

Desafíos en la conceptualización y medición de la identidad científica: validación del cuestionario de identidad científica

Radu Bogdan Toma 

Departamento de Didácticas Específicas. Universidad de Burgos. España. rbtoma@ubu.es

Ana I. Muñoz Domínguez 

Departamento de Didáctica de las Ciencias Experimentales, Sociales y Matemáticas.
Universidad Complutense de Madrid. anaimuno@ucm.es

Pedro J. Sánchez Gómez 

Departamento de Didáctica de las Ciencias Experimentales, Sociales y Matemáticas.
Universidad Complutense de Madrid. pedros@ucm.es

[Recibido: 6 junio 2025; Revisado: 31 julio 2025; Aceptado: 5 octubre 2025]

Resumen: La investigación sobre la identidad científica adolece de una conceptualización y medición consensuadas. El presente estudio valida la versión en español del *Cuestionario de Identidad Científica* en una muestra de estudiantes de secundaria (N = 498). Los resultados obtenidos no corroboran el modelo original de cuatro factores ni otras propuestas teóricas de la literatura. En su lugar, se propone un modelo de dos factores compuesto por los constructos de “desempeño/competencia autopercibidos” y “reconocimiento”, con evidencias psicométricas robustas en términos de validez estructural, convergente, discriminante y concurrente, así como una alta fiabilidad interna y test-retest. Se discuten las discrepancias observadas, revelando problemas metodológicos en estudios previos que podrían haber contribuido a la proliferación de múltiples dimensiones sin sustento teórico bajo el constructo de identidad científica. Los resultados subrayan falta de consenso en la conceptualización de la identidad científica y necesidad de mayor rigor metodológico en su evaluación, además de aportar un instrumento válido y confiable para la medición de este importante constructo en población de habla hispana.

Palabras clave: identidad científica, educación secundaria, desempeño, competencia, interés, reconocimiento, constructos de identidad científica.

Challenges in the conceptualization and measurement of scientific identity: Validation of the Scientific Identity Questionnaire

Abstract: Research on scientific identity suffers from a lack of consensus in its conceptualization and measurement. This study validates the Spanish version of the Scientific Identity Questionnaire in a sample of secondary school students (N = 498). The results do not support the original four-factor model or other theoretical proposals from the literature. Instead, a two-factor model is proposed, comprising the constructs of "perceived performance/competence" and "recognition," with robust psychometric evidence in terms of structural, convergent, discriminant and concurrent validity, as well as high internal and test-retest reliability. Observed discrepancies are discussed, revealing methodological issues in previous studies that may have contributed to the proliferation of multiple constructs lacking theoretical grounding under the concept of scientific identity. The findings highlight the lack of consensus in the conceptualization of scientific identity and the need for greater methodological rigor in its assessment. In addition, this investigation provides a valid and reliable instrument for measuring this important construct in the Spanish-speaking population.

Keywords: scientific identity, secondary education, performance, competence, interest, recognition, scientific identity constructs.

Para citar este artículo: Toma, R. B., Muñoz-Domínguez, A. I., Sánchez-Gómez, P. J. (2026). Desafíos en la conceptualización y medición de la identidad científica: Validación del Cuestionario de Identidad Científica. *Revista Eureka sobre Enseñanza y Divulgación de las Ciencias* 23(1), 1105. https://doi.org/10.25267/Rev_Eureka_ensen_divulg_cienc.2026.v23.i1.1105

Introducción

La identidad es un concepto central en psicología social y sociología. Sus definiciones varían más en el énfasis que en divergencia sustantiva de fondo (Stets y Burke, 2000). En línea con Gee (2000), este artículo aplica la teoría de la identidad como herramienta analítica en educación. Este enfoque es socio-antropológico, pero no excluye lo psicológico. Sociológicamente, la identidad refiere a cómo un individuo se percibe y es percibido en un determinado contexto. En educación científica, la identidad científica se vincula con la autopercepción y el reconocimiento social basado en creencias, actitudes y competencias (Carlone y Johnson, 2007; Chang et al., 2011; Chemers et al., 2011; Estrada et al., 2011, 2018; Hazari et al., 2013). Engloba los roles y expectativas de “ser una persona de ciencias” (Carlone y Johnson, 2007). Su relevancia en el desarrollo académico es destacada por numerosas investigaciones (Aschbacher et al., 2010; Dongyao y Yukiko, 2021; Hazari et al., 2010; Hosbein y Barbera, 2020a), siendo un concepto clave en la didáctica de las ciencias.

Sin embargo, y tal vez paradójicamente, la literatura revela una notable diversidad conceptual en torno a este constructo, que se refleja en la multiplicidad de instrumentos de evaluación disponibles (Carlone y Johnson, 2007; Archer et al., 2010; Vincent-Ruz y Schunn, 2018; Hazari et al., 2020; Hosbein y Barbera, 2020b; Chen y Wei, 2022). Las conceptualizaciones varían desde enfoques unidimensionales, que la reducen a reconocerse y ser reconocido como una persona de ciencias (Vincent-Ruz et al., 2018), hasta enfoques multidimensionales, que la integran con otros constructos como el interés y la competencia científica (Chen y Wei, 2022; Hazari et al., 2010, 2020). La falta de consenso sobre una definición y medición unificada dificulta la comparación de resultados entre estudios y limita la generalización de los hallazgos. Además, existe una carencia de instrumentos psicométricamente válidos y confiables para evaluar la identidad científica en poblaciones hispanohablantes (Toma y Lederman, 2022).

Este estudio desarrolla un instrumento para medir la identidad científica en estudiantes de educación secundaria de habla hispana, una etapa crucial (Godwin et al., 2016; Vincent-Ruz y Schunn, 2018). Se parte del Cuestionario de Identidad Científica de Chen y Wei (2022), por dos razones: (1) integra un amplio espectro de dimensiones para una conceptualización más abarcadora, y (2) su validación original fue con una muestra de secundaria, lo que apoya, al menor a priori, su pertinencia para el contexto del presente estudio. De esta forma, se pretende contribuir a una conceptualización precisa de la identidad científica y a desarrollar un instrumento que pueda facilitar su investigación en el contexto hispanoamericano.

Fundamentos teóricos

Conceptualización y medición de la identidad científica

La conceptualización y medición de la identidad científica están en desarrollo, ya que su exploración en didáctica de las ciencias es aún reciente. Existen diversas perspectivas (Figura 1). Algunos estudios la vinculan a componentes actitudinales como el interés (Hazari et al., 2013), mientras que otros la asocian con expectativas de éxito y valores de logro científico (Barton y Tan, 2010; Eccles y Wigfield, 2023; Trujillo y Tanner, 2014). Asimismo, la evaluación de la identidad científica plantea un desafío metodológico: algunos estudios realizan una aproximación etnográfica a través del análisis del comportamiento de los individuos (Barton y Tan, 2010) o de protocolos cualitativos como grupos focales (Archer et al., 2010) o entrevistas y observaciones (Tan et al., 2013); otros, en cambio, abogan por la medición de la identidad científica mediante instrumentos cuantitativos (Hazari et al., 2010; Vicent-Ruz y Schunn, 2018).

