29,9
---	------	------	------

Fuente: Base de datos de la investigación.

Discusión

Análisis de fiabilidad

El presente estudio tuvo como objetivo evaluar las propiedades psicométricas del FPSICO 4.1 en una muestra de directivos cubanos. Los resultados obtenidos aportan evidencia sobre la fiabilidad y la estructura factorial del instrumento en este contexto específico, mostrando tanto similitudes como diferencias notables con respecto a la validación original del INSST y a otras adaptaciones en el ámbito iberoamericano.

En cuanto a la consistencia interna, el coeficiente α de *Cronbachh* para la escala total fue de 0,895, un valor excelente que replica de manera casi idéntica el obtenido en la validación española ($\alpha = 0,895$).⁽⁹⁾ Este hallazgo sugiere que, a nivel global, el instrumento mantiene una sólida fiabilidad en el contexto cubano.

Sin embargo, al analizar las dimensiones, se observaron matices relevantes. Al igual que en la validación española, la dimensión Tiempo de trabajo mostró una fiabilidad "adecuada pero con déficits" ($\alpha = 0,669$), similar al valor reportado por Dalmau Pons y otros ($\alpha = 0,697$).⁽¹³⁾ Esta consistencia en la fiabilidad con déficits sugiere que este factor podría requerir una revisión en futuras ediciones del instrumento, independientemente del contexto.

Por otro lado, se identificaron discrepancias importantes. La dimensión Participación/Supervisión presentó en nuestra muestra una fiabilidad marginal ($\alpha = 0,676$), inferior a la reportada en España ($\alpha = 0,732$). Esta diferencia llevó a explorar una estructura bifactorial, que resultó en un notable incremento de la fiabilidad (Participación: $\alpha = 0,727$; Supervisión: $\alpha = 0,754$), superando incluso los valores de la versión original. Este hallazgo concuerda con las recomendaciones de Pando Moreno y otros, quienes en su validación peruana señalaron que la agrupación de ítems bajo un solo factor no siempre es óptima y que la exploración de estructuras más complejas puede mejorar la precisión de la medida en contextos laborales específicos.⁽¹⁷⁾

Análisis factorial exploratorio

Dada la limitación de tamaño muestral ($n = 65$), se optó por un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) en lugar de un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Los resultados del AFE mostraron una notable congruencia con la estructura teórica de 9 factores del FPSICO 4.1. Coincidiendo con el modelo original, se confirmó la estructura bifactorial de Autonomía (temporal y decisional), Demandas Psicológicas (cognitivas y emocionales) y trifactorial de Carga de trabajo (presiones de tiempo, esfuerzo de atención, cantidad/dificultad de la tarea).⁽⁹⁾

Los análisis revelaron que constructos teóricamente pluridimensionales —como la Autonomía, las Demandas Psicológicas y la Carga de Trabajo— presentan una estructura factorial interna claramente diferenciada que

explica una considerable mayor varianza de los factores que su variante unidimensional.

La excepción más significativa fue en la dimensión Participación/Supervisión, donde el AFE evidenció una clara separación empírica en dos factores independientes. Este resultado apoya la decisión tomada durante el análisis de fiabilidad y se compara con la experiencia de Azcárate en Perú, quien aplicó un AFC y confirmó la estructura de nueve factores, pero reportó valores de fiabilidad para esta dimensión ($\alpha = 0,823$) que sugieren una mejor adecuación del constructo unidimensional en su muestra, posiblemente por tratarse de colaboradores de un sector (cine) con una estructura de supervisión más homogénea.⁽¹⁸⁾ En contraste, en nuestra muestra de directivos académicos, la diferenciación entre "participación" en las decisiones y "supervisión" recibida resultó ser psicométricamente más pertinente. Finalmente, la dimensión Interés por el trabajador/Compensación mostró un ajuste unifactorial aceptable, aunque con una varianza explicada baja (34,4 %), un patrón similar al observado por Pando Moreno y otros para un factor análogo en su modelo de siete dimensiones,⁽¹⁷⁾ lo que sugiere que esta área podría ser sensible a las particularidades del sistema de compensación y desarrollo profesional de cada organización.

Por tanto, en el caso de Participación/Supervisión, una variable teóricamente unidimensional según el FPSICO original, el AFE mostró una clara división en dos factores independientes que no admite una medición unidimensional válida. Esto último demostró lo supuesto durante el análisis de fiabilidad tras su bajo Alfa de Cronbach y correlación entre ítems.

