

Estructura factorial confirmatoria de la gestión del conocimiento

Arturo Sánchez-Sánchez⁷, Octavio Figueroa-Santiago⁸,
Francisco Espinoza-Morales⁹, Héctor Daniel Molina-
Ruíz¹⁰, Oscar Valdés-Ambrosio¹¹, Eréndira Fierro-
Moreno¹², Cruz García Lirios¹³

UAT, UACM, USON, UAEH, UNAM, UAEMEX, UAM

Resumen

El objetivo del presente trabajo fue establecer la estructura factorial de un instrumento que mide la gestión del conocimiento. Se realizó un estudio no experimental con una selección no probabilística de 457 para la confiabilidad y la validez, así como de 103 estudiantes para la confirmación del modelo cuyos parámetros de ajuste sugieren una probabilidad de reproducción de las covariaciones entre el modelo de predicción y el modelo observado superiores al 99%, aunque el porcentaje de varianza explicada fue del 54% sugiriendo la emergencia de un factor de segundo orden común a los factores de primer orden que la literatura identifica como gestión del conocimiento, pero que al no haber

⁷ UAT, México. Correo electrónico: artuross@uat.mx

⁸ UACM, México. Correo electrónico: Octavio.figueroa@uaem.edu.mx

⁹ USON, México. Correo electrónico: fespinoz@navojoa.uson.mx

¹⁰ UAEH, México. Correo electrónico: hmolina@uaeh.edu.mx

¹¹ UNAM, México. Correo electrónico: oscarva@unam.mx

¹² UAEMEX, México. Correo electrónico: efierrom@uaemex.mx

¹³ UAM, México. Correo electrónico: csh96327267@titlani.uam.mx

un marco teórico, conceptual y empírico robusto sugiere el contraste del modelo con la inclusión de otras variables tales como adquisición, distribución, intercambio, creación, ejecución, claridad, multiplicidad, emprendimiento y lucidez.

Palabras claves: Demandas, recursos, emprendimiento, innovación, conformidad.

Abstract

The objective of this work was to establish the factorial structure of an instrument that measures knowledge management. A non-experimental study was carried out with a non-probabilistic selection of 457 for reliability and validity, as well as 103 students for the confirmation of the model whose adjustment parameters suggest a probability of reproduction of the covariations between the prediction model and the model. observed greater than 99%, although the percentage of variance explained was 54% suggesting the emergence of a second order factor common to the first order factors that the literature identifies as knowledge management, but that since there is no theoretical framework, Conceptual and empirical robust suggests the contrast of the model with the inclusion of other variables such as acquisition, distribution, exchange, creation, execution, clarity, multiplicity, entrepreneurship and lucidity.

Keywords: Demands, resources, entrepreneurship, innovation, compliance.

Introducción

El objetivo del presente estudio fue contrastar un modelo para el estudio de la gestión del conocimiento mediante el establecimiento de la confiabilidad y la validez de un instrumento que midió tres dimensiones relativas a la motivación, la innovación y la comunicación, así como el contraste de

la hipótesis nula relativa a la existencia de diferencias entre la estructura de las variables del fenómeno y las observaciones de las relaciones entre sus indicadores (Abdiaziz y Yassin, 2014).

La gestión del conocimiento, para los fines del presente trabajo, alude a la codificación de las habilidades y de los conocimientos en torno a la

producción y la transferencia de saberes e información de organizaciones hacia grupos o personas que toman decisiones de llevar a cabo la optimización de recursos, o bien, la innovación de procesos (Crossan y Apaydin, 2010).

Los instrumentos que han medido el fenómeno de la gestión del conocimiento son:

Escala de la Estructura de Gestión del Conocimiento (KMS-17 por su acrónimo en inglés y el número de ítems) incluye las dimensiones del intercambio, la creación y la utilización del conocimiento con una consistencia interna optimas (.85; .93 y .93 respectivamente), una confiabilidad compuesta adecuada (.91; .94; .94 para cada subescala). En el caso de la validez el promedio de varianza extraída fue pertinente (72%; 75; 75%) para cada dimensión (Gelard, Emamisaleh, Hassanabadi y Shakouri, 2013: p. 525).

