







Recursos digitales y metodología didáctica en la formación inicial de docentes de Historia

Digital resources and didactic methodology in the initial training of History teachers

-  Dr. Pedro Miralles-Martínez es Profesor Titular de la Facultad de Educación de la Universidad de Murcia (España) (pedromir@um.es) (<https://orcid.org/0000-0002-9143-2145>)
-  Dr. Cosme J. Gómez-Carrasco es Profesor Titular de la Facultad de Educación de la Universidad de Murcia (España) (cigomez@um.es) (<https://orcid.org/0000-0002-9272-5177>)
-  Dr. Víctor B. Arias es Profesor Ayudante Doctor de la Facultad de Psicología de la Universidad de Salamanca (España) (vbarias@usal.es) (<https://orcid.org/0000-0002-1260-7948>)
-  Dra. Olaia Fontal-Merillas es Profesora Titular de la Facultad de Educación y Trabajo Social de la Universidad de Valladolid (olaia.fontal@uva.es) (<https://orcid.org/0000-0003-1216-3475>)

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar los vínculos entre las percepciones del profesorado en formación sobre el uso de los recursos digitales en el aula de Secundaria, y sus concepciones metodológicas y epistemológicas. Las teorías de Shulman siguen orientando en gran medida las investigaciones sobre el conocimiento del profesorado. Sin embargo, el impacto de las nuevas tecnologías ha impulsado nuevos enfoques, como el TPACK, que incide en la competencia digital docente. Para abordar este objetivo se ha recogido información de un cuestionario implementado en 22 universidades, 13 españolas (344 participantes) y 9 inglesas (162 participantes). Los análisis de datos se realizaron en tres fases: a) exploración de la estructura de las valoraciones sobre la utilidad de los recursos digitales mediante análisis de clases latentes; b) estimación de los modelos factoriales confirmatorios para las variables procesos de evaluación, Historia como materia formativa, y competencias históricas; c) estimación de las diferencias entre clases. Los resultados mostraron cuatro perfiles de respuesta en función de la opinión sobre el uso de los recursos en el aula, y polarizadas en torno a dos ítems: cómics y videojuegos. También se ha podido comprobar importantes diferencias entre clases en cuestiones metodológicas (prácticas tradicionales e innovadoras); y diferencias menos importantes sobre percepciones epistemológicas y de desarrollo de competencias históricas en el aula.

ABSTRACT

This paper analyzes the links that exist between the perceptions of teachers-in-training regarding the use of digital resources in the Secondary Education classroom and their own methodological and epistemological conceptions. Shulman's theories continue to largely guide current research on teacher knowledge. However, the impact caused by the new technologies has inspired new approaches like TPACK, which put the focus on the teachers' digital competence. In order to address this goal, information has been collected by means of a questionnaire implemented in 22 universities, 13 Spanish (344 participants) and 9 British (162 participants). The analysis of data was conducted along three phases: a) examination of the structure of assessments regarding the usefulness of digital resources by analyzing latent classes; b) estimation of confirmatory factor models for variable evaluation processes, History as a formative subject and historical competencies; c) estimation of interclass differences by using confirmatory factor models. The results showed four types of response regarding the use of digital resources in the classroom that were polarized about two items: comics and video games. Important interclass differences have likewise been found regarding methodological issues (traditional and innovative practices), as well as less important differences concerning epistemological conceptions and views on the development of historical competencies in the classroom.

PALABRAS CLAVE | KEYWORDS

TIC, medios, competencia digital, educación secundaria, formación docente, metodología didáctica, cuestionario, historia.

ICT, mass media, digital competence, secondary education, teacher education, didactic methodology, questionnaire, history.

1. Introducción y estado de la cuestión

1.1. Formación del profesorado y conocimiento didáctico del contenido

En los últimos decenios la formación inicial y continua del profesorado se ha convertido en un tema axial (González & Skultety, 2018). Los estudios internacionales insisten en la necesidad de renovar los programas de capacitación docente para mejorar los procesos de enseñanza-aprendizaje en educación obligatoria (Barnes, Fives, & Dacey, 2017). Gran parte de los autores señalan que es necesaria una mayor investigación comparativa y transferir estos hallazgos a la práctica docente en el aula (König, Ligtoet, Klemenz, & Rothlandb, 2017). En el marco de las líneas de investigación sobre la capacitación del profesorado, el análisis de los conocimientos y concepciones de estos docentes ha tomado un protagonismo fundamental para orientar los programas de formación inicial (Darling-Hammond, 2006; Fives & Buehl, 2012). En estos trabajos destacan las investigaciones que pretenden calibrar los diferentes tipos de conocimiento profesional del docente, haciendo hincapié en el dominio de las tareas habituales del aula (Oliveira, Lopes, & Spear-Swerling, 2019). Las propuestas de Shulman (1987) han influido ampliamente en la definición de las categorías diseñadas para la investigación del conocimiento del profesorado. Especialmente cuando se evalúan las competencias docentes, los investigadores tienden a distinguir entre conocimiento de contenido (CK), conocimiento didáctico del contenido (PCK) y conocimiento pedagógico general (GPK) (Kleickmann & al., 2012).

Mientras que CK es el conocimiento de la asignatura específica y está relacionado con el contenido que el profesorado debe enseñar; el GPK es el conocimiento pedagógico general, que implica amplios principios y estrategias de gestión y organización del aula (Blömeke, Busse, Kaiser, König, & Sühl, 2016).

El PCK incluye un conocimiento que relaciona la temática concreta de la materia con las finalidades de la enseñanza (Monte-Sano, 2011); un conocimiento que profundiza en las representaciones sociales que el alumnado tiene de una materia en concreto, en cómo el alumnado comprende esos conocimientos, en los métodos y recursos necesarios para enseñar esa disciplina, así como en la selección y organización de los contenidos concretos para adecuarlos a la realidad del aula (Meschede, Fiebranz, Möller, & Steffensky, 2017).

1.2. T-PACK, competencia digital docente y metodología didáctica

Los recursos digitales y los medios de comunicación están teniendo un gran impacto en las nuevas formas de clasificar las competencias docentes. Aunque el profesorado y el alumnado viven inmersos en experiencias mediáticas, la transferencia al proceso de enseñanza y aprendizaje no se ha realizado de forma plena (Ramírez & González, 2016). Existen todavía reservas sobre su uso muy relacionadas con la formación docente. Esta formación es la variable que más incide en el nivel de competencia digital de profesorado según estudios como los de González, Gozávez y Ramírez (2015).