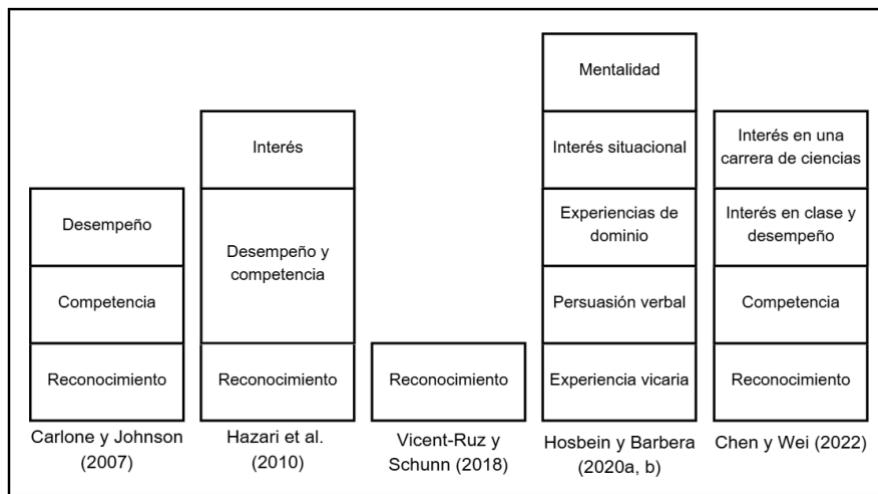


Figura 1. Diagrama sobre conceptualizaciones de la identidad científica

Concretamente, Carlone y Johnson (2007) investigaron la formación de la identidad científica en mujeres negras estadounidenses con carreras científicas exitosas, basándose en Gee (2000). Sus hallazgos revelaron que el reconocimiento social como “personas de ciencia” fue crucial en sus trayectorias. Propusieron una conceptualización de la identidad científica con tres dimensiones interrelacionadas: desempeño, competencia y reconocimiento (aunque desempeño y competencia podrían constituir un solo factor). Si bien este estudio ofrece una perspectiva valiosa, su enfoque cualitativo y contexto específico limita el desarrollo de instrumentos de medición cuantitativa generalizables. Además, al centrarse en educación universitaria, sus hallazgos no son directamente trasladables a otros niveles educativos como la etapa de educación secundaria.

La propuesta de Carlone y Johnson (2007) inspiró el influyente estudio de Hazari et al. (2010) sobre identidad en física. Estos autores ampliaron el concepto para contextos no profesionales como la educación secundaria. Su enfoque se basa en la teoría sociocognitiva de la carrera (Lent et al., 1994) y la teoría social cognitiva (Bandura, 1997), que analizan la interacción entre factores personales y sociales en el desarrollo académico. Integran las dimensiones de competencia y desempeño, pero las conceptualizan mediante la autoeficacia percibida, no la habilidad real. Además, destacan el reconocimiento como una dimensión autónoma e incorporan el interés como componente fundamental.

El instrumento de Hazari et al. (2010) ha dado lugar a dos tendencias principales en la medición cuantitativa de la identidad científica. Una de ellas, representada por Vincent-Ruz y Schunn (2018), busca simplificar el constructo mediante un análisis psicométrico riguroso. Estos autores, proponen que el reconocimiento es la única dimensión esencial que define la identidad científica, descartando así una estructura multidimensional. Frente a esta tendencia, surgen propuestas que amplían las dimensiones de la identidad científica. Hosbein y Barbera (2020a) proponen un modelo de cinco dimensiones: experiencias vicarias, persuasión verbal, experiencias de dominio, interés situacional y mentalidad. Aunque sus resultados en identidad química fueron prometedores, advierten sobre su limitada aplicabilidad a la identidad científica general. En España, Grimalt-Álvaro et al. (2022) desarrollaron un instrumento de cuatro dimensiones para la identidad STEM (interés, competencia, autoeficacia y aspiraciones), pero incorpora elementos matemáticos y tecnológicos que se alejan del objetivo de medir la identidad científica específica. Por ello, la propuesta de Chen y Wei (2022) resulta más adecuada, al expandir el modelo de Hazari et al. (2010) hacia cuatro dimensiones: competencia, interés y desempeño en clase, interés en una carrera de ciencias y reconocimiento.

Esta diversidad de enfoques refleja la complejidad del constructo y la necesidad de alcanzar un consenso más sólido. Este trabajo, a fin de mantener una postura neutral en el debate sobre la medición de la identidad científica, se fundamenta en la contribución seminal de Carlone y Johnson (2007) que marca, junto con otros estudios pioneros (e.g., Jones et al., 2000; Brown et al., 2005), el inicio del estudio sistemático de la identidad científica en la didáctica de las ciencias. Se parte del modelo de Chen y Wei (2022) como base comprehensiva, por su validación previa en educación secundaria, y por ofrecer un equilibrio entre complejidad teórica y aplicabilidad práctica. Se realiza una adaptación crítica y profunda del instrumento, sometiéndolo a un proceso de refinamiento empírico que permite ajustar su complejidad según los datos obtenidos en población española. Así, se evita tanto la simplificación excesiva como el sobreajuste metodológico. El resultado es un instrumento contextualizado y adaptado para su uso en estudiantes de educación secundaria obligatoria de habla hispana.

Revisión crítica del Cuestionario de Identidad Científica desarrollado por Chen y Wei (2022)

El Cuestionario de Identidad Científica de Chen y Wei (2022) consta de 23 ítems. Se estructura en cuatro factores: competencia, interés y desempeño, interés en una carrera científica, y reconocimiento. Sin embargo, es preciso reconocer ciertas limitaciones. La dimensión “Interés y desempeño” presenta una combinación conceptualmente cuestionable al agrupar dos dimensiones distintas: el interés, reflejado en ítems como “I2. Me gusta participar en diferentes actividades de ciencias”, y el rendimiento o desempeño, evidenciado en ítems como “P3. Soy capaz de hacer bien mis deberes de ciencias”. La coexistencia de estas dimensiones en un mismo factor podría dificultar la interpretación de los resultados y reducir la precisión de la evaluación.

En segundo lugar, el cuestionario usa ítems compuestos. Por ejemplo, el ítem R4 combina dos fuentes de reconocimiento: familia y amigos. Esta combinación oscurece la influencia única de cada grupo en la identidad científica. Los estudiantes pueden atribuir significados y valores distintos al reconocimiento de su familia y amigos. Por lo tanto, el ítem R4 genera una medición imprecisa y debería dividirse en dos ítems separados. Además, el procedimiento para establecer la dimensionalidad del instrumento es deficiente. El criterio Kaiser > 1 , usado para determinar el número de factores, es cuestionado por sobreestimar la estructura latente (Patil et al., 2008). Esto pudo causar una sobreestimación de las dimensiones, sugiriendo que los ítems podrían medir menos constructos de los propuestos. El análisis paralelo sería una alternativa más robusta (Ferrando et al., 2022). Finalmente, el constructo “competencia” en realidad mide la autopercepción de la competencia, no la competencia objetiva. Ítems como “Soy capaz de hacer bien mis deberes de ciencias” se centran en la creencia del estudiante en sus capacidades. Por lo tanto, es necesario modificar su nombre para reflejar con mayor precisión el contenido de los ítems.

Metodología

Marco de validez y fiabilidad

Este estudio se fundamenta en los Estándares para pruebas educativas y psicológicas (AERA, APA y NCME, 2014). Se realiza un proceso de validación psicométrica que trasciende el de la mayoría de los instrumentos existentes en didáctica de las ciencias, los cuales suelen limitarse a evidencias de validez estructural y fiabilidad interna (Toma, 2020; Toma y Lederman, 2022). Se aportan evidencias de validez estructural (que confirma la coherencia entre el modelo teórico y los datos), validez convergente (que verifica la alineación de los ítems con sus dimensiones teóricas), validez discriminante (que asegura la distinción entre constructos) y validez concurrente (que examina la relación con otras variables teóricamente vinculadas). Se evalúa la fiabilidad mediante análisis de

consistencia interna y estabilidad temporal. Finalmente, se realiza un análisis de invarianza factorial (que verifica que la estructura del instrumento se mantiene equivalente entre diferentes ciclos de educación secundaria y género), y un modelo *Multiple Indicators Multiple Causes* (MIMIC), que evalúa el efecto de variables sociodemográficas sobre los constructos.