Escala de Gestión de los Recursos Humanos (HRM-12 por su acrónimo en inglés y su número de ítems) el cual mide las dimensiones de ejecución económica, claridad en el lenguaje, estructura de flexibilidad organizacional y multiplicidad de canales de transferencia, incluye una consistencia interna de .818 sus ítems correlacionan con

el factor de .735 a .856 alcanzando un 73% de la varianza total explicada (Valio y Massaroli, 2018: p. 82).

Escala de Procesos de Gestión del Conocimiento (KMP-25 por su acrónimo en inglés y número de ítems) mide cinco dimensiones relativas a la creación, adquisición, organización, distribución y uso del conocimiento con una consistencia interna de .84 para la escala general y de .860; .753; .780; .780 y .677 para las subescalas, así como funciones discriminantes para las subescalas [$\lambda_e = .208$; 64,4% diferencial; $\lambda_w = .749$; $X^2 = 80,983$; (10gl) $p = .000$]. No obstante que el autovalor de los vectores (λ_e) es bajo, el porcentaje diferencial supera el mínimo indispensable y la lambda de Wilks (λ_w) sugiere un alto poder discriminante de los factores (Nafei, 2014: p. 76-80).

La Tabla 1 muestra las características psicométricas de los instrumentos empleados para medir la gestión del conocimiento. Es posible observar que el KMP-25 es el instrumento más completo, pero sólo su dimensión de creación del conocimiento está incluida en el KMS-17 y el HMR-12, aunque el uso del conocimiento también está incluido en el KMS-17 (Domínguez y Martins, 2014).

Es decir, la medición de la gestión del conocimiento de 2013 a 2018 parece obedecer a múltiples dimensiones, pero sin la teorización, ni la conceptualización, ni la medición pertinente y estandarizada de sus propiedades psicométricas

con excepción de la dimensión de la creación del conocimiento que ha sido identificada como un valor intangible de las organizaciones formadoras de capital intelectual (Dutra, Magalhaes y Ziviani, 2016).

Escala	Dimensiones	Consistencia	Confiabilidad compuesta	Varianza explicada	Promedio varianza	Autovalor	Diferencial	Lambda de Wilks	Chi cuadrada	gl	p
KMS-17	-Intercambio	,87	,94	nr	75%	nr	nr	nr		nr	nr
	-Creación										
	-Utilización										
HRM-12	-Ejecución	,81	nr	73%	nr	nr	nr	nr		nr	nr
	-Claridad										
	-Estructura										
	- Multiplicidad										
KMP-25	-Creación	,84	nr	nr	nr	,208	64,4%	,749	80,983	1	,00
	-Adquisición									0	0
	- Organización										
	-Distribución										
	-Uso										

Tabla 1. Características psicométricas de la gestión del conocimiento nr = no reportó

Fuente: Elaboración propia

Además, los contextos en los que se han establecido la confiabilidad y la validez de la medición de la gestión del conocimiento distan de otras latitudes como la de América latina en general y en la escena de México en particular (Rodríguez, Moreno, Rivas, Álvarez y Sanz, 2010).

La relación entre América Latina con respecto a los países en donde se ha desarrollado la medición de la gestión del conocimiento supone un proceso de gestión reproductivo ya que prevalece una estructura incipiente en la creación del conocimiento (Jalonen, 2012).

En un sentido teórico y conceptual, las organizaciones creadoras del conocimiento en países dependientes de la transferencia de ciencia y tecnología necesitan de la motivación, innovación y comunicación de procesos para reproducir el conocimiento y eventualmente generar un conocimiento centrado en la optimización de sus recursos como ventaja competitiva frente a otras latitudes emergentes y activos intangibles en ciernes (Lewandosky, 2013).

