

Tipo de contribución: Artículo empírico

Revista Digital Internacional de Psicología y Ciencia Social
International Digital Journal of Psychology & Social Science

Obtención de la calidad psicométrica del performance
Failure Appraisal Inventory (FAI) en población mexicana.

Persona Responsable del envío: David Guerrero Mayorga

Correo electrónico: **davidguema@gmail.com**

Tipo de contribución: Artículo Empírico

Fecha de Envío: martes, 12 de julio de 2022

Obtención de la calidad psicométrica del performance Failure Appraisal Inventory (FAI) en población mexicana.

David Guerrero Mayorga y Gilda Libia Gómez Pérez-Mitré

Facultad de Psicología, UNAM

Nota del autor

Proyecto llevado a cabo en la Facultad de Psicología de la UNAM. Agradecimiento especial al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (Conacyt) por el apoyo y patrocinio para realizar la presente trabajo.

[Insertar aquí la información correspondiente para contactar a los autores]

Tipo de contribución en la realización del trabajo del autor 1

David Guerrero Mayorga: Desarrollo del proyecto, obtención de la muestra, aplicación del instrumento y entrevistas, análisis de datos y redacción del artículo.

Tipo de contribución en la realización del trabajo del autor 2

Gilda Gómez-Peresmitre: Supervisión y asesoría del desarrollo del proyecto y corrección de estilo en la redacción del instrumento.

Resumen curricular del autor principal (máximo 250 palabras)

Estudios de Licenciatura en Psicología en la Facultad de Psicología de la UNAM, estancia en el Instituto Nacional de Ciencia Médicas y Nutrición Salvador Zubirán como parte de los estudios de maestría de Medicina Conductual de la UNAM. Formó parte del equipo de Psicología Clínica de la Comisión Nacional de Cultura y Deporte (Conade). Actual postulante a doctor en Psicología y Salud en la UNAM.

Imagen del autor principal (100pix X 100pix formato jpg, png, gif)

[Insertar el título de la cornisa en MAYÚSCULAS (Máximo 50 caracteres)]

4

Resumen curricular del autor secundario (máximo 250 palabras)

Imagen del autor secundario (100pix X 100pix formato jpg, png, gif)

Resumen

El temor al fracaso ha sido asociado con diversas variables desadaptativas, tanto en el terreno ámbito afectivo como en el desempeño en diversas áreas de la vida. Con el desarrollo de este estudio se propuso adaptar y evaluar la calidad psicométrica de un instrumento que mide temor al fracaso. Se trabajó con una muestra no aleatoria ($N = 283$ $M_{EDAD} = 31.89$ y $DE = 5.88$); mujeres ($n = 201$), hombres ($n = 82$) y rango 15-45 años. Se utilizó el Failure Appraisal Inventory y se procedió a la realización de laboratorios cognoscitivos, análisis de validez de contenido (jueceo), de estructura y de invarianza factorial. Se obtuvo un instrumento adaptado a población mexicana con una estructura de cuatro factores con 18 ítems ($\alpha = 0.94$, $\omega = 0.93$), obtuvieron índices de ajuste aceptables con excepción del de AGFI ($X^2/df = 2.41$; $AGFI = 0.84$; $NFI = 0.92$; $CFI = 0.94$; $GFI = 0.89$; $RMSEA = 0.06$). Se discute la necesidad de mayor investigación en torno al factor temor a devaluar la propia estima, además de la necesidad de confirmar si el instrumento representa un mismo estímulo independientemente del género al que responde. Se abordaron alcances y limitaciones del estudio.

Palabras clave: temor al fracaso, inventario, evaluación psicométrica, análisis factorial, análisis de invarianza.

Abstract

Fear of failure has been associated with several maladaptive variables, both in the affective domain and in the performance in different areas of life. To adapt and evaluate the psychometric quality of an instrument that measures fear of failure. We worked with a non-random sample (N = 283 MEDAD = 31.89 and SD = 5.88); women (n = 201) men (n = 82), and range 15-45 years old. The Failure Appraisal Inventory was used and cognitive laboratories, content validity analysis (judgement), structure and factorial invariance analysis were performed. An instrument adapted to the mexican population was obtained with a four-factor structure with 18 items (alpha = 0.94, omega = 0.93), with acceptable adjustment indexes except for the AGFI ($\chi^2/df = 2.41$; AGFI = 0.84; NFI = 0.92; CFI = 0.94; GFI = 0.89; RMSEA = 0.06). The need for further research on the factor fear of devaluing self-esteem is discussed, in addition to the need to confirm whether the instrument represents the same stimulus regardless of the gender to which it responds. Scope and limitations of the study are discussed.

Keywords: fear of failure, inventory, psychometric assessment, factor analysis, invariance analysis.

Introducción

Dentro de la dinámica psicológica y social implicada en el desarrollo del ser humano, hay una tendencia natural hacia la búsqueda del bienestar y/o felicidad. Hoy se vive en una época donde la satisfacción está relacionada con la obtención del logro, normalmente asociado a la adquisición económica y la obtención de bienes, y por otro lado al fortalecimiento de la propia estima (Adler, 2017). A esta característica se le ha nombrado motivación al logro, siendo descrita por Steinmayr y Spinath (2009) como el resultado del conflicto emocional entre las expectativas de éxito y el deseo de evitar el fracaso. Por tanto, existe un constructo que abarca estos dos extremos: por un lado, la esperanza por la obtención de éxito, y por otro lado, el temor a fracasar (Singh, 2011).

El temor al fracaso ha sido estudiado desde mediados del siglo XX. Atkinson (1957) lo describió como la tendencia a evitar el fracaso en situaciones evaluativas de logro, asociado con la vergüenza anticipatoria, siendo percibido como una consecuencia potencialmente desagradable y aversiva. Ésta es atribuida como una propiedad que tiene relevancia en personas que se desempeñan en los ámbitos académico (Abdi-Zarrin y Gracia, 2020) y deportivo (Gustafsson *et al.*, 2017). Ambos escenarios se caracterizan por una presión por parte de otros, siendo expuestos a demandas internas y externas, basados en objetivos impuestos por sí mismos o el medio en donde se desenvuelven.

