

Departamento de Educación Médica, Facultad de Medicina, Universidad de Concepción, Chile.

^aPsicólogo, Magister en Psicología con mención en Psicología Educativa.

^bKinesiólogo, Magister en Educación Médica para las Ciencias de la Salud.

^cIngeniero Informático, Magister en Educación Médica en Ciencias de la Salud.

Financiamiento: Trabajo financiado por Proyecto FONDECYT 1110718. Premio SOEDUCSA al mejor trabajo en las XII Jornadas de Educación en Ciencias de la Salud, realizadas en Santiago entre el 28 y 29 de julio de 2011.

Recibido el 2 de mayo de 2011, aceptado el 20 de septiembre de 2011.

Correspondencia a: Eduardo Fasce H. Departamento de Educación Médica, Facultad de Medicina, Universidad de Concepción, Janequeo s/n, Barrio Universitario, Concepción, Chile. Teléfono: 41 2204932 E-mail: efasce@udec.cl

Estructura factorial y confiabilidad de la escala de aprendizaje autodirigido de Fisher, King & Tague en alumnos de medicina chilenos

EDUARDO FASCE H., CRISTHIAN PÉREZ V.^a, LILIANA ORTIZ M., PAULA PARRA P.^b, OLGA MATUS B.^c.

Factorial structure and reliability of Fisher, King & Tague's self-directed learning readiness scale in Chilean medical students

Background: Continuous education is crucial among physicians. Therefore, medical schools must teach self-directed learning skills to their students. **Aim:** To evaluate the factorial structure and reliability of the Spanish version of the Self-Directed Learning Readiness Scale of Fisher, King & Tague, applied to medical students. **Material and Methods:** The survey was answered by 330 students aged between 17 and 26 years (58% men, with 10 missing cases). Factorial structure, internal reliability and temporary stability of scale was evaluated. **Results:** The Exploratory Factorial Analysis, conducted using a principal factor method, identified five factors in the structure of the survey. Internal consistency was adequate with a Cronbach's alpha between 0.66 and 0.88. Test retest reliability, comparing the results of the survey applied six months after the first application, showed Pearson correlation coefficients that fluctuated between 0.399 and 0.68. **Conclusions:** These results show a defined factorial structure with adequate reliability of the survey.

(Rev Med Chile 2011; 139: 1428-1434).

Key words: Learning; Psychometrics; Students medical.

Actualmente, los sistemas educacionales para entregar una educación de calidad, deben permitir el mayor desarrollo posible de las capacidades de sus alumnos, preparándolos adecuadamente para desenvolverse en la sociedad del conocimiento¹. Una característica esencial de los alumnos que logran éxito en este escenario, es su capacidad para regular autónomamente su propio aprendizaje², favoreciendo tanto sus resultados académicos como sus capacidades de continuar aprendiendo fuera de contextos estructurados formales³.

A esta capacidad se le ha denominado aprendizaje autónomo⁴, autorregulado^{1,2} o autodirigido³, eligiéndose este último término en el presente

estudio. Todos ellos subrayan el carácter estratégico y autorreflexivo de esta forma de aprender, en donde los alumnos toman la iniciativa –con o sin apoyo externo– para identificar sus necesidades y metas de aprendizaje, y seleccionar y gestionar los recursos que requieren para alcanzarlas. Estos elementos, considerados ya en la definición de Knowles en 1975⁵, requerirían de la utilización de estrategias cognitivas, metacognitivas, motivacionales y de apoyo por parte del sujeto para lograr su implementación², convirtiendo al aprendizaje autodirigido en una habilidad compleja que depende de factores tanto del alumno, como de los docentes, del sistema educativo e, incluso, de la cultura donde se inserta⁶.

Dicha competencia es clave en un contexto en que las organizaciones de educación superior deben preparar profesionales para escenarios donde 90% de los conocimientos gravitantes para desempeñar sus funciones deberán adquirirse en forma independiente⁷. Por ello, tanto la Federación Mundial de Educación Médica como las escuelas de medicina en el mundo han declarado explícitamente que el aprendizaje autodirigido debe incluirse en los procesos formativos e –incluso– debe ser evaluado⁸. En Chile, la ASOFAMECH (Asociación de Facultades de Medicina de Chile), ha incluido al aprendizaje autodirigido como un eje fundamental de los cambios que se requieren para actualizar la carrera⁹.