La motivación bidireccional del líder hacia el empleado y del empleado hacia quien toma las decisiones es fundamental en el proceso de gestión del conocimiento ya que se asume como una traducción de saberes que emanan y se transfieren de organizaciones centrales a organizaciones periféricas (Luoma, Lappalainen, Uusitudo, Vos, Lamsa y Maaranen, 2012).

En el mismo proceso de gestión del conocimiento enfocado en la optimización de procesos, la innovación y su difusión son esenciales para el crecimiento de las organizaciones emergentes (Hernández Carreón, Bustos y García, 2018).

La transferencia del conocimiento supone la codificación de experiencias, saberes y habilidades que al interior de las organizaciones supone la

formación de talentos. La difusión de innovaciones sólo es posible cuando el conocimiento está vinculado a los estilos de vida de talentos que se encargarán de reproducirlo (Marques, 2014).

En paralelo, la difusión de innovaciones se complementa con la comunicación estratégica que deriva de la dirección para con los talentos. Se trata de una instancia de gestión simbólica de los objetivos, tareas y metas de la organización creadora de conocimiento (Rodríguez y Hechanova, 2013).

De este modo, motivación, difusión y comunicación son factores que explican la gestión del conocimiento en las organizaciones emergentes frente a la influencia de organizaciones centrales productoras y transmisoras del conocimiento en los que prevalecen otras dimensiones relativas a adquisición, distribución, intercambio, creación, ejecución, claridad y multiplicidad, pero que en las organizaciones periféricas más bien se reconfiguran en motivación, difusión y comunicación (Roger, 1983).

En relación con la literatura revisada la motivación sólo ha sido abordada tangencialmente desde la claridad y la multiplicidad en el proceso de transferencia del conocimiento; la difusión ha sido

estudiada como indicador de distribución e intercambio. Por su parte, la comunicación ha sido más analizada desde la adquisición, la distribución, el intercambio y la claridad (Urbancova, 2013).

Por consiguiente, indagar la estructura trifactorial que la literatura consultada sugiere, o bien, observar las siete dimensiones que la literatura especializada ha establecido y reportado supone un aporte a la adecuación de los instrumentos en el contexto de América Latina (Ziamianczyk y Mikuta, 2014)

¿Existirán diferencias entre la estructura de las variables de la gestión del conocimiento con respecto a las relaciones a observar entre sus factores e indicadores?

Hipótesis nula: Existen diferencias entre la estructura de variables y las relaciones entre factores e indicadores a observar.

Hipótesis alterna: No existen diferencias entre la estructura de variables con respecto a las relaciones entre factores e indicadores.

Método

En un primer estudio se realizó una investigación no experimental, transversal y exploratorio. Se

encuestaron a 457 estudiantes de una universidad pública del Estado de México, considerado el semestre en el que realizan prácticas profesionales, o bien, llevan a cabo su servicio social. El 64% fueron mujeres y el 35% hombres. El 58% dijeron tener entre 18 y 22 años, el 24% entre 23 y 29 años, así como el restante 18% declaró tener más de 29 años. El 34% dijo que los ingresos de su familia ascendieron a menos de 3500 pesos al mes ($M = 3241$, $DE = 12,35$), el 51% declaró un ingreso familiar de entre 3500 y 7000 pesos al mes ($M = 5672$, $DE = 124,35$), el restante 15% advirtió que su familia ganó más de 7000 pesos al mes ($M = 8712$, $DE = 235,25$). El 67% declararon ser solteros, el 13% viven en unión libre y el 20% en matrimonio.

Se utilizó la Escala de Gestión del Conocimiento de Carreón (2016) el cual incluye 21 reactivos alusivos a la motivación del conocimiento, la difusión de innovaciones y la comunicación estratégica de acuerdos entre líderes y talentos. Cada reactivo incluye las opciones de respuesta: 0 = en nada se parece a mi situación, 1 = se parece muy poco a mi situación, 2 = se parece poco a mi situación, 3 = se parece moderadamente a mi situación, 4 = se parece mucho a mi situación, 5 = se parece bastante a mi situación.

Se utilizó la técnica Delphi para la adecuación cultural del instrumento a la muestra, preguntando a un grupo de expertos acerca del significado local de palabras incluidas en los reactivos e integrando la información en los ítems modificados (Boluarte y Tamari, 2017).

Se encuestó a la muestra en el vestíbulo de la biblioteca de su universidad previa garantía por escrito de que los resultados del presente trabajo no afectarían su estatus académico o laboral, así como la confidencialidad de sus respuestas.

La información fue procesada en el Paquete Estadístico para Ciencias Sociales (IBM-SPSS-AMOS por su acrónimo en inglés versión 20,0). Se estimó la consistencia interna del instrumento con el parámetro alfa de Cronbach el cual requiere de un ,70 mínimo para la consistencia interna mínima del instrumento (Tavakol y Dennick, 2011). Se realizó un análisis factorial exploratorio de ejes principales con rotación promax a fin de establecer la validez del constructo de gestión del conocimiento con una correlación mínima de ,300 entre el factor y sus indicadores (Lloret, Ferreres, Hernández y Tomás, 2014).

En un segundo estudio no experimental, transversal y exploratorio se llevó a cabo una elección no

probabilística de 103 estudiantes de una universidad pública. Se utilizó la misma Escala de Gestión del Conocimiento de Carreón (2016). Se prosiguió con la ética y política de resguardo de datos, anonimato y confidencialidad. Se utilizó el mismo software para los análisis estadísticos. Se realizaron correlaciones y covarianzas para establecer las relaciones asociativas y lineales esperadas entre los factores (González, Abad y Lèvy, 2006). Se contrastó el modelo con los parámetros de bondad de ajuste (GFI por su acrónimo en inglés) con al menos el 90% de las covariaciones reproducibles en el modelo predictor con respecto al modelo observado (Manzano, 2017) y residuales (RMSEA por su acrónimo en inglés) considerado óptimo si su valor es inferior a ,06 (Cupani, 2012).

En ambos estudios se consideró pertinente excluir al instrumento de los análisis de validez discriminante; autoimagen, porcentaje diferencial, lambda de Wilks y chi cuadrada por considerarlos parte del análisis factorial confirmatorio en cual sugiere la consolidación de alguno de los tres instrumentos que han medido siete dimensiones de la gestión del conocimiento.

Resultados

La Tabla 1 muestra las propiedades descriptivas del instrumento. La escala general (alfa de 0,782)

obtuvo una consistencia interna superior a la mínima requerida (alfa de 0,700), así como las subescalas de motivación (alfa de 0,781), innovación (alfa de 0,759) y comunicación (alfa de 0,774).

Tabla 1. Descriptivos del instrumento

R	M	D	S	C	A	F1	F2	F3
R1	4,01	1,02	1,03	1,82	0,767			0,387
R2	4,04	1,04	1,04	1,30	0,753			0,346
R3	4,07	1,82	1,15	1,46	0,705			0,325
R4	4,02	1,23	1,34	1,28	0,752			0,385
R5	4,07	1,25	1,03	1,04	0,732		0,305	
R6	4,15	1,81	1,25	1,26	0,721		0,326	
R7	4,35	1,01	1,25	1,36	0,703		0,396	
R8	4,09	1,25	1,38	1,22	0,742		0,382	
R9	4,23	1,89	1,25	1,92	0,765	0,371		
R10	4,36	1,22	1,36	1,30	0,760	0,346		
R11	4,16	1,26	1,49	1,25	0,742	0,392		
R12	4,39	1,38	1,30	1,36	0,731	0,302		

R = Reactivo, M = Media, D = Desviación Estándar, S = Sesgo, C = Curtosis, A = Alfa de Crombach. Método de extracción: ejes principales, rotación promax. Adecuación y esfericidad [$\chi^2 = 345,34$ (34gl) $p = 0,000$; $KMO = 0,760$] F1 = Motivación del Conocimiento (22% de la varianza total explicada), F2 = Difusión de Innovaciones (18% de la varianza total explicada), F3 = Comunicación Estratégica (14% de la varianza total explicada). Todos los ítems se responden con alguna de cinco opciones que van desde 0 “en nada se parece a mi situación” hasta 5 “se parece bastante a mi situación”.