Muestra

En esta investigación se empleó un muestreo por conveniencia con 498 estudiantes de educación secundaria obligatoria de siete institutos de Ávila (España), compuesto por 229 chicos, 253 chicas y 16 estudiantes no binarios, con una edad media de 13.91 años (DE = 1.43). La distribución por cursos fue de 214 en primero, 46 en segundo, 95 en tercero y 143 en cuarto. El tamaño total del primer ciclo (260 estudiantes) resultó comparable al del segundo ciclo (238 estudiantes). La participación fue voluntaria, anónima y se informó de que las respuestas no afectarían las calificaciones académicas. Los datos fueron recolectados durante una sesión de Física y Química o Biología y Geología, en coordinación con el equipo directivo y los docentes de aula.

Instrumentos

Cuestionario de identidad científica

El cuestionario original de Chen y Wei (2022) fue adaptado mediante un riguroso proceso metodológico. Tras detectar limitaciones en el ítem R4, este fue desdoblado en dos nuevos ítems: “Mi familia me ve como una persona de ciencias” y “Mis amigos me ven como una persona de ciencias”. Se mantuvo la escala Likert de 5 puntos (1 = Totalmente en desacuerdo, 5 = Totalmente de acuerdo). La adaptación al español siguió el protocolo de traducción-retrotraducción de Beaton et al. (2000), con tres profesores bilingües realizando una traducción inicial, revisión consensuada y retrotraducción para verificar la equivalencia semántica. Posteriormente, un estudio piloto con 61 estudiantes de educación secundaria evaluó la comprensión mediante una escala de claridad (1 = Nada claro, 5 = Completamente claro), obteniendo puntuaciones entre 3.49 y 4.38. Las sugerencias de mejora permitieron realizar ajustes lingüísticos menores, resultando en una versión final de 24 ítems que conserva la coherencia conceptual del instrumento original mientras mejora su precisión contextual. El análisis de legibilidad de los ítems, utilizando la fórmula corregida de Fernández-Huerta (1959) para textos en español, reveló un índice de 83 (fácil). Esto corresponde a un nivel de 5º grado de Educación Primaria, o un rango de edad de 10-11 años. Estos resultados confirman que la adaptación de los ítems es apropiada para la muestra objetivo. La traducción completa está disponible en el Anexo 1, y el procedimiento de puntuación en el Anexo 2.

Interés por una carrera científica

Para evaluar las intenciones de seguir una carrera científica se utilizó la subescala “Interés en una carrera científica” del *Test of Science-Related Attitude* (TOSRA) en su adaptación española (Navarro et al., 2016). Esta subescala independiente, compuesta por 10 ítems tipo Likert, mide el grado de acuerdo con afirmaciones como “Cuando termine mis estudios, me gustaría trabajar con personas que hacen descubrimientos científicos”. Su alta fiabilidad ($\Omega = .863$ en nuestra muestra) y validez contrastada la convierten en un instrumento adecuado para evaluar la validez concurrente del Cuestionario de Identidad Científica.

Análisis de los datos

Con el objetivo de evaluar la validez estructural del instrumento, se realizaron dos aproximaciones complementarias. En primer lugar, y dado que se parte de una propuesta teórica previamente establecida, los ítems fueron sometidos a un análisis factorial confirmatorio (AFC). Se comprobó el ajuste de dos modelos teóricos mediante CFI y $TLI \geq 0.90$, y RMSEA y SRMR ≤ 0.08 (Marsh

et al., 2004). En primer lugar, la dimensionalidad de cuatro factores planteada por Chen y Wei (2022). En segundo lugar, el modelo tridimensional propuesto por Hazari et al. (2010) que sirvió de base para el Cuestionario de Identidad Científica de Chen y Wei (2022).

Sin embargo, la falta de ajuste de ambos modelos, aspecto que se desarrolla con mayor detalle en el apartado de resultados, reveló la necesidad de llevar a cabo un análisis factorial exploratorio (AFE) para descubrir la dimensionalidad latente a la versión española del instrumento. Los datos cumplieron con los supuestos de normalidad, permitiendo el uso del método de máxima verosimilitud (Harrington, 2009). En el AFE, se utilizó una matriz de datos policóricas y se optó por la rotación Promax, dada la naturaleza ordinal de los ítems y la expectativa de correlaciones entre los constructos (Ferrando et al., 2022). El número óptimo de factores se determinó mediante análisis paralelo y se retuvieron aquellos ítems con saturaciones factoriales en un solo factor por encima del criterio 0.50, y sin cargas cruzadas entre factores superiores a 0.32.

Para evaluar la validez convergente, se utilizó el criterio de la Varianza Promedio Extraída (AVE), considerando como satisfactorios los valores superiores a 0.50 (Hair et al., 2022). La validez discriminante se analizó mediante las correlaciones entre los factores obtenidos, interpretándose valores inferiores a 0.85 como indicativo de que las dimensiones latentes son distintas (Brown, 2015). La validez concurrente se evaluó mediante un análisis de correlación de Pearson entre el Cuestionario de Identidad Científica y la subescala de interés por una carrera científica del TOSRA, ya que ambas variables cumplieron con los supuestos de normalidad (asimetría y curtosis en el rango ± 2). Se espera que las correlaciones sean moderadas a fuertes ($r = 0.30 - 0.50$) para confirmar la validez concurrente del cuestionario.

Para evaluar la fiabilidad de consistencia interna del instrumento, se empleó el coeficiente omega de McDonald (ω), considerado más apropiado que el alfa de Cronbach para ítems ordinales (Hayes y Coutts, 2020). Valores superiores a 0.70 indican una fiabilidad adecuada y superiores a 0.80 una alta fiabilidad. Asimismo, se evaluó la fiabilidad test-retest aplicando el instrumento en dos ocasiones con un intervalo de 14 días ($n = 52$). El coeficiente de correlación intraclass se utilizó para estimar la estabilidad temporal de las puntuaciones, considerando los siguientes puntos de corte: < 0.5 pobre, 0.5-0.75 moderada, 0.75-0.9 buena y > 0.9 excelente (Koo y Li, 2016). Se ha empleado el software JASP 0.19.3.

Se realizó un análisis de invarianza para evaluar si el instrumento mantiene su estructura factorial entre géneros (excluyendo participantes no binarios por muestra insuficiente) y ciclos educativos. Se empleó el método de estimación WLSMV (Muthén, 1984), recomendado para datos ordinales (Rhemtulla et al., 2012). Se siguió un enfoque model-generating (Jöreskog, 1993; Whittaker, 2011), partiendo de un modelo base que se ajusta atendiendo los índices de modificación y prueba contra el modelo anterior. Adicionalmente, se analizaron las dependencias entre factores y variables sociodemográficas mediante un modelo MIMIC (Jöreskog y Goldberger, 1975; Muthén, 1984) con estimación WLSMV. Se empleó el paquete lavaan en R (Rosseel, 2012).

Resultados

Conceptualización de cuatro factores de Chen y Wei (2022)

Los resultados del AFC mostraron un ajuste inadecuado del modelo de cuatro factores propuesto originalmente por Chen y Wei (2022), con tres de cuatro índices por debajo de los umbrales recomendados: CFI = 0.893 y TLI = 0.879, RMSEA = 0.087. Solo el SRMR (0.063) se situó dentro del rango aceptable. A su vez, los índices de modificación más relevantes, que toman valores elevados (p.ej., los cinco mayores corresponden a χ^2 por encima de 100), corresponden a cargas cruzadas, lo que apunta a problemas de especificación del modelo.