De acuerdo con lo anterior, y basado en la teoría cognitivo-motivacional-relacional de la emoción propuesta por Lazarus (1991), Conroy (2001b) propone la existencia de cinco creencias asociadas a consecuencias del fracaso, siendo éste concebido como un constructo jerárquico multidimensional. Estas creencias son: 1) experimentar pena y vergüenza ante el fracaso; éste se relaciona con la dinámica entre la creencia del fracaso propio y la disminución de la valía personal; 2) tener un futuro incierto, relacionado con las creencias de pérdida de oportunidades futuras en caso de fracasar o cometer un error; 3) devaluación de la autoestima, relacionada con creencias de poca capacidad y control en el rendimiento propio; 4) perder el interés de los demás; creencias relacionadas con perder valor social e influencia en el dominio del rendimiento observado por las otras personas, y 5) molestia por parte de personas importantes; creencias asociadas con la desaprobación de los demás y con el temor de perder el afecto que sienten por él o ella en caso de fallar.

Algunos estudios establecen la relación del temor al fracaso como constructo multifactorial con diversas variables, fungiendo como mediadora o moderadora de diversas propuestas teóricas. Estudios clásicos como el de [Elliot y Chuch \(1997\)](#) determinaron que el temor al fracaso tiene influencia directa en las metas de evitación e impacta de manera negativa sobre la motivación intrínseca. [Aguilar et al. \(2016\)](#) evaluaron a 168 alumnos de universidad respecto a la motivación intrínseca; entre sus hallazgos describen que el temor al fracaso puede influir de manera positiva hacia la orientación al logro porque el individuo genera una tendencia a fijarse objetivos y esforzarse por lograrlos.

Por su parte, [Haghbin et al. \(2012\)](#) mencionan que el temor al fracaso está relacionado con la procrastinación, refiriendo que tiene influencia positiva para los estudiantes con bajos niveles de desempeño, pero la relación es negativa para aquellos con alto nivel de competencia; además, el miedo a fracasar afecta de manera negativa la satisfacción de la necesidad de autonomía, por tanto, aumenta la probabilidad de aparición de problemas en las tareas académicas y de la vida cotidiana. Estudios posteriores sustentan la influencia del temor al fracaso en la procrastinación, observando una relación desencadenante y/o moderadora de diversas variables, como autoeficacia ([Zhang et al., 2018](#)), autorregulación ([Abdi-Zarrin y Gracia, 2020](#)), esperanza de éxito ([Akmal et al., 2017](#)) y afecto negativo ([Rahmani, 2017](#)), entre otras.

Otra de las variables que han sido asociadas con el temor al fracaso es el perfeccionismo. Se ha propuesto que la correlación perfeccionismo y temor al fracaso es positiva, es decir, mientras más rasgos perfeccionistas tiene un individuo, hay mayor temor a fracasar ([Pamungkas y Muhid, 2020](#)). Esto ha sido estudiado en el ámbito deportivo; por ejemplo, [Sagar y Stoeber \(2009\)](#) describen que los aspectos perfeccionistas tienen relación positiva con el miedo a la vergüenza. El miedo a experimentar vergüenza y pena media por completo la relación entre la preocupación perfeccionista y el afecto negativo, y por tanto afecta el desempeño óptimo de los deportistas. [Correia et al. \(2018\)](#) evaluaron a 350 atletas e identificaron que las dimensiones de preocupación por los errores y la duda respecto a la acción fundamentan la relación entre perfeccionismo y el miedo a fracasar. El temor al fracaso se ha asociado a otras variables; por ejemplo, la expectativa y percepción negativa de los entrenadores suele relacionarse con niveles altos en escalas que miden el temor al fracaso ([Conroy y Coatsworth, 2007](#)). [Gustafsson et al. \(2017\)](#) evaluaron a 258 atletas e identificaron que el miedo a experimentar vergüenza tiene un efecto estadísticamente significativo en el estrés psicológico percibido. Otra investigación evaluó en atletas femeninas el

temor al fracaso e identificó que las deportistas que presentan puntuaciones altas para los factores miedo a experimentar vergüenza y temor a la devaluación de uno mismo, muestran valores más bajos para el factor miedo de tener un futuro incierto, en comparación con sus contrapartes masculinos. El temor de afectar a personas importantes y el miedo de perder el interés de los demás son más comunes en los deportes colectivos. Las atletas más jóvenes presentaron una tendencia a generar niveles más altos en el miedo de perder el interés de los demás (Correia *et al.*, 2017). En otro estudio se identificó en un grupo de jugadores de handball que la mayoría de ellos perciben un clima de implicación con la tarea, además de miedo al fracaso relacionado con sentir vergüenza (Gómez-López *et al.*, 2020).

Evaluación del temor al fracaso

La idea del temor al fracaso como un componente multifactorial es funcional para contemplar las diversas variables que han sido asociadas, y por ello favorecen el estudio de relaciones, identificando causalidades y consecuencias de diversos contextos y atributos psicológicos. Es por ello que Conroy (2001a) desarrolló el instrumento conocido como Failure Appraisal Inventory (FAI). Después, Conroy *et al.* (2002) determinaron que el inventario contiene 25 reactivos tipo Likert con cinco opciones de respuesta distribuidos en cinco factores; sin embargo, los autores refieren que el instrumento puede ser utilizado como una medida unifactorial de orden superior. Por su parte, Conroy *et al.* (2003) proporcionaron evidencia, indicando que el inventario tiene estabilidad estructural, diferencial y de media, tanto en su versión corta como larga, sugiriendo que puede ser utilizado como medida de cambio en la investigación, tratamiento o prevención.

En años más recientes el inventario ha sido estudiado en otras culturas y países. Por ejemplo, Sagar y Jowett (2010) desarrollaron un estudio para adaptar el FAI en población británica obteniendo una consistencia interna que oscila entre 0.70 y 0.81 en sus factores; los índices de bondad de ajuste reportados son: χ^2/df 3.09, CFI 0.87, NNFI 86, SRMR 0.07 y RMSEA 0.06. Estos resultados fueron replicados en población iraní por Abdoli *et al.* (2013), manteniendo los cinco factores originales; la consistencia se mantuvo en un rango de 0.46 a 0.87.