Fuente: Elaborada con los datos del estudio

Una vez establecidos los tres factores que explicaron el 54% de la varianza total explicada, se procedió a la estimación de las correlaciones y las covarianzas entre los factores (véase Tabla 2).

Tabla 2. Correlaciones y covarianzas entre los factores

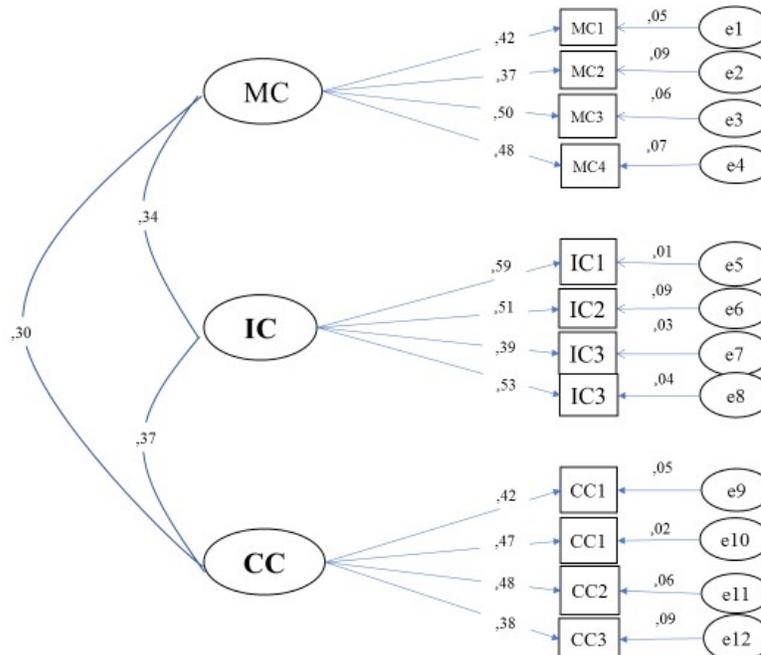
	F1	F2	F3	F1	F2	F3
F1	1.000			1,483		
F2	0,614*	1,000		0,601	1,821	
F3	0,482**	0,336*	1,000	0,572	0,712	1,792

F1 = Motivación del conocimiento, F2 = Difusión de Innovaciones, F3 = Comunicación Estratégica: * $p < 0,01$; ** $p < 0,001$; *** $p < 0,0001$

Fuente: Elaborada con los datos del estudio

Es posible observar que los factores mantienen una asociación positiva y significativa, aunque las covarianzas sugieren que están relacionados con otros factores no especificados en el modelo. Se procedió a estimar el modelo estructural de trayectorias de relaciones reflejantes entre factores e indicadores (véase Figura 2).

Figura 3. Modelo estructural de trayectorias de relaciones reflejantes



MC = Motivación del conocimiento, DI =
Difusión de Innovaciones, CC =
Comunicación Estratégica, e = error de
medición del indicador

Fuente: Elaborado con los datos del
estudio

La estructura factorial muestra las asociaciones esperadas entre los factores ya que, se supone son indicadores de un factor de segundo orden como es el caso de la creación del conocimiento, aunque tal solución factorial sólo explica el 54% de la varianza, indicando el efecto de otros factores como la empatía, el compromiso o la satisfacción que podrían incrementar el porcentaje de la varianza total explicada del constructo, aún y cuando los parámetros de ajuste ($\chi^2 = 124,35$ (23gl) $p = 0,007$; GFI = 0,990; CFI = 0,995; RMSEA = 0,009) sugieren la aceptación de la hipótesis nula relativa a la explicación de la creación del conocimiento desde las teorías de la gestión, la producción y la transferencia.