Una de las propuestas de integración de los recursos digitales que más fuerza está teniendo en las investigaciones sobre formación del profesorado es el modelo metodológico Technological Pedagogical Content Knowledge (T-PACK), desarrollado por Koehler y Mishra (2008). Este modelo apuesta por una formación del profesorado que integre las TIC desde una triple perspectiva: la aceptación y competencia técnica de los docentes; la modelización pedagógica y la aplicación didáctica de estas tecnologías (Koh & Divaharan, 2011). Así, el modelo T-PACK se basa en la interrelación de tres tipos de conocimiento: Pedagogical Content Knowledge, conocimiento didáctico del contenido; Technological Content Knowledge, sobre cómo la tecnología puede ser útil para generar nuevas formas de contenido; y Technological Pedagogical Knowledge, que hace referencia al conjunto de saberes relacionados con el uso de las tecnologías en la metodología docente.

Este modelo ha tenido relativo éxito, y en los últimos cinco años se han multiplicado los estudios sobre su incidencia en la capacitación docente (Gisbert, González, & Esteve, 2016), identificando las percepciones de los profesores sobre las dimensiones de la competencia en alfabetización digital (García-Martín & García-Sánchez, 2017) o midiendo la capacidad de los docentes para desarrollar la información digital de los alumnos y sus habilidades comunicativas (Claro & al., 2018).

Otros estudios relevantes se han centrado en la integración de la competencia digital profesional en la formación docente (Instefjord & Munthe, 2017) caracterizando los factores que explican la inclusión digital

(Hatlevik & Christophersen, 2013) o aportando criterios básicos para la enseñanza de la competencia digital en las escuelas y en la formación docente (Engen, Giæver, & Mifsud, 2015). Sin embargo, todavía son escasas las investigaciones sobre la formación del profesorado de Historia y otras Ciencias Sociales a través de estudios amplios y sistemáticos que permitan la comparación. Algunas propuestas han generado un modelo para alinear la evaluación con las competencias y actividades de aprendizaje (Guerrero-Roldán & Noguera, 2018). Trabajos como los de Cózar y Sáez (2016), centrado en el aprendizaje basado en juegos y gamificación en la formación inicial del profesorado en ciencias sociales, o el de Colomer, Sáiz y Bel (2018) sobre la competencia digital en futuros docentes de Ciencias Sociales desde el modelo TPACK, han abierto un camino sobre el que es necesario profundizar.

1.3. Problemas de investigación

El principal objetivo es analizar las relaciones existentes entre la opinión y percepción que tiene el profesorado en formación sobre el uso de los recursos digitales con la valoración que estos docentes realizan de la historia como materia formativa, y las estrategias didácticas que deben implementar en el aula.

Este objetivo ha dado lugar a cuatro problemas de investigación:

- P1. ¿Qué perfil de respuesta tiene el profesorado en formación sobre los recursos digitales y los medios para la enseñanza de la historia? ¿Existen diferencias entre las respuestas de los participantes en España e Inglaterra?
- P2. ¿Qué relación existe entre la opinión del profesorado en formación sobre el uso de los recursos digitales y su percepción sobre los procesos de evaluación?
- P3. ¿Qué relación existe entre la opinión del profesorado en formación sobre el uso de las TIC y los medios y su valoración de la historia como materia formativa?
- P4. ¿Qué relación existe entre la opinión del profesorado en formación sobre el uso de los recursos digitales y su valoración del desarrollo de competencias históricas en el aula?

El modelo T-PACK se basa en la interrelación de tres tipos de conocimiento: Pedagogical Content Knowledge, conocimiento didáctico del contenido; Technological Content Knowledge, sobre cómo la tecnología puede ser útil para generar nuevas formas de contenido; y Technological Pedagogical Knowledge, que hace referencia al conjunto de saberes relacionados con el uso de las tecnologías en la metodología docente.

2. Material y métodos

2.1. Participantes

El contexto en el que se realiza la investigación es el posgrado habilitante para ser profesor de Secundaria de la materia de Historia en España y en Inglaterra. Intervinieron 506 docentes en formación que cursaban el Máster de Educación Secundaria, especialidad de Geografía e Historia, en España (344), y el Postgraduate Certificate in Education y el Teach First en Inglaterra (162), al finalizar el curso académico 2015-2016. Participaron 22 universidades, 13 españolas y 9 inglesas. A pesar de que el número de participantes ingleses es menor, la representatividad de la muestra es similar. Según datos oficiales y las consultas realizadas a un experto de Inglaterra sobre la formación del profesorado, se estima una población de 1.200 estudiantes en España y 800 en Inglaterra en estos posgrados habilitantes. La elección de estos dos países se debe a su diferente tradición en educación histórica: centrada en competencias históricas en el caso de Inglaterra, y arraigada a contenidos conceptuales y competencias transversales en España.

2.2. Enfoque de la investigación

Para este estudio el diseño escogido fue cuantitativo no experimental a través de un cuestionario con escala Likert (1-5). Los diseños mediante encuesta son muy habituales en el ámbito de la educación ya que son aplicables a múltiples problemas y permiten recoger información sobre un elevado número de variables (Sapsford & Jupp, 2006).

2.3. Instrumento de recogida de la información

Los datos utilizados forman parte de un cuestionario denominado «Opinión y percepción del profesorado en formación inicial sobre el aprendizaje de la historia y la evaluación de competencias históricas». El cuestionario fue validado por cuatro expertos de diferentes áreas y universidades españolas, con amplia experiencia en Educación Secundaria. Se estructuró en torno a la pertinencia y claridad de cada uno de los ítems. Se dejaron solo los ítems que superaron tres de media.

El cuestionario tiene una primera parte de identificación con información sobre universidad, sexo, edad y formación. La segunda consta de tres bloques temáticos. En el primero, titulado «Opinión y percepción sobre la evaluación y su papel en el proceso de enseñanza-aprendizaje», se han tenido en cuenta las prácticas docentes relacionadas con perfiles tradicionales e innovadores, según estudios como los de Alonso-Tapia y Garrido (2017) o Stufflebeam y Shinkfield (2007). El segundo bloque, «Opinión y percepción sobre la historia como materia formativa, métodos, fuentes y recursos de enseñanza», se centra en las percepciones de los encuestados sobre la epistemología de la historia y su función como materia educativa. Esta parte se ha basado en el Beliefs History Questionnaire, empleado por VanSledright y Reddy (2014). El tercero, «Opinión y percepción sobre la evaluación de competencias históricas en Secundaria: utilización de fuentes, razonamiento causal y empatía histórica», se ha basado principalmente en tres de los principales conceptos de pensamiento histórico: explicación causal, fuentes y pruebas, y empatía o perspectiva histórica (Martínez-Hita & Gómez, 2018). Tras realizar la validación del cuestionario por los expertos, fue traducido al inglés y se sometió a la validación del comité de ética del Institute of Education (University College of London), que fue positiva.

