



REVISTA DIGITAL DE INVESTIGACIÓN
EN DOCENCIA UNIVERSITARIA
e-ISSN: 2223-2516

Revista Digital de Investigación en
Docencia Universitaria

E-ISSN: 2223-2516

revistaridu@gmail.com

Universidad Peruana de Ciencias
Aplicadas
Perú

Merino Soto, César; Kumar Pradhan, Rabindra
VALIDACIÓN ESTRUCTURAL DEL R-SPQ-2F: UN ANÁLISIS FACTORIAL
CONFIRMATORIO
Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria, vol. 7, núm. 1, enero-
diciembre, 2013, pp. 111-127
Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas
Lima, Perú

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=498573048008>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

VALIDACIÓN ESTRUCTURAL DEL R-SPQ-2F: UN ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO

STRUCTURAL VALIDITY OF R-SPQ-2F: A CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS

César Merino Soto* y Rabindra Kumar Pradhan**

Universidad de San Martín de Porres, Perú

Indian Institute of Technology Kharagpur, India

Recibido: 5/10/13

Aceptado: 19/11/13

RESUMEN

El motivo del presente estudio es validar la estructura interna del Cuestionario Revisado de Procesos de Estudio, Dos factores (Revised-Study Process Questionnaire-2 Factors; Biggs, Kember & Leung, 2001), en una muestra heterogénea de 269 participantes universitarios y no universitarios. Se aplicó la metodología de ecuaciones estructurales para probar varios modelos de medición: unidimensional, cuatro factores relacionados y con estructura jerárquica, y dos factores (ortogonales y oblicuos). Se halló que los modelos basados en cuatro factores no mostraron un ajuste satisfactorio, y uno tuvo problemas de convergencia ocasionados por la muy alta correlación interfactorial. El modelo de dos factores (profundo y superficial), con errores correlacionados, tuvo satisfactorio ajuste. La consistencia interna también fue satisfactoria. Se discute la utilidad del instrumento y su reformulación teórica.

Palabras clave: enfoque de estudio, validez, modelamiento de ecuaciones estructurales.

ABSTRACT

The aim of this study is to validate the internal structure of the Revised-Study Process Questionnaire-2 Factors (Biggs, Kember & Leung, 2001), through a heterogeneous sample of 269 university and non-university participants. The structural equation methodology is used to test several measurement models: one-dimensional, four factors and hierarchical structure, and two factors (orthogonal and oblique). The models based on four factors did not show a satisfactory adjustment, and one had convergence problems caused by a very high interfactorial correlation. The two-factor model (deep and shallow) with correlated errors had a satisfactory adjustment. The internal consistency was satisfactory. The usefulness of the instrument and its theoretical reformulation is discussed.

Keywords: learning approaches, validity, structural equations modeling.

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

INTRODUCCIÓN

El presente estudio centra el problema de investigación en la estructura interna del Cuestionario Revisado de Procesos de Estudio, Dos factores (Revised-Study Process Questionnaire-2 Factors, R-SPQ-2F; Biggs, Kember & Leung, 2001). Este es uno de los más usados al examinar los procesos de estudio relacionados con el aprendizaje (Hernández Pina, Cuesta, Izquierