


Validación psicométrica de la escala «Conocimiento Tecnológico Pedagógico del Contenido TPACK-ES» y evaluación de la autoeficacia percibida por el futuro profesorado

Psychometric validation of the scale Technological Pedagogical Knowledge of Content TPACK-ES and assessment of self-efficacy perceived by prospective teachers

Delfín Ortega-Sánchez ^{1*} 

¹ Universidad de Burgos, Spain

* Autor de correspondencia. E-mail: dosanchez@ubu.es

Cómo referenciar este artículo/How to reference this article:

Ortega-Sánchez, D. (2023). Validación psicométrica de la escala «Conocimiento Pedagógico del Contenido TPACK-ES» y evaluación de la autoeficacia percibida por el futuro profesorado. [Psychometric validation of the scale Technological Pedagogical Knowledge of Content TPACK-ES and assessment of self-efficacy perceived by prospective teachers]. *Educación XX1*, 26(2), 209-244. <https://doi.org/10.5944/educxx1.34484>

Date received: 03/09/2022
Date accepted: 06/02/2023
Published online: 13/06/2023

RESUMEN

A pesar de las utilidades del análisis de la percepción de la autoeficacia en el éxito y rendimiento del profesorado y alumnado en el proceso de enseñanza-aprendizaje propuesto por el modelo TPACK (Conocimiento Tecnológico Pedagógico del Contenido),

resultan escasas las investigaciones focalizadas en las creencias y percepciones del futuro profesorado. La presente investigación tiene un doble objetivo: por una parte, busca validar las propiedades psicométricas de la escala TPACK-ES en el contexto español; y por otra, analizar las percepciones de la autoeficacia en el modelo del profesorado de Educación Primaria y Educación Secundaria en formación inicial. Accedieron a participar en este estudio 303 estudiantes universitarios con una media de edad de 23.12 ± 3.21 años, matriculados en una universidad del norte de España. Los resultados obtenidos confirman la estructura heptafactorial del modelo, su consistencia interna, estabilidad estructural y adaptación a índices de ajuste óptimos. Igualmente, se identifican diferencias estadísticamente significativas en las dimensiones TK y TPK, en variables estructurantes del modelo y en las dimensiones PK (conocimiento pedagógico), PCK (conocimiento pedagógico del contenido), TPK (conocimiento tecnológico pedagógico) y TPACK, en función del nivel formativo-docente y del género del futuro profesorado. Estos resultados informan de la necesidad de continuar atendiendo al análisis de factores contextuales al modelo TPACK para su adecuación y verdadera efectividad en la formación inicial del profesorado.

Palabras clave: TPACK, validación, brecha digital, educación superior, formación de docentes

ABSTRACT

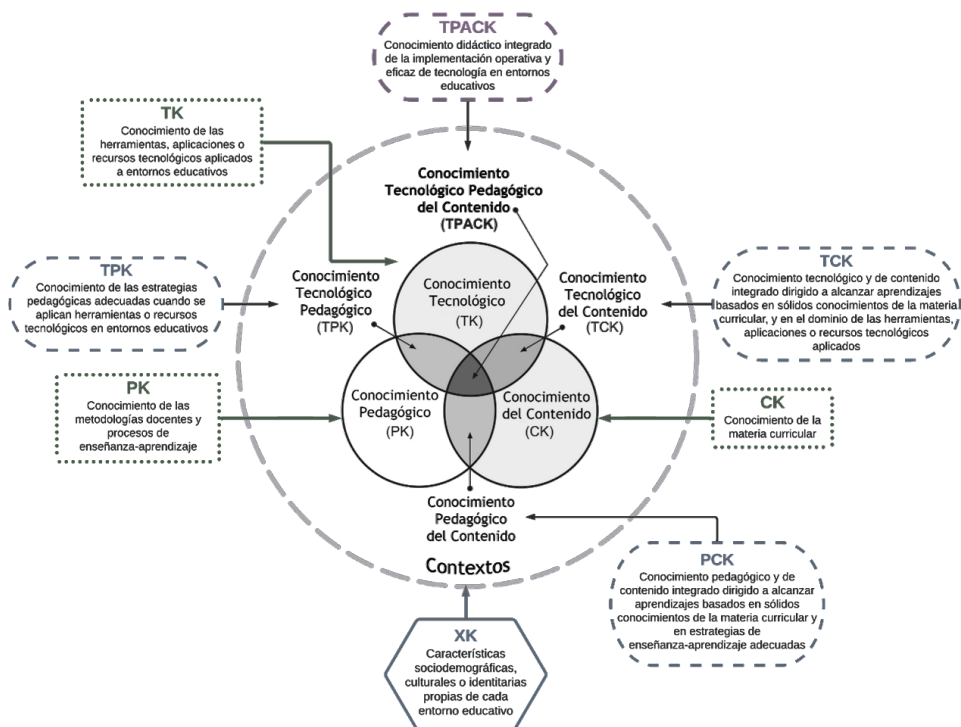
Despite the usefulness of the analysis of the perception of self-efficacy in the success and performance of teachers and students in the teaching-learning process proposed by the TPACK (Technological Pedagogical Content Knowledge) model, there is little research focused on the beliefs and perceptions of future teachers. The present research has a double objective: on the one hand, it seeks to validate the psychometric properties of the TPACK-ES scale in the Spanish context; and on the other hand, to analyse the perceptions of self-efficacy in the model of Primary and Secondary Education teachers in initial training. A total of 303 university students with a mean age of 23.12 ± 3.21 years, enrolled in a university in the north of Spain, agreed to participate in this study. The results obtained confirm the heptafactorial structure of the model, its internal consistency, structural stability and adaptation to optimal fit indices. Likewise, statistically significant differences are identified in the TK and TPK dimensions, in structuring variables of the model and in the PK (pedagogical knowledge), PCK (pedagogical knowledge of content), TPK (pedagogical technological knowledge) and TPACK dimensions, depending on the level of teacher training and the gender of the future teacher. These results indicate the need to continue to analyse the contextual factors of the TPACK model in order to ensure its suitability and true effectiveness in initial teacher training.

Keywords: TPACK, validation, digital gap, higher education, teacher training

INTRODUCCIÓN

El modelo de Conocimiento Tecnológico Pedagógico del Contenido (TPACK) constituye uno de los principales marcos teórico-metodológicos más reconocidos para la evaluación de los niveles de competencia docente. La combinación integrada de sus dimensiones incluye la implementación efectiva de la tecnología durante el proceso de enseñanza y el proceso de enseñanza-aprendizaje, especialmente influyente en el período de crisis sanitaria por COVID-19 (Manokore y Kuntz, 2022). Como puede observarse en la Figura 1, este modelo ofrece una coherente alineación integrada de los niveles básicos de la competencia digital docente, orientadora de la toma de decisiones y promotora de la alfabetización digital.

Figura 1
Modelo TPACK



Nota. Elaboración propia a partir de Janssen et al. (2019).

A pesar de la abundante literatura científica internacional disponible sobre sus potencialidades en el desarrollo profesional docente desde distintas disciplinas curriculares, prácticas de aula (Anderson y Kyzar, 2022; Kartal y Çınar, 2022; Sun et al., 2022; Tan y Chen, 2022) y espacios de enseñanza-aprendizaje (Assis y Vieira-Santos, 2021; Ortega-Sánchez y Gómez-Trigueros, 2020), continúa siendo necesario evaluar sus efectos en el ámbito de la formación inicial del profesorado (Aktaş y Özmen, 2020; Ismaeel y Aktas, 2022; Widayarsi et al., 2022). En esta línea, ha sido demostrada su utilidad e impacto en el desarrollo profesional del profesorado en activo, a través de la mejora del conocimiento, autoeficacia, competencia digital y habilidades para la integración de tecnología en el aula (Chen y Cao, 2022; Oda et al., 2020).

Son recientes los estudios dirigidos a analizar su impacto en el uso operativo y eficaz de la tecnología desde el ámbito específico de la formación del profesorado (Schmidt-Crawford et al., 2021), inseparable del resto de componentes del modelo TPACK (Ortiz-Colón et al., 2020), y escasos los que consideran su repercusión en función del nivel formativo-docente del futuro profesorado y el profesorado en activo (Castéra et al., 2020; Cheng y Xie, 2018). A pesar de las utilidades del análisis de la percepción de autoeficacia en el éxito y rendimiento del profesorado y alumnado en la calidad de los procesos de enseñanza-aprendizaje, resultan escasas las investigaciones focalizadas en las creencias y percepciones del futuro profesorado sobre su autoeficacia en el marco multidimensional del modelo TPACK (Alpaslan et al., 2021; Diamah et al., 2022; Nazari et al., 2019; Tondeur et al., 2019; Wang et al., 2020), en particular, en el ámbito de las ciencias sociales (Ciriza-Mendivil et al., 2022). Del mismo modo, “aunque las creencias del profesorado [en activo] sobre el TPACK influyen en [la] incorporación de la tecnología en el aula, son pocos los estudios que las analizan” (Liu, 2022, p. 305). En efecto, “el uso de la formación basada en TPACK para promover las percepciones de TPACK de los profesores en formación sigue siendo limitado” (Diamah et al., 2022, p. 3).

La inclusión tecnológica, con fines pedagógicos, para la adquisición y desarrollo de competencias digitales desde una perspectiva integrada ha constituido una de las preocupaciones docentes e investigadoras más significativas del campo educativo (Cabero y Martínez, 2019). En este sentido, el modelo TPACK ha venido proponiéndose como un marco adecuado para el desarrollo profesional docente, a partir de la interrelación coherente entre el contenido curricular, su didáctica y la tecnología en contextos específicos. En este último elemento reside parte de su complejidad. En efecto, el “contexto hace que el modelo TPACK sea único, ubicado en un tiempo y lugar, idiosincrásico, adaptativo, específico y diferente para cada docente; de ahí la dificultad que genera su medición” (Jiménez y Cabero, 2021, p. 7).

Los beneficios del TPACK han de completarse con la concreción de los factores que influyen en su desarrollo (Huang et al., 2020). Desde esta perspectiva, el efecto del género se presenta como uno de sus componentes fundamentales (Castéra et al., 2020). De acuerdo con Long et al. (2020), las divergencias en función de este factor podrían deberse a las “diferentes actitudes de los profesores y las profesoras hacia el uso de la tecnología y la autoconfianza percibida en la enseñanza. Las profesoras tienden a tener mayor PK pero menor TK que los profesores, mientras que los hombres tienden a tener mayor autoeficacia en el uso de la tecnología” (p. 5). De la misma forma, el género y el nivel de formación docente en TIC se registraron como factores personales influyentes en las percepciones del profesorado griego de Educación Primaria sobre sus habilidades TPACK (Roussinos y Jimoyiannis, 2019). Este mismo estudio señaló la relevancia del contexto educativo.

Considerada su complejidad, el contexto ha sido recientemente propuesto como un octavo dominio (conocimiento contextual, XK) acerca del conocimiento docente de los recursos tecnológicos y las políticas educativas (Mishra, 2019). No obstante, para esta dimensión proponemos contemplar los factores contextuales derivados de las características sociodemográficas, culturales o identitarias propias de los entornos educativos en los que se desarrolla el modelo TPACK. En esta línea, la presente investigación tiene un doble objetivo: por una parte, busca validar las propiedades psicométricas de la escala TPACK-ES en el contexto español; y por otra, analizar las percepciones de la autoeficacia en el modelo del profesorado de Educación Primaria y Educación Secundaria en formación inicial. En relación con este segundo objetivo, formula cuatro hipótesis, a partir de la sugerencia de Chai et al. (2016) sobre el examen del efecto del género del profesorado en los dominios del modelo TPACK, de los resultados de Roussinos y Jimoyiannis (2019) y Castéra et al. (2020), y del estudio del nivel formativo propuesto por Ibrohim et al. (2022) y Long et al. (2020). Completamos estas hipótesis con el análisis de la potencial interacción de ambas variables.

- H₁₍₁₎: Los valores dimensionales del modelo TPACK son mayores en los hombres que en las mujeres.
- H₁₍₂₎: Los valores dimensionales del modelo TPACK son mayores en las mujeres que en los hombres.
- H₁₍₃₎: Existen diferencias estadísticamente significativas de los valores obtenidos en la autopercepción de la eficacia en los dominios TPACK y el nivel formativo del futuro profesorado.
- H₁₍₄₎: Existe interacción entre los factores género y estudios universitarios en la autoeficacia percibida del futuro profesorado sobre las dimensiones del modelo TPACK.

MÉTODO

Participantes

La selección de los y las participantes se realizó mediante un muestreo intencional o de conveniencia, de acuerdo con las posibilidades de acceso del equipo investigador al campo de estudio y en función de su grado de adecuación a los objetivos formulados. Accedió a participar en la investigación un total de 303 estudiantes de profesorado de Educación Primaria y Educación Secundaria Obligatoria (68% mujeres y 32% hombres) con una media de edad de 23.12 ± 3.21 años, matriculados en una universidad del norte de España. Con un margen de error del 5% y un nivel de confianza del 95%, la muestra se considera significativa con respecto a la población total de la que procede ($N = 1265$) (Otzen y Manterola, 2017) (Tabla 1).

Tabla 1

Características sociodemográficas

Género		Estudios			
♂	♀	1	2	3	4
$f_i(p_i)$	$f_i(p_i)$	$f_i(p_i)$	$f_i(p_i)$	$f_i(p_i)$	$f_i(p_i)$
97(32)	206(68)	107(35.5)	93(30.7)	56(18.5)	47(15.5)

Nota. 1 = Primer curso del Grado en Educación Primaria. 2 = Segundo curso del Grado en Educación Primaria. 3 = Tercer curso del Grado en Educación Primaria. 4 = Máster en Profesorado de Educación Secundaria.

Instrumento

De forma coherente con el método de medición más extendido y frecuente, tanto por su eficacia como por su coste económico, del modelo TPACK, se seleccionó el cuestionario autoinformado como instrumento de recolección de datos. En todos los casos, el desarrollo de las escalas ha venido evidenciando la estructura factorial esperada (Kadioglu-Akbulut et al., 2020; Schmidt-Crawford et al., 2020).

El instrumento aplicado (TPACK-ES) consta de 32 ítems distribuidos en 7 bloques dimensionales o dominios TPACK [TK-*Conocimiento Tecnológico* (4 ítems), CK-*Conocimiento de Contenido* (4 ítems), PK-*Conocimiento Pedagógico* (7 ítems), PCK-*Conocimiento de Contenido Pedagógico* (3 ítems), TCK- *Conocimiento de Contenido Tecnológico* (3 ítems), TPK-*Conocimiento Pedagógico Tecnológico* (9 ítems) y TPACK-*Conocimiento Pedagógico Tecnológico de Contenido* (2 ítems)], medidos

en una escala tipo Likert de cinco puntos, donde 1 correspondía a *totalmente en desacuerdo* y 5 a *totalmente de acuerdo*.

El instrumento aplicado fue adaptado de acuerdo con los criterios desarrollados por Schmidt-Crawford et al. (2009, 2020), por lo que las dimensiones teóricas del TPACK eran conocidas. Con el fin de determinar la bondad, estructura y estabilidad del instrumento para la recogida de datos de esta investigación, se realizaron pruebas de validez, fiabilidad e invarianza entre grupos mediante la aplicación de los métodos del Análisis Factorial Confirmatorio (CFA), alfa de Cronbach y omega de McDonald, y análisis de invarianza factorial, respectivamente, a partir de la población objeto de estudio.

Con el propósito de generalizar los resultados y el modelo final del AFC, estimamos y diagnosticamos el modelo mediante el análisis sobre el total de los datos, pues la “recomendación de dividir la muestra conlleva una reducción del tamaño inicial, lo cual no es irrelevante si se tiene en cuenta que la mayoría de los estudios utilizan tamaños más pequeños que los exigidos por la regla general” (Fernández-Hernández et al., 2022, p. 39).