Para la recogida de información se contactó previamente con el profesorado de ambos países. Se recopilaron cuestionarios en papel de las universidades de Murcia, Alicante, Valencia, Barcelona, La Rioja, Zaragoza, Oviedo, Santander, Valladolid, Burgos, Autónoma de Madrid, Málaga y Jaén. En Inglaterra se reunieron cuestionarios en papel y *on line*: IoE-UCL, Exeter, Edge Hill, Metropolitan Manchester, York, Leeds, East-Anglia, Birmingham y Christ Church of Canterbury.

2.4. Procedimiento y análisis de datos

Los análisis de datos se realizaron en tres fases: a) exploración de la estructura de las valoraciones sobre la utilidad de los recursos digitales mediante análisis de clases latentes; b) estimación de los modelos factoriales confirmatorios para los tres bloques del cuestionario; c) estimación de las diferencias entre clases en las variables modeladas en el punto b. Todos los análisis se realizaron con Mplus 7.0 (Muthén & Muthén, 2015).

2.4.1. Análisis de clases latentes

En primer lugar, se modelaron las valoraciones dadas por los estudiantes de la importancia del uso de diversas modalidades de los recursos digitales (Internet, prensa digital y en papel, películas y documentales de temática histórica, novela histórica, revistas de divulgación, videojuegos y cómics). Empleamos análisis de clases latentes (LCA). El LCA es un método útil para identificar estadísticamente grupos internamente homogéneos a partir de datos multivariados continuos o categóricos. El LCA utiliza modelos probabilísticos de pertenencia a subgrupos no observables, a diferencia de otros métodos de agrupamiento basados en la detección de conglomerados mediante medidas de distancia arbitrarias o teóricas (Hagenaars & McCutcheon, 2002).

El número de clases se determinó a partir de los índices de ajuste: entropía, el Criterio de Información de Akaike (AIC), el Criterio de Información Bayesiana (BIC), el BIC ajustado al tamaño de la muestra (ssaBIC) y el test de Lo-Mendell-Rubin (LMR). Valores menores de AIC, BIC y saaBIC sugieren mejor ajuste del modelo actual respecto del modelo anterior más parsimonioso. La entropía es un indicador de

la precisión con que el modelo clasifica a los individuos en las clases (valores superiores a .70 sugieren bastante precisión). El LMR pone a prueba la hipótesis nula de que la solución con $k+1$ clases no es mejor que la solución con k clases. Valores significativos de LMR ($p < .05$) sugieren que la solución con más clases representa mejor la estructura de los datos (Lo, Mendell, & Rubin, 2001).

2.4.2. Estimación de los modelos factoriales

Antes de estimar las diferencias entre clases respecto a las variables de estudio, se realizaron análisis factoriales confirmatorios para garantizar la calidad de la medida. En primer lugar, analizamos la dimensionalidad de cada escala mediante análisis paralelo optimizado (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). Después, estimamos los modelos confirmatorios con el número de factores sugerido por el análisis paralelo. Para evaluar el ajuste de los modelos factoriales, evaluamos el «root mean square error of approximation» (RMSEA), el «comparative fit index» (CFI) y el «Tucker-Lewis index» (TLI). Valores RMSEA inferiores a .05 o a .08, y valores CFI y TLI superiores a .95 y .90 sugieren un ajuste bueno o aceptable de los datos al modelo, respectivamente (Hu & Bentler, 1999).

Adicionalmente investigamos la presencia de fuentes de desajuste local mediante la inspección de los índices de modificación (MI) y los parámetros estandarizados de cambio (SEPC) de cada modelo. Valores MI mayores a 10 y SEPC mayores a .20 sugieren la presencia de fuentes de desajuste que debieran ser investigadas antes de la selección del modelo definitivo (Saris, Satorra & Van-der-Veld, 2009). Para la estimación de todos los modelos factoriales utilizamos mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV) dada la naturaleza ordinal de los datos de entrada.

2.4.3. Comparación de clases

Las clases se compararon utilizando las puntuaciones factoriales estandarizadas obtenidas en cada una de las escalas, mediante una prueba t para cada par de clases. Se empleó un nivel de significación de .01 para disminuir la probabilidad de clasificar como significativas diferencias substantivamente irrelevantes. Para cada contraste significativo tuvimos en cuenta el tamaño del efecto (Cohen, 1988).

3. Resultados

3.1. Análisis de clases latentes

La Tabla 1 contiene los resultados del análisis de clases latentes. Valoramos modelos de hasta cinco clases (la solución de seis no se pudo estimar correctamente debido a una matriz derivativa de primer orden no definida positivamente). La solución de una clase, equivalente a un modelo factorial unidimensional, obtuvo el peor ajuste en todos los índices consultados. AIC, BIC y saaBIC mejoraron hasta la solución de cinco clases. Sin embargo, la mejora de BIC y saaBIC en el modelo de cinco clases respecto del de cuatro no pudo interpretarse como evidencia fuerte a favor del modelo con más parámetros ($\Delta BIC=3$ y $\Delta saaBIC=9$, en ambos casos menor a un factor Bayes de 150; Raftery, 1995). El test LMR sugirió la inclusión de más clases hasta el modelo de cinco, donde LMR resultó no significativo ($p=.679$), sugiriendo la retención del modelo de cuatro clases. La entropía resultó adecuada en todos los casos. Dados estos resultados, optamos por conservar la solución más parsimoniosa de cuatro clases.