Discusión

El aporte del presente estudio al estado de la cuestión radica en el establecimiento de la confiabilidad y la validez de un instrumento que midió tres dimensiones de la gestión del conocimiento y que en una estructura factorial exploratoria y confirmatoria advierte la emergencia de un factor de

segundo orden dado que la validez discriminante entre los factores sugiere la prevalencia de un factor común.

García (2018) estableció la confiabilidad y la validez de la Escala de Gestión Educativa (EGE-21) que midió las dimensiones de motivación del conocimiento, difusión de innovaciones y comunicación estratégica con valores de confiabilidad entre ,870 y ,890, así como pesos factoriales entre ,302 y ,385 que explicaron el 54% de la varianza total, sugiriendo la inclusión de un tercer factor de segundo orden común a los tres factores de primer orden.

En el presente trabajo, la consistencia interna del instrumento fue de ,759 a ,781 con pesos factoriales entre indicadores y factores de ,302 a ,396 advirtiendo la hegemonía de un tercer factor de segundo orden entre las dimensiones de motivación del conocimiento, difusión de innovaciones y comunicación estratégica.

Hernández, Sánchez, Espinoza, Sánchez y García (2018) establecieron la confiabilidad (alfa de ,690) y la validez (pesos factoriales de ,302 a ,403) de una subescala de innovación del conocimiento que correlacionó con el emprendimiento (,351) y la lucidez (,348) que explicaron el 60% de la

varianza total, sugiriendo la emergencia de un factor de segundo orden común a los tres factores de primer orden.

En el presente trabajo, el factor de difusión de innovaciones se asoció con la motivación ($r = .614$; $p < .001$) y con la comunicación estratégica ($r = .336$; $p < .01$), advirtiendo la prevalencia de un factor de segundo orden para el caso de los factores de difusión de innovaciones con comunicación estratégica, pero en el caso de la motivación del conocimiento más bien se observa la hegemonía de los tres factores que podría esclarecerse en un modelo incluyendo las dimensiones de lucidez y emprendimiento.

Conclusión

El presente trabajo ha establecido la estructura factorial confirmatoria de un modelo que incluyó tres factores relativos a la motivación del conocimiento, la difusión de innovaciones y la comunicación estratégica, aunque el porcentaje de varianza explicada (54%) sugiere la inclusión de otro factor de segundo orden que la literatura idéntica como gestión del conocimiento y que correlacionaría con otras variables como el emprendimiento o la lucidez.

Referencias

- Abdiaziz, M. y Yassin, A. (2014). Corporate innovation and organizational performance: the case of Somalia telecommunication industry. *Proceeding Kuala Lumpur International Business, Economics and Law Conference, 4 (1)*, 260-271
- Boluarte, A. y Tamari, K. (2017). Validez de contenido y confiabilidad inter-observadores de la Escala Integral de Calidad de Vida. *Revista de Psicología, 35 (2)*, 617-642
- <https://doi.org/10.18800/psico.201702.009>
- Crossan, M. y Apaydin, M. (2010). A multi-dimensional framework of organizational innovation: A systematic review of literature. *Journal of Management Studies, 47 (6)*, 1154-1191 DOI: 10.1111/j.1467-6486.2009.00880.x
- Cupani, M. (2012). Análisis de ecuaciones estructurales: Conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. *Tesis, 1*, 186-199
- Domínguez, R. y Martins, F. (2014). Knowledge management: an analysis from the organizational development. *Journal of Technology Management & Innovation, 9 (1)*, 131-147