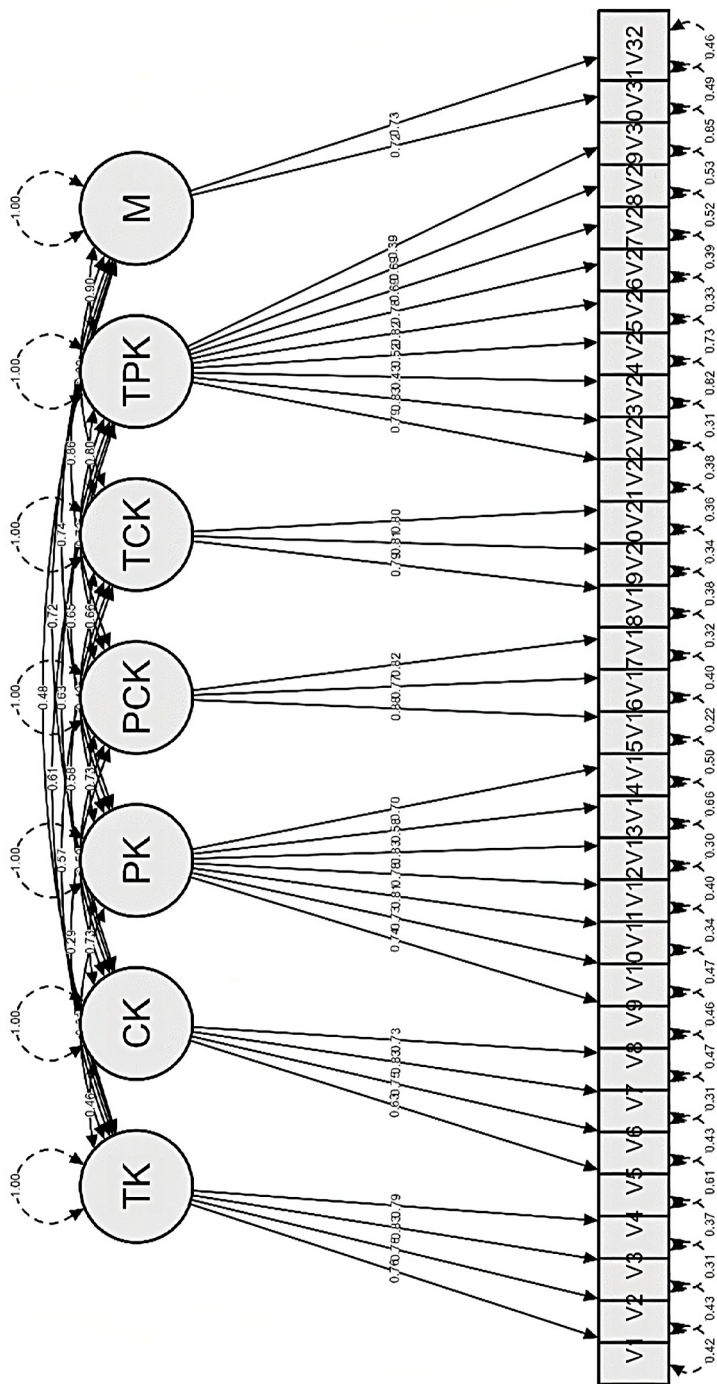
Validez de consistencia interna

La estimación de la fiabilidad de consistencia interna de los ítems del instrumento de medida se calculó mediante el coeficiente alfa de Cronbach (α) y con el método de omega de McDonald (ω); la justificación de incorporar este último método residió en su utilidad para “tratar de paliar el uso inadecuado del alfa de Cronbach cuando no se cumplen sus supuestos estadísticos” (Frías-Navarro y Pascual-Soler, 2022, p. 5). En primer lugar, se calculó el indicador de fiabilidad para la escala completa y, en un segundo momento, para cada uno de los factores o constructos propuestos. Los coeficientes devueltos indican su adecuación y proximidad a los obtenidos en distribuciones factoriales que, procedentes de escalas estructurales diferenciales, parten del modelo teórico TPACK (Tabla 2).

coherente con el tamaño de muestra, fue la estimación por máxima verosimilitud, para el que se recomienda un tamaño muestral alrededor de 200 observaciones (Bentler, 1989).

Hu y Bentler (1999) recomiendan que el modelo se ajuste prestando atención a los índices RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) y SRMR (Standardised Root Mean Square Residual), cuyos valores recomendados son $< .08$, y el índice CFI (Comparative Fit Index), cuyos valores óptimos son $> .95$ (Jöreskog y Sörbom, 1993; Schumacker y Lomax, 2015) (Figura 2).

Figura 2
Análisis factorial confirmatorio. Path diagram (diagrama de flujo) del modelo final.



Nota. M = Modelo dimensional integrado TPACK.

Tanto la medida de ajuste de parsimonia ($\chi^2_{(443)} = 868, p < .001, \chi^2/df = 1.95$ [< 5]) como los ajustes absolutos y comparativos generales alcanzados, pueden considerarse satisfactorios (Tabla 3).

Tabla 3

Ajuste absoluto (RMSEA y SRMR) y ajuste comparativo (CFI y TLI)

CFI	TLI	SRMR	RMSEA	RMSEA 90% CI	
				Inferior	Superior
0.987	0.985	0.065	0.058	0.052	0.064

Validez discriminante

La obtención de evidencias empíricas sobre la existencia de validez discriminante se realizó mediante la aplicación de la prueba del intervalo de confianza de las correlaciones (Anderson y Gerbing, 1988) entre los siete factores que componen el modelo teórico de Mishra y Koehler (2008). De acuerdo con la matriz de correlaciones ($p < .001$) y los intervalos de confianza obtenidos (Tabla 4) y, considerando que ninguno de ellos contiene el 1 al 95% de confianza, puede confirmarse la validez discriminante de la escala (Henseler et al., 2015).

Validez convergente

Finalmente, se analiza la validez convergente de cada constructo latente a partir de la Varianza Media Extraída (AVE) (Lévy y Varela, 2006). Los coeficientes devueltos muestran que la estructura heptafactorial del modelo presenta evidencias suficientes de validez convergente (TK [4 ítems]: AVE = 0.689; CK [4 ítems]: AVE = 0.648; PK [7 ítems]: AVE = 0.648; PCK [3 ítems]: AVE = 0.633; TCK [3 ítems]: AVE = 0.371; TPK [9 ítems]: AVE = 0.614); TPACK [2 ítems]: AVE = 0.547). Puede afirmarse que más del 50% de la varianza de cada constructo se debe a sus indicadores y, por tanto, concluirse su idoneidad para la explicación empírica de los constructos latentes.

Análisis de invarianza factorial

Considerando la inexistencia de estudios en contextos formativos del futuro profesorado español, que hayan evaluado la estabilidad de la estructura de los instrumentos de medida basados en el modelo TPACK entre diferentes subgrupos, analizamos la invarianza factorial de la escala TPACK-ES. Con este análisis, se espera verificar la independencia de sus propiedades de medida de las características de los grupos objeto de comparación, obtener evidencias empíricas sobre su estabilidad, comprobar la ausencia de sesgos en la medición y, por tanto, garantizar la validez de los resultados.

Con el fin de conocer en qué medida existía invarianza de medición, realizamos un modelado de ecuaciones estructurales (SEM) multigrupo, a partir de las variables de agrupación género y nivel formativo. En este modelado, incluimos la estructura media para los tres modelos propuestos: Modelo 1 (invarianza configuracional), Modelo 2 (invarianza métrica) y Modelo 3 (invarianza escalar o fuerte) (Rens van de Schoot y Hox, 2012).

Tabla 4

Correlaciones factoriales del modelo TPACK e intervalos de confianza

R		TK	CK	PK	PCK	TCK	TPK	TPACK
TK	<i>r</i>	—						
	<i>P</i>	—						
	IC superior al 95%	—						
	IC inferior al 95%	—						
CK	<i>r</i>	.353	—					
	<i>P</i>	< .001	—					
	IC superior al 95%	0.447	—					
	IC inferior al 95%	0.250	—					
PK	<i>r</i>	.253	.597	—				
	<i>P</i>	< .001	< .001	—				
	IC superior al 95%	0.356	0.665	—				
	IC inferior al 95%	0.144	0.519	—				
PCK	<i>r</i>	.216	.451	.592	—			
	<i>P</i>	< .001	< .001	< .001	—			
	IC superior al 95%	0.321	0.537	0.661	—			
	IC inferior al 95%	0.105	0.356	0.514	—			

TCK	<i>r</i>	.432	.439	.404	.545	—		
	<i>P</i>	< .001	< .001	< .001	< .001	—		
	IC superior al 95%	0.520	0.526	0.494	0.620	—		
	IC inferior al 95%	0.335	0.343	0.305	0.460	—		
TPK	<i>r</i>	.492	.495	.546	.564	.645	—	
	<i>P</i>	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001	—	
	IC superior al 95%	0.573	0.576	0.620	0.636	0.706	—	
	IC inferior al 95%	0.402	0.405	0.462	0.482	0.573	—	
TPACK	<i>r</i>	.329	.479	.521	.611	.630	.676	—
	<i>P</i>	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001	—
	IC superior al 95%	0.426	0.561	0.599	0.678	0.694	0.733	—
	IC inferior al 95%	0.225	0.387	0.434	0.535	0.556	0.609	—

Nota. *R.* Relación factorial.

Los resultados devueltos (Tabla 5 y Tabla 6) indican que el modelo factorial puede aplicarse a todos los grupos objeto de comparación y que las cargas factoriales son iguales entre los grupos ($p > .05$). Esta circunstancia hace posible la comparación estadística de relaciones estructurales entre las variables latentes entre grupos. Igualmente, se evidencia que los interceptos de los ítems son iguales en los grupos de interés ($p > .05$), lo que prueba la usabilidad de la escala para la comparación intergrupala de medias. Dado que la estructura factorial, las cargas factoriales y los interceptos pueden considerarse invariantes, el instrumento cumple con los criterios de equivalencia (Abalo et al., 2006).

Tabla 5

Ajuste de modelos. Variable de agrupación: género

	Contraste de referencia						Contraste de diferencias		
	AIC	BIC	<i>n</i>	χ^2	gl	<i>p</i>	$\Delta\chi^2$	Δ gl	<i>p</i>
Modelo 1	19780.409	20649.423	303	1547.724	886	< .001			
Modelo 2	19871.729	20555.056	303	1739.044	936	< .001	191.320	50	.382
Modelo 3	19868.885	20433.372	303	1800.200	968	< .001	61.156	32	.269

Tabla 6*Ajustes de modelos. Variable de agrupación: nivel formativo*

				Contraste de referencia			Contraste de diferencias		
	AIC	BIC	<i>n</i>	χ^2	gl	<i>p</i>	$\Delta\chi^2$	Δ gl	<i>p</i>
Modelo 1	19545.691	21283.718	303	2984.251	1772	< .001			
Modelo 2	19626.079	20992.733	303	3264.639	1872	< .001	280.388	100	.458
Modelo 3	19684.297	20694.433	303	3514.857	1968	< .001	250.218	96	.327

Diseño y procedimiento

La presente investigación se adscribe a los estudios no experimentales de corte transversal (Ato et al., 2013). El instrumento se administró a la muestra participante en una única sesión de 30 minutos durante el segundo semestre del curso académico 2021-2022, previa comunicación del objetivo del estudio y de la confidencialidad con la que serían tratados los datos. Igualmente, se solicitó su consentimiento para utilizar las respuestas obtenidas.

El estudio se realizó según las directrices de la Declaración de Helsinki (Declaración de la Asociación Médica Mundial), garantizando el compromiso ético-filosófico y el respeto indeclinable a la dignidad humana, la privacidad, la integridad física y moral, así como la protección de los datos personales en el tratamiento de la encuesta y a lo largo de la investigación. Se cumplieron las normas de privacidad, teniendo en cuenta el código de protección de datos de carácter personal (Ley Orgánica 3/2018), de anonimato y consentimiento informado. Asimismo, el estudio fue revisado y aprobado por el Comité de Bioética de la universidad responsable de la investigación (RI 15/2018).

Análisis de datos

Aplicada la prueba de hipótesis de Kolmogorov-Smirnov y probada la ausencia de la normalidad esperada en las variables y factores que conforman el constructo, se calcularon sus valores de asimetría y curtosis. Puesto que los resultados de asimetría para cada variable se situaron por debajo de 2 ($S = 0.260 - 1.898$, $SE = 0.140 - 0.141$) y los de curtosis por debajo de 7 ($K = 0.020 - 2.433$, $SE = 0.279 - 0.281$), puede considerarse que la distribución se encuentra próxima a la normalidad (Curran et al., 1996). Igualmente, para el cumplimiento de este supuesto en la aplicación de estadística paramétrica, esta tendencia a

la normalidad se identificó en cada variable de estudio y grupo de comparación (*género*) ($S = -0.984 \text{ _ } -1.456, SE = 0.169 - 0.245; K = 0.942 - 1.012, SE = 0.377 - 0.485$), y en cada factor de la escala y grupo de comparación (*género*) ($S = -0.725 - 0.230, SE = 0.169 - 0.246; K = 0.634 - 1.003, SE = 0.377 - 0.488$). Identificada la ausencia de igualdad de varianzas (homocedasticidad) en 6 de los 32 ítems de la escala y en su quinto factor (TCK), se aplicó el test de Welch, prueba de ajuste de la T de Student para muestras independientes.

Comprobado el cumplimiento del supuesto de homocedasticidad y de normalidad descriptiva (asimetría y curtosis) ($S = -0.23 \text{ _ } -0.712, SE = 0.140; K = 0.159 - 0.918, SE = 0.279 - 0.280$) en las distribuciones grupales de la variable *estudios*, se buscó comprobar la existencia de diferencias estadísticamente significativas en función de esta variable, identificar las variables predictoras y evaluar el efecto conjunto o interacción de las variables categóricas *género* y *nivel de estudios* sobre el modelo dimensional TPACK. Con este propósito, se realizaron ANOVAs unifactoriales, ANOVAs factoriales 2x4 y análisis *post-hoc* Bonferroni para la determinación de los niveles específicos diferenciales y sus efectos potenciales. Finalmente, los análisis se completan con los tamaños del efecto y el cálculo de la potencia estadística.

La comprobación de la ausencia de *outliers* multivariados se realizó mediante el cálculo de la distancia de Mahalanobis. Los resultados devueltos informan de valores p mayores a .001 ($p = .21 - .90$) en todos los factores de la escala. En consecuencia, dada la inexistencia de casos ausentes y/o valores atípicos, no ha sido necesaria la aplicación de técnicas de imputación de valores. Asimismo, con el fin de identificar posibles respuestas descuidadas, se procedió a estudiar la fiabilidad individual de los ítems (Huang y Wang, 2021) mediante el método de análisis de *Partial Least Squares* (PLS-SEM). Los resultados obtenidos evidencian que los ítems que componen la escala son fiables, pues las cargas de sus coeficientes presentan valores superiores a 0.7 (0.832 – 0.912). Por tanto, no se identifica la presencia de respuestas aleatorias, desatentas o con una posible insuficiencia en el esfuerzo para responder (IER [*Insufficient Effort Responding*] o CR [*Careless Responding*], circunstancia que ha motivado la no aplicación de controles de sesgos.

Para el tratamiento de los datos, se utilizaron los paquetes estadísticos SPSS v.25, JASP 0.16.4.0, G*Power v.3.1.9.7. y SmartPLS v. 3.3.

RESULTADOS

Los resultados grupales informan de la existencia de niveles medios estadísticamente mayores en los hombres en variables relacionadas con la dimensión TK [*Conocimiento Tecnológico*] (capacidad de resolución de problemas técnicos con las tecnologías, capacidad de aprendizaje tecnológico y actualización

en nuevas tecnologías), CK [*Conocimiento del Contenido*] (suficiencia en el conocimiento de contenidos), PK [*Conocimiento Pedagógico*] (familiarización con conceptos erróneos comunes en estudiantes), TCK [*Conocimiento de Contenido Tecnológico*] (formación tecnológica para la docencia) y, fundamentalmente, con la dimensión TPK [*Conocimiento Pedagógico Tecnológico*] (selección de tecnologías para el aprendizaje, selección de recursos tecnológicos para la docencia, selección de tecnologías para enseñanza y aprendizaje, liderazgo en el apoyo docente para el uso de tecnologías y metodologías diversas, y representación sobre la utilidad de las tecnologías en la tarea docente). Cuando la hipótesis invierte sus premisas (Grupo 1 [Hombres] < Grupo 2 [Mujeres]), no se evidencian, sin embargo, aumentos de valor estadísticamente significativos en ninguna variable y factor.

En consecuencia, puede identificarse un mayor dominio autopercibido masculino del conocimiento y competencia tecnológica ($M_{\text{♂}} = 3.83-4.03$, $DS = 0.71-0.95$; $M_{\text{♀}} = 3.51-3.74$, $DS = 0.84-0.93$), y del conocimiento sobre los procesos de enseñanza y aprendizaje con tecnología ($M_{\text{♂}} = 3.77-4.37$, $DS = 0.68-0.93$; $M_{\text{♀}} = 3.50-4.18$, $DS = 0.66-0.83$). No obstante, estos resultados registran de pequeños a moderados tamaños del efecto ($d = 0.214-0.457$) y reducidos índices de validez de potencia estadística ($1-\beta = .459-.723$). Los valores medios se aproximan a 4, confirmando un óptimo grado de identificación con las afirmaciones competenciales formuladas. Estos niveles encuentran correspondencia dimensional, de forma coherente, con el factor TK ($M_{\text{♂}} = 3.99$, $DS = 0.65$; $M_{\text{♀}} = 3.70$, $DS = 0.67$, $d = 0.439$, $1-\beta = .673$) y el factor TPK ($M_{\text{♂}} = 3.96$, $DS = 0.52$; $M_{\text{♀}} = 3.83$, $DS = 0.48$, $d = 0.259$, $1-\beta = .492$) (Tabla 7).

Tabla 7

Comparación de valores por variables y factores en función del género (masculino > femenino)

	♂ (n = 97)	♀ (n = 206)	t	df	p	1-β	d
	M (SD)	M (SD)					
TK (V1)*	4.03 (0.78)	3.64 (0.87)	3.808	208.922	< .001	.723	0.457
TK (V2)*	4.03 (0.71)	3.74 (0.84)	3.099	219.766	.001	.459	0.370
TK (V3)	3.83 (0.95)	3.51 (0.93)	2.806	301	.003	.527	0.349
F1_TK	3.99 (0.65)	3.70 (0.67)	3.473	301	< .001	.673	0.439
CK (V5)	3.81 (0.83)	3.60 (0.83)	1.991	300	.024	.489	0.240
PK (V14)	3.66 (0.82)	3.41 (0.80)	2.415	301	.008	.494	0.296

TCK (V19)*	3.85 (0.96)	3.66 (0.78)	1.696	156.405	.046	.529	0.217
TPK (V22)	3.89 (0.68)	3.73 (0.75)	1.839	299	.033	.528	0.235
TPK (V23)	4.04 (0.70)	3.86 (0.66)	2.127	300	.017	.501	0.262
TPK (V27)	3.95 (0.78)	3.80 (0.69)	1.734	298	.042	.505	0.214
TPK (V29)	3.77 (0.93)	3.50 (0.83)	2.548	299	.006	.480	0.304
TPK (V30)	4.37 (0.76)	4.18 (0.75)	1.964	298	.025	.481	0.236
F6_TPK	3.96 (0.52)	3.83 (0.48)	2.140	301	.017	.492	0.259

Nota. La hipótesis alternativa, de una cola, especifica que el grupo masculino es mayor que el grupo femenino.
*Test de Welch.

No se registran interacciones factoriales significativas entre el género y los estudios cursados en ninguno de los dominios del modelo TPAK [TK ($F_{(3, 295)} = .602, p = .614$), CK ($F_{(3, 295)} = .602, p = .227$), PK ($F_{(3, 295)} = .786, p = .503$), PCK ($F_{(3, 293)} = .773, p = .510$), TCK ($F_{(3, 293)} = 1.179, p = .318$), TPK ($F_{(3, 295)} = .334, p = .801$) y TPACK ($F_{(3, 293)} = .457, p = .712$).

Tabla 8

Comparación de valores factoriales en función del nivel de estudios

	♂ (<i>n</i> = 97)	♀ (<i>n</i> = 206)	<i>F</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	1-β	<i>f</i>
	M (SD)	M (SD)					
PK ^a	3.93 (0.55)	3.78 (0.62)					
PK ^b	4.13 (0.46)	3.90 (0.46)	10.039	3	< .001**a	.853	0.282
PK ^c	3.85 (0.40)	3.80 (0.41)					
PK ^d	3.45 (0.62)	3.50 (0.54)					
PCK ^a	3.81 (0.52)	3.61 (0.67)					
PCK ^b	3.65 (0.78)	3.75 (0.52)	13.070	3	<.001**b/ *a	.985	0.351
PCK ^c	3.45 (0.60)	3.34 (0.65)					
PCK ^d	3.04 (0.86)	3.05 (0.74)					
TCK ^a	3.87 (0.87)	3.47 (0.73)					
TCK ^b	3.45 (0.79)	3.50 (0.61)	7.870	3	< .001**c/ *b	.762	0.263
TCK ^c	3.21 (0.88)	3.05 (0.75)					
TCK ^d	3.23 (0.80)	3.08 (0.71)					

TPK ^a	4.08 (0.56)	3.88 (0.45)					
TPK ^b	4.03 (0.53)	3.88 (0.47)	4.077	3	.024 ^{*c}	.617	0.175
TPK ^c	3.80 (0.46)	3.76 (0.52)					
TPK ^d	3.82 (0.43)	3.62 (0.48)					
TPACK ^a	3.82 (0.73)	3.79 (0.68)					
TPACK ^b	3.84 (0.85)	3.80 (0.66)	10.858	3	< .001 ^{**d/ *d}	.947	0.318
TPACK ^c	3.38 (0.62)	3.53 (0.65)					
TPACK ^d	3.28 (0.68)	3.10 (0.72)					

^a = segundo curso de Grado; ^b = tercer curso de Grado; ^c = cuarto curso de Grado; ^d = Máster.

^{**a} $p < 0.01$ entre el segundo curso de Grado y el Máster ($M = 3.83-3.48$, $DT = 0.60-0.58$), el tercer curso de Grado y el Máster ($M = 3.96-3.48$, $DT = 0.47-0.58$), y el cuarto curso de Grado y el Máster ($M = 3.81-3.48$, $DT = 0.41-0.58$).

^{*a} $p < 0.05$ entre el segundo y cuarto curso de Grado ($M = 3.67-3.37$, $DT = 0.64-0.63$). ^{**b} $p < 0.01$ entre el tercer y cuarto curso de Grado ($M = 3.72-3.37$, $DT = 0.59-0.63$), el segundo curso de Grado y el Máster ($M = 3.67-3.04$, $DT = 0.64-0.79$), y el tercer curso de Grado y el Máster ($M = 3.72-3.04$, $DT = 0.59-0.79$).

^{**c} $p < 0.01$ entre el segundo y cuarto curso de Grado ($M = 3.59-3.10$, $DT = 0.79-0.79$), y entre el segundo curso de Grado y el Máster ($M = 3.59-3.15$, $DT = 0.79-0.77$). ^{*b} $p < 0.05$ entre el tercer y cuarto curso de Grado ($M = 3.49-3.10$, $DT = 0.66-0.79$).

^{*c} $p < 0.05$ entre el segundo y cuarto curso de Grado ($M = 3.94-3.77$, $DT = 0.49-0.50$), el segundo curso de Grado y el Máster ($M = 3.94-3.72$, $DT = 0.49-0.46$), y el tercer curso de Grado y el Máster ($M = 3.92-3.72$, $DT = 0.49-0.46$).

^{*d} $p < 0.05$ entre el segundo y cuarto curso de Grado ($M = 3.80-3.49$, $DT = 0.69-0.64$), y el tercer y cuarto curso de Grado ($M = 3.81-3.49$, $DT = 0.71-0.64$). ^{**d} $p < 0.01$ entre el segundo curso de Grado y el Máster ($M = 3.80-3.19$, $DT = 0.69-0.70$), y el tercer curso de Grado y el Máster ($M = 3.81-3.19$, $DT = 0.71-0.70$).

Aunque no se identifican diferencias estadísticamente significativas en función de los estudios cursados en las dimensiones TK y CK ($F_{(3, 295)} = .745$, $p = .526$; $F_{(3, 295)} = 1.462$, $p = .225$), el resto de factores informan de su existencia con tamaños de efecto moderados ($f = 0.263-0.351$), salvo el dominio TPK con un pequeño tamaño del efecto ($f = 0.175$). Considerando los valores devueltos por la potencia estadística ($1-\beta = .762-.985$) [superiores a .80], las diferencias identificadas pueden generalizarse a la población de la que proceden los datos, a excepción del dominio TPK con una reducida potencia estadística ($1-\beta = .617$) (Tabla 8).

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Los resultados de la validez, fiabilidad y estabilidad de la escala TPACK-ES fueron satisfactorios, circunstancia que permitirá su aplicación en otros contextos españoles de formación del profesorado con características similares. De acuerdo con los resultados obtenidos, se identifican diferencias estadísticamente significativas en función del género del futuro profesorado, en los dominios relacionados con la experimentación tecnológica (TK), en la comprensión de cómo la enseñanza-aprendizaje puede mejorar cuando se utilizan determinadas tecnologías (TPK), y en

otras variables estructurantes del modelo TPACK. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Ortiz-Colón et al. (2020) para la primera dimensión (TK) en profesorado de Educación Primaria en activo en Andalucía (España) ($n = 607$), con los devueltos por Koh et al. (2010) en profesorado en formación en ambas dimensiones y con los obtenidos por Cetin-Berber y Erdem (2015) en la primera dimensión, y distintivos con respecto a los aportados por Leal y Rojas (2020) para el profesorado colombiano en formación ($n = 274$), en los que se concluye la ausencia de diferencias significativas en función del género declarado por los participantes.

Asimismo, son coherentes con el estudio de Ibrohim et al. (2022) sobre las percepciones del modelo TPACK del profesorado indonesio de ciencias ($n = 1.357$). En su investigación se identificaron diferencias significativas en función del género y el nivel formativo de los participantes. De forma concurrente con los resultados del presente estudio, se observaron niveles mayores generales en los hombres sobre su percepción competencial TPACK. Estos mismos resultados se encuentran alineados con las conclusiones del meta-análisis de Yanpar Yelken et al. (2019) y del estudio de Beri y Sharma (2019), en los que se identificaron diferencias significativas entre los tipos de conocimiento del modelo TPACK en función del género. En el contexto de estas diferencias, en la presente investigación, el conocimiento tecnológico (TK) y el conocimiento pedagógico tecnológico (TPK) presentan de pequeños a moderados (TK) tamaños del efecto mayores a favor de los hombres.

En cuanto al conocimiento del contenido, el conocimiento tecnológico del contenido y el conocimiento pedagógico, en los que se identifican diferencias en algunas de sus variables (CK-V5, TCK-V19 y PK-V14), el análisis de Yanpar Yelken et al. (2019) observa diferencias factoriales completas; no obstante, de forma parcialmente concurrente con la presente investigación, se registran pequeños tamaños del efecto, a favor de los hombres, en los tres dominios. En línea con la investigación de Gebhardt et al. (2019) y, en el contexto de esta investigación, puede afirmarse que los hombres expresan un nivel mayor de confianza competencial digital y, por tanto, en el uso de las TIC y en su aplicación en el aprendizaje que las mujeres. Esta brecha digital de género parece contraponerse a otros estudios recientes en el ámbito de la formación del profesorado (Pozas y Letzel, 2021).

En relación con la influencia del nivel formativo en las percepciones sobre la autoeficacia TPACK, se evidencia la existencia de diferencias significativas en 5 (PK, PCK, TCK, TPK y TPACK) de las 7 dimensiones del modelo, informando de puntuaciones medias próximas a 4 a favor de los hombres en la práctica totalidad de las etapas formativas. No obstante, no se identifica un incremento de estas puntuaciones en función del progreso formativo del futuro profesorado. Estos resultados son coherentes con los alcanzados en los estudios de Lee y Lee (2020) y de Ibrohim et al. (2022), en los que se identificó la influencia del nivel formativo en la percepción del TPACK por parte del profesorado en activo; sin embargo,

difieren en sus tendencias descriptivas, pues se observaron puntuaciones más altas en profesorado con grado de Máster en todos los dominios. Los resultados se sitúan en la línea de las conclusiones de Long et al. (2020), quienes registraron diferencias significativas en función del nivel formativo del profesorado chino de Educación Primaria ($n = 159$), salvo en las dimensiones TK y TPK, en las que los hombres mostraron puntuaciones más altas que las mujeres. Igualmente, estos niveles de percepción sobre la autoeficacia del futuro profesorado contrastan con los obtenidos en otras áreas geográficas, como evidencian los resultados de las investigaciones de Al-Abdullatif (2019) en el profesorado saudí en formación y de Wang et al. (2020) para el caso del futuro profesorado chino.

Los factores contextuales, como los estilos de aprendizaje, las características culturales, socioeconómicas (Ali y Hawk, 2022) e identitarias, o la influencia de las emociones del profesorado (Huang et al., 2022) han de considerarse en la articulación y diseño de actividades de enseñanza-aprendizaje basadas en el modelo TPACK. En consecuencia, resulta necesario diagnosticar y completar las carencias de desarrollo e innovación de este modelo, con el fin de garantizar su implementación efectiva. En este sentido, coincidimos con Napitupulu y Sebayang (2022) en identificar las limitaciones para transitar hacia diseños de aprendizaje heutagógico y cibergógico relacionado con el aprendizaje basado en TPACK, condicionadas, entre otros factores, por la ausencia de acceso a estudios sobre el impacto del modelo en los aprendizajes y de un apoyo en infraestructuras suficiente para su adecuado desarrollo.

Los resultados dan cuenta de la influencia de los factores contextuales en los procesos de integración de la tecnología y en la evaluación de la autoeficacia percibida en competencias digitales por el futuro profesorado. El contexto, en el que se incluyen los factores vinculados con la identidad personal (género) y la formación previa (Morgan et al., 2022), constituye, en efecto, una compleja e interrelacionada estructura de capa múltiple. En este sentido, el modelo TPACK no se reduce a un conjunto de conocimientos y competencias integradas, sino que también se orienta al contexto que, a su vez, impacta sobre las finalidades del propio modelo (Kulaksız y Karaca, 2022). De este modo, continúa identificándose la existencia de una brecha digital de género y, en consecuencia, la necesidad de una mayor formación específica en competencia digital docente (Gisbert-Cervera et al., 2022), que considere la incorporación de los componentes contextuales en el diseño, implementación y evaluación del modelo TPACK en la formación del profesorado.

Limitaciones

A pesar del tipo de muestreo realizado, diseño (estudio de caso) y, por tanto, limitación del tamaño de la muestra, los resultados de la presente investigación

pueden ser útiles para la implementación de programas de formación del profesorado sobre la implementación operativa y eficaz del modelo TPACK. Asimismo, han de considerarse los inconvenientes de la administración del instrumento como autoinforme, especialmente en relación con los potenciales sesgos producidos por la deseabilidad social y el asentimiento (De las Cuevas y González de Rivera, 1992). En esta línea, futuros trabajos habrían de triangular los resultados obtenidos en esta investigación con la aplicación de técnicas como la observación *in situ*, la entrevista semiestructura y en profundidad, y el grupo focal, con el fin de comprender las concepciones, acciones docentes y posicionamientos didácticos del profesorado en formación sobre la integración de la tecnología educativa en sus planes de capacitación docente.

Por último, el diseño transversal de esta investigación sugiere la necesidad de realizar nuevos estudios longitudinales (Lachner et al., 2021) capaces de analizar, a través de diferentes medidas temporales, los posibles cambios en la percepción de la autoeficacia competencial del futuro profesorado tras el diseño, implementación y evaluación de programas específicos de formación del profesorado sobre el modelo TPACK.

AGRADECIMIENTOS

Esta investigación ha sido financiada por el proyecto de investigación *La naturaleza de I-STEM (NoSTEM) para la formación ciudadana* (PID2020-118010RB-I00) [Agencia Estatal de Investigación - Ministerio de Ciencia e Innovación].

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abalo, J., Lévy, J. P., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. P. Lévy, & J. Varela (Coords.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales: Temas esenciales, avanzados y aportaciones especiales* (pp. 259-278). Netbiblo.
- Aktaş, I., & Özmen, H. (2020). Investigating the impact of TPACK development course on pre-service science teachers' performances. *Asia Pacific Education Review*, 21(4), 667-682. <https://doi.org/10.1007/s12564-020-09653-x>
- Al-Abdullatif, A. M. (2019). Auditing the TPACK confidence of pre-service teachers: The case of Saudi Arabia. *Education and Information Technologies*, 24, 3393-3413. <https://doi.org/10.1007/s10639-019-09924-0>

- Ali, S., & Hawk, N. (2022). Examining teachers' perceptions of TPACK in culturally diverse classroom. En T. Bastiaens (Ed.), *Proceedings of EdMedia + Innovate Learning* (pp. 218-221). Association for the Advancement of Computing in Education (AACE). <https://cutt.ly/f88q33z>
- Alpaslan, M. M., Ulubey, Ö., & Ata, R. (2021). Adaptation of Technological Pedagogical Content Knowledge Scale into Turkish culture within the scope of 21st century skills. *Psycho-Educational Research Reviews*, 10(1), 77–91. <https://cutt.ly/m88q6Sz>
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.411>
- Anderson, S. E., & Kyzar, K. B. (2022). Between school and home: TPACK-in-practice in elementary special education contexts. *Computers in the Schools*, 39(4), 323–341. <https://doi.org/10.1080/07380569.2022.2086738>
- Assis, M. dos S. de, & Vieira-Santos, J. (2021). Conhecimento tecnológico e pedagógico do conteúdo (TPACK) na construção do saber docente virtual: Uma revisão sistemática. *Acta Scientiarum. Education*, 43(1), Artículo e51998. <https://doi.org/10.4025/actascieduc.v43i1.51998>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bentler, P. M. (1989). *EQS structural equations program manual*. BMDP Statistical Software.
- Beri, N., & Sharma, L. (2019). A study on technological and content knowledge among teacher-educators in Punjab region. *International Journal of Engineering and Advanced Technology*, 8(5), 1306-1312. <https://doi.org/10.35940/ijeat.E1186.0585C19>
- Cabero, J. (2014). *La formación del profesorado en TIC: Modelo TPACK*. Plubidisa.
- Cabero, J., & Martínez, A. (2019). Las TIC y la formación inicial de los docentes. Modelos y competencias digitales. *Profesorado. Revista de Currículum y Formación del Profesorado*, 23(3), 247-268. <https://doi.org/10.30827/profesorado.v23i3.9421>
- Castéra, J., Marre, C. C., Yok, M. C. K., Sherab, K., Impedovo, M. A., Sarapuu, T., Delseerleys Pedregosa, A., Khatoon Malik, S., & Armand, H. (2020). Self-reported TPACK of teacher educators across six countries in Asia and Europe. *Education and Information Technologies*, 25(4), 3003–3019. <https://doi.org/10.1007/s10639-020-10106-6>
- Cetin-Berber, D., & Erdem, A. R. (2015). An investigation of Turkish pre-service teachers' technological, pedagogical and content knowledge. *Computers*, 4(3), 234-250. <https://doi.org/10.3390/computers4030234>