Tras el análisis factorial exploratorio, se concluye que la estructura empírica de catorce dimensiones representa la configuración óptima del instrumento FPSICO aplicado a directivos académicos cubanos. Esta decisión se fundamenta en la evidencia robusta obtenida a partir de una muestra de 65 participantes, la cual, aunque limitada en tamaño, mostró consistencia en los patrones estructurales identificados.

En concreto, la autonomía se divide en dos factores distintos: temporal y decisional; las demandas psicológicas en: cognitivas y emocionales; la carga de trabajo en tres: presiones de tiempo, esfuerzo de atención, cantidad y dificultad de la tarea y; participación/supervisión en: participación y supervisión por separados.

En conclusión, los hallazgos respaldan la validez y fiabilidad del FPSICO en directivos académicos cubanos, pero sugieren que, para lograr un ajuste óptimo, es recomendable adoptar una estructura de 14 dimensiones. Optar por catorce dimensiones, en lugar de los nueve originales, responde al imperativo psicométrico de priorizar la validez de constructo y la utilidad diagnóstica. Esta estructura multifacética permitirá una evaluación más precisa y matizada de los riesgos psicosociales, facilitando la identificación de áreas específicas de intervención. La decisión se alinea con estándares metodológicos que privilegian los hallazgos empíricos sobre los supuestos teóricos cuando ambos divergen,⁽¹⁹⁾ asegurando así que el instrumento mida lo que pretende medir con rigor y fiabilidad.

Limitaciones del estudio

Como limitaciones se reconoce la utilización de una muestra pequeña ($n = 65$), perteneciente a un sector único (academia) y que se desempeña en roles de dirección. Por ello, se recomienda repetir las pruebas de fiabilidad en futuras aplicaciones del FPSICO y aplicar el análisis factorial confirmatorio.

Baremación

En esta sección realizaremos el baremo de la variante obtenida del Instrumento FPSICO luego de los cambios derivados de los análisis de fiabilidad y validez. El baremo nos permitirá definir las escalas a partir de la cuales establecer los niveles de riesgo en los directivos académicos, y tomar las acciones consecuentes. Se encontraron diferencias estadísticamente significativas en ITC según la edad y en CT y DR según los años de experiencia. Sin embargo, su magnitud y la diferencia entre grupos específicos no justifica baremos separados.

Para llevar a cabo este proceso, los autores del FPSICO hacen uso de los percentiles P65, P75 y P85. En este estudio, también se sigue esta metodología para la creación de los baremos. Por último, es necesario señalar que no todas las dimensiones están en la misma dirección. Existen escalas de riesgo, donde una mayor puntuación implica un mayor riesgo y escalas de protección, donde una mayor puntuación implica un menor riesgo. En el caso de las dimensiones que estén en escalas de protección es necesario invertir los puntos de corte para un correcto análisis. La metodología seguida para la baremación se resume en los siguientes pasos:

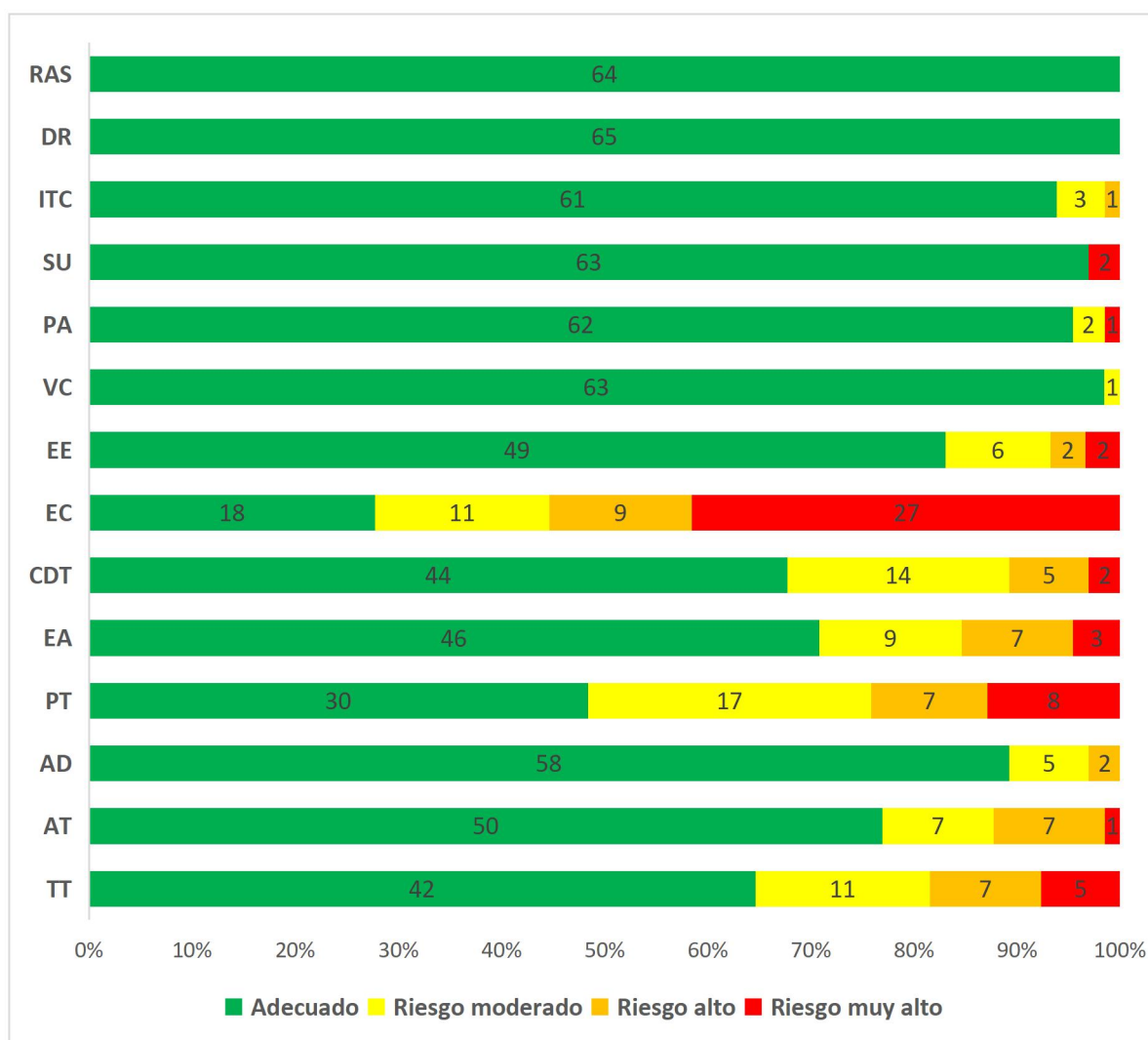
1. Clasificar cada dimensión según su direccionalidad en dimensiones de riesgo o dimensiones protectoras.
2. Establecer los puntos de corte.
 - a. Para las dimensiones de riesgo los puntos de corte se establecen según los percentiles P65, P75, P85.
 - b. Para las dimensiones protectoras los puntos de cortes serán mediante los percentiles P15, P25, P35.
3. Criterio de decisión resumido (tabla 27)

Tabla 27. Criterios para establecer los niveles de riesgo e interpretación

Nivel	Criterio - dimensión de riesgo (dimensión protectora)	Interpretación
Adecuado	<P65 (>P35)	Situación aceptable
Riesgo moderado	P65-P75 (P25-P35)	Vigilancia reforzada
Riesgo elevado	P75-P85 (P15-P25)	Acciones correctivas
Riesgo muy elevado	>P85 (<P15)	Actuación inmediata

Fuente: INSST. FPSICO 4.1. Método de evaluación de factores psicosociales. Manual técnico y de uso de la aplicación informática.

La distribución de los trabajadores en cada dimensión y por cada nivel de riesgo, según los puntos de cortes establecidos, quedan representados como sigue (figura 1).



Fuente: Elaboración propia.

Fig. 1. Baremos para establecer los niveles de riesgo en las nuevas 14 dimensiones

Teniendo en cuenta esta baremación los resultados revelan áreas de mejora urgentes. Si bien los resultados son contenido de otro artículo, se resumen que: EC debe ser el foco principal de intervención con el 72,4 % de los trabajadores en riesgo, de ellos el 41,5 % en riesgo muy alto. PT también requiere acciones inmediatas con más del 50 % de trabajadores en riesgo. Las variables AT, EA, CDT, TT deben ser monitorizadas, reportan hasta una tercera parte de los participantes en riesgo. Para las dimensiones AD, EE, VC, SU, PA, ITC, DR, RAS solo se recomiendan acciones de prevención por contar con más de un 80% en situación adecuada.

Conclusiones

El análisis psicométrico realizado al instrumento FPSICO, aplicado a directivos de una institución de educación superior, sugirió algunos cambios en la estructura teórica necesarios en nuestro escenario.