La versión turca (Kahraman y Sungur, 2016) reporta buenos índices de ajuste (SRMR 0.070, RMSEA 0.087, CFI 0.957 y NNFI 0.951); el rango de la consistencia interna es de 0.70 a 0.86; además, reportan como evidencia de validez una correlación canónica de 0.36 con el

cuestionario de metas al logro. Reportan también que existe invarianza entre grupos (género) con un $\Delta CFI \leq 0.01$. En el caso de la población portuguesa (Correia *et al.*, 2016), un estudio reporta índices de ajuste aceptables (χ^2 146.63, B-S $p < 0.001$, χ^2/df 2.19, PCFI 0.70, PGFI 0.60, CFI 0.96, GFI 0.94 y RMSEA 0.06), con una consistencia interna que oscila entre 0.75 y 0.79. También probaron los índices de bondad de ajuste, respecto a la propuesta de Conroy *et al.* (2002), de un modelo de orden superior donde se incorporan los ítems de los cinco factores en un factor general, obteniendo índices de bondad de ajuste aceptables (χ^2 176.32, B-S $p < 0.001$, χ^2/df 2.42, PCFI 0.75, PGFI 0.64, CFI 0.94, GFI 0.93 y RMSEA 0.07). Reportan un modelo de invarianza con una χ^2 sin diferencias significativas y sin diferencias en valores de CFI para las comparaciones de los modelos. Como evidencia de validez concurrente muestran que las puntuaciones temor al fracaso se relacionaron positivamente con la interrupción de la concentración, la ansiedad somática, la preocupación y las puntuaciones totales de ansiedad deportiva del Sport Anxiety Scale (SAS-2).

Holic (2018) elaboró la adaptación del inventario en población rumana, confirmando una estructura de cinco factores con buenos índices de ajuste (χ^2/df 3.05, RMSEA 0.06, CFI 0.93 y TLI 0.92), la constancia interna se reporta en un rango de 0.81 a 0.88. Como validez concurrente observaron una correlación positiva significativa entre los puntajes del FAI y el Test Anxiety Inventory.

En la india (Rawat, 2019) se informa la consistencia interna del inventario, obteniendo alfa de Cronbach de 0.89; sin embargo, no reportan ningún tipo de validez. Henschel e Iffland (2021) trabajaron con la versión alemana del FAI; entre sus hallazgos informan una consistencia interna muy buena (alfa de Cronbach de 0.77 a 0.93, el omega total de McDonald de 0.80 a 0.94 y omega jerárquico de 0.72 a 0.89); los índices de bondad de ajuste que reportan son: RMSEA 0.08, SRMR 0.08, CFI 0.91, GFI 0.86, NNFI 0.89 y AIC 21,516.16 cuando el modelo es bifactorial, y RMSEA 0.07, SRMR 0.07, CFI 0.89, GFI 0.84, NNFI 0.88 y AIC 21,573.63 cuando el modelo correlaciona los cinco factores. Henry *et al.* (2021) hicieron una revisión teórica y metodológica de la estructura del FAI en estudiantes pertenecientes a carreras relacionadas con ciencia, tecnología, ingeniería y matemáticas. Encontraron que hay buenos índices de ajuste en una estructura de cinco factores (AIC 87,162.627, RMSEA 0.04, CFI 0.96, **0.019**) y 4 factores (AIC 87,379.252, RMSEA 0.05, CFI 0.954 y SRMR 0.023). Sin embargo, reportan que el modelo de cuatro factores fue conceptualmente más fuerte que el modelo de cinco factores, porque éste contenía dos factores que tenían sólo un elemento cada uno y un total de 12 elementos descartados. Por lo contrario, el

modelo de cuatro factores requirió descartar 10 elementos, y los 15 elementos restantes del PFAI se distribuyeron de manera más uniforme entre los factores propuestos por Conroy (2001a). Esto fue confirmado con dos muestras diferentes reportadas en el mismo estudio; los índices de bondad de ajuste fueron aceptables (AIC 52,459.976, RMSEA 0.05, CFI 0.96 y SRMR 0.04, y AIC 16,733.419, RMSEA 0.06, CFI 0.964 y SRMR 0.04).

Teniendo en cuenta que el temor al fracaso es un constructo de gran relevancia para el estudio de la salud mental y fenómenos sociales implicados en el ser humano, es importante tener un instrumento sensible a la medición de este constructo. Hoy no existe en México una investigación que informe de las propiedades psicométricas de este inventario, por lo que el objetivo de este estudio es adaptar el FAI (IEF, por sus siglas en español) determinando su calidad psicométrica en población mexicana.

Método

Participantes

Se obtuvo la respuesta en línea de 396 personas que radican en México; se retiraron del estudio a 113 de ellas de acuerdo con los siguientes criterios de exclusión: 1) respuestas de participantes con edades fuera del rango establecido (se retiró del análisis estadístico a 33 personas); 2) con diagnósticos médico (se retiraron a 52 personas) y/o psiquiátrico (21 personas), y 3) outliers (7 personas). La muestra no probabilística quedó conformada por un $n = 283$ personas, rango 15 a 45 años ($M_{\text{edad}} = 31.97$, $DE = 5.91$) con 82 hombres y 201 mujeres.

Instrumento

En este estudio se trabajó con el instrumento “Failure Appraisal Inventory” (FAI, por sus siglas en inglés) (Conroy *et al.*, 2002) para su adaptación a muestras mexicanas. La versión original consta de 25 reactivos tipo Likert con cinco opciones de respuesta distribuidos en cinco factores: factor 1, *temor a sentir vergüenza* con siete ítems ($\alpha = 0.80$); factor 2, *temor de devaluar la propia estima* ($\alpha = 0.74$); factor 3, *miedo a tener un futuro incierto* ($\alpha = 0.80$); factor 4, *miedo a perder la estima de otros* ($\alpha = 0.81$); factor 5, *temor de afectar a otras personas importantes* ($\alpha = 0.78$); la consistencia interna de la escala total es de 0.91. Los índices de bondad de ajuste reportados son: RMSEA 0.05, SRMR 0.06, GFI 0.88, NNFI 0.91 y CFI 0.92.