Los análisis de validez convergente y discriminante confirmaron problemas sustanciales en el modelo de cuatro factores (Tabla 1). El factor "Interés y desempeño" mostró una validez convergente insuficiente ($AVE = 0.445$). Adicionalmente, se detectaron graves problemas de validez discriminante entre "Competencia" e "Interés y desempeño" ($r = 0.92$) y entre "Interés en una carrera científica" y "Reconocimiento" ($r = 0.88$). Estos hallazgos señalan la necesidad de reestructurar el modelo para lograr una representación más precisa de la identidad científica.

Tabla 1. Resultados de validez convergente y discriminante del modelo original de Chen y Wei (2022)

Dimensiones	Correlación entre dimensiones				AVE
	Competencia	Interés y desempeño	Interés en una carrera científica	Reconocimiento	
Competencia	-	0.92	0.73	0.75	0.543
Interés y desempeño		-	0.81	0.75	0.445
Interés en una carrera científica			-	0.88	0.616
Reconocimiento				-	0.756

Conceptualización de tres dimensiones de Hazari et al., (2010)

Los resultados del AFC tampoco respaldaron el modelo de tres factores de Hazari et al. (2010) que agrupa los ítems en las dimensiones "Reconocimiento", "Interés" y "Desempeño/Competencia": CFI = 0.889, TLI = 0.878 y RMSEA = 0.085, aunque el SRMR = 0.064 se mantuvo dentro del rango aceptable. Si bien se observó validez convergente adecuada en los tres factores (Tabla 2), la validez discriminante resultó problemática debido a la alta correlación entre "Reconocimiento" e "Interés" ($r = 0.86$). En cuanto a los índices de modificación obtenidos en el AFC, de nuevo toman valores muy altos y apuntan a que el modelo está mal especificado.

Tabla 2. Resultados de validez convergente y discriminante del modelo basado en Hazari et al., (2010)

Dimensiones	Correlación entre dimensiones			AVE
	Interés	Desempeño y competencia	Reconocimiento	
Interés	-	0.80	0.86	0.501
Desempeño y competencia		-	0.75	0.511
Reconocimiento			-	0.750

Conceptualización alternativa de dos dimensiones

Tras el ajuste insatisfactorio de los modelos existentes, se realizó un AFE para identificar empíricamente la estructura subyacente de los datos. Los excelentes índices de adecuación muestral ($KMO = 0.957$; prueba de esfericidad de Bartlett: $\chi^2 = 7498.096, p < 0.001$) confirmaron la idoneidad de los datos para el análisis factorial. El análisis paralelo reveló la presencia de únicamente dos factores significativos, cuyos autovalores superaron los obtenidos en los datos simulados (Figura 2), apoyando una estructura de dos factores como la más parsimoniosa. Este hallazgo sugiere que la conceptualización de la identidad científica en estudiantes españoles en la etapa de educación secundaria difiere de las propuestas anteriores.

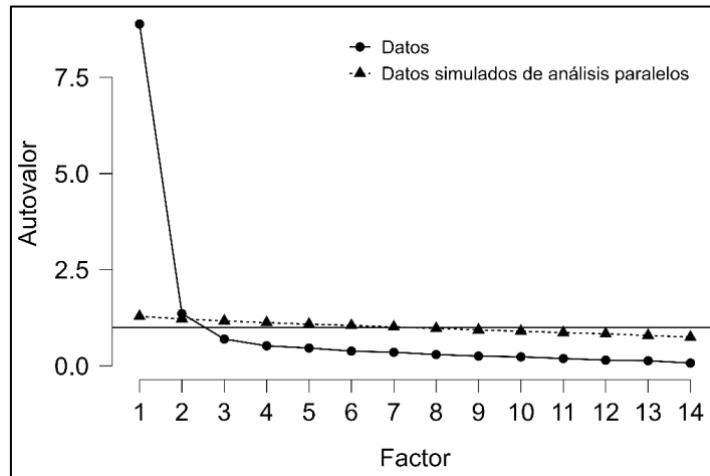


Figura 2. Resultados del análisis paralelo

Tras identificar mediante análisis paralelo una estructura de dos factores, se depuró iterativamente el instrumento eliminando ítems con bajas saturaciones o cargas cruzadas. La solución final, con rotación Promax, retuvo 14 ítems que saturaron de forma clara y robusta en dos factores, explicando conjuntamente el 69.6% de la varianza total (Tabla 3). El primer factor (38.4% de varianza) agrupó nueve ítems relacionados con desempeño y competencia autopercibidos, mientras que el segundo factor (31.2% de varianza) englobó cinco ítems asociados al reconocimiento.

Tabla 3. Resultados del AFE

Items	I	II
I. Desempeño y competencia autopercibidos		
P2 Soy capaz de sacar buenas notas en las asignaturas de ciencias	0.942	-0.102
P1 Pienso que se me han dado bien las clases de ciencias	0.900	-0.056
P3 Soy capaz de hacer bien mis deberes de ciencias	0.865	-0.105
C5 Creo que tendré buenos resultados en ciencias	0.856	-0.010
C1 Creo que soy bueno en ciencias.	0.779	0.158
C4 Creo que soy capaz de aprender mucho en mis clases de ciencias	0.684	0.113
C2 Soy capaz de comprender bien las leyes y los principios científicos	0.527	0.254
P6 Puedo obtener buenos resultados en olimpiadas de ciencia y tecnología	0.520	0.218
C6 Creo que, si lo intento, puedo aprender incluso los aspectos más difíciles del conocimiento científico	0.519	0.143
II. Reconocimiento		
R2 Mis compañeros de clase me ven como una persona de ciencias	-0.058	0.978
R4 Mi familia me ve como una persona de ciencias	-0.032	0.977
R5 Mis amigos me ven como una persona de ciencias	-0.063	0.954
R1 Me veo a mí mismo como una persona de ciencias	0.054	0.861
R3 Mis profesores de ciencias me ven una persona de ciencias	0.240	0.613

Los valores de AVE demuestran una adecuada validez convergente para ambos factores, siendo especialmente robusta en el caso de "Reconocimiento" (Tabla 4). La correlación moderada entre factores ($r = 0.72$) indica que representan constructos diferenciados pero relacionados, cumpliendo con los criterios de validez discriminante. Además, ambos factores correlacionan significativamente con la escala de interés por carreras científicas del TOSRA ($r = 0.544$ y $r = 0.607$, $p < 0.01$), proporcionando evidencia sólida de validez concurrente.

Tabla 4. Resultados de validez convergente y discriminante para un modelo de dos dimensiones

Dimensiones	Correlación entre dimensiones		AVE
	Desempeño y competencia autopercibidos	Reconocimiento	
Desempeño y competencia autopercibidos	-	0.72	0.570
Reconocimiento	-	0.757	

Los coeficientes de fiabilidad Omega de McDonald (0.921 para "Desempeño y Competencia" y 0.938 para "Reconocimiento") indican una consistencia interna excelente. Los coeficientes de correlación intraclase (0.821 y 0.875 respectivamente), medidos con un intervalo de 14 días, confirman una estabilidad temporal buena.

Análisis de invariancia factorial

Se realizó un análisis de invariancia factorial partiendo del modelo AFE, que incluye covarianzas residuales justificadas por la redacción de los ítems (Figura 3). A partir de este modelo base, se añadieron restricciones sucesivas para ajustar modelos de invariancia métrica (cargas factoriales iguales), escalar (interceptos iguales) y estricta (varianzas residuales iguales) para el género y el ciclo. La comparación entre modelos contiguos se realizó mediante un test de razón de verosimilitudes con método robusto para datos ordinales (Satorra, 2000). Se liberaron parámetros atendiendo a los índices de modificación.