De esta forma, Chile se une a una tendencia mundial orientada a lograr la autonomía del alumnado, objetivo clave de aquellos planes de estudio que cumplan con criterios óptimos de calidad¹⁰⁻¹².

Pero, para que el aprendizaje autodirigido pueda incluirse efectivamente en los procesos formativos de pre y postgrado para formar médicos capaces de adaptarse exitosamente al mundo actual, es necesario incluirla no sólo en la enseñanza sino también en la evaluación⁸. Por ello, es vital generar procedimientos válidos y confiables que permitan evaluarlo, algo complejo pues muchos de los aspectos claves de este fenómeno no son observables directamente¹.

La mayor parte de las investigaciones en esta línea lo valoran a través de la preparación del alumno (*readiness*) para aprender de forma autónoma. Escalas como la de Guglielmino y la de Fisher, King y Tague han apoyado su validez de contenido a través del método Delphi^{13,8}. Para evaluar su validez de constructo se ha recurrido a análisis factorial que, en el caso de la escala de Guglielmino, ha permitido identificar factores como apertura a las oportunidades de aprendizaje, autoconcepto de aprendiz efectivo, iniciativa e independencia como aprendiz, responsabilidad en el propio aprendizaje, amor al aprendizaje, creatividad, orientación futura y capacidad para usar habilidades para el estudio básico y la resolución de problemas. Sin embargo, esta escala ha sido objeto de reparos: problemas para replicar su estructura factorial⁸, falta de estabilidad como medida¹⁴, problemas en su aplicabilidad¹⁵ y se ha cuestionado su validez para medir aprendizaje independiente⁸. Ante tales reparos surge como alternativa la escala de Fisher, King y Tague, proponiendo tres factores:

deseo por aprender, autocontrol y autogestión del aprendizaje¹³, la que se ha utilizado en estudiantes australianos de programas de pregrado en enfermería¹³ y medicina¹⁶ y en doctorandos de farmacia^{17,18} siendo validada en los dos primeros, aunque en alumnos de medicina se identificaron cuatro factores: autoevaluación crítica, autoeficiencia en el aprendizaje, autodeterminación y organización efectiva del aprendizaje¹⁶.

Pese a esto, los factores identificados en estudiantes de enfermería¹³ y medicina¹⁶ con la escala de Fisher son concordantes con la definición conceptual del aprendizaje autodirigido. La validez de constructo de esta escala será evaluada en esta investigación, específicamente analizando la estructura factorial y consistencia interna que presenta en alumnos de medicina una versión en castellano del instrumento, cuyo original está en inglés. Así, se pretende entregar a la comunidad científica, a los investigadores en educación médica y los docentes, una herramienta para la medición rigurosa de esta variable, dada su relevancia en la formación de médicos y durante su ejercicio profesional posterior.

Material y Método

Previo a la realización del estudio se obtuvo la autorización formal del Dr. Fischer para validar el instrumento. Éste corresponde a su última versión la que fue proporcionada por el propio autor.

Se usó una muestra no probabilística de 358 alumnos de medicina. Se eliminó a 15 sujetos que presentaban respuestas en blanco, resultando una muestra válida de 330 alumnos con edades entre 17 y 26 años ($M = 18,40$; $DE = 1,56$): 128 mujeres (38,79%), 192 hombres (58,18%) y 10 sujetos que no informaron. De ellos, 105 (31,82%) había ingresado en 2010; 104 (31,52%) en 2009; 86 (26,06%) en 2008; 35 (10,60%) entre 2007 y 2005.

Para la evaluación de la confiabilidad test retest se utilizó una submuestra de 100 alumnos de primer año: 42 mujeres (42%), 55 hombres (55%) y 3 que no informaron, con edades entre 17 y 25 años ($M = 18,67$; $DE = 1,31$).

Se aplicó una traducción al castellano, realizada por los investigadores del estudio, de la *Self-directed learning readiness scale* elaborada por Fischer, Tague & King¹³ para estudiantes de ciencias de la salud. La traducción se efectuó mediante

retrotraducción (*back-translation*). Posee 40 ítems que presentan atributos, habilidades o aspectos motivacionales característicos en aprendices autónomos, ante los que cada participante debe indicar el grado de identificación que representa, utilizando una de cinco alternativas (1 = muy en desacuerdo; 2 = en desacuerdo; 3 = indeciso; 4 = de acuerdo y 5 = muy de acuerdo). Se anexó un cuestionario sociodemográfico.

Los participantes firmaron un consentimiento informado que explicaba los objetivos del estudio, garantizando confidencialidad y voluntariedad de la participación.

Para evaluar la confiabilidad test retest se volvió a aplicar el instrumento seis meses después en una submuestra de alumnos bajo las mismas condiciones de la aplicación inicial.

Para procesar los datos se utilizó el paquete estadístico STATA SE 11.0.

Resultados

El análisis de los datos implicó tres momentos: 1) la evaluación de la estructura factorial de la versión en castellano de la Escala de Aprendizaje Autodirigido de Fisher, King & Tague¹³; 2) la evaluación de la consistencia interna de los factores identificados y 3) la evaluación de su estabilidad temporal.

La estructura factorial se analizó mediante un Análisis Factorial Exploratorio con método de extracción de Eje Principal, adecuado en el caso de escalas compuestas^{19,20}.

Como primer paso se calculó el estadístico de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), que resultó igual a 0,85, y la prueba de esfericidad de Barlett, que fue estadísticamente significativa, $\chi^2 = 4877,70$; $p < 0,001$. Ambos evidenciaron la pertinencia de un análisis factorial.

Para determinar el número de factores, se utilizó el criterio de Kaiser-Guttman¹⁹, identificando cinco factores con valores propios (*eigenvalues*) sobre 1,0, explicando 86,63% de la varianza total de los ítems. Sin embargo, dadas las críticas al criterio de Kaiser-Guttman²¹, se complementó con el Análisis Paralelo de Horn y el MAP de Velicer.

El Análisis Paralelo de Horn, en base a 2.000 muestras aleatorias, identificó seis factores con valores propios (8,34; 3,89; 2,15; 1,85; 1,72 y 1,53) por sobre los obtenidos en las muestras aleatorias

(1,73; 1,67; 1,55; 1,46; 1,44 y 1,42), sugiriendo la existencia de seis factores. El MAP de Velicer indicó que el promedio de los cuadrados de las correlaciones entre los ítems correspondió a 0,0470, mientras que el menor de los promedios de los cuadrados de las correlaciones parciales se obtuvo al parcializar el quinto componente, con un promedio de 0,0103.

De esta forma, los criterios arrojaron dos estructuras posibles: de cinco y seis factores, por lo cual se evaluaron ambas para establecer su consistencia empírica y teórica. La solución de seis factores arrojó cuatro ítems con coeficientes de configuración inferiores a 0,30 (ítems 1, 9, 14 y 39), umbral considerado adecuado para indicar la pertenencia significativa de un ítem a un determinado factor¹⁹. En la solución de 5 factores esto ocurría con los ítems 1 y 14. Ante esto, se eliminó el ítem 14 (“Cuando se presenta un problema que no puedo resolver, pido ayuda”), por presentar los coeficientes de configuración más bajos en ambas soluciones (con cargas inferiores a 0,17 en la solución de 6 factores y a 0,16 en la de 5 factores) siendo menores a las exhibidas por el ítem 1 (cuyas mayores cargas eran de 0,25 en ambas soluciones). Su eliminación también consideró que el contenido del ítem dificultaba distinguir si era un indicador de baja autonomía (bajo aprendizaje autodirigido) o de gestión estratégica de recursos de aprendizaje (alto aprendizaje autodirigido).

Se repitió el análisis con los 39 ítems restantes. Al hacerlo, se obtuvo un estadístico KMO de 0,86 y una prueba de Barlett estadísticamente significativa, $\chi^2 = 4824,92$; $p < 0,001$, mostrando la pertinencia de un análisis factorial.

Según el criterio de Kaiser-Guttman, el conjunto de 39 ítems se agruparían en cinco factores con autovalores mayores a 1,0, explicando 87,75% de la varianza total de los ítems.

El Análisis Paralelo de Horn, también en base a 2.000 muestras aleatorias, volvió a identificar seis factores que presentan valores propios (8,32; 3,89; 2,14; 1,85; 1,71 y 1,52) por sobre los valores propios obtenidos en las muestras aleatorias (1,71; 1,63; 1,53; 1,53; 1,48 y 1,45). Y el MAP de Velicer nuevamente determinó la presencia de cinco factores, con un promedio de los cuadrados de las correlaciones entre los ítems de 0,0492, obteniendo su inferior promedio de cuadrados de las correlaciones parciales de 0,0106 al parcializar el quinto componente.

Tabla 1. Matriz de configuración con Análisis Factorial Exploratorio y rotación Oblimin para la Escala de Preparación para el Aprendizaje Autodirigido (sin ítem 14 y 1). Solución de cinco factores

		I	II	III	IV	V
2	Priorizo mi trabajo	<i>0,50^a</i>	0,05	-0,18	0,09	0,14
3	Manejo mal mi tiempo.	<i>0,70</i>	0,06	0,01	0,01	-0,15
4	Tengo buenas habilidades de gestión	0,06	0,12	0,19	<i>0,39</i>	-0,09
5	Me fijo horarios rigurosos	<i>0,61</i>	0,02	0,04	-0,13	0,05
6	Prefiero planificar mi propio aprendizaje	0,20	0,03	<i>0,42</i>	0,03	0,14
7	Soy sistemático en mi aprendizaje	<i>0,61</i>	0,02	0,16	0,00	0,06
8	Soy capaz de enfocarme en un problema	0,11	0,12	0,09	<i>0,42</i>	0,00
9	Necesito saber el por qué de las cosas	-0,09	<i>0,30</i>	0,12	0,13	<i>0,30</i>
10	Evalúo críticamente las ideas nuevas	-0,22	0,09	0,14	<i>0,44</i>	0,24
11	Prefiero establecer mis propios objetivos de aprendizaje	-0,07	0,03	<i>0,50</i>	-0,03	<i>0,31</i>
12	Aprendo de mis errores	0,07	0,16	-0,05	<i>0,35</i>	0,02
13	Estoy abierto a nuevas ideas	-0,13	0,29	0,01	<i>0,35</i>	0,01
15	Soy responsable	<i>0,64</i>	0,09	-0,09	0,02	-0,02
16	Me gusta evaluar lo que hago	0,11	0,22	0,10	-0,05	<i>0,53</i>
17	Tengo grandes expectativas de mí mismo	-0,02	0,02	<i>0,42</i>	0,12	-0,07
18	Tengo altos estándares personales	0,10	0,04	<i>0,43</i>	0,16	-0,01
19	Tengo alta confianza en mis habilidades	0,03	0,03	<i>0,40</i>	<i>0,33</i>	-0,17
20	Estoy consciente de mis propias limitaciones	0,03	0,13	-0,22	0,27	<i>0,35</i>
21	Confío en mi habilidad para buscar información	-0,00	0,15	<i>0,61</i>	-0,14	0,08
22	Disfruto estudiando.	<i>0,31</i>	<i>0,59</i>	-0,02	-0,20	0,07
23	Tengo necesidad de aprender	0,02	<i>0,74</i>	-0,06	-0,01	0,09
24	Disfruto un desafío	-0,04	<i>0,48</i>	0,18	0,21	-0,10
25	Deseo aprender nueva información	-0,05	<i>0,79</i>	0,15	0,02	0,00
26	Disfruto aprendiendo nueva información	0,07	<i>0,75</i>	0,13	-0,05	-0,02
27	Me doy tiempos específicos para mi estudio	<i>0,68</i>	-0,10	0,09	-0,10	0,16
28	Soy auto disciplinado	<i>0,78</i>	0,01	0,02	0,04	0,05
29	Me gusta recopilar los hechos antes de tomar una decisión	0,09	-0,04	-0,02	<i>0,42</i>	<i>0,34</i>
30	Soy desorganizado	<i>0,72</i>	-0,03	-0,02	-0,02	-0,01
31	Soy lógico	0,03	-0,06	-0,01	<i>0,50</i>	0,05
32	Soy metódico	<i>0,66</i>	-0,03	0,09	0,18	0,01
33	Evalúo mi propio desempeño	0,11	0,07	0,16	0,09	<i>0,59</i>
34	Prefiero establecer mis propios criterios para evaluar mi rendimiento	0,02	-0,10	<i>0,33</i>	0,03	<i>0,42</i>
35	Soy responsable de mis propias decisiones / acciones	0,11	0,03	-0,03	<i>0,52</i>	0,04
36	Se puede confiar en que puedo aprender por mi cuenta	0,26	0,20	<i>0,44</i>	0,05	0,04
37	Puedo encontrar información por mi cuenta	0,02	0,15	<i>0,58</i>	-0,05	0,02
38	Me gusta tomar decisiones por mí mismo	-0,03	-0,14	0,29	<i>0,47</i>	-0,03
39	Prefiero establecer mis propias metas	0,02	0,05	<i>0,42</i>	0,11	0,15
40	Me falta control en mi vida	<i>0,51</i>	0,00	0,04	0,21	-0,22