Procedimiento

Se procedió a la traducción del instrumento con el método de doble traducción (inglés/español, español/inglés). Después se formaron grupos focales (aplicaciones piloto) para discutir y establecer la comprensión del lenguaje utilizado en el texto del instrumento, refectuándose las modificaciones necesarias. Como siguiente paso se desarrolló el proceso de validez de contenido por jueceo, para lo cual se contactó a seis expertos. Los criterios de evaluación fueron: 1) suficiencia (los reactivos que pertenecen a la misma dimensión bastan para obtener la medición de ésta); 2) claridad (el reactivo se comprende fácilmente, es decir, su sintáctica y semántica son adecuadas); 3) coherencia (el reactivo tiene relación lógica con la dimensión o indicador que está midiendo), y 4) relevancia (el reactivo es esencial o importante, es decir, debe

ser incluido). De acuerdo con los resultados se elaboró la versión final del instrumento que se subió a la plataforma Google Forms. Es necesario indicar que se decidió hacer la aplicación del instrumento por vía remota, porque durante el estudio surgió la pandemia de SARS-CoV-2. El instrumento se compartió por medio de redes sociales (Instagram, Facebook y Whatsapp). De inicio se obtuvo el consentimiento informado en cada caso como señal de aceptación del formulario. En caso contrario se terminaba el procedimiento. Los datos se incluían de manera automática en una plantilla de Excel. Los lineamientos éticos del trabajo se fundamentaron con la Ley General de Salud, que establecen criterios para el desarrollo de proyectos de investigación para la salud en seres humanos, se fundamentan con el Código de Ética del Psicólogo, y la Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial; además fue avalado por el Comité de Ética de la Facultad de Psicología de la UNAM.

Análisis estadísticos

Se utilizaron los paquetes estadísticos SPSS versión 21 y AMOS 21. Se aplicaron estadísticas descriptivas para analizar las distribuciones de las variables sociodemográficas y pruebas *t* para diferenciar las medias de las variables por sexo.

La normalidad de las respuestas se probó con la obtención de asimetría <2 y curtosis <7 (Finney y DiStefano, 2013), y la normalidad multivariada se probó con el coeficiente de Mardia <70 (Rodríguez y Ruiz, 2008). Para el análisis de contenido se utilizó la V de Aiken y el coeficiente de Kendall. La obtención de la validez estructural y de constructo fue mediante el Análisis Factorial, por lo que la muestra total fue dividida de manera aleatoria en dos para poder hacer el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Dado que el instrumento del estudio sería el resultado de la adaptación del original (FAI), y por tanto se desconocía la estructura de éste en población mexicana, se decidió aplicar primero un AFE. Se utilizó el método de los cuadrados mínimos generalizados, rotación VARIMAX, y luego se aplicó el AFC para confirmar los resultados del AFE. Se utilizó el método de máxima verosimilitud y se obtuvieron los índices de bondad de ajuste. Por último se aplicó un análisis de Invarianza Factorial. También se obtuvo la consistencia interna y de confiabilidad de cada uno de los factores y del instrumento total (alfa de Cronbach y omega).

Resultados

Variables sociodemográficas

La muestra (N = 283) quedó formada por 29% hombres y 71% mujeres. En relación con el nivel escolar los índices más altos correspondieron a licenciatura, maestría y doctorado (40,3%, 35.3% y 16.3% respectivamente); los más bajos se encontraron en secundaria (1.1%) y estudios técnicos (1.4%), así como preparatoria (4.9%). En el caso de la actividad laboral el índice más alto tiene trabajo de tiempo completo (36.7%), mientras que 16.2% son desempleados, 11.7% tenían empleo de medio tiempo. Los índices más bajos se distribuyeron como sigue: 12% trabajo propio y 12.7% trabajan y estudian. En el caso del estado civil, predominan las personas solteras con 50%, 26.1% son casados, 17.7% unión libre y 4.9% divorciados. En la tabla 1 se muestran los índices de la carga de actividad física y el número de horas dedicado al ejercicio por semana, tanto en hombres como en mujeres. De la muestra total, 65.9% no practica algún deporte, mientras que 23.1% lo practica de una a cinco horas a la semana, 8.6% de seis a 10 horas, 1.4% de 11 a 15 horas y 1% de 16 a 20 horas.

Validez de contenido

Los puntajes de la V de Aiken para cada criterio fueron: suficiencia -0.95 , claridad -0.93 , coherencia -0.94 y relevancia -0.91 ; los puntajes de cada rubro por reactivo se muestran en la tabla 2. La W de Kendall = 0.245 y $p = 0.001$.

Análisis factorial exploratorio

Se utilizó el método de mínimos cuadrados no ponderados y rotación VARIMAX porque las correlaciones entre ítems fueron menores a 0.7. Se eliminaron del análisis los ítems que no cumplían alguna de las siguientes condiciones: 1) que no tuvieran carga factorial > 0.40 ; 2) que se agruparan en un factor diferente a la propuesta teórica, y 3) que pertenecieran a un factor con menos de tres reactivos. Los resultados arrojaron cuatro factores (17 ítems): F1, miedo a experimentar vergüenza, con cinco ítems; F2, miedo a tener un futuro incierto, con cuatro ítems; F3, miedo a perder el interés de otros, con cuatro ítems, y F4, miedo a afectar a personas importantes, con cuatro ítems-. El indicador de adecuación del tamaño de muestra Kaiser-Meyer-Olkin es considerado muy bueno (0.905). La prueba de esfericidad de Bartlett's fue significativa

(1814.315, $gl = 136$, Sig. = 0.001). La varianza explica 68%. En la tabla 3 se muestran los ítems agrupados en cada factor y el alfa de Cronbach y omega de cada uno de ellos.

