

¿QUÉ MOTIVA A LOS ESTUDIANTES A CURSAR FORMACIÓN CONTINUA EN LAS INSTITUCIONES DE EDUCACIÓN SUPERIOR DE ESPAÑA?

Betlem Sabrià Bernadó, Universitat d'Andorra
Sofia Isus Barado, Universitat de Lleida
Xavier Llinàs Audet, Universitat Politècnica de Catalunya
Cristina Yáñez Aldecoa, Universitat d'Andorra
Email contacto: bsabria@uda.ad

Resumen

El objetivo principal de este estudio se centra en averiguar los factores que dependen de la motivación de la demanda de los usuarios de formación continua en las Instituciones de Educación Superior Españolas. La investigación se enmarca en el paradigma positivista utilizando metodología híbrida y como instrumentos, las entrevistas en profundidad y un cuestionario. La muestra obtenida contiene 510 casos cuyo tratamiento inicial fue un análisis factorial exploratorio para determinar las variables directamente observables recogidas en el cuestionario que contribuyen a medir los factores. Seguidamente se realizó un análisis factorial confirmatorio y posteriormente se introdujo el modelo estructural, mediante una nueva variable latente exógena que aglutina los constructos de primer nivel. Como resultado obtuvimos los principales factores determinantes en la motivación de los estudiantes de formación continua, así como sus indicadores de medición. Estos factores son: el empleo actual, la necesidad de un cambio profesional y la necesidad de una mejora personal.

Descriptores: *motivación, formación continua, factores, análisis factorial exploratorio y confirmatorio, ecuaciones estructurales.*

Abstract

The aim of this study is to determine the main factors influencing the users' motivation demand for continuous training in the Spanish Higher Education Institutions. This research is developed under the positivist, using an hybrid methodology. The instruments employed are: in-depth interviews and a questionnaire. The sample of this study consists of 510 survey responses which were initially treated with an exploratory factor analysis to determine the directly observable variables in the questionnaire which contribute to measure factors. Then we conducted a confirmatory factor analysis and next the structural model was introduced by a new exogenous latent variable that brings together top-level constructs. We got the main factors in motivation of lifelong learners as wells as their measuring indicators. These factors are: current employment, the need for a career change and the need for personal improvement.

Keywords: *motivation, lifelong learning, factors, exploratory and confirmatory factor analysis, structural equation.*

Introducción

La formación y la selección de una profesión no constituyen un acto decisivo ni único para toda la vida, sino un proceso continuo. En este contexto surge con fuerza el concepto de aprendizaje a lo largo de la vida (*lifelong learning*). El aprendizaje permanente ha ocupado durante la última década, un lugar destacado en la agenda política europea de cooperación para la educación y la formación. Los ministros de la Unión Europea, convencidos de su importancia, acordaron que en el 2020, al menos el 15% de los adultos debería estar recibiendo algún tipo de formación y educación (Eurydice network, 2011).

Para realizar el estudio, primero realizamos entrevistas en profundidad a expertos en formación de adultos que junto con el estudio del marco teórico de referencia, nos permitió extraer una serie de variables que influyen en las motivaciones para el aprendizaje permanente. La siguiente tabla relaciona variables que hemos tenido en cuenta en este trabajo, con los autores que las mencionan en sus estudios.

Tabla 16
Variables-autores

VARIABLES	AUTORES
Mejorar la formación cultural	(Boateng, 2009), (Findlay, Findlay, & Warhurst, 2011), (Hoy, 1933), (Heath, 1963), (Humberside College of Higher Education, 1988), (White, 1978) citados en (Quesada, Pineda-Herrero, Espona, Ciraso, & Stoian, 2011), (Young, 1980)
Mejorar las posibilidades laborales	(Boateng, 2009), (Findlay et al., 2011), (Noe, 1986), (Pineda, 2008)
Mejorar las posibilidades retributivas	(Carnoy, 2006), (Findlay et al., 2011), (Monsálvez et al., 2008)
Aumentar el desarrollo personal	(Boateng, 2009), (Findlay et al., 2011), (Heath, 1963), (Hoy, 1933), (Humberside College of Higher Education, 1988), (Instituto Nacional de Estadística), (White, 1978) citados en (Quesada et al., 2011), (Young, 1980)
Por necesidad o imposición de la empresa	(Arulampalam, Booth, & Bryan, 2004), (Barker, 2011), (Boateng, 2009), (Instituto Nacional de Estadística),
Mejorar el rendimiento en el trabajo (hacer mejor el trabajo)	(Boateng, 2009), (Barker, 2011), (Findlay et al., 2011), (Instituto Nacional de Estadística), (Naquin & Holton, 2002), (Naquin & Holton, 2003),

Fuente: elaboración propia

El estudio del marco teórico permitió observar que la mayoría de trabajos consideran la formación continua desde la perspectiva de la organización y son pocos los que tratan el punto de vista del demandante de dicha formación. El reto de nuestro trabajo se centró en la obtención de resultados empíricos, precisamente desde el análisis de las causas que motivan a los estudiantes a realizar formación continua.