^aEn cursiva se destacan las cargas factoriales superiores a 0,30.

Al examinar ambas soluciones, en aquella de seis factores, tres de los ítems (1, 13 y 39) presentaron coeficientes de configuración inferiores a 0,30 y en la solución de 5 factores lo mismo ocurrió con el ítem 1 (“Resuelvo problemas usando un plan”). Dado esto, y que la redacción del ítem es inespecífica en torno al tipo de problemas abordado y al agente planificador, también fue eliminado, repitiéndose el análisis con los ítems restantes.

Con los 38 ítems remanentes se obtuvo un estadístico KMO de .86 y una prueba de esfericidad de Barlett estadísticamente significativa, $\chi^2 = 4715,29$; $p < 0,001$, apoyando la adecuación del análisis factorial.

El criterio de Kaiser-Guttman estimó cinco factores para los 38 ítems, con autovalores mayores a 1,0, explicando 88,49% de la varianza total de los ítems.

El Análisis Paralelo de Horn, también en base a 2.000 muestras aleatorias, volvió a identificar seis factores con valores propios (8,14; 3,89; 2,13; 1,84; 1,68 y 1,52) por sobre los valores propios obtenidos en las muestras aleatorias (1,67; 1,65; 1,50; 1,49; 1,48 y 1,45). El MAP de Velicer determinó la presencia de cinco factores, con un promedio de los cuadrados de las correlaciones entre los ítems de 0,0497 y el inferior promedio de los cuadrados de las correlaciones parciales, producto de la parcialización del quinto componente, en 0,0110.

Nuevamente se analizaron ambas soluciones, pero en la solución de seis factores, tres de los ítems (9, 13 y 39) presentaron coeficientes de configuración bajo 0,30. En cambio, en la solución de cinco factores todas las cargas estaban sobre el umbral, Tabla 1.

En esta solución, pese a que todos los ítems tienen coeficientes de configuración superiores a 30 en al menos un factor, en siete casos (ítems 9, 13, 19, 22, 29, 34 y 38) los ítems presentaron cargas

significativas en dos factores, por lo que se analizó su pertinencia teórico-conceptual para definir a qué factor se asignarían. Al hacerlo, en seis casos la asignación teórica coincidió con la mayor carga del ítem, pero el ítem 9 (“Necesito saber el por qué de las cosas”) fue asignado al factor donde presentaba la segunda carga más alta.

Así, los cinco factores quedaron constituidos como sigue:

Factor 1: Conformado por los ítems (ordenados de mayor a menor coeficiente de configuración) 28, 30, 3, 27, 32, 15, 5, 7, 40 y 2, apunta a las capacidades del sujeto para organizar y regular sus tiempos y actividades de aprendizaje, denominándose *Planificación del aprendizaje*.