- Chai, C. S., Koh, J. H. L., & Tsai, C. C. (2016). A review of the quantitative measures of technological pedagogical content knowledge (TPACK). En M. C. Herring, M. J. Koehler, & P. Mishra (Eds.), *Handbook of technological pedagogical content knowledge (TPACK) for educators* (pp. 87-106). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315771328>
- Chen, Y., & Cao, L. (2022). Promoting maker-centred instruction through virtual professional development activities for K-12 teachers in low-income rural areas. *British Journal of Educational Technology*, 53(4), 1025-1048. <https://doi.org/10.1111/bjet.13183>
- Cheng, S. L., & Xie, K. (2018). The relations among teacher value beliefs, personal characteristics, and TPACK in intervention and non-intervention settings. *Teaching and Teacher Education*, 74, 98–113. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2018.04.014>
- Ciriza-Mendivil, C., Lacambra, A., & Hernández de la Cruz, J. (2022). Technological pedagogical content knowledge: Implementation of a didactic proposal for preservice history teachers. *Frontiers in Education*, 7, Artículo 852801. <https://doi.org/10.3389/feduc.2022.852801>
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16–29. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.16>
- De las Cuevas, C., & González de Rivera, J. L. (1992). Autoinformes y respuestas sesgadas. *Anales de Psiquiatría*, 8(9), 362–366.
- Diamah, A., Rahmawati, Y., Paristiwati, M., Fitriani, E., Irwanto, I., Dobson, S., & Sevilla, D. (2022). Evaluating the effectiveness of TPACK-based training program in enhancing pre-service teachers' perceptions of TPACK. *Frontiers in Education*, 7, 1-27. <https://doi.org/10.3389/feduc.2022.897447>
- Fernández-Chávez, C., Domínguez-Ramírez, P., & Salcedo-Lagos, P. (2022). Validación de aplicación del modelo TPACK, asociado a las habilidades conciencia fonológica y conocimiento de letras para educadoras de parvularios. *Revista Electrónica Educare*, 26(3), 1-20. <https://doi.org/10.15359/ree.26-3.8>
- Fernández-Hernández, J. L., Herranz-Hernández, P., & Segovia-Torres, L. (2022). Validación cruzada sobre una misma muestra: una práctica sin fundamento. *R.E.M.A. Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 24(1), 38-40. <https://doi.org/10.17811/rema.24.1.2022.38-40>
- Frías-Navarro, D., & Pascual-Soler, M. (2022). *Lectura crítica y recomendaciones para redactar el informe de investigación*. Palmero Ediciones. <https://doi.org/10.17605/osf.io/kngtp>

- Gebhardt, E., Thomson, S., Ainley, J., & Hillman, K. (2019). *Gender differences in computer and information literacy. An In-depth analysis of data from ICILS*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-030-26203-7_1
- Gisbert-Cervera, M., Usart, M., & Lázaro-Cantabrana, J. L. (2022). Training pre-service teachers to enhanced digital education. *European Journal of Teacher Education*, 45(4), 532–547. <https://doi.org/10.1080/02619768.2022.2098713>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huang, J. L., & Wang, Z. (2021). Careless responding and insufficient effort responding. *Oxford Research Encyclopedia of Business and Management*. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190224851.013.303>
- Huang, K., Chen, Y., & Jang, S. (2020). TPACK in special education schools for SVI: A comparative study between Taiwanese and Chinese in-service teachers. *International Journal of Disability, Development and Education*, 69(2), 435-450. <https://doi.org/10.1080/1034912x.2020.1717450>
- Huang, X., Huang, L., & Lajoie, S. P. (2022). Exploring teachers' emotional experience in a TPACK development task. *Educational Technology Research and Development*, 70(4), 1283–1303. <https://doi.org/10.1007/s11423-022-10135-7>
- Ibrohim, I., Purwaningsih, E., Munzil, M., Hidayanto, E., Sudrajat, A., Saefi, M., & Hassan, Z. (2022). Possible links between Indonesian science teacher's TPACK perception and demographic factors: Self-reported survey. *Eurasia Journal of Mathematics, Science and Technology Education*, 18(9), Artículo em2146. <https://doi.org/10.29333/ejmste/12282>
- Ismaeel, D. A., & Al Mulhim, E. N. (2022). E-teaching internships and TPACK during the Covid-19 Crisis: The case of Saudi pre-service teachers. *International Journal of Instruction*, 15(4), 147-166. <https://doi.org/10.29333/iji.2022.1549a>
- Janssen, N., Knoef, M., & Lazonder, W. (2019) Technological and pedagogical support for pre-service teachers' lesson planning. *Technology, Pedagogy and Education*, 28(1), 115-128. <https://doi.org/10.1080/1475939X.2019.1569554>
- Jiménez, M. J., & Cabero, J. (2021). Los conocimientos tecnológicos, pedagógicos y de contenidos del profesorado universitario andaluz sobre las TIC. Análisis desde el modelo TPACK. *Innoeduca. International Journal of Technology and Educational Innovation*, 7(1), 4-18. <https://doi.org/10.24310/innoeduca.2021.v7i1.11940>

- Joldanova, D., Tleuzhanova, G., Kitibayeva, A., Smanova, G., & Mirza, N. (2022). Formation of TPACK and acmeological competency of future teachers in foreign language education. *International Journal of Education in Mathematics, Science, and Technology (IJEMST)*, 10(4), 935-954. <https://doi.org/10.46328/ijemst.2717>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Kadioglu-Akbulut, C., Cetin-Dindar, A., Kucuk, S., & Acar-Sesen, B. (2020). Development and validation of the ICT-TPACK-science scale. *Journal of Science Education and Technology*, 29(3), 355-368. <https://doi.org/10.1007/s10956-020-09821-z>
- Kartal, B., & Çınar, C. (2022). Preservice mathematics teachers' TPACK development when they are teaching polygons with geogebra. *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology*, 1-33. <https://doi.org/10.1080/0020739x.2022.2052197>
- Koh, J. H. L., Chai, C. S., & Tsai, C. C. (2010). Examining the technological pedagogical content knowledge of Singapore pre-service teachers with a large-scale survey. *Journal of Computer Assisted Learning*, 26(6), 563-573. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2729.2010.00372.x>
- Kulaksız, T., & Karaca, F. (2022). Elaboration of science teachers' technology-based lesson practices in terms of contextual factors influencing TPACK. *Research in Science & Technological Education*, 1-21. <https://doi.org/10.1080/02635143.2022.2083598>
- Lachner, A., Fabian, A., Franke, U., Preiß, J., Jacob, L., Führer, C., Küchler, U., Paravicini, W., Randler, C., & Thomas, P. (2021). Fostering pre-service teachers' technological pedagogical content knowledge (TPACK): A quasi-experimental Field Study. *Computers & Education*, 174, Artículo 104304. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2021.104304>
- Leal, L., & Rojas, J. (2020). Percepciones de autoeficacia y conocimientos TPACK en profesores en formación. *Diversitas*, 16(2). <https://doi.org/10.15332/22563067.6295>
- Lee, S. W., & Lee, E. A. (2020). Teacher qualification matters: The association between cumulative teacher qualification and students' educational attainment. *International Journal of Educational Development*, 77, Artículo 102208. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2020.102218>
- Lévy, J. P., & Varela, J. (2006). *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales: Temas esenciales, avanzados y aportaciones especiales*. Netbiblo.
- Liu, B. (2022). *Exploring secondary mathematics teachers' TPACK development and student-centred Beliefs* [Ponencia de congreso]. Proceedings of the 2022 8th International Conference on Humanities and Social Science Research (ICHSSR 2022), Congqing, China. <https://doi.org/10.2991/assehr.k.220504.057>

- Long, T., Zhao, G., Li, X., Zhao, R., Xie, K., & Duan, Y. (2020). Exploring Chinese in-service primary teachers' Technological Pedagogical Content Knowledge (TPACK) for the use of thinking tools. *Asia Pacific Journal of Education*, 42(2), 350-370. <https://doi.org/10.1080/02188791.2020.1812514>
- Manokore, V., & Kuntz, J. (2022). TPACK tried and tested: Experiences of post-secondary educators during COVID-19 pandemic. *International Journal for the Scholarship of Teaching and Learning*, 16(2), 1-13. <https://doi.org/10.20429/ijstol.2022.160214>
- Mishra, P. (2019). Considering contextual knowledge: The TPACK diagram gets an upgrade. *Journal of Digital Learning in Teacher Education*, 35(2), 76-78. <https://doi.org/10.1080/21532974.2019.1588611>
- Mishra, P., & Koehler, M. J. (2008). *Introducing technological pedagogical content knowledge*. [Ponencia de congreso]. Annual Meeting of the American Educational Research Association, Nueva York.
- Morgan, A., Sibson, R., & Jackson, D. (2022). Digital demand and digital deficit: Conceptualising digital literacy and gauging proficiency among higher education students. *Journal of Higher Education Policy and Management*, 44(3), 258-275. <https://doi.org/10.1080/1360080x.2022.2030275>
- Napitupulu, E., & Sebayang, N. (2022). TPACK learning model design needs analysis for 21st century skills. *Journal of Positive School Psychology*, 6(6), 9278-9284. <https://cutt.ly/s85N45I>
- Nazari, N., Nafissi, Z., Estaji, M., Marandi, S. S., & Wang, S. (2019). Evaluating novice and experienced EFL teachers' perceived TPACK for their professional development. *Cogent Education*, 6(1), Artículo 1632010. <https://doi.org/10.1080/2331186X.2019.1632010>
- Oda, K., Herman, T., & Hasan, A. (2020). Properties and impacts of TPACK-based GIS professional development for in-service teachers. *International Research in Geographical and Environmental Education*, 29(1), 40-54. <https://doi.org/10.1080/10382046.2019.1657675>
- Ortega-Sánchez, D., & Gómez-Trigueros, I. M. (2020). MOOCs and NOOCs in the training of future geography and history teachers: A comparative cross-sectional study based on the TPACK model. *IEEE Access*, 8, 4035-4042. <https://doi.org/10.1109/access.2019.2963314>
- Ortiz-Colón, A., Ágreda Montoro, M., & Rodríguez Moreno, J. (2020). Autopercepción del profesorado de educación primaria en servicio desde el modelo TPACK. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 23(2), 53-65. <https://doi.org/10.6018/reifop.415641>
- Otzen, T., & Manterola, C. (2017). Técnicas de muestreo sobre una población a estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232. <https://doi.org/10.4067/s0717-95022017000100037>