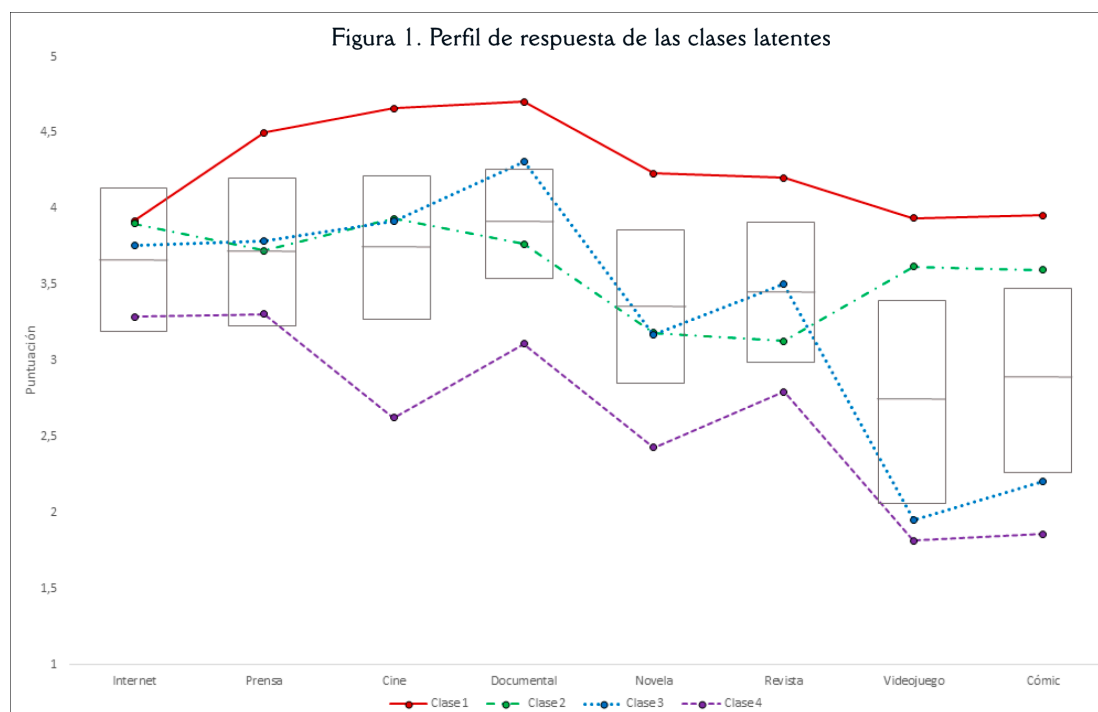
| Clases | fp | AIC | BIC | ABIC | Entropía | LMR test |
|--------|----|-------|-------|-------|----------|----------|
| 1 | 16 | 11472 | 11540 | 11489 | 1 | - |
| 2 | 25 | 10823 | 10928 | 10849 | .81 | .0017 |
| 3 | 34 | 10664 | 10808 | 10700 | .75 | .015 |
| 4 | 43 | 10524 | 10706 | 10569 | .76 | .0027 |
| 5 | 52 | 10483 | 10703 | 10560 | .76 | .679 |

Nota. fp=free parameters; AIC=Akaike Information Criterion; BIC=Bayesian Information Criterion; VLRM=Lo-Mendell-Rubin likelihood ratio test.

El perfil de respuesta de las clases se muestra en la Figura 1. Las líneas representan la puntuación media en cada ítem por clase (mayor puntuación corresponde a mayor importancia atribuida a los ítems

de los recursos digitales). Los rectángulos representan una desviación típica en torno a la media (línea horizontal) calculada a partir de los datos de toda la muestra. La clase 1 (21,2% de la muestra) asignó valoraciones altas a todos los ítems de las TIC. La clase 2 (25,7%) asignó valores moderadamente altos a todos los ítems, excepto aquellos con mayor carga escrita (revistas de divulgación y novela histórica), con valoraciones algo menores. La clase 3 (30,1%) mostró un perfil muy similar a la clase 2, excepto en el ítem «documentales» donde asignaron valores ligeramente más altos, y en los ítems «videojuegos» y «cómic», donde las valoraciones fueron sustancialmente bajas (al contrario que en la clase 2).

Por último, la clase 4 (22,9%) otorgó valores medios (Internet, prensa digital y escrita, documentales), bajos (cine, novelas y revistas de divulgación) o muy bajos (cómic y videojuegos). Las distribuciones de personas en las clases fue significativamente distinta entre España e Inglaterra ($\chi^2(3)=28,96$, $p=.001$), pero de escasa relevancia (v de Cramer=.21).



3.2. Análisis factorial

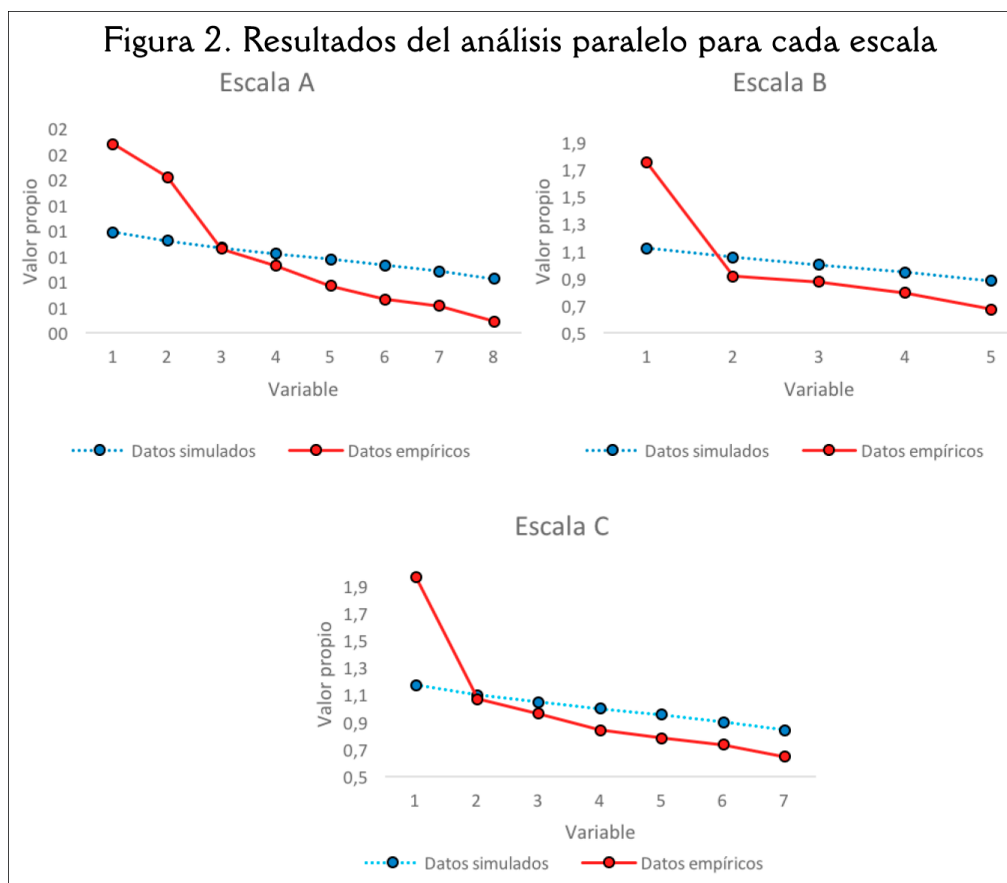
La Figura 2 (paneles a, b y c) muestra los resultados del análisis paralelo para cada escala. El análisis sugirió una estructura de dos factores para la escala A, y de un factor para las escalas B y C, toda vez que solo uno de los valores propios empíricos superó los valores propios simulados (1.000 matrices). Los ítems de la escala A se sometieron a un análisis factorial exploratorio (mínimos cuadrados ponderados para variables categóricas implementado en FACTOR 10,9; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). La solución de dos factores correlacionados produjo una estructura clara, donde un factor agrupó a los ítems referidos a la preferencia por procedimientos de evaluación tradicionales, y otro factor a los referidos a procedimientos de evaluación innovadores.