De los 86 ítems que contaba el instrumento inicialmente, se mantienen 82.

El análisis de validez se realizó mediante un análisis factorial exploratorio. Se determinó que, a pesar de la estructura teórica bien definida del FPSICO, la muestra en este caso no era lo suficiente grande para justificar un análisis factorial confirmatorio.

Los hallazgos respaldan la validez y fiabilidad del FPSICO en directivos cubanos, pero sugieren que, para lograr un ajuste óptimo, es recomendable adoptar una estructura de 14 dimensiones, separando la “participación” de la “supervisión” y manteniendo las subdimensiones de los factores pluridimensionales. Futuras investigaciones con muestras más amplias deberán someter esta estructura a un AFC para confirmar su estabilidad en el contexto cubano.

Se proponen baremos para la población de referencia que permiten una interpretación de los resultados contextualizada al ámbito académico.

Referencias bibliográficas

1. Oficina Nacional de Normalización. NC ISO 45001: Sistema de Gestión Seguridad y Salud en el Trabajo. Requisitos con orientación para su uso. Cuba. 2018 [acceso: 20/12/2025]. Disponible en: <http://www.nconline.cubaindustria.cu/Manual/Normas-vigentes-Octubre2021.rar>
2. Oficina Nacional de Normalización. NC ISO 45003. Gestión de la Seguridad y la Salud en el Trabajo: Salud y Seguridad Psicológica en el espacio de Trabajo-Directrices Sistemas de gestión de la seguridad y salud en el trabajo — Requisitos con orientación para su uso. Cuba. 2021 [acceso: 20/12/2025]. Disponible en: <http://www.nconline.cubaindustria.cu/Manual/Normas-vigentes-Octubre2021.rar>
3. Cuba. Decreto 96/2023 “Protocolo de actuación ante situaciones de discriminación, violencia y acoso en el ámbito laboral” (GOC-2023-811-EX66). Gaceta Oficial de la República de Cuba de 28 de septiembre de 2023 [acceso 2/09/2025]. Disponible en: <https://www.gacetaoficial.gob.cu/es/decret-96-de-2023-de-consejo-de-ministros>
4. Medina A. Metodología para el diagnóstico de la gestión eficaz de la seguridad y salud en el trabajo. Revista Cubana de Salud y Trabajo. 2025 [acceso 20/02/2026];26:e921. Disponible en: <http://revsaludtrabajo.sld.cu/index.php/revsyt/article/view/921>
5. Comité mixto OIT-OMS sobre Medicina del Trabajo. Factores psicosociales en el trabajo: naturaleza, incidencia y prevención. Bilbao: OIT. 1984 [acceso 2/09/2025]. Disponible en: http://www.ilo.org/public/libdoc/ilo/1986/86B09_301_span.pdf
6. Moreno B. Factores y riesgos laborales psicosociales: conceptualización, historia y cambios actuales. Medicina y Seguridad del Trabajo. 2011 [acceso 2/09/2025];57(1):1-262. Disponible en: <https://scielo.isciii.es/pdf/mesetra/v57s1/especial.pdf>