- Pozas, M., & Letzel, V. (2021). "Do you think you Have what it takes?" – Exploring predictors of pre-service teachers' prospective ICT use. *Technology, Knowledge and Learning*. <https://doi.org/10.1007/s10758-021-09551-0>
- Rens van de Schoot, P. I., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486-492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Roussinos, D., & Jimoyiannis, A. (2019). Examining primary education teachers' perceptions of TPACK and the related educational context factors. *Journal of Research on Technology in Education*, 51(4), 377-397. <https://doi.org/10.1080/15391523.2019.1666323>
- Schmidt-Crawford, D. A., Baran, E., Thompson, A. D., Mishra, P., Koehler, M. J., & Shin, T. S. (2009). Technological pedagogical content knowledge (TPACK): The development and validation of an assessment instrument for preservice teachers. *Journal of Research on Technology in Education*, 42(2), 123-149. <https://doi.org/10.1080/15391523.2009.10782544>
- Schmidt-Crawford, M., Brianza, E., & Petko, D. (2020). Developing a short assessment instrument for technological pedagogical content knowledge (TPACK.xs) and comparing the factor structure of an integrative and a transformative model. *Computers and Education*, 157, Artículo 103967. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2020.103967>
- Schmidt-Crawford, M., Brianza, E., & Petko, D. (2021). Self-reported technological pedagogical content knowledge (TPACK) of pre-service teachers in relation to digital technology use in lesson plans. *Computers in Human Behavior*, 115, Artículo 106586. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106586>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2015). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315749105>
- Sun, J., Ma, H., Zeng, Y., Han, D., & Jin, Y. (2022). Promoting the AI teaching competency of K-12 computer science teachers: A TPACK-based professional development approach. *Education and Information Technologies*. <https://doi.org/10.1007/s10639-022-11256-5>
- Tan, J. S. H., & Chen, W. (2022). Spiral model of collaborative lesson design: A model to develop TPACK and TEL design competency in pre-service teachers. En A. Weinberger, W. Chen, D. Hernandez-Leo, & B. Chen (Eds.), *Proceedings of the 15th Computer-Supported Collaborative Learning: CSCL 2022* (pp. 91-98). International Society of the Learning Sciences.
- Tondeur, J., Scherer, R., Siddiq, F., & Baran, E. (2019). Enhancing pre-service teachers' technological pedagogical content knowledge (TPACK): A mixed-method study. *Educational Technology Research and Development*, 68(1), 319-343. <https://doi.org/10.1007/s11423-019-09692-1>

- Wang, Y., Gu, X., & Liu, S. (2020). The investigation and analysis of pre-service teachers toward TPACK competencies. *Open Journal of Social Sciences*, 8(12), 327-339. <https://doi.org/10.4236/jss.2020.812027>
- Widyasari, F., Masykuri, M., Mahardiani, L., Saputro, S., & Yamtinah, S. (2022). Measuring the effect of subject-specific pedagogy on TPACK through Flipped learning in e-learning classroom. *International Journal of Instruction*, 15(3), 1007-1030. <https://doi.org/10.29333/iji.2022.15354a>
- Yanpar Yelken, T., Ergen, B., & Kanadli, S. (2019). A meta-analysis of research on technological pedagogical content knowledge by gender. *Contemporary Educational Technology*, 10(4), 358-380. <https://doi.org/10.30935/cet.634182>

APÉNDICE

TK (Conocimiento Tecnológico)

1. Sé cómo resolver mis propios problemas técnicos con las tecnologías.
 - Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo

2. Soy capaz de aprender a utilizar cualquier programa o herramienta tecnológica fácilmente.
 - Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo

3. Me mantengo al día en relación a las nuevas tecnologías.
 - Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo

4. Dispongo de las habilidades técnicas que necesito para utilizar la tecnología en diferentes contextos (personales, didácticas, para hacer trámites administrativos, etc.).
 - Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo

CK (Conocimiento del Contenido)

5. Tengo suficientes conocimientos sobre los contenidos que voy a enseñar en mi futura labor como docente.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo
6. Considero que cuento con suficientes recursos para buscar, procesar, organizar y comprender los contenidos disciplinares que enseñaré en mi futura labor como docente.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo
7. Tengo una variedad de métodos y estrategias para mejorar mi comprensión de los contenidos de las materias que debo enseñar en mi futura labor como docente.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo
8. Soy capaz de reflexionar sobre el currículo del nivel educativo que impartiré al igual que cualquier otro colega ya experimentado.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo

PK (Conocimiento Pedagógico)

9. Sé cómo evaluar el aprendizaje del alumnado en un aula.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

10. Puedo adaptar mi forma de enseñar en función de las necesidades del alumnado para lograr que comprendan los contenidos que les quiero enseñar.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

11. Considero que soy capaz de adaptar mi metodología de enseñanza a la diversidad de un aula.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

12. Soy capaz de llevar a cabo una evaluación de los aprendizajes de un aula de múltiples maneras.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

13. Soy capaz de usar una amplia gama de metodologías y estrategias de enseñanza en un aula.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

14. Estoy familiarizado/a con los conceptos erróneos comunes de los estudiantes.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

15. Sé cómo organizar y mantener la gestión del aula.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

PCK (Conocimiento de Contenido Pedagógico)

16. Soy capaz de seleccionar metodologías y estrategias de enseñanza efectivas para guiar el aprendizaje de los estudiantes en las áreas de contenido que enseñaré como futuro docente.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

17. La formación recibida me ha capacitado para ayudar al alumnado en la resolución de los problemas del mundo real relacionados con los contenidos que enseñaré como futuro docente.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo
18. La formación recibida me ha habilitado para poder seleccionar las herramientas de evaluación adecuadas para calificar el desempeño de los estudiantes en su aprendizaje.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo

TCK (Conocimiento de Contenido Tecnológico)

19. Tengo formación en aquellas tecnologías que puedo utilizar en el aula para hacer comprensibles aquellos contenidos y procedimientos que enseñaré a mi futuro alumnado.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo
20. La formación recibida me ha capacitado para el uso de herramientas de software específicas para la enseñanza.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo

21. La formación recibida y los cursos en los que he participado me han enseñado qué tecnologías puedo aplicar para la enseñanza de los contenidos disciplinares.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

TPK (Conocimiento Pedagógico Tecnológico)

22. La Puedo elegir tecnologías que mejoren el enfoque y la comprensión de una lección o de un contenido a los estudiantes.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

23. Soy capaz de seleccionar aquellos recursos tecnológicos que facilitarán mi tarea como docente para trabajar un tema o un contenido concreto en el aula.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

24. Mi formación como docente me ha llevado a pensar más profundamente acerca de cómo la tecnología puede influir en los procesos y en las metodologías de enseñanza que utilizaré en mis futuras clases.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

25. Reflexiono, de manera crítica, en relación a cómo usar la tecnología en mi futura labor como docente.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

26. Soy capaz de adaptar el uso de las tecnologías que estoy aprendiendo en mi formación como docente a diferentes actividades de enseñanza.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

27. Soy capaz de seleccionar tecnologías para usar en mi futura labor como docente, que mejoren el aprendizaje y la manera de transmitir y enseñar los contenidos a los estudiantes.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

28. Soy capaz de utilizar estrategias para el aula que combinan contenidos, tecnologías y metodologías diversas, que he aprendido en mi formación como docente.

- Totalmente en desacuerdo
- En desacuerdo
- Ni de acuerdo ni en desacuerdo
- De acuerdo
- Totalmente de acuerdo

29. Puedo proporcionar liderazgo para ayudar a otros y otras compañeras a coordinar un buen uso de las tecnologías combinado con metodologías diversas para el aula.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo
30. Considero que las tecnologías ayudan al docente en su tarea habitual en el aula para enseñar contenidos y procedimientos.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo

TPACK (Pedagogía Tecnológica y Conocimiento del Contenido)

31. Soy capaz de preparar materiales didácticos que combinen, adecuadamente, los contenidos, las tecnologías y las metodologías o estrategias de aula diversas.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo
32. La formación recibida me ha capacitado para poder compaginar, de manera correcta, los contenidos, las tecnologías y las metodologías para la consecución de los conocimientos de una materia concreta.
- Totalmente en desacuerdo
 - En desacuerdo
 - Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 - De acuerdo
 - Totalmente de acuerdo