Factor 2: Con los ítems 25, 26, 23, 22, 24 y 9, alude al afán del sujeto por aprender nuevos contenidos y su capacidad para disfrutar el proceso, denominándose *Deseo de aprender*.

Factor 3: Con los ítems 21, 37, 11, 36, 18, 39, 6, 17 y 19, alude a características positivas que el sujeto se atribuye a sí mismo como aprendiz, llamándose *Autoconfianza*.

Factor 4: Con ítems 35, 31, 38, 10, 8, 29, 4, 13 y 12, se refiere a la disposición del sujeto a asumir la responsabilidad por sus decisiones y tomar éstas de manera reflexiva y crítica, por lo que se denominó *Autogestión*.

Factor 5: Con los ítems 33, 16, 34, y 20, alude a la capacidad del sujeto para analizar críticamente su desempeño de acuerdo a criterios definidos por el mismo, denominándose *Autoevaluación*.

Al analizar la relación entre los factores resultantes, los cinco presentaron correlaciones directas estadísticamente significativas entre sí, Tabla 2. En esta tabla, también se presentan los resultados del análisis de la consistencia interna de los factores, utilizando el coeficiente de confiabilidad alfa de Cronbach.

Tabla 2. Coeficientes de correlación de Pearson entre los factores identificados

	1	2	3	4	5
1. Planificación del aprendizaje	0,88 ^a				
2. Deseo de aprender	0,29***	0,81 ^a			
3. Autoconfianza	0,29***	0,50***	0,76 ^a		
4. Autogestión	0,22***	0,41***	0,47***	0,71 ^a	
5. Autoevaluación	0,26***	0,41***	0,46***	0,40***	0,66 ^a

N = 330. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$. ^aCoeficiente de confiabilidad alfa de Cronbach.

Tabla 3. Coeficientes de correlación de Pearson entre la primer y segunda aplicación de la escala. Resultados por factor

	<i>r</i> test-retest
1. Planificación del aprendizaje	0,68***
2. Deseo de aprender	0,63***
3. Autoconfianza	0,39***
4. Autogestión	0,45***
5. Autoevaluación	0,49***
Escala General	0,58***

N = 100. *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001.

Considerando que estos factores tributan a un constructo común: el Aprendizaje autodirigido, también se calculó la confiabilidad de la escala completa (38 ítems), obteniéndose un alfa de Cronbach de 0,89.

Como último paso, para evaluar la estabilidad temporal de los factores, seis meses después de la primera aplicación, se volvió a aplicar la escala de Fisher a una submuestra de alumnos de primer año y se analizó la relación entre los puntajes obtenidos por cada factor en ambas aplicaciones. Esto arrojó correlaciones directas y estadísticamente significativas entre ambas aplicaciones para todos los factores, Tabla 3.

Discusión

Se obtuvo una estructura factorial definida, con factores internamente consistentes y cuyas interrelaciones apoyan el supuesto de base de que constituyen dimensiones de un mismo constructo: el aprendizaje autodirigido. No obstante, que estas relaciones tengan tamaños del efecto pequeños y moderados, evidencia que los factores medirían aspectos medianamente independientes del constructo.

Ahora, aunque la propuesta penta factorial encontrada difiere de la propuesta original de los autores de la versión inglesa, se aproxima a los resultados encontrados con esta versión en alumnos de medicina¹⁶ y muestra propiedades psicométricas adecuadas para su aplicación en la población abordada y además distingue aspectos útiles para investigadores y pedagogos,

pues permite distinguir dimensiones críticas del aprendizaje autodirigido: su dimensión procedimental (*Planificación del aprendizaje*), los aspectos actitudinales (*Deseo por aprender y Autoconfianza*), y una aproximación, mediante autorreporte, de los aspectos cognitivos necesarios para la autonomía (*Autogestión y Autoevaluación*). Estas distinciones son altamente relevantes para el diagnóstico de los estudiantes de medicina y la definición de estrategias pedagógicas para potenciar su autonomía.

En relación a la estabilidad temporal, el instrumento mostró ser moderadamente estable en el lapso de seis meses, aunque el tamaño del efecto de estas relaciones deja abierta la discusión en torno a otras variables que puede afectar el nivel de autonomía del alumnos durante dicho período.