Análisis factorial confirmatorio

Para el AFC se determinó usar el método de máxima verosimilitud. Se confirmó la existencia de los cuatro factores obtenidos en el AFE, con 18 reactivos. El indicador de adecuación del tamaño de muestra Kaiser-Meyer-Olkin es considerado muy bueno (0.928). La prueba de esfericidad de Bartlett's fue significativa (3609.618, $gl = 153$, Sig. = 0.001). La varianza explicada es de 65.54%. Los reactivos, factores resultantes y su consistencia interna se muestran en la tabla 4. Luego se sometió esta estructura al programa AMOS para obtener el modelo del AFC y los índices de bondad de ajuste. Éstos se muestran en la figura 1.

Análisis factorial de invarianza

Se efectuó un AFC multi-grupo con el método de restricciones escalonadas (step-up constraints method) para probar la invarianza de medición del IEF. En un inicio se probó el modelo de invarianza de configuración, que propone que el IEF se compone de cuatro factores en todos los grupos. Los índices obtenidos (CFI = 0.932; RMSEA = 0.061, y $\chi^2/gl = 2.049$) muestran una buena estructura. Después se probó el modelo 2 (M2), en el que se restringió la carga factorial para probar invarianza entre hombres y mujeres. Los índices mostraron buen ajuste en el modelo y, comparándolo con el M1, el ΔCFI fue < 0.01 , el $\Delta RMSEA < 0.015$ y el $\Delta\chi^2$ no fue significativo ($p > 0.05$). En la prueba del modelo de invarianza escalar (M3), se restringieron los interceptos y las cargas factoriales para probar que los grupos (por sexo) fueran iguales; aunque mostraron buenos índices de ajuste, no registró invarianza. Al compararlo con el M2 no hay cambios significativos en CFI y RMSEA; sin embargo, χ^2 fue significativa. En el modelo de invarianza estricta (M4) se restringió la varianza/covarianza de error, además de las cargas factoriales y los interceptos, ajustando adecuadamente. Comparándolo con el M3, el ΔCFI fue < 0.01 y el $\Delta RMSEA < 0.015$; sin embargo, $\Delta\chi^2$ fue significativa. Por último, en la invarianza/covarianza estructural (M5), hubo un buen ajuste, y comparándolo con el M2 no hubo cambios en CFI y RMSEA, pero χ^2 fue significativa. Estos resultados se muestran en la tabla 5.

Discusión

El objetivo de este estudio fue la adaptación, validación y confiabilización del instrumento IEF a población mexicana. Es importante indicar que este es el primer aporte de un instrumento que mide un constructo poco estudiado y potencialmente de gran relevancia en temas como el deporte y otros relacionados con las áreas académica y de la salud. Desde sus inicios se siguió un estricto procedimiento de validación en el que se aplicaron laboratorios cognoscitivos con el propósito de asegurar el mismo significado de las instrucciones e ítems entre los participantes. Como siguiente paso se hizo un análisis de validez de contenido (por jueceo) con resultados óptimos en los cuatro rubros evaluados por medio de la V de Aiken (suficiencia, claridad, congruencia y relevancia). Luego se procedió a la aplicación de los análisis factoriales (AFE y AFC) y el de invarianza. También fue posible obtener los coeficientes de consistencia interna (alfa y omega).

Se obtuvieron datos sociodemográficos de la muestra; respecto al género, fue mayor el índice de mujeres. Asimismo, se encontró una mayor participación de personas con un alto nivel educativo, siendo más alto el índice con licenciatura y posgrado (91.9%).

También se evaluó la práctica de la actividad física, del ejercicio y del deporte desarrollado por los participantes de la muestra. La actividad física es practicada sobre todo de manera moderada, mientras que el ejercicio, casi la mitad de los participantes lo practican poco, y un tercio practica algún deporte.

La evaluación de la validez de contenido por medio de jueces permitió confirmar la existencia de cinco factores, obteniendo buenos resultados tanto en la V de Aiken como en la W de Kendall, demostrando que hay una buena concordancia, encontrando una correspondencia con los reportado por [Conroy *et al.* \(2003\)](#).

En seguida se hizo la aplicación del AFE para conocer la estructura del instrumento adaptado en población mexicana, y luego se aplicó el AFC, que permitió probar la estructura obtenida por el exploratorio (cuatro factores), mostrando al mismo tiempo la pérdida de un factor de los cinco factores del original. Estos resultados se contraponen por lo reportado en la mayoría de los estudios que han trabajado con el FAI en otros países, donde se confirmó una estructura de cinco factores. Las versiones turca ([Kahraman, y Sungur, 2016](#)), portuguesa ([Correia *et al.*, 2016](#)) y rumana ([Holic, 2018](#)) son estudios que informan los mejores hallazgos respecto a la consistencia interna y los índices de bondad de ajuste; por lo contrario, las versiones inglesa ([Sagar y Jowett,](#)

2010) y alemana tienen problemas en los índices de bondad de ajuste porque se observa que el ajuste normado y el comparativo (NFI y CFI) no son adecuados; sin embargo, su consistencia interna es buena. En el caso de Abdoli *et al.* (2013) se observan alfas que incluso llegan a 0.46, denotando una consistencia interna deficiente. Por otro lado, es interesante indicar que el factor perdido “Temor a devaluar la propia estima” concuerda con los resultados reportados por Henry *et al.* (2021), quienes señalan el mismo número de factores encontrados (cuatro), además de la sorprendente coincidencia de la pérdida del mismo factor, siendo sus índices de ajuste adecuados en tres muestras diferentes. También hicieron entrevistas personales con una muestra de estudiantes, donde se respalda la confusión que generan las palabras utilizadas en los reactivos correspondientes con la dimensión excluida (temor a afectar la propia estima).

En la muestra mexicana la exclusión de dicho factor podría explicarse, a partir del análisis del contenido de los ítems de este, como una consecuencia de la no identificación de los participantes con los contenidos de los ítems; podría decirse que cognitivamente no se ven representados en ellos. El constructo autoestima (propia estima en el inventario) ha tenido relevancia como variable asociada a diversos problemas, por lo que consideramos que en futuros estudios debe tener una reevaluación para ser contemplada como parte del IEF. Es recomendable que se reestructuren los ítems con los que se trabajaron en la adaptación al español en este estudio. Por un lado, se propone que los ítems no sean redactados de manera indicativa a los atributos negativos de la persona como característica inherente de su personalidad, para evitar que haya mayor resistencia a aceptar el autoetiquetado negativo (Riso, 2006). Por tanto, es preferible que se haga referencia en el ítem sobre los actos, actitudes y/o emociones que tienen de sí mismos. Por otro lado, modificar los reactivos que plantean que los problemas de la propia estima son causas del temor al fracaso, esto porque la propuesta teórica de donde se basa el inventario hace referencia a que las personas tienden a temer al fracaso debido a las consecuencias que vienen de éste; por tanto, en los ítems la percepción de falla o falta de éxito deben preceder a las dificultades de perder o afectar la propia estima, y no al revés.