- Dutra, F., Magalhaes, D. y Ziviani, F. (2016). Knowledge management system and financial performance: how this relation has been measured? *Perspectivas em ciencias de la informacao*, 21 (2), 188-214
- García, C. (2018). Confiabilidad y validez de un instrumento que mide la gestión del conocimiento en una universidad pública del centro de México. *Tlatemoani*, 27, 285-304
- Gelard, P., Emamisaleh, L., Hassanabadi, M. y Shakouri, M. (2013). Looking into knowledge management from organizational structure prospective. *International Review of Management and Business Research*, 2 (2), 518-529
- González, N. Abad, J. y Lévy, J.P. (2006) *Normalidad y otros supuestos en análisis de covarianzas*. En J. Lévy (Ed.): *Modelización conestructuras de covarianzas* (pp. 31-57). La Coruña: Netbiblio
- Hernández, J., Carreón, J., Bustos, J. M. y García, C. (2018). Modelo de cibercultura organizacional en la innovación del conocimiento. *Visión Gerencial*, 18 (2), 235-253
- Hernández, T. J., Sánchez, A., Espinoza, F., Sánchez, R. y García, C. (2018). Modelo de lucidez, emprendimiento e innovación en microempresas caficultoras del centro de México. *Eureka*, 15 (j), 96-107
- Jalonen, H. (2012). The uncertainty of innovation: a systematic review of the literature. *Journal of Management Research*, 4 (1), 1-47
- Lewandosky, M. (2013). How to monitor the effects of managerial innovation in public cultural institutions. *Knowledge Management & Innovation*, 19-21 June 2013, *Zaclar Croatia*
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A. y Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30 (3), 1151-1169 <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Luoma, V., Lappalainen, R., Uusitudo, O., Vos, M., Lamsa, A. y Maaranen, P. (2012). Added value of intangibles for organizational innovation. *Human technology*, 8 (1), 7-23 DOI: [org/10.17011/ht/urn.201205141650](http://dx.doi.org/10.17011/ht/urn.201205141650)
- Manzano, A. P. (2017). Introducción a los modelos de ecuaciones estructurales. *Investigación en Educación Médica*, 7 (25), 67-72
- Marques, J. (2014). Closed versus open innovation: evolution or combination? *International Journal of Business and Management*, 9 (3), 196-203 DOI: [i.org/10.5539/ijbm.v9n3p196](http://dx.doi.org/10.5539/ijbm.v9n3p196)

- Nafei, W. (2014). Knowledge management and learning organizational from the employee perspectives: A study from the Saudi Arabia context. *Journal of Management and Strategy*, 5 (1), 73-87
- Rodríguez, R. y Hechanova, M. (2013). A study of cultural dimensions, organizational ambidexterity, and perceived innovations in team. *Journal of Technology Management and Innovation*. 9 (3), 21-33
- Rodríguez, R., Moreno, B., Rivas, S., Álvarez, A. y Sanz, A. (2010). Positive psychology at work: mutual gains for individuals and organizations. *Revista de Psicología del Trabajo y las Organizaciones*, 26 (3), 235-253 DOI: 10.5093/tr2010v26n3a7
- Roger, E. (1983). Theory of innovation diffusion. New York: Prentice Hall
- Tabakol, M. y Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's Alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55 DOI: 10.5116/ijme.4dfb.8dfd
- Urbancova, H. (2013). Competitive advantage achievement through innovation and knowledge. *Journal of Competitiveness*, 5 (1), 82-96 DOI: 10.7441/joc.2013.01.06
- Valio, R., Massaroli, T. (2018). Innovation by knowledge exploration and exploitation: An empirical study of the automotive industry. *Gestao y Producao*, 25 (1), 1-15 <http://dx.doi.org/10.1590/0104-530X3899-17>
- Ziamianczyk, U. y Mikuta, B. (2014). Knowledge management in the process of building competitiveness and innovativeness of rural areas. *Journal of Applied Knowledge Management*, 2 (2), 43-56