Sobre las limitaciones del estudio, es necesario considerar que fue realizado únicamente con estudiantes de medicina, lo que si bien es funcional a los intereses del equipo investigador, no permite saber si este instrumento es igualmente válido e interpretable en otras poblaciones. Por ello se plantea la necesidad de investigar a futuro las propiedades psicométricas este instrumento en otros programas de pregrado, e incluso en otros niveles como el postgrado y la educación secundaria.

Referencias

- Núñez JC, Solano P, González-Pianda J, Rosario P. El aprendizaje autorregulado como medio y meta de la educación. *Papeles del psicólogo* 2006; 27: 139-46.
- Núñez JC, Solano P, González-Pianda J, Rosario P. Evaluación de los procesos de autorregulación mediante autoinforme. *Psicothema* 2006; 18: 353-8.
- Parra P, Pérez C, Ortíz L, Fasce E. El aprendizaje autodirigido en el contexto de la educación médica. *Rev Educ Cienc Salud* 2010; 7: 146-51.
- Bosco M. Docencia virtual y aprendizaje autónomo: algunas contribuciones al Espacio Europeo de Educación Superior. *RIED* 2008; 11: 152-82.
- Kocaman G, Dicle A, Ugur A. A longitudinal analysis of the Self-directed learning readiness level of nursing students enrolled in a problem-based curriculum. *J Nurs Educ* 2009; 48: 286-90.
- Pérez C. Diez consejos para promover el aprendizaje autónomo y el compromiso efectivo al enseñar contenidos complejos. *Rev Educ Cienc Salud* 2010; 7: 42-8.
- Nolla M. Continuing Medical Education. The cognitive process and professional Learning. *Educ Med* 2006; 9: 1-6.

8. Hoban JD, Lawson S, Mazmanian PL, Best AM, Seibel HR. The Self-directed Learning Readiness Scale: A factor analysis study. *Med Educ* 2005; 39: 370-9.
9. Rosselot E. [Looking for the physicians that our Countries Need. Emphasis on communications and training of academics]. *Rev Med Chile* 2003; 131: 331-7.
10. Gurjeet S, Navkiran S, Romero C, Bulik R. Self-directed learning: Looking at Outcomes with Medical Students. *Med Student Educ* 2002; 34: 197-300.
11. Rangachari P. Promoting self-directed learning using a menu of assessment options: the investment model. *Adv Physiol Educ* 2006; 30: 181-94.
12. Biasin C. Self-Directed Learning in Italy: Problems and Possibilities. *International Journal of Self Directed Learning* 2008; 5: 1-11.
13. Fisher M, King J, Tague G. Development of self-directed learning readiness scale for nursing education. *Nurse Educ Today* 2001; 21: 516-25.
14. Greverson G, Spencer J. Self-directed Learning: The Importance of Concepts and Contexts. *Med Educ* 2005; 39: 348-50.
15. Dynan L, Cate T, Rhee K. The impact of learning structure on students' readiness of self-directed learning. *Journal of Education for Business* 2008; 84: 96-100.
16. Hendry GD, Ginns P. Readiness for self-directed learning: validation of a new scale with medical students. *Med Teach* 2009; 31 (10): 918-920.
17. Huynh D, Haines S, Plaza C, Sturpe D, Williams G, Rodríguez M, et al. The impact of advanced pharmacy practice experiences on students' readiness for self-directed learning. *Am J Pharm Educ* 2008; 73 (4): 1-8.
18. Deyo Z, Huynh D, Rochester C, Sturpe D, Kiser K. Readiness for self-directed learning and academic performance in an abilities laboratory course. *Am J Pharm Educ* 2011; 75 (2) 1-6.
19. Hair JF, Black WX, Babin BJ, Anderson RE, Tatham RL. *Análisis multivariante*. Prentice Hall 2005.
20. Tabachnick BG, Fidell LS. *Using multivariate statistics*. Allyn and Bacon 2006.
21. Buja A, Eyuboglu N. Remarks on parallel analysis. *Multivariate Behav Res* 1992; 27: 509-40.