7. Oramas A. Factores psicosociales laborales y su gestión en salud ocupacional. Ed. Ciencias Médicas, La Habana, Cuba. 2023 [acceso 29/03/2026]. Disponible en: <http://www.bvscuba.sld.cu/libro/factores-psicosociales-laborales-y-su-gestión-en-salud-ocupacional>
8. EU-OSHA. First findings of the Fourth European Survey of Enterprises on New and Emerging Risks (ESENER 2024). Project management: Xabier Irastorza, European Agency for Safety and Health at Work (EU-OSHA). Acknowledgment: Marine Cavet (EU-OSHA) and Ipsos NV. 2025 [acceso 23/02/2026]. Disponible en: https://osha.europa.eu/sites/default/files/documents/ESENER-first-findings-2024_EN.pdf
9. Instituto Nacional de Seguridad y Salud en el Trabajo (INSST). FPSICO 4.1. Método de evaluación de factores psicosociales. Manual técnico y de uso de la aplicación informática. 2022 [acceso 20/12/2025]. Disponible en: <https://www.insst.es/documentacion/herramientas-de-prl/aip/fpsico-factores-psicosociales-metodo-evaluacion-version-4-1-2022>
10. Cacuango Gómez IN, Chaluiza Sanchez MY, Herrera Albarracín RC. Factores de riesgos psicosociales en la cooperativa de ahorro y crédito Sumak Kawsay Ltda. [tesis]. Ecuador: Universidad Técnica de Cotopaxi; 2024 [acceso 02/03/2026]. Disponible en: <https://repositorio.utc.edu.ec/handle/123456789/12584>
11. Cañavate-Buchón G, Povedano-Díaz A, Benavides-Gil G. Analysis of some Demographic and Psychosocial Factors that Influence in the Perception of the Workplace Violence. Int J Psychol Res (Medellin). 2023 Jan-Jun;16(1):33-43. DOI: <https://doi.org/10.21500/20112084.5859>
12. Cantos-Egea A, Tierno-Garcia JM, Camarero-Figuerola M. Workplace Well-being in Residential Youth Care: Strategies and Challenges. Revista Internacional de Educación para la Justicia Social (RIEJS). 2024;13(2):191-210. DOI: <https://doi.org/10.15366/riejs2024.13.2.011>
13. Dalmau Pons I, Ferrer Puig R, Mondelo PR. Evaluación indirecta de la Carga Mental. Estudio comparativo de las metodologías FPSICO, ISTAS21. In: IV International Conference on Technological Innovation in Building (ORP 2008). Madrid: Editorial Universidad Politécnica de Madrid; 2008 [acceso 02/03/2026]. Disponible en: <https://hdl.handle.net/10803/6777>
14. Cedeño Bravo AP, Chavez Carrillo RA. Análisis comparativo de las herramientas ISTAS 21 y FPSICO en personal del sector financiero. Revista San Gregorio. 2020;(39):143-62. DOI: <https://doi.org/10.36097/rsan.v1i39.1402>
15. Muñoz J. Utilización de los tests. En: J. Muñoz A.M. Fidalgo, E. García-Cueto, R. Martínez y R. Moreno (Eds.). Análisis de los ítems. Madrid: La Muralla, S.A. 2005 [acceso 02/03/2026]:133-72. Disponible en: <http://hdl.handle.net/10651/54804>
16. Instituto Nacional de Seguridad y Salud en el Trabajo (INSST). Propiedades psicométricas del instrumento de valoración de riesgos psicosociales FPSICO. 2022. [acceso 20/12/2025]. Disponible en: <https://www.insst.es/documents/94886/2927460/FPSICO+4.1+Propiedades+psicom%C3%A9tricas+de+FPSICO.pdf/73c1c9b2-b76a-4f82-5c52-42c1eab84de8?t=1660118527121>

17. Pando Moreno M, Varillas W, Aranda Beltrán C, Elizalde Núñez F. Análisis factorial exploratorio del ‘Cuestionario de factores psicosociales en el trabajo’ en Perú. An Fac med. 2016;77(4):365-71. DOI: <http://dx.doi.org/10.15381/anales.v77i4.12649>
18. Azcárate Pinillos A L. Evidencias de validez del Cuestionario de Riesgos Psicosociales (F-PSICO) en colaboradores de una cadena de cine del norte de Perú. Tesis para optar el título profesional de Licenciada en Psicología. Facultad de Medicina Humana, Escuela Profesional de Psicología, Universidad Privada Antenor Orrego, 2021 [acceso 20/03/2026]. Disponible en: <https://hdl.handle.net/20.500.12759/8468>
19. Östlund U, Kidd L, Wengström Y, Rowa-Dewar N. Combining qualitative and quantitative research within mixed method research designs: a methodological review. Int J Nurs Stud. 2011;48(3):369-83. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2010.10.005>

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Contribución de los autores

Conceptualización: Gisselle Alomá Acosta, Arianne Medina Macías, Adalberto Avila Vidal.

Curación de datos: Gisselle Alomá Acosta.

Análisis formal: Gisselle Alomá Acosta, Joaquín Alberto Herrera Macías.

Metodología: Joaquín Alberto Herrera Macías.

Software: Joaquín Alberto Herrera Macías.

Investigación: Gisselle Alomá Acosta, Arianne Medina Macías, Adalberto Avila Vidal.

Administración del proyecto: Gisselle Alomá Acosta, Adalberto Avila Vidal.

Recursos: Gisselle Alomá Acosta, Arianne Medina Macías.

Visualización: Joaquín Alberto Herrera Macías, Arianne Medina Macías.

Supervisión: Arianne Medina Macías, Adalberto Avila Vidal.

Redacción del borrador original: Gisselle Alomá Acosta, Joaquín Alberto Herrera Macías, Arianne Medina Macías, Adalberto Avila Vidal.

Redacción, revisión y edición: Arianne Medina Macías.