Los procedimientos tradicionales de evaluación que agrupó el factor A1 fueron: a) la evaluación es un elemento positivo; b) debe basarse en preceptos curriculares; c) las técnicas cualitativas deben tener un menor peso; y d) el examen es objetivo. Los procedimientos más innovadores que agrupó el factor A2 fueron: a) los contenidos conceptuales deben tener un menor peso; b) los procedimientos tradicionales de evaluación impiden la innovación; y c) los procedimientos tradicionales de evaluación están relacionados con el fracaso escolar.

La correlación entre factores fue negativa y baja (-.31), sugiriendo que la preferencia por métodos

innovadores no implica necesariamente el rechazo de métodos tradicionales (y viceversa). El factor B agrupó a los ítems de concepciones de la historia como materia formativa desde una perspectiva tradicional: a) la historia es simplemente el conocimiento del pasado; b) el desacuerdo entre historiadores es solo por problemas con las fuentes; c) los contenidos históricos deben basarse en el origen de la nación; d) las buenas habilidades de lectura y memorización son suficientes para interpretar fuentes; e) es complicado usar métodos de indagación.

El factor C estuvo compuesto por los ítems menos proclives al desarrollo y evaluación de competencias históricas en el aula, excepto en el uso de fuentes: a) es fundamental memorizar fechas; b) ítems a favor del uso fuentes; c) ítems en contra de la explicación causal; d) ítems en contra del uso de la empatía histórica.



La Tabla 2 contiene los índices de ajuste de los modelos factoriales confirmatorios. En el caso de la variable A, el modelo de dos factores correlacionados obtuvo un ajuste suficiente según RMSEA y CFI, pero subóptimo según el TLI. Observamos que la correlación entre los residuales de dos ítems referidos específicamente a la evaluación de contenidos tuvo MI y SEPC superiores a .10 y .20, respectivamente.

Ya que es esperable que pares de ítems referidos a aspectos muy concretos del contenido presenten correlaciones moderadas más allá de las explicadas por el factor (Brown, 2006), optamos por liberar la correlación. El modelo resultante presentó un ajuste suficiente (RMSEA=.06, CFI=.951, TLI=.912). El modelo unidimensional de la variable B obtuvo un ajuste bueno (RMSEA=.04, CFI=.97, TLI=.95) sin necesidad de ulteriores re-especificaciones del modelo.

El modelo unidimensional de la variable C obtuvo un ajuste suficiente en RMSEA y CFI pero no en TLI (.86). Las responsables principales del desajuste fueron dos correlaciones entre residuales. Dicha varianza específica compartida se modeló liberando ambas correlaciones, lo que dio lugar a una mejora sustancial en el ajuste (RMSEA=.03, CFI=.97, TLI=.95).

| Modelo | fp | RMSEA | CFI | TLI | CSq(df) | CSq/df |
|--------|----|-------|-------|-------|---------|--------|
| A | 36 | 0,08 | 0,921 | 0,872 | 54(13) | 4,15 |
| A(cus) | 37 | 0,066 | 0,951 | 0,912 | 38(12) | 3,17 |
| B | 25 | 0,045 | 0,975 | 0,95 | 10(5) | 2,00 |
| C | 34 | 0,061 | 0,913 | 0,869 | 40(14) | 2,86 |
| C(cus) | 36 | 0,037 | 0,972 | 0,95 | 20(12) | 1,67 |

Nota: pl = parámetros libres; RMSEA = Root mean square error of approximation; CFI = Comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index; gl = grados de libertad.

3.3. Comparación de clases

Para la comparación de clases empleamos las puntuaciones factoriales estandarizadas ($M=0$, $DT=1$) estimadas mediante los modelos factoriales arriba descritos.

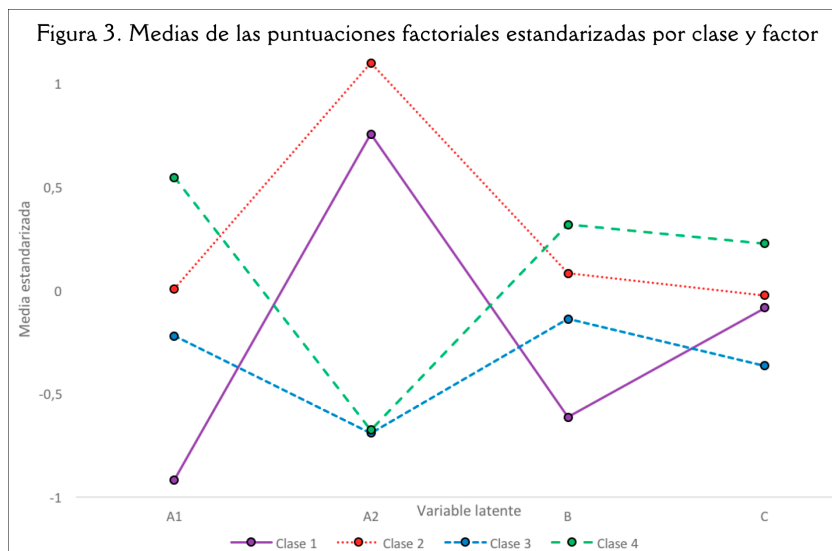
La Tabla 3 contiene los resultados de las pruebas t. Las principales diferencias entre clases se observaron en los factores A1 y A2, donde diez de doce contrastes resultaron significativos, con tamaños de efecto desde bajos (.34) a muy altos (1,77).