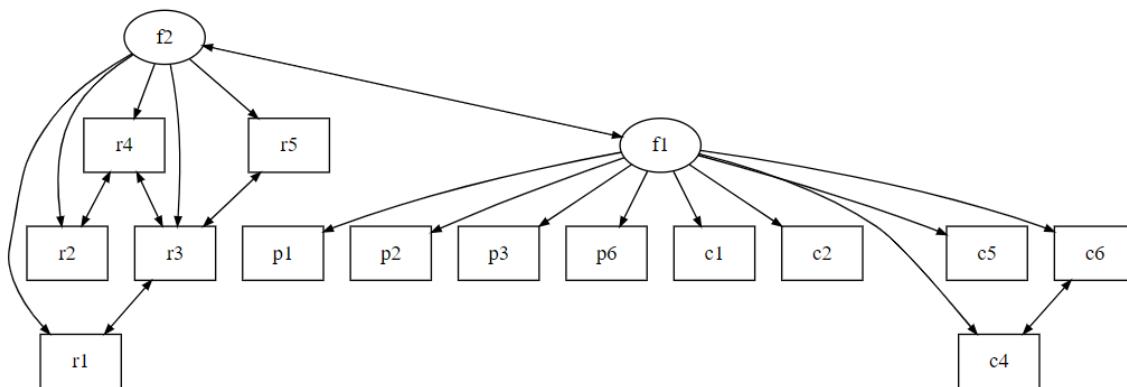


Figura 3. Modelo de invariancia configural. Las flechas bidireccionales entre ítems indican correlaciones residuales.

Los análisis de invariancia factorial revelaron que el instrumento alcanza invariancia estricta parcial tanto para ciclo educativo (Tabla 4) como para género (Tabla 5), tras liberar parámetros específicos. Como se observa, tanto los p-valores asociados a $\Delta\chi^2$, como los resultados ΔCFI (mayores de -0.01), como los ΔRMSEA (menores de 0.015), están dentro del rango de valores que se propone como aceptable (Fischer y Karl, 2019). Para el ciclo educativo, fue necesario liberar las varianzas residuales de los ítems c6 y p6. Para el género, se liberaron las varianzas residuales

de c1, p1 y c5, junto con la carga factorial de c2 en el factor f1. Estas modificaciones, que afectan a parámetros con bajas cargas factoriales, no alteran sustancialmente las inferencias basadas en el modelo estructural. Sin embargo, sugieren que las comparaciones directas de puntuaciones podrían presentar sesgos menores en estos ítems específicos. La invarianza estricta parcial obtenida respalda la comparabilidad de las mediciones entre grupos, si bien se reconocen ligeras variaciones en la medición de ítems específicos.

Tabla 4. Invarianza factorial para el ciclo educativo

Modelo	χ^2 (df)	$\Delta\chi^2$ (Δdf)	p	CFI	TLI	RMSEA [90% IC]	SRMR	ΔCFI	ΔRMSEA
Configural	282.65 (142)	—	—	0.964	0.954	0.083 [0.070–0.097]	0.037	—	—
Métrica	267.31 (154)	20.32 (12)	0.061	0.962	0.955	0.082 [0.069–0.095]	0.041	-0.002	-0.001
Escalar	373.74 (194)	53.68 (40)	0.073	1	1	0.021 [0.000–0.036]	0.037	+0.038	-0.061
Estricta	360.20 (206)	16.43 (12)	0.172	1	1	0.026 [0.000–0.039]	0.039	-0.000	+0.005

Tabla 5. Invarianza factorial para el género

Modelo	χ^2 (df)	$\Delta\chi^2$ (Δdf)	p	CFI	TLI	RMSEA [90% IC]	SRMR	ΔCFI	ΔRMSEA
Configural	336.64 (142)	—	—	0.959	0.948	0.089 [0.075–0.104]	0.042	—	—
Métrica	300.73 (153)	15.52 (11)	0.160	0.958	0.95	0.087 [0.073–0.101]	0.045	-0.001	-0.002
Escalar	369.31 (193)	7.53 (40)	1.000	1	1	0.025 [0.000–0.039]	0.043	+0.042	-0.063
Estricta	359.36 (203)	16.57 (11)	0.121	0.999	0.999	0.030 [0.012–0.042]	0.044	-0.000	+0.005

El modelo MIMIC, que incorpora género y curso como covariables, ajusta significativamente mejor que el modelo sin ellas ($\Delta\chi^2 = 19.558$; $p = 0.0006105$), confirmando la relevancia de estas variables en la estructura del constructo (Figura 4).

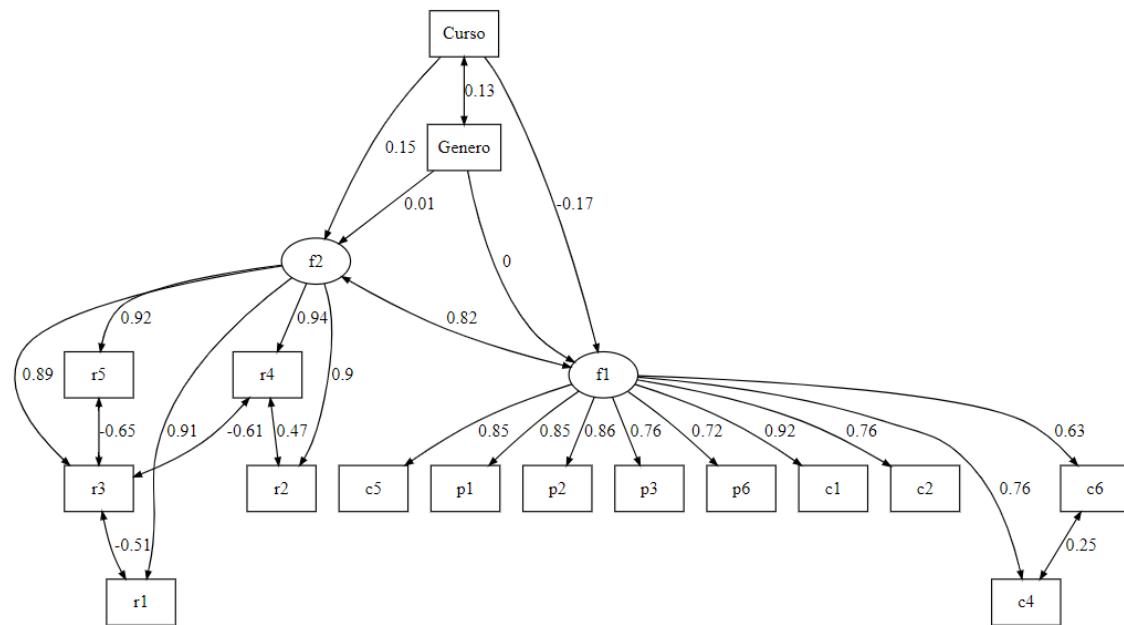


Figura 4. Modelo MIMIC. Valores tipificados.

Los coeficientes de las regresiones lineales entre los factores latentes y las covariables se detallan en la Tabla 6. Los resultados muestran que el género no tiene efectos significativos sobre ninguno de los factores, mientras que el curso ejerce influencias opuestas, aunque modestas: el factor de “desempeño y competencia autopercibidas” disminuye ligeramente ($R^2 = 0.030$), mientras que el “reconocimiento” aumenta ($R^2 = 0.024$) a lo largo de la educación secundaria. Este patrón sugiere un cambio evolutivo en la configuración de la identidad científica, donde el desempeño y la competencia autopercibidas se debilita progresivamente mientras gana peso el constructo de reconocimiento. Este hallazgo contextualiza propuestas como la de Vincent-Ruz y Schunn (2018), que reducen la identidad científica al reconocimiento, ya que esta dimensión se fortalece en etapas avanzadas. La robustez del modelo, unida a la previa demostración de invarianza, confirma que la descompensación muestral presente en esta investigación no afecta la validez del instrumento.

Tabla 6: Coeficientes MIMIC por género y curso. Valores tipificados.