Es importante destacar algunas de las características estadísticas específicas de los análisis reportados, como las altas cargas factoriales, más de la mitad de varianza explicada, tamaño aceptable de los índices de ajuste (similares o cercanos del instrumento original) y valores altos de fiabilidad (alfa de Cronbach y omega). Sin embargo, las covarianzas de los errores de medición

propias del modelo pueden denotar que el modelo es susceptible de mejora, por lo que sería recomendable poner a prueba esta estructura en futuros estudios.

Por último, se corrió un análisis factorial de invarianza buscando determinar si el IEF sería aplicable por igual a hombres y mujeres. En el nivel de invarianza de configuración o línea base se asume la existencia de la misma estructura en ambos grupos; los resultados mostraron invarianza a nivel de las cargas factoriales, lo que representa la medición más débil de este tipo de análisis, por lo que es necesario trabajar más en la adecuación de los ítems para asegurar que el mismo instrumento permita detectar temor al fracaso sin importar el sexo de los participantes, o confirmar que este constructo, el temor al fracaso, afecta diferencialmente a hombres y mujeres. Esta posible interpretación va de la mano con el hecho de que más mujeres que hombres mostraron tener mayor temor al fracaso. Sin embargo, la situación que muestra que en los dos grupos se perdió el mismo factor, los iguala.

Conclusiones

Los resultados descritos en este trabajo evidencian que el IEF tiene propiedades psicométricas adecuadas (validez y confiabilidad) para la medición del constructo temor al fracaso en población mexicana. La identificación de éste en personas que se desempeñan en diversos escenarios (laboral, académico, deportivo etcétera.) puede ser de gran utilidad para determinar la influencia que hay en variables como motivación, procrastinación, perfeccionismo y/o diversos problemas de salud mental.

Los resultados de este estudio sugieren que en el futuro se proporcionen datos de muestras que incluyan otros niveles educativos al de este estudio, porque hubo una mayor participación en personas con licenciatura y posgrado. También es necesario observar si el IEF se aplica a poblaciones cautivas, como las del deportivismo, donde las exigencias del medio y las de los mismos deportistas son evidentes y pueden promover una mayor presión. Por último, es necesario proporcionar más información de la manera en que el inventario promueve respuestas diferentes, tanto en hombres como en mujeres. Una de las principales limitaciones en este estudio es que el muestreo no es probabilístico, por lo que los resultados no pueden ser generalizados. Por otro lado, la muestra fue obtenida de manera remota; es conveniente establecer si el IEF promueve respuestas diferentes en su aplicación presencial. Es importante mencionar que la aplicación se efectuó durante la pandemia de SARS-CoV-2, y que se desconoce el efecto de esta variable.

Referencias

- Abdi-Zarrin, S., & Gracia, E. (2020). Prediction of Academic Procrastination by Fear of Failure and Self-Regulation. *Educational Sciences: Theory and Practice*, 20(3), 34-43. <https://doi.org/10.12738/jestp.2020.3.003>
- Abdoli, B., Ahmadi, N., Azimzadeh, E., & Afshari, J. (2013). To Determine the Validity and Reliability of Performance Failure Appraisal Inventory. *Journal of Motor Learning and Movement*, 5(2 (12)), 37-48. DOI: 10.22059/JMLM.2013.32146
- Adler, A. (2017). Educación positiva: Educando para el éxito académico y para la vida plena. *Papeles del Psicólogo*, 38(1), 50-57.
- Aguilar, J., González, D., & Aguilar, A. (2016). Un modelo estructural de motivación intrínseca. *Acta de Investigación Psicológica*, 6(3), 2552-2557. <https://doi.org/10.1016/j.aiprr.2016.11.007>
- Akmal, S. Z., Arlinkasari, F., & Febriani, A. U. (2017). Hope of success and fear of failure predicting academic procrastination students who working on a thesis. *Guidena: Jurnal Ilmu Pendidikan, Psikologi, Bimbingan dan Konseling*, 7(1), 78-86.
- Atkinson, J. W. (1957). Motivational determinants of risk-taking behavior. *Psychological Review*, 64(6, Pt.1), 359-372. <https://doi.org/10.1037/h0043445>
- Conroy, D. E. (2001a). Progress in the development of a multidimensional measure of fear of failure: The Performance Failure Appraisal Inventory (PFAI). *Anxiety, Stress and Coping*, 14(4), 431-452.
- Conroy, D. E. (2001b). Fear of failure: An exemplar for social development research in sport. *Quest*, 53(2), 165-183. doi.org/10.1080/00336297.2001.10491736
- Conroy, D. E., & Coatsworth, J. D. (2007). Coaching behaviors associated with changes in fear of failure: Changes in self-talk and need satisfaction as potential mechanisms. *Journal of Personality*, 75(2), 383-419. doi.org/10.1111/j.1467-6494.2006.00443.x
- Conroy, D. E., Metzler, J. N., & Hofer, S. M. (2003). Factorial invariance and latent mean stability of performance failure appraisals. *Structural Equation Modeling*, 10(3), 401-422. [doi:10.1207/s15328007sem1003_4](https://doi.org/10.1207/s15328007sem1003_4).
- Conroy, D. E., Willow, J. P., & Metzler, J. N. (2002). Multidimensional fear of failure measurement: The Performance Failure Appraisal Inventory. *Journal of Applied Sport Psychology*, 14, 76-90.