| Factor | Clase | Tamaño del efecto | sig. |
|--------|---------|-------------------|------|
| FA 1 | 1 vs. 2 | .76 | .000 |
| | 1 vs. 3 | .54 | .000 |
| | 1 vs. 4 | .46 | .000 |
| | 2 vs. 3 | .23 | .055 |
| | 2 vs. 4 | .70 | .000 |
| | 3 vs. 4 | .92 | .000 |
| FA 2 | 1 vs. 2 | .02 | .835 |
| | 1 vs. 3 | 1.7 | .000 |
| | 1 vs. 4 | 1.4 | .000 |
| | 2 vs. 3 | 1.7 | .000 |
| | 2 vs. 4 | 1.4 | .000 |
| | 3 vs. 4 | .34 | .000 |
| FB | 1 vs. 2 | .46 | .000 |
| | 1 vs. 3 | .23 | .034 |
| | 1 vs. 4 | .93 | .000 |
| | 2 vs. 3 | .22 | .095 |
| | 2 vs. 4 | .47 | .001 |
| | 3 vs. 4 | .69 | .000 |
| FC | 1 vs. 2 | .06 | .657 |
| | 1 vs. 3 | .25 | .030 |
| | 1 vs. 4 | .31 | .011 |
| | 2 vs. 3 | .34 | .013 |
| | 2 vs. 4 | .28 | .050 |
| | 3 vs. 4 | .59 | .000 |

El factor B registró diferencias significativas en cuatro de seis contrastes, con tamaños de efecto entre moderados (.47) y altos (.93). Por último, el factor C solo registró una diferencia significativa, con un tamaño de efecto moderado (.59). Para facilitar la lectura de resultados, la Figura 3 muestra las medias de las puntuaciones factoriales estandarizadas por clase y factor.

Respecto a la variable A1, la clase 4 mostró valoraciones sustancialmente más favorables a los métodos tradicionales que el resto de clases: las clases 2 y 3 mostraron valoraciones medias, y la clase 1 muy desfavorables. Respecto la variable A2, las opiniones más favorables hacia los procedimientos innovadores fueron registradas por las clases 1 y 2, con diferencias muy grandes (hasta 1,7 desviaciones típicas) respecto de las 3 y 4, que manifestaron valoraciones moderadamente desfavorables hacia procedimientos innovadores. Respecto a la variable B, las principales diferencias se observaron en la clase 1, que valoró de forma sustancialmente negativa las percepciones tradicionales de la historia; y la clase 4, que mostró

valoraciones moderadamente positivas. En el caso de la variable C, la única diferencia relevante se observó entre la clase 3 (valoraciones ligeramente negativas) y la 4 (valoraciones ligeramente positivas).



4. Discusión y conclusiones

Con los resultados obtenidos del análisis de clases latentes y la comparación de clases con el modelo factorial de cada uno de los bloques del cuestionario, podemos responder a los cuatro problemas de investigación.

P1. Tomadas en conjunto las clases reflejan dos cuestiones: a) en los primeros seis ítems analizados, las clases se disponen prácticamente como un continuo, desde valoraciones elevadas (clase 1), a moderadas (clases 2 y 3), y de moderadas a bajas (clase 4); b) el orden anterior se rompe en el caso de los cómics y videojuegos, de manera que las clases se organizan en dos extremos opuestos, produciendo una distribución bimodal muy polarizada, con dos clases bastante favorables (1 y 2) y dos muy contrarias (3 y 4). La diferencia de tamaño entre clases no es muy relevante, pues todas oscilan entre el 21-30% de la muestra. La diferencia entre los resultados de España e Inglaterra es escasa a nivel estadístico, y recae principalmente en el tamaño de cada una de las clases.

P2. No existe un continuo único bipolar de procesos tradicionales-innovadores. La preferencia por procesos innovadores o tradicionales funciona como un binomio de dos factores distintos y poco dependientes, de forma que pueden observarse personas que prefieren procesos innovadores, pero no por eso rechazan procesos tradicionales. En el factor de procesos tradicionales hay una relación clara con las clases, de modo que cuanto más elevada es la valoración de la utilidad de las TIC, menos preferencia hay por el uso de procedimientos tradicionales (esta relación se ve especialmente en las clases 1 y 4). En el factor de procesos innovadores los grupos se polarizan de forma similar a como se polarizaban en la valoración de cómics y videojuegos. Así, las clases 1 y 2 (valoraciones positivas de los cómics y videojuegos) están bastante a favor del uso de estrategias innovadoras. Comparativamente, las 3 y 4 (valoración pobre de cómics y videojuegos) manifiestan mucha menor preferencia por procesos innovadores. Los resultados muestran que existe una clara correlación entre la valoración de los procesos metodológicos innovadores y la valoración de la utilidad de cómics y videojuegos en el aula de Historia. Un ejemplo claro es la clase 3, que valoró de forma muy similar a la 2 los primeros seis ítems de los recursos digitales, y de una forma más negativa los cómics y videojuegos. Esta clase presenta valoraciones de los procedimientos de innovación radicalmente distintos a los de la clase 2. Estudios internacionales sobre gamificación han mostrado la estrecha relación entre el uso de videojuegos en el aula con el incremento de la motivación y el impulso de la innovación en la formación del profesorado (Landers & Armstrong, 2017; Özdener, 2018). Aunque más minoritarias, también se han publicado experiencias de investigación e innovación sobre el uso de los

cómics en temas específicos de ciencias sociales y su impacto en la motivación (Delgado-Algarra, 2017). El profesorado en formación asume estos dos recursos como dos elementos importantes para la innovación en el aula de Historia, muy ligados a la motivación.

P3. Se repite el resultado del factor A1 (procedimientos tradicionales de evaluación) pero con diferencias mucho más moderadas. Esto es, a mayor valoración de los ítems de TIC, corresponde menor estimación de los ítems que exponen la historia como materia formativa desde una perspectiva tradicional. Estos resultados se sitúan en la línea del estudio de García-Martín y García-Sánchez (2016), que pone en relación la implementación de metodologías activas (así como el uso de estrategias estilos y enfoques innovadores) con la adquisición y el desarrollo de competencias digitales. En este caso, de nuevo las clases 1 y 4 (opuestas en cuanto a valoración de las TIC) son las que presentan mayor diferencia de valoración (.93). Las clases 2 y 3 (opuestas en cuanto a la valoración de cómics y videojuegos) otorgan una puntuación muy similar en este factor. Podemos comprobar que esa polarización de las clases 2 y 3 está más relacionada con la opinión sobre la valoración de procedimientos metodológicos innovadores que con el rechazo a los métodos tradicionales. Además, como en el factor B se mezclan elementos metodológicos con epistemológicos no hay diferencia de opinión entre estas dos clases (2 y 3).