Factor	Coeficientes					
	Predictor	β	SE	z	p	R^2
Desempeño y competencia autopercibidos	Género	0.004	0.096	0.046	0.963	0.03
Desempeño y competencia autopercibidos	Curso	-0.138	0.038	-3.611	0.000	0.03
Reconocimiento	Género	0.023	0.097	0.232	0.817	0.024
Reconocimiento	Curso	0.121	0.038	3.192	0.001	0.024

Discusión

La presente investigación tuvo por objetivo adaptar y examinar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Identidad Científica (Chen y Wei, 2022) para su aplicación en estudiantes de secundaria hispanohablantes. Los resultados obtenidos difieren de los reportados por Chen y Wei (2022). Una posible explicación para estas discrepancias reside en las limitaciones metodológicas del estudio original, como se ha señalado anteriormente. En particular, el criterio de Kaiser (> 1) utilizado por Chen y Wei (2022) para determinar el número de factores a retener puede

sobreestimar la estructura factorial subyacente (Ferrando et al., 2022). Esta limitación se corroboró empíricamente en el presente estudio, donde el modelo de cuatro dimensiones propuesto por Chen y Wei (2022) mostró un ajuste inadecuado a los datos. Además, se identificaron problemas de validez convergente y discriminante en algunos de los factores, lo que cuestiona la estructura factorial original.

Un análisis psicométrico más detallado reveló una estructura subyacente más simple, compuesta por dos dimensiones principales: desempeño/competencia y reconocimiento. Este modelo de dos factores demostró un ajuste óptimo –muy superior al modelo original– presentando sólidas evidencias de validez convergente, discriminante y concurrente, así como una alta consistencia interna y fiabilidad temporal. Estos hallazgos respaldan investigaciones previas, como la de Vincent-Ruz y Schunn, (2018), que sugieren que dimensiones como el “interés” podrían no ser esenciales para conceptualizar la identidad científica. El modelo de dos factores mide de manera invariante entre alumnado de género masculino y femenino en la muestra, así como entre estudiantes del primer y segundo ciclo de educación secundaria obligatoria, lo que garantiza comparabilidad en las mediciones a través de estos grupos.

El análisis psicométrico realizado respalda la conceptualización de identidad científica propuesta originalmente por Carlone y Johnson (2007). A pesar de que este modelo seminal ha sido sustituido por propuestas que proponen una dimensionalidad mucho más compleja, el presente estudio indica que una conceptualización más parsimoniosa, centrada en los constructos de reconocimiento, desempeño y competencia autopercibidos, es más adecuada para capturar la complejidad de la identidad científica, al menos en alumnado de educación secundaria obligatoria. Estos hallazgos contradicen investigaciones recientes que proponen modelos con tres (Hazari et al., 2010), cuatro (Hosbein y Barbera, 2020a, b), o cinco dimensiones (Wein y Chen, 2022), o los que incluyen el “Interés” como una dimensión para medir la identidad científica (Hazari et al., 2010).

Implicaciones conceptuales, psicométricas y educativas

Los resultados de esta investigación plantean interrogantes sobre las conceptualizaciones actuales de la identidad científica. El análisis psicométrico realizado sugiere una visión más acotada de esta identidad, indicando que podría ser menos amplia de lo planteado en estudios recientes (Hazari et al., 2010; Hosbein y Barbera, 2020a). Los resultados indican que componentes actitudinales –como el interés– no son indicadores directos de la identidad científica, tal y como se ha sugerido en investigaciones previas (Chen y Wei, 2022). Estos hallazgos sugieren que muchos instrumentos podrían estar evaluando constructos más amplios que la propia identidad científica. Por lo tanto, se propone una revisión hacia la conceptualización original de Carlone y Johnson (2007), excluyendo aspectos actitudinales como el interés de la definición de identidad científica, en línea con las recomendaciones de Vincent-Ruz et al., (2018). Esta propuesta se fundamenta, además de por las evidencias psicométricas de esta investigación, en el hecho de que, a lo largo de las diversas conceptualizaciones, únicamente la dimensión “Reconocimiento” ha demostrado consistencia y evidencia empírica sólida.

Estos hallazgos tienen asimismo implicaciones directas para la evaluación e intervención pedagógica en la educación científica de la etapa de educación secundaria obligatoria. Así, la estructura de dos dimensiones propuesta (desempeño/competencia percibida y reconocimiento) permite identificar qué factores requieren abordaje mediante intervenciones pedagógicas específicas, orientando el diseño de estrategias educativas fundamentadas en conceptualizaciones de la identidad científica que cuenta con evidencias psicométricas sólidas.

Limitaciones y perspectiva para futuras investigaciones

El tamaño muestral reducido impidió realizar un AFC para la estructura de dos factores. Aunque dividir la muestra en grupos para análisis exploratorio y confirmatorio era una alternativa, las submuestras resultantes habrían sido insuficientes para análisis robustos (Ferrando et al., 2022). Por lo tanto, futuros estudios deberán confirmar la estructura del instrumento con un AFC y una muestra más amplia. El uso de una muestra de conveniencia también limita la generalización de los resultados. Es necesario verificar las propiedades psicométricas del instrumento en contextos y muestras más representativas del alumnado de secundaria en España. Además, deberá comprobarse su validez en otros contextos (como países latinoamericanos) y etapas educativas (como educación primaria). También debe investigarse si la estructura se mantiene para una identidad científica general o varía según disciplinas específicas. Finalmente, es crucial estudiar si el peso relativo de los dos componentes (competencia/desempeño autopercibidos y reconocimiento) varía durante la escolarización. Si, como sugieren nuestros datos, el reconocimiento gana relevancia con la edad, esto indicaría que la identidad científica no es un constructo estable, sino dinámico, aspecto que tendría implicaciones profundas para su conceptualización y medición en investigación en didáctica de las ciencias.

Conclusiones

Este estudio presenta las propiedades psicométricas del Cuestionario de Identidad Científica en estudiantes de secundaria de España. Los resultados revelan una estructura de dos factores: desempeño/competencia autopercibidos, y reconocimiento. Este modelo de dos mostró mejores propiedades psicométricas que propuestas en la literatura. Los hallazgos sugieren que: (1) los instrumentos previos podrían medir constructos más amplios que la identidad científica; (2) es necesario adoptar conceptualizaciones de la identidad científica más acotadas y parsimoniosas, donde el reconocimiento es central; y (3) se ofrece una herramienta válida para contextos hispanohablantes. Futuras investigaciones deberán confirmar esta estructura en muestras más amplias y explorar su validez en diferentes países iberoamericanos, consolidando así una visión rigurosa y unificada del constructo.

Agradecimientos

Este trabajo ha sido posible gracias al apoyo de la Agencia Estatal de Investigación (AEI) de España a través de los proyectos PID2020-117348RB-I00 y PID2021-126416NB-I00.

Declaración de autoría

Todos los autores participaron de manera equitativa en la conceptualización, desarrollo y redacción del presente trabajo, por lo que comparten la responsabilidad íntegra de su contenido.

Declaración sobre el uso de herramientas de Inteligencia Artificial

Durante la redacción de este manuscrito se utilizaron modelos de lenguaje de gran escala (LLM), concretamente Google Gemini, únicamente con fines de corrección gramatical y de estilo. Todas las ideas, el análisis conceptual y la interpretación de los resultados corresponden de manera exclusiva a los autores.

Referencias

American Educational Research Association [AERA], American Psychological Association [APA] y National Council on Measurement in Education [NCME]. (2014). *Standards for Educational and Psychological Testing*.