- Correia, M., Rosado, A., & Serpa, S. (2016). Fear of failure in sport: A portuguese cross-cultural adaptation. *Motriz: Revista de Educação Física*, 22, 0376-0382. doi.org/10.1590/S1980-6574201600040024
- Correia, M., Rosado, A., & Serpa, S. (2017). Fear of failure in athletes: Gender, age and type of sport differences. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 12(2), 185-193.
- Correia, M. C., Rosado, A. F. & Serpa, S. (2018). Fear of Failure and Perfectionism in Sport. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 18(1), 161-171.
- Elliot, A. J., & Church, M. A. (1997). A hierarchical model of approach and avoidance achievement motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72(1), 218-232. doi.org/10.1037/0022-3514.72.1.218
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2013). *Nonnormal and categorical data in structural equation modeling*. En G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.). *Structural equation modeling: A second course* (pp. 439-492). Iap.
- Gómez-López, M., Chicau.-Borrego, C., Marques da Silva, C., Granero-Gallegos, A., & González-Hernández, J. (2020). Effects of Motivational Climate on Fear of Failure and Anxiety in Teen Handball Players. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(2), 592. https://doi: 10.3390/ijerph17020592
- Gustafsson, H., Sagar, S. S., & Stenling, A. (2017). Fear of failure, psychological stress, and burnout among adolescent athletes competing in high level sport. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*, 27(12), 2091-2102. https://doi.org/10.1111/sms.12797
- Haghbin, M., McCaffrey, A., & Pychyl, T. A. (2012). The complexity of the relation between fear of failure and procrastination. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 30(4), 249-263. doi.org/10.1007/s10942-012-0153-9
- Henry, M. A., Shorter, S., Charkoudian, L. K., Heemstra, J. M., Le, B., & Corwin, L. A. (2021). Quantifying fear of failure in STEM: Modifying and evaluating the Performance Failure Appraisal Inventory (PFAI) for use with STEM undergraduates. *International Journal of STEM Education*, 8(1), 1-28. DOI:10.1186/s40594-021-00300-4

- Henschel, C., & Iffland, B. (2021). Measuring fear of failure: Validation of a German version of the Performance Failure Appraisal Inventory. *Psychological Test Adaptation and Development*. Advanceonlinepublication.<http://dx.doi.org/10.1027/2698-1866/a00001>
- Holic, R. I. (2018). The validation of performance failure appraisal inventory for the educational context of high school students in Romania. *Studia Universitatis Babes-Bolyai-Psychologia-Paedagogia*, 63(1), 49-78. DOI:10.24193/subbpsyped.2018.1.03
- Kahraman, N., & Sungur, S. (2016). Adaptation of the Performance Failure Appraisal Inventory PFAI into Turkish. *Ahi Evran Üniversitesi Kırşehir Eğitim Fakültesi Dergisi*, 17(3), 223-239.
- Lazarus, R. S. (1991). Progress on a Cognitive-Motivational-Relational theory of emotion. *American Psychologist*, 46, 819-834.
- Pamungkas, A. F. A., & Muhid, A. (2020). Perfectionism, Shame, Social Support and Fear of Failure in High School Students. *EDUTECH: Journal of Education and Technology*, 4(2), 276-288.
- Rahmani, J. S. (2017). The role positive and negative affect, fear of failure and goal achievement orientation in predicting academic procrastination amongst students. *Knowledge & Research in Applied Psychology*, 18(1), 110-118.
- Rawat, S. (2019). Reliability of performance failure appraisal inventory on sports persons of delhi. *International Journal of Physiology, Nutrition and Physical Education*, 4, 1607-1609.
- Riso, W. (2006). *Terapia cognitiva. Fundamentos teóricos y conceptualización del caso clínico* (Vol. 239). Editorial Norma.
- Rodríguez, A. M. N., & Ruiz, D. M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227.
- Sagar, S. S., & Stoeber, J. (2009). Perfectionism, fear of failure, and affective responses to success and failure: The central role of fear of experiencing shame and embarrassment. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 31, 602-627. <https://doi.org/10.1123/jsep.31.5.602>

- Sagar, S. S., & Jowett, S. (2010). Validation of a Multidimensional Measure of Fear of Failure in a British Sample: The Performance Failure Appraisal Inventory (PFAI). *International Journal of Coaching Science*, 4(1), 49-63.
- Singh, K. (2011). Study of achievement motivation in relation to academic of achievement of students. *International Journal of Educational Planning and Administration*, 1(1), 161-171.
- Steinmayr, R., & Spinath, B. (2009). The importance of motivation as a predictor of school achievement. *Learning and Individual Differences*, 19(1), 80-90. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2008.05.004>
- Zhang, Y., Dong, S., Fang, W., Chai, X., Mei, J., & Fan, X. (2018). Self-efficacy for self-regulation and fear of failure as mediators between self-esteem and academic procrastination among undergraduates in health professions. *Advances in Health Sciences Education*, 23(4), 817-830. doi: 10.1007/s10459-018-9832-3.

Apéndices

[Insertar los apéndices que acompañan al documento]

Notas de pie de página

No aplica

Tablas

Tabla 1

Actividad física y ejercicio en hombres y mujeres

	Hombres (%)	Mujeres (%)
Baja actividad física	25.9	39.0
Actividad física regular	42.8	47.6
Actividad física alta	31.3	13.4
Hace ejercicio de 0 a 3 horas a la semana	70.7	55.2
Hace ejercicio de 4 a 6 horas a la semana	20.7	28.9
Hace ejercicio de 7 a 9 horas a la semana	6.1	12.4
Hace ejercicio más de 10 horas a la semana	2.4	3.5

Tabla 2.