El objetivo de este estudio consistió en averiguar los factores que dependen de la motivación de la demanda de los usuarios de formación continua en las Instituciones de Educación Superior Españolas.

Método

Se trata de una investigación basada en el paradigma positivista donde hemos utilizado metodología híbrida. Los principales instrumentos del estudio han sido las entrevistas en profundidad (metodología cualitativa) y el cuestionario (metodología cuantitativa). Una vez

completado el estudio del marco teórico y habiendo realizado las entrevistas en profundidad a expertos en formación continua, elaboramos el primer cuestionario. Su validez de contenido se comprobó mediante un juicio de expertos y una prueba piloto. Nos permitió probar la fiabilidad del instrumento comprobando la consistencia interna y la validez de constructo (Sabrià, Llinas, Isus, & Yáñez, 2012, Julio).

Tabla 17
Ficha técnica del estudio

Población	Estudiantes de formación continua de Instituciones de Educación Superior Españolas (mínimo 6 ECTS)
Instrumento	Cuestionario distribuido en formato papel
Muestra	510 estudiantes
Nivel de confianza	95%
Varianza	0,25 (valor máximo posible)
Error máximo	± 4,34%
Recogida	Enero-Noviembre 2012

Una vez obtenidos los datos seguimos el siguiente proceso metodológico: realización del análisis exploratorio de los datos; del análisis factorial exploratorio (acrónimo AFE a partir de ahora); obtención de los factores; evaluación del análisis factorial confirmatorio (acrónimo AFC a partir de ahora); elaboración y evaluación del modelo.

Análisis exploratorio de los datos

La muestra estudiada presenta las siguientes características: **género:** un 50% de hombres y un 50% de mujeres; **nivel de estudios:** el 95% tiene titulación universitaria, un 46% de primer ciclo y un 49 % de segundo ciclo; **edad:** media=31,10 años; desviación típica=7,27 años; **situación laboral:** el 61% de los encuestados están trabajando; un 43% en empresas públicas, un 70% en privadas y un 6% son autónomos; el 20% está en paro y un 19% son estudiantes con dedicación exclusiva.

Análisis factorial exploratorio (AFE)

Evaluamos la existencia de correlación entre las variables, mediante el contraste de esfericidad de Barlett (**1347,565**), y la medida KMO de adecuación muestral global al modelo factorial (**0,737**) superior al valor mínimo de 0,5 (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1999). Estos resultados confirman la posibilidad de realizar el AFE. Obtuvimos tres factores que representan el 73% de la varianza explicada. La tabla siguiente muestra los factores así como las variables relacionadas con el constructo motivación; entre paréntesis se muestra el peso de cada variable en el factor:

Tabla 18
Resultados del análisis factorial exploratorio

Factor empleo actual			Factor cambio profesional		Factor mejora personal		
Mantener el empleo (0,845)	Disminuir la probabilidad de perder el empleo (0,669)	Necesidad o imposición de la empresa (0,633)	Mayores posibilidades retributivas (0,942)	Mayores posibilidades de obtener o cambiar de empleo (0,581)	Mejorar las competencias (0,797)	Aumentar el desarrollo personal (0,675)	Actualizar conocimientos (0,607)

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Realizamos el AFC del modelo siguiente:

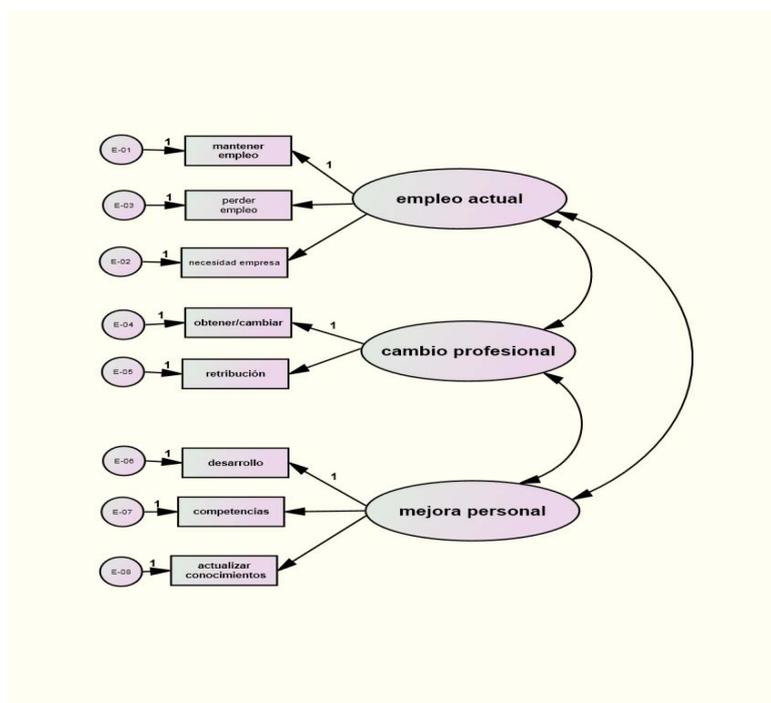


Figura 8. Modelo propuesto para el análisis factorial confirmatorio

La tabla siguiente muestra los valores de la evaluación del ajuste global del modelo. Los resultados cumplen los valores de referencia.

Tabla 19
Resultados del ajuste global del modelo del AFC

Bondad ajuste			Incrementales			Parsimonia		
MDN	GFI	RMSEA	AGFI	IFI	CFI	χ^2/df	CAIC	CN
0,966	0,968	0,064	0,932	0,918	0,916	3,099	190,142	267
Valores de referencia								
>0,9	>0,9	<0,08	>0,9	≅ 1	≅ 1	$1 < \chi^2/df < 5$	Menor valor entre modelos	$200 \cdot \alpha = 0,05$

La evaluación del modelo de medida se realizó comprobando: 1) La **unidimensionalidad** de todos los factores con un valor de la varianza acumulada entre el 65% del factor mejora personal y el 81% del factor cambio profesional; todos ellos superiores al umbral del 60% (Hair et al, 1999); 2) la **fiabilidad compuesta** de cada constructo o factor comprobando la significación estadística entre el indicador y la variable latente; y la fiabilidad individual del ítem a través de las cargas estandarizadas, que según el criterio de Barclay, Higgins, & Thompson, (1995) y Jöreskog & Sörbon (1993), su valor mínimo es 0,54. Todos los indicadores de todos los constructos superan los valores umbrales; 3) la **consistencia interna** mediante el alfa de Cronbach y la fiabilidad compuesta todos los factores superan el 0,7 y la varianza extraída de todos ellos explica más del 50%.

Evaluamos la validez convergente mediante el índice de varianza media extraída entre el constructo y sus ítems denominada AVE. Sus valores oscilan entre 0,50 y 0,63, el valor umbral es de 0,5 (Fornell & Larcker, 1981). La validez discriminante indica si dos medidas desarrolladas para medir constructos similares, pero conceptualmente diferentes están relacionados. Nuestros constructos tienen valores menores al AVE en las correlaciones entre los factores hecho que confirma la validez discriminante (Rial, Varela, Abalo, & Lévy-Mangin, 2006).

Los resultados anteriores garantizan el modelo de medida de nuestro AFC.

Resultados

El modelo estructural ha supuesto la introducción de una variable latente exógena de orden superior que representa la dimensión motivación. Esta nueva variable aglutina los factores de primer nivel. Los factores que han intervenido en el AFC se han convertido en variables latentes endógenas y la variable latente exógena es el factor de orden superior. Según Rindskopf & Rose (1988), la comparación entre el modelo de medida, el AFC y el modelo estructural permite decidir si la incorporación del modelo estructural es o no razonable. La diferencia en la bondad del ajuste entre los modelos es debida a la incorporación del modelo estructural.