- Archer, L., DeWitt, J., Osborne, J., Dillon, J., Willis, B. y Wong, B. (2010). “Doing” science versus ‘being’ a scientist: examining 10/11-year-old schoolchildren’s constructions of science through the lens of identity. *Science Education*, 94(4), 617–639. <https://doi.org/10.1002/sce.20399>
- Aschbacher, P. R., Li, E. y Roth, E. J. (2010). Is science me? High school students' identities, participation, and aspirations in science, engineering, and medicine. *Journal of Research in Science Teaching*, 47(5), 564–582. <https://doi.org/10.1002/tea.20353>
- Bandura A., (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York, NY: Worth Publishers.
- Barton, A. C. y Tan, E. (2010). *We Be Burnin’!* Agency, Identity, and Science Learning. *Journal of the Learning Sciences*, 19(2), 187–229. <https://doi.org/10.1080/10508400903530044>
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F. y Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186–3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Brown, B., Reveles, J.M. y Kelly, G.J. (2005). Scientific literacy and discursive identity: A theoretical framework for understanding science learning. *Science Education*, 89, 779–802. <https://doi.org/10.1002/sce.20069>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press.
- Caralone, H. B. y Johnson, A. (2007). Understanding the science experiences of women of color: Science identity as an analytic lens. *Journal of Research in Science Teaching*, 44(8), 1187–1218. <https://doi.org/10.1002/tea.20237>
- Chang, M. J., Eagan M. K., Lin M. H. y Hurtado S., (2011). Considering the impact of racial stigmas and science identity: Persistence among biomedical and behavioral science aspirants. *The Journal of Higher Education*, 82(5) 564–596. <https://doi.org/10.1080/00221546.2011.11777218>
- Chemers, M. M., Zurbiggen E. L., Syed M., Goza B. K. y Bearman S. (2011). The role of efficacy and identity in science career commitment among underrepresented minority students. *Journal of Social Issues*, 67(3), 469–491. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.2011.01710.x>
- Chen, S. y Wei, B. (2022). Development and validation of an instrument to measure high school students' science identity in science learning. *Research in Science Education*, 52, 111–126. <https://doi.org/10.1007/s11165-020-09932-y>
- Dongyao, T. y Yukiko, M. (2021) Perceptions of science teachers’ growth-mindset practices and U.S. high school students’ initial science identity and its development, *International Journal of Science Education*, 43(13), 2206-2225. <https://doi.org/10.1080/09500693.2021.1958021>
- Eccles, J. S. y Wigfield, A. (2023). Expectancy-value theory to situated expectancy-value theory: Reflections on the legacy of 40+ years of working together. *Motivation Science*, 9(1), 1–12. <https://doi.org/10.1037/mot0000275>
- Estrada, M., Woodcock A., Hernandez P. R. y Schultz P. W., (2011). Toward a model of social influence that explains minority student integration into the scientific community, *Journal of Educational Psychology*, 103(1) 206-222. <https://doi.org/10.1037/a0020743>

- Estrada, M., Hernandez P. R. y Schultz P. W., (2018). A longitudinal study of how quality mentorship and research experience integrate underrepresented minorities into STEM careers, *CBE Life Sciences Education*, 17(1), 1-13. <https://doi.org/10.1187/cbe.17-04-0066>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A. y Muñiz, J. (2022). Decálogo para el análisis factorial de los ítems de un test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Fernández-Huerta, J. (1959). Medidas sencillas de lecturabilidad. *Consigna*, 214, 29-32.
- Fischer, R. y Karl, J. A. (2019). A primer to (cross-cultural) multi-group invariance testing possibilities in R. *Frontiers in Psychology*, 10, 1507. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01507>
- Gee, J. P. (2000). Identity as an analytic lens for research in education. *Review of Research in Education*, 25, 99-125. <https://doi.org/10.2307/1167322>
- Godwin A., Potvin G., Hazari Z. y Lock R. M., (2016). Identity, critical agency, and engineering: An affective model for predicting engineering as a career choice. *Journal of Engineering Education*, 105(2), 312-340. <https://doi.org/10.1002/jee.20118>
- Grimalt-Álvaro, C., Couso, D., Boixaderra-Planas, E. y Godec, S. (2022). "I see myself as a STEM person": Exploring high school students' self-identification with STEM. *Journal of Research in Science Teaching*, 59(5), 720-745. <https://doi.org/10.1002/tea.21742>
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M. y Sarstedt, M. (2022). A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM). Sage Publications, Inc.
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. Oxford University Press.
- Hayes, A. F. y Coutts, J. J. (2020). Use Omega rather than Cronbach's Alpha for estimating reliability. But.... *Communication Methods and Measures*, 14(1), 1-24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Hazari Z., Sonnert G., Sadler P. M. y Shanahan M. C., (2010). Connecting high school physics experiences, outcome expectations, physics identity, and physics career choice: A gender study. *Journal of Research in Science Teaching*, 47(8), 978-1003. <https://doi.org/10.1002/tea.20363>
- Hazari, Z., Sadler, P. M. y Sonnert, G. (2013). The science identity of college students: exploring the intersection of gender, race, and ethnicity. *Journal of College Science Teaching*, 42(5), 82-91.
- Hazari, Z., Chari, D., Potvin, G. y Brewe, E. (2020). The context dependence of physics identity: Examining the role of performance/competence, recognition, interest, and sense of belonging for lower and upper female physics undergraduates. *Journal of Research in Science Teaching*, 57(10), 1583-1607. <https://doi.org/10.1002/tea.21644>
- Hosbein, K.N. y Barbera, J. (2020a). Alignment of theoretically grounded constructs for the measurement of science and chemistry identity. *Chemistry Education Research and Practice*, 21, 371-386. <https://doi.org/10.1039/C9RP00193J>
- Hosbein, K.N. y Barbera, J. (2020b). Development and evaluation of novel science and chemistry identity measures. *Chemistry Education Research and Practice*, 21(3), 852-877. <https://doi.org/10.1039/C9RP00223E>
- Jones, M. G., Howe, A. y Rua, M. J. (2000). Gender differences in students' experiences, interests,

- and attitudes toward science and scientists. *Science Education*, 84(2), 180–192.
- Jöreskog, K. G. y Goldberger, A. S. (1975). Estimation of a model with multiple indicators and multiple causes of a single latent variable. *Journal of the American Statistical Association*, 70 (351), 631–639. <https://doi.org/10.1080/01621459.1975.10482485>
- Jöreskog, K. G. (1993). Testing Structural Equation Models. En: K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 294-316). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Koo, T. K. y Li, M. Y. (2016). A guideline of selecting and reporting Intraclass Correlation Coefficients for reliability research. *Journal of Chiropractic Medicine*, 15, 155–163. <https://doi.org/10.1016/j.jcm.2016.02.012>
- Lent, R. W., Brown, S. D. y Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance. *Journal of Vocational Behavior*, 45, 79–122.
- Marsh, H. W., Hau, K. T. y Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A multidisciplinary journal*, 11(3), 320–341. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- Muthén, B. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49, 115–132.
- Navarro, M., Förster, C., González, C. y González-Pose, P. (2016). Attitudes toward science: Measurement and psychometric properties of the test of science-related attitudes for its use in Spanish speaking classrooms. *International Journal of Science Education*, 38(9), 1459–1482. <https://doi.org/10.1080/09500693.2016.1195521>
- Patil, V. H., Singh, S. N., Mishra, S. y Todd Donavan, D. (2008). Efficient theory development and factor retention criteria: Abandon the “eigenvalue greater than one” criterion. *Journal of Business Research*, 61(2), 162–170. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2007.05.008>
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É. y Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 17(3), 354–373. <https://doi.org/10.1037/a0029315>
- Rosseel y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Satorra, A. (2000). Scaled and adjusted restricted tests in multi-sample analysis of moment structures. En R. D. H. Heijmans, D. S. G. Pollock y A. Satorra (Eds.), *Innovations in Multivariate Statistical Analysis: A Festschrift for Heinz Neudecker* (pp. 233–247). Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. <https://doi.org/10.1007/978-1-4615-4603-0>
- Stets, J. E. y Burke, P. J. (2000) Identity Theory and Social Identity Theory. *Social Psychology Quarterly*, 63, 224-237. <https://doi.org/10.2307/2695870>
- Tan, E., Calabrese Barton, A., Kang, H. y O'Neill, T. (2013). Desiring a career in STEM-related fields: How middle school girls articulate and negotiate identities-in-practice in science. *Journal of Research in Science Teaching*, 50(10), 1143–1179. <https://doi.org/10.1002/tea.21123>