Puntaje Aiken de cada uno de los reactivos

		Claridad	Coherencia	Relevancia	Suficiencia
	Item 10	0.83	0.66	0.66	
Miedo a experimentar vergüenza o pena	Item 15	1.0	0.72	0.77	
	Item 18	1.0	1.0	1.0	
	Item 20	0.89	0.89	0.72	0.94
	Item 22	0.94	1.0	1.0	
	Item 24	1.0	1.0	1.0	
	Item 25	1.0	1.0	1.0	
Miedo a devaluar la autoestima	Item 1	0.88	0.88	0.88	
	Item 4	1.0	1.0	1.0	0.88
	Item 7	0.72	0.88	0.88	
	Item 16	1.0	0.72	0.77	
Miedo a tener un futuro incierto	Item 2	1.0	1.0	1.0	
	Item 5	1.0	0.94	0.9	0.94
	Item 8	1.0	1.0	0.88	
Miedo a perder el interés del otro	Item 12	0.94	1.0	1.0	
	Item 11	0.72	1.0	1.0	
	Item 13	1.0	1.0	1.0	
	Item 17	0.94	1.0	1.0	1.0
	Item 21	0.94	1.0	0.94	
Miedo a afectar a personas importantes	Item 23	0.83	0.94	0.94	
	Item 3	1.0	1.0	1.0	
	Item 6	1.0	0.94	0.9	
	Item 9	0.94	0.88	0.94	1.0
	Item 14	1.0	0.94	0.94	
	Item 19	1.0	1.0	0.88	

Tabla 3

Análisis factorial exploratorio del IEF con el método de mínimos cuadrados no ponderados

Instrumentos de evaluación al fracaso				
	Factor			
	1	2	3	4
21. Cuando no tengo éxito, creo que las personas pierden su interés en mí.	0.759			
11. Cuando no demuestro éxito ante los demás, pienso que pierden el interés en mí.	0.723			
13. Cuando fallo, parece que las personas tienen menos interés en ayudarme.	0.721			
23. Creo que las demás personas me valoran dependiendo de mis éxitos.	0.599			
17. Cuando no tengo éxito, las personas tienden a aislarme.	0.564			
12. Cuando fracaso, me preocupa que esto afecte mis objetivos en el futuro.		0.846		
26. Cuando fracaso, me preocupa que esto afecte mi futuro.		0.834		
2. Cuando algo no me sale bien, dudo de mi futuro.		0.685		
5. Cuando las cosas salen mal, se estropean mis planes a futuro.		0.573		
20. Me avergüenza que las personas vean cuando me equivoco/fracaso.			0.883	
18. Cuando fracaso, me da vergüenza que los demás lo noten.			0.805	
24. Cuando fallo, me preocupa lo que los demás piensen de mí.			0.601	
15. Cuando pierdo, me escondo para que no me juzguen.			0.598	
19. Cuando fallo, creo que decepciono a mis seres queridos.				0.745
9. Cuando algo importante me sale mal, pierdo la confianza de mis seres queridos.				0.703
3. Cuando fracaso en algo, creo que mis seres queridos se enojan.				0.645
14. Me preocupa que mis fallos/equivocaciones afecten la felicidad de mis seres queridos.				0.559
Varianza explicada	44.89%	9.74%	7.82%	5.53%
Alfa de Cronbach	0.86	0.89	0.90	0.81
Omega	0.80	0.82	0.81	0.76

Tabla 4

Análisis factorial confirmatorio con el método de máxima verosimilitud

AFC Inventario de temor al fracaso					
	Factor				
	1	2	3	4	
12. Cuando fracaso, me preocupa que esto afecte mis objetivos en el futuro.	0.813				
26. Cuando fracaso, me preocupa que esto afecte mi futuro.	0.809				
2. Cuando algo no me sale bien, dudo de mi futuro.	0.652				
8. Fracasar me lleva a perder el control de mis planes en el futuro.	0.639				
5. Cuando las cosas salen mal, se estropean mis planes a futuro.	0.63				
21. Cuando no tengo éxito, creo que las personas pierden su interés en mí.		0.734			
13. Cuando fallo, parece que las personas tienen menos interés en ayudarme.		0.668			
11. Cuando no demuestro éxito ante los demás, pienso que pierden el interés en mí.		0.643			
23. Creo que las demás personas me valoran dependiendo de mis éxitos.		0.596			
17. Cuando no tengo éxito, las personas tienden a aislarme.		0.551			
3. Cuando fracaso en algo, creo que mis seres queridos se enojan.			0.673		
19. Cuando fallo, creo que decepciono a mis seres queridos.			0.652		
6. Cuando fallo en algo importante me preocupa que mis seres queridos me critiquen negativamente.			0.621		
9. Cuando algo importante me sale mal, pierdo la confianza de mis seres queridos.			0.618		
14. Me preocupa que mis fallos/equivocaciones afecten la felicidad de mis seres queridos.			0.529		
18. Cuando fracaso, me da vergüenza que los demás lo noten.				0.804	
20. Me avergüenza que las personas vean cuando me equivoco/fracaso.				0.799	
15. Cuando pierdo, me escondo para que no me juzguen.				0.517	
	Varianza explicada	18.76%	16.36%	16.24%	13.18%
	Alfa de Cronbach	0.91	0.86	0.85	0.91
	Omega	0.83	0.77	0.76	0.75

Tabla 5

Análisis factorial de Invarianza

Modelo	$\chi^2(\text{gl})$	χ^2/gl	CFI	RMSEA (IC 90%)	Comparación	$\Delta\chi^2$	ΔCFI	ΔRMSEA
M1. Invarianza de configuración (línea base)	475.289 (232)	2.049	0.932	0.061 (.053 - .069)	(IC 90%)	$p > 0.05$ 16.392 (14), $p =$	≤ 0.01	≤ 0.015
M2. Invarianza métrica o débil (λ restringidas)	491.681 (246)	1.999	0.931	0.06 (.052 - .067)	M2 vs M1	.290 54.379 (18), $p =$	-0.001	-0.001
M3. Invarianza escalar o fuerte (λ y τ restringidos)	546.06 (264)	2.068	0.921	0.062 (.054 - .069)	M3 vs M2	.000 65.057 (41),	-0.01	0.002
M4. Invarianza estricta (λ y τ y θ restringidos)	611.117 (305)	2.004	0.914	0.06 (.053 - .067)	M4 vs M3	$p = .010$ 67.017 (28),	-0.007	-0.002
M. 5 Invarianza estructural (Factor Varianza y covarianza)	558.698 (274)	2.039	0.92	0.061 (.054 - .068)	M5 vs M2	$p = .001$	-0.011	0.001

Figuras

Figura 1

Modelo del IEF