El modelo que propusimos inicialmente tenía 17 grados de libertad, todos los factores tenían un mínimo de dos indicadores y cada uno de ellos saturaba únicamente en un factor. No tenía errores correlacionados y no había correlación entre las variables endógenas. Era un modelo causal recursivo lo que según el criterio de Bollen (1989) y Long (1983), hace que el modelo esté identificado. En un primer examen de los resultados observamos algunas estimaciones infractoras. La saturación entre motivación y cambio profesional y la varianza de cambio profesional eran superiores a 1 y la variancia de error de la variable E-10 era negativa. El modelo de medida estaba especificado pero existían problemas con la identificación empírica. No tenía sentido continuar evaluando este modelo y nos vimos obligados a reespecificarlo. El problema se concentraba en una única ecuación estructural entre motivación y cambio profesional. Obtuvimos un carga factorial muy alta entre motivación y cambio profesional y siguiendo el criterio de Hair et al (1999) y Varela, Abalo, Rial, & Braña (2006) fijamos la varianza de la variable de error E-10 a 0,05.

Los parámetros estandarizados que obtuvimos imponiendo esta condición se muestran en la figura siguiente

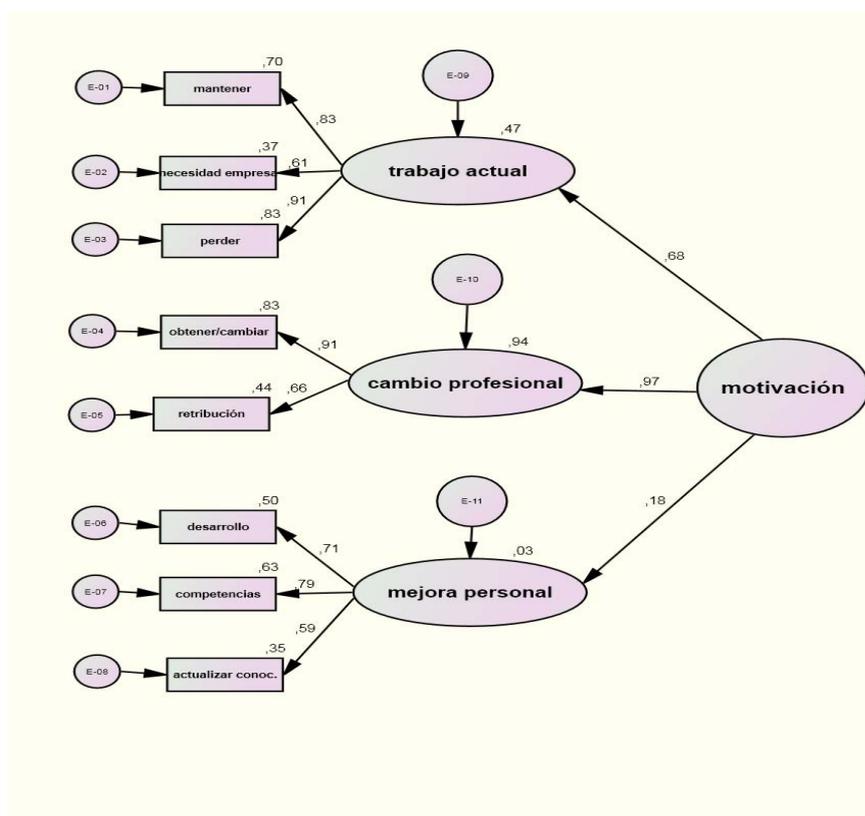


Figura 9. Saturaciones estandarizadas del modelo motivaciones reespecificado

No observamos ninguna estimación infractora y pasamos a evaluar su ajuste. Para ello procedimos según el criterio de Bollen (1989) y Rindskopf & Rose (1988) que proponen evaluar separadamente el modelo de medida y el modelo estructural.

La tabla siguiente muestra los valores de la evaluación del ajuste global del modelo. Los resultados cumplen los valores de referencia.

Tabla 20
Resultados del ajuste global del modelo

Bondad ajuste			Incrementales			Parsimonia		
MDN	GFI	RMSEA	AGFI	IFI	CFI	χ^2/df	CAIC	CN
0,950	0,958	0,074	0,917	0,905	0,902	2,721	170,348	201
Valores de referencia								
>0,9	>0,9	<0,08	>0,9	$\cong 1$	$\cong 1$	$\frac{1}{\chi^2/df < 5}$	Menor valor entre modelos	$200 \cdot \alpha = 0,05$

Para estudiar el ajuste del modelo de medida procedimos de manera análoga al AFC. La única saturación que no supera el valor mínimo es la correspondiente al constructo motivación con el constructo mejora personal. Continuamos realizando el estudio para comprobar los otros valores antes de eliminar la relación.

Una vez hubimos comprobado el modelo de medida procedimos a comprobar el modelo estructural que establece relaciones causales entre los constructos. Realizamos su evaluación comprobando: las cargas factoriales de segundo nivel y la proporción de varianza

explicada por la variable latente. La carga factorial entre el factor trabajo actual y motivación es 0,638, supuso un 41% de la varianza explicada. La carga entre cambio profesional y motivación es 0,969 y equivale a un 94% de la varianza explicada. Los dos casos superan el valor umbral del 30% (Barclay et al., 1995; Jöreskog & Sörbon 1993). La menor carga la obtuvimos entre el factor mejora personal y motivación con un valor de 0,178 equivalente a un 3% de la varianza explicada. Sin embargo la razón crítica entre las variables es alta de 2,18 y en este caso según el criterio de Varela et al. (2006) si la razón crítica es elevada puede mantenerse la relación entre los factores.

Una vez hemos comprobado nuestro modelo de medida y estructural mostramos los resultados del mismo expresados matricialmente:

$$\begin{pmatrix} \text{mantener el empleo} \\ \text{necesidad empresa} \\ \text{perder empleo} \\ \text{obtener o cambiar empleo} \\ \text{mayor retribución} \\ \text{desarrollo personal} \\ \text{mejorar competencias} \\ \text{actualizar conocimientos} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,835 & 0 & 0 \\ 0,613 & 0 & 0 \\ 0,902 & 0 & 0 \\ 0 & 0,936 & 0 \\ 0 & 0,625 & 0 \\ 0 & 0 & 0,798 \\ 0 & 0 & 0,786 \\ 0 & 0 & 0,611 \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} \text{trabajo actual} \\ \text{cambio profesional} \\ \text{mejora personal} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,303 \\ 0,624 \\ 0,186 \\ 0,123 \\ 0,609 \\ 0,363 \\ 0,382 \\ 0,627 \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \text{trabajo actual} \\ \text{cambio profesional} \\ \text{mejora personal} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,638 \\ 0,969 \\ 0,178 \end{pmatrix} * (\text{motivación}) + \begin{pmatrix} 0,893 \\ 0,061 \\ 0,968 \end{pmatrix}$$

A continuación se comentan estos resultados.

Discusión

Este estudio ha supuesto la elaboración de un modelo que permite obtener los factores dependientes de la motivación sobre la demanda de los usuarios de formación continua en las Instituciones de Educación Superior de España.

Hemos realizado un análisis factorial exploratorio que nos ha permitido proponer un modelo que hemos evaluado utilizando la técnica de modelización con estructura de covarianzas también llamadas ecuaciones estructurales. **Los factores obtenidos han sido: empleo actual, cambio profesional y mejora personal.** Han sido evaluados desde la perspectiva de bondad del ajuste global y de ajuste del modelo de medida y el modelo estructural. Los resultados obtenidos han sido buenos por ejemplo: GFI=0,958, MDN=0,950, RMSEA=0,074, CFI=0,902; mayoría de cargas estandarizadas superiores a 0,6; fiabilidad y validez discriminante con valores superiores a los umbrales. Consideramos válido el modelo propuesto.

Los indicadores: mantener o mejorar el empleo, disminuir la posibilidad de perder el empleo y necesidad o imposición de la empresa dependen linealmente del constructo o factor empleo actual. Tienen pendiente positiva con valores comprendidos entre 0,61 y 0,90. Los indicadores: obtener mayores posibilidades retributivas y obtener mayores posibilidades de obtener/cambiar el empleo dependen linealmente del constructo o factor cambio profesional. Tienen pendiente positiva un valor de 0,63 para el primer indicador y 0,94 para el segundo. Los indicadores o variables observables: mejorar las competencias, aumentar el desarrollo personal y actualizar conocimientos dependen linealmente del constructo o factor mejora

personal. Tienen pendiente positiva con valores comprendidos entre 0,61 y 0,80. Todos los indicadores son altamente dependientes de su factor.

Los factores o variables latentes: trabajo actual, cambio profesional y mejora personal dependen linealmente del constructo motivación. El primero de ellos tiene una pendiente de 0,64, el segundo de 0,97 y el tercero de 0,18.

Estos resultados permiten afirmar que para los estudiantes de formación continua de las Instituciones de educación Superior de España, los factores que dependen de la motivación son, ordenados de mayor a menor dependencia lineal: **realizar un cambio profesional, mantener el trabajo actual** (ambos altamente dependientes) y en menor medida **alcanzar una mejora personal**.

Una limitación de este estudio es que se ha realizado únicamente en España. Entendemos que podría ser la base de la elaboración, confirmación y validación de un posible modelo de factores influyentes en la motivación en la demanda de los usuarios de formación continua. Creemos que para poder realizarse debería distribuirse el mismo instrumento en diferentes países y realizar un análisis multigrupo de los datos obtenidos. Otra posibilidad sería recoger datos de las distintas comunidades autónomas españolas y realizar el estudio individual y multigrupo del modelo propuesto. Sus resultados pueden ser útiles a gestores y directores de programas de formación continua para elaborar su oferta de acuerdo con los deseos de los usuarios.

Referencias

- Arulampalam, W., Booth, A. L. y Bryan, M. L. (2004). Training in Europe. *Journal of the European Economic Association*, 2(2-3), 346-360.
- Barclay, D., Higgins, C., y Thompson, R. (1995). The partial least squares (PLS) approach to causal modeling: personal computer adoption and use as an illustration. *Technology studies*, 2(2), 285-309.
- Barker, C. (2011). *Embedding learning from formal training into sustained behavioural change in the workplace*. Adelaida: NCVET.
- Boateng, S. K. (2009). *Significant country differences in adult learning*. Disponible en: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-SF-09-044/EN/KS-SF-09-044-EN.PDF
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Son.
- Carnoy, M. (2006). *Economía de la Educación*. Barcelona: Editorial UOC.
- Eurydice network. (2011). *Adults in formal education: policies and practice in Europe*. Bruselas: Education, Audiovisual and Culture Executive Agency.
- Findlay, J., Findlay, P. y Warhurst, C. (2012). What every worker wants? Evidence about employee demand for learning. *British Educational Research Journal*, 38(3), 515-532.

- Fornell, C. y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, C. (1999). *Análisis multivariante*. Madrid: Prentice Hall.
- Instituto Nacional de Estadística (2011). *Encuesta sobre la participación de la población adulta en las actividades de aprendizaje (EADA)*. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=%2Ft13%2Fp459&file=inebase&L=0>
- Jöreskog, K., y Sörbon, D. (1993). *LISREL 8: structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Lincolnwood: Scientific Software International.
- Long, J. S. (1983). *Covariance structure models: an introduction to LISREL*. Newbury Park, California: Sage.
- Monsálvez, J. M. P., Martínez, L. S., García, F. P., Guillén, Á. S., Cuadrado, I. Z., y Lahiguera, L. H. (2008). La formación continua: ornamento en la prosperidad y refugio en la adversidad. *Investigaciones de Economía de la Educación* 6(47), 754-773.
- Naquin, S. y Holton, E. (2002). The effects of personality, affectivity, and work commitment on motivation to improve work through learning. *Human Resource Development Quarterly*, 13(4), 357-376.
- Naquin, S., y Holton, E. (2003). Motivation to improve work through learning in human resource development. *Human resource development international*, 6(3), 355-370.
- Noe, R. A. (1986). Trainees' attributes and attitudes: neglected influences on training effectiveness. *The academy of management review*, 11(4), 736-749.
- Quesada, C., Pineda-Herrero, P., Espona, B., Ciraso, A., y Stoian, A. (2011). *Gender differences in the participation in continuous training in Catalonia*. Disponible en: <http://recherche.univ-montp3.fr/sufcoweb/public/ESREA/fichiers/Quesada.pdf>
- Rial, A., Varela, J., Abalo, J., y Lévy-Mangin, J. P. (2006). El análisis factorial confirmatorio. En J. Lévy-Mangin y J. Varela (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 119-154). Oleiros: Netbiblo.
- Rindskopf, D. y Rose, T. (1988). Some theory and applications of confirmatory second-order factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 23(1), 51-67.
- Sabrià, B., Llinas, X., Isus, S. y Yáñez, C. (2012, Julio). *Per què es cursa formació contínua en les Institucions d'Educació Superior?. Elaboració i validació d'una escala que permeti esbrinar els factors determinants en la demanda de formació contínua en les Institucions d'Educació Superior*. Trabajo presentado en el Congreso Internacional Docencia Universitaria e Innovación. Barcelona.
- Varela, J., Abalo, J., Rial, A. y Braña, T. (2006). Análisis factorial confirmatorio de segundo nivel. En J. Lévy-Mangin y J. Varela (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 239-253). Oleiros: Netbiblo.