- Toma, R. B. (2020). Revisión sistemática de instrumentos de actitudes hacia la ciencia (2004-2016). *Enseñanza de las ciencias*, 38(3), 143–159. <https://doi.org/10.5565/rev/ensciencias.2854>
- Toma, R. B. y Lederman, N. G. (2022). A comprehensive review of instruments measuring attitudes toward science. *Research in Science Education*, 52, 567–582. <https://doi.org/10.1007/s11165-020-09967-1>
- Trujillo, G. y Tanner, K. D. (2014). Considering the Role of Affect in Learning: Monitoring Students' Self-Efficacy, Sense of Belonging, and Science Identity. *CBE—Life Sciences Education Vol. 13*, 6–15. <https://doi.org/10.1187/cbe.13-12-0241>
- Vincent-Ruz, P. y Schunn, C.D. (2018). The nature of science identity and its role as the driver of student choices. *International Journal of STEM education*, 5, 1-12. <https://doi.org/10.1186/s40594-018-0140-5>
- Whittaker, T. A. (2011). Using the Modification Index and Standardized Expected Parameter Change for Model Modification. *The Journal of Experimental Education*, 80(1), 26–44. <https://doi.org/10.1080/00220973.2010.531299>

Anexo 1 – Traducción del Cuestionario de Identidad Científica del inglés al español

Ítems en inglés		Traducción al español
Science performance scale		Escala de rendimiento en ciencias
P1 I think I did well in science classes		P1 Pienso que se me han dado bien las clases de ciencias
P2 I am able to get a good grade in science subjects		P2 Soy capaz de sacar buenas notas en las asignaturas de ciencias
P3 I am able to complete my science homework		P3 Soy capaz de hacer bien mis deberes de ciencias
P4 I am proficient in using tools and operating apparatus in experiments		P4 Se me da bien manejar las herramientas y los aparatos que se emplean en los experimentos
P5 I can smoothly conduct a science inquiry activity		P5 Puedo llevar a cabo sin dificultad una actividad de indagación científica
P6 I can get a good grade in science and technology competitions		P6 Puedo obtener buenos resultados en olimpiadas de ciencia y tecnología
Science competence scale		Escala de competencia en ciencias
C1 I think I am good at science		C1 Creo que soy bueno en ciencias.
C2 I can understand scientific laws and principles well		C2 Soy capaz de comprender bien las leyes y los principios científicos
C3 I am able to use science to explain the nature phenomena in daily life		C3 Soy capaz de utilizar la ciencia para explicar los fenómenos naturales de la vida diaria
C4 I believe I can learn a lot of knowledge in science classes		C4 Creo que soy capaz de aprender mucho en mis clases de ciencias
C5 I believe I will do well in science		C5 Creo que tendré buenos resultados en ciencias
C6 I believe I can learn even the hardest parts of scientific knowledge if I try		C6 Creo que, si lo intento, puedo aprender incluso los aspectos más difíciles del conocimiento científico
Science recognition scale		Escala de reconocimiento científico
R1 I think myself as a science person		R1 Me veo a mí mismo como una persona de ciencias
R2 My classmates recognize me as a science person		R2 Mis compañeros de clase me ven como una persona de ciencias
R3 My science teachers recognize me as a science person		R3 Mis profesores de ciencias me ven una persona de ciencias
R4 My family and friends recognize me as a science person*		R4 Mi familia me ve como una persona de ciencias* R5 Mis amigos me ven como una persona de ciencias*
Science interest scale		Escala de interés por la ciencia
I1 I will learn more about science knowledge through a variety of sources		I1 Adquiriré más conocimientos científicos a través de diferentes fuentes
I2 I like to participate in various scientific activities		I2 Me gusta participar en diferentes actividades de ciencias
I3 I think the science knowledge taught in my classes is important in real world		I3 Pienso que lo que se enseña en las clases de ciencias es importante en la vida cotidiana o real
I4 I like the science equipment in my science classes		I4 Me gusta el material de laboratorio de mis clases de ciencias
I5 I like to attend classes that are related to science		I5 Me gusta asistir a las clases de ciencias
I6 I am interested in careers that are related to science		I6 Me interesan las carreras relacionadas con las ciencias
I7 I plan to pursue science careers in the future		I7 Me planteo hacer una carrera de ciencias en un futuro
I8 I would feel comfortable talking to people who work in science careers.		I8 Me sentiría a gusto hablando con personas que trabajan en ámbitos científicos

*El ítem R4 original fue dividido para evitar ítems compuestos.

Anexo 2 – Cuestionario de Identidad Científica y procedimiento de puntuación**1. Administración del instrumento y codificación de las respuestas:**

Asegúrese de administrar el instrumento y codificar las respuestas en una escala de 1 a 5, donde: 1 = Totalmente en desacuerdo; 2 = En desacuerdo; 3 = Neutral; 4 = De acuerdo; 5 = Totalmente de acuerdo.

1. Pienso que se me han dado bien las clases de ciencias
2. Creo que soy bueno en ciencias
3. Me veo a mí mismo como una persona de ciencias
4. Soy capaz de sacar buenas notas en las asignaturas de ciencias
5. Mis compañeros de clase me ven como una persona de ciencias
6. Soy capaz de comprender bien las leyes y los principios científicos
7. Soy capaz de hacer bien mis deberes de ciencias
8. Mis profesores de ciencias me ven una persona de ciencias
9. Creo que soy capaz de aprender mucho en mis clases de ciencias
10. Mi familia me ve como una persona de ciencias
11. Creo que tendré buenos resultados en ciencias
12. Mis amigos me ven como una persona de ciencias
13. Puedo obtener buenos resultados en olimpiadas de ciencia y tecnología
14. Creo que, si lo intento, puedo aprender incluso los aspectos más difíciles del conocimiento científico

2. Cálculo de las puntuaciones dimensionales:

Calcule la puntuación media para cada dimensión utilizando las siguientes fórmulas. No es necesario invertir ningún ítem, todos se puntúan en la misma dirección.

- Dimensión 1: Desempeño y competencia autopercibidos

Puntuación = $(\text{Ítem 1} + \text{Ítem 2} + \text{Ítem 4} + \text{Ítem 6} + \text{Ítem 7} + \text{Ítem 9} + \text{Ítem 11} + \text{Ítem 13} + \text{Ítem 14}) / 9$

- Dimensión 2: Reconocimiento

Puntuación = $(\text{Ítem 3} + \text{Ítem 5} + \text{Ítem 8} + \text{Ítem 10} + \text{Ítem 12}) / 5$

3. Interpretación:

Cada puntuación dimensional es un valor independiente que oscila entre 1 y 5. No se deben sumar los valores de ambas dimensiones; su interpretación se ha de realizar por separado. Valores cercanos a 1 indican un nivel bajo en la dimensión evaluada. Valores cercanos a 5 indican un nivel alto en la dimensión evaluada. Específicamente, una puntuación alta en la Dimensión 1 refleja una autoperccepción positiva de las propias habilidades y rendimiento en el ámbito científico, mientras que una puntuación alta en la Dimensión 2 refleja una fuerte percepción de ser reconocido por sí mismo y por los demás como una “persona de ciencia”.