P4. Hay una sola diferencia y es moderada. Se percibe la tendencia del factor B. La mayor presencia de ítems relacionados con la epistemología de la disciplina provoca que las discrepancias entre clases sean menores. En el caso del factor C, los ítems están relacionados principalmente con el desarrollo y evaluación de competencias históricas. Las diferencias de valoración que el profesorado realizó sobre el uso de las TIC estuvieron ligadas principalmente a su concepción más tradicional o innovadora de la metodología didáctica. Pero estas diferencias no tuvieron la misma intensidad en relación con sus concepciones epistemológicas de la historia. Una falta de conexión que ya apuntó hace una década Kirschner (2009).

A tenor de los resultados obtenidos, creemos que es necesario reforzar en los programas de formación del profesorado unas competencias digitales docentes que lleguen más allá del simple conocimiento de las herramientas TIC. El modelo T-PACK nos ofrece una alternativa que plantea el uso de la tecnología desde una perspectiva didáctica y orientada al contenido propio a enseñar (Claro & al., 2018). Si aplicamos este modelo en la formación del profesorado de Historia, el planteamiento de recursos digitales debe utilizarse para incentivar en los futuros docentes la capacidad de proponer actividades en las que los procedimientos del historiador tengan un importante protagonismo. Pero, además, estas actividades deben partir de interrogantes que permitan al alumnado resolver problemas a través de métodos de indagación. Las investigaciones sobre educación histórica en las últimas décadas han defendido estas propuestas frente al enfoque tradicional, partiendo desde una visión epistemológica de la historia más competencial (Van-Drie & Van-Boxtel, 2008). Si no se aúnan estas perspectivas metodológicas y epistemológicas, los recursos digitales tendrán solo una función lúdica y motivacional, y no un abordaje crítico que desarrolle en el alumnado la capacidad de evaluar información digital (Hatlevik & Hatlevik, 2018) y resolver interrogantes históricos. Es necesaria una intervención en la formación del profesorado que permita conseguir una educación histórica basada en competencias y desde métodos activos de aprendizaje (Gómez & Miralles, 2016), mostrando así la relación directa entre la implementación de metodologías activas (así como el uso de estrategias y enfoques innovadores), un cambio en el modelo epistemológico del saber histórico, y el desarrollo de competencias digitales (García-Martín & García-Sánchez, 2016).

Apoyos

Este trabajo es resultado de los proyectos de investigación EDU2015-65716-C2-1-R, financiado por el Ministerio de Economía y Competitividad de España; PGC2018-094491-B-C33 subvencionado por el Ministerio de Ciencia de España, y 20638/JLI/18, financiado por la Fundación Séneca de la Región de Murcia.

Referencias

- Alonso-Tapia, J., & Garrido, H. (2017). Evaluar para el aprendizaje. Evaluación de la comprensión de textos no escritos. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 15(1), 164-184. <https://doi.org/10.14204/ejrep.41.16020>
- Barnes, N., Fives, H., & Dacey, C. (2017). U.S. teachers' conceptions of the purposes of assessment. *Teaching and Teacher Education*, 65, 107-116. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2017.02.017>

- Blömeke, S., Busse, A., Kaiser, G., König, J., & Sühl, U. (2016). The relation between content-specific and general teacher knowledge and skills. *Teaching and Teacher Education*, 56, 35-46. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2016.02.003>
- Brown, T.A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Publications. <https://bit.ly/2Qe7mzl>
- Claro, M., Salinas, A., Cabello-Hutt, T., San-Martín, E., Preiss, D.D., Valenzuela, S., & Jara, I. (2018). Teaching in a Digital Environment (TIDE): Defining and measuring teachers' capacity to develop students' digital information and communication skills. *Computers & Education*, 121, 162-174. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2018.03.001>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum. <https://doi.org/10.1016/c2013-0-10517-x>
- Colomer, J.C., Sáiz, J., & Bel, J.C. (2018). Competencia digital en futuros docentes de Ciencias Sociales en Educación Primaria: Análisis desde el modelo TPACK. *Educatio Siglo XXI*, 36(1), 107-128. <https://doi.org/10.6018/j/324191>
- Cózar, R., & Sáez, J.M. (2016). Game-based learning and gamification in initial teacher training in the social sciences: An experiment with MinecraftEdu. *International Journal of Educational Technology in Higher Education*, 13(2), 1-11. <https://doi.org/10.1186/s41239-016-0003-4>
- Darling-Hammond, L. (2006). Assessing teacher education. The usefulness of multiple measures for assessing program outcomes. *Journal of Teacher Education*, 57(2), 120-138. <https://doi.org/10.1177/0022487105283796>
- Delgado-Algarra, E.J. (2017). Comics as an educational resource in the teaching of social science: Socio-historical commitment and values in Tezuka's manga. *Culture & Education*, 4, 848-862. <https://doi.org/10.1080/11356405.2017.1370819>
- Engen, B.K., Giæver, T.H., & Mifsud, L. (2015). Guidelines and regulations for teaching digital competence in schools and teacher education: A weak link? *Nordic Journal of Digital Literacy*, 10(2). <https://bit.ly/2WwRDGI>
- Fives, H., & Buehl, M.M. (2014). Exploring differences in practicing teachers' valuing of pedagogical knowledge based on teaching ability beliefs. *Journal of Teacher Education*, 65(5), 435-448. <https://doi.org/10.1177/0022487114541813>
- García-Martín, J., & García-Sánchez, J.N. (2017). Pre-service teachers' perceptions of the competence dimensions of digital literacy and of psychological and educational measures. *Computers & Education*, 107, 54-67. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2016.12.010>
- Gisbert, M., González, J., & Esteve, F. (2016). Competencia digital y competencia digital docente: Una panorámica sobre el estado de la cuestión. *RIITE. Revista Interuniversitaria de Investigación en Tecnología Educativa*, 0, 74-83. <https://doi.org/10.6018/riite/2016/257631>
- Gómez, C.J., & Miralles, P. (2016). Historical skills in compulsory education: Assessment, inquiry based strategies and students' argumentation. *Journal of New Approaches in Educational Research*, 5(2), 130-136. <https://doi.org/10.7821/naer.2016.7.172>
- González, G., & Skultety, L. (2018). Teacher learning in a combined professional development intervention. *Teaching and Teacher Education*, 71, 341-354. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2018.02.003>
- González-Fernández, N., Gozávez-Pérez, V., & Ramírez-García, A. (2015). La competencia mediática en el profesorado no universitario. Diagnóstico y propuestas formativas. *Revista de Educación*, 367, 117-146. <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2015-367-284>
- Guerrero-Roldán, A.E., & Noguera, I. (2018). A model for aligning assessment with competences and learning activities in online courses. *The Internet and Higher Education*, 38, 36-46. <https://doi.org/10.1016/j.iheduc.2018.04.005>
- Hagenaars, J., & McCutcheon, A. (2002). *Applied latent class analysis*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511499531>
- Hatlevik, I.K.R., & Hatlevik, O.E. (2018). Students' evaluation of digital information: The role teachers play and factors that influence variability in teacher behavior. *Computers in Human Behavior*, 83, 56-63. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.01.022>
- Hatlevik, O.E., & Christophersen, K.A. (2013). Digital competence at the beginning of upper secondary school: Identifying factors explaining digital inclusion. *Computers & Education*, 63, 240-247. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2012.11.015>
- Hu, L.T., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Instefjord, E.J., & Munthe, E. (2017). Educating digitally competent teachers: A study of integration of professional digital competence in teacher education. *Teaching and Teacher Education*, 67, 37-45. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2017.05.016>
- Kirschner, P.A. (2009). Epistemology or pedagogy, that is the question. In Tobias, S., & Duffy, T.M. (Eds.), *Constructivist Instruction: Success or Failure?* London-New York: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203878842>
- Kleickmann, T., Richter, D., Kunter, M., Elsner, J., Besser, M., Krauss, S., & Baumert, J. (2012). Teachers' content knowledge and pedagogical content knowledge: The role of structural differences in teacher education. *Journal of Teacher Education*, 1(17), 10-1177. <https://doi.org/10.1177/0022487112460398>
- Koehler, J., & Mishra, P. (2008). Introducing technological pedagogical knowledge. In AACTE (Ed.), *The handbook of technological pedagogical content knowledge for educators* (pp. 3-28). New York: Routledge. <http://bit.ly/2MORJk9>
- Koh, J.H.L., & Divaharan, H. (2011). Developing pre-service teachers' technology integration expertise through the tpack-developing instructional model. *Journal of Educational Computing Research*, 44(1), 35-58. <https://doi.org/10.2190/ec.44.1.c>
- König, J., Ligtvoet, R., Klemenz, S., & Rothlandb, M. (2017). Effects of opportunities to learn in teacher preparation on future teachers' general pedagogical knowledge: Analyzing program characteristics and outcomes. *Studies in Educational Evaluation*, 53, 122-133. <https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2017.03.001>
- Landers, R.M., & Armstrong, M.B. (2017). Enhancing instructional outcomes with gamification: An empirical test of the Technology-Enhanced training effectiveness model. *Computers in Human Behavior*, 71, 499-507. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.07.031>
- Lo, Y., Mendell, N.R., & Rubin, D.B. (2001). Testing the number of components in a normal mixture. *Biometrika*, 88(3), 767-778. <https://doi.org/10.1093/biomet/88.3.767>

- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2006). Factor: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior research methods*, 38(1), 88-91. <https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- Martínez-Hita, M., & Gómez, C.J. (2018). Nivel cognitivo y competencias de pensamiento histórico en los libros de texto de Historia de España e Inglaterra. Un estudio comparativo. *Revista de Educación*, 379, 145-169. <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2017-379-364>
- Meschede, N., Fiebranz, A., Möller, K., & Steffensky, M. (2017). Teachers' professional vision, pedagogical content knowledge and beliefs: On its relation and differences between pre-service and in-service teacher. *Teaching and Teacher Education*, 66, 158-170. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2017.04.010>
- Monte-Sano, C. (2011). Learning to open up history for students: Preservice teachers' emerging pedagogical content knowledge. *Journal of Teacher Education*, 62(3), 260-272. <https://doi.org/10.1177/0022487110397842>
- Muthén, L.K., & Muthén, B. (2015). *Mplus. The comprehensive modelling program for applied researchers: user's guide*. Los Angeles: Muthén & Muthén. <https://bit.ly/2whpKPb>
- Oliveira, C., Lopez, J., & Spear-Swerling, L. (2019). Teachers' academic training for literacy instruction. *European Journal of Teacher Education*, 43, 315-334. <https://doi.org/10.1080/02619768.2019.1576627>
- Özden, N. (2018). Gamification for enhancing Web 2.0 based educational activities: The case of pre-service grade school teachers using educational Wiki pages. *Telematics and Informatics*, 35, 564-578. <https://doi.org/10.1016/j.tele.2017.04.003>
- Raftery, A.E. (1995). Bayesian model selection in social research. *Sociological Methodology*, 25, 111-163. <https://doi.org/10.2307/271063>
- Ramírez-García, A., & González-Fernández, N. (2016). Media competence of teachers and students of compulsory education in Spain. [Competencia mediática del profesorado y del alumnado de educación obligatoria en España]. *Comunicar*, 24(49), 49-58. <https://doi.org/10.3916/C49-2016-05>
- Sapsford, R., & Jupp, V. (2006). *Data collection and analysis*. London: Sage. <https://doi.org/10.4135/9781849208802>
- Saris, W.E., Satorra, A., & der Veld, W.M.V. (2009). Testing structural equation models or detection of misspecifications? *Structural Equation Modeling*, 16(4), 561-582. <https://doi.org/10.1080/10705510903203433>
- Shulman, L. (1987). Knowledge and teaching: Foundations of the New Reform. *Harvard Educational Review*, 57(1), 1-23. <https://doi.org/10.17763/haer.57.1.j463w79r56455411>
- Stufflebeam, D.L., & Shinkfield, A.J. (2007). *Evaluation theory, models, and applications*. San Francisco: Jossey-Bass. <http://bit.ly/2XQQ0fq>
- Timmerman, M.E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological methods*, 16(2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Van-Drie, J., & Van-Boxtel, C. (2008). Historical reasoning: Towards a framework for analyzing student's reasoning about the past. *Educational Psychology Review*, 20, 87-110. <https://doi.org/10.1007/s10648-007-9056-1>
- VanSledright, B.A., & Reddy, K. (2014). Changing Epistemic Beliefs? An exploratory study of cognition among prospective history teacher. *Tempo e Argumento*, 6(11), 28-68. <https://doi.org/10.5965/2175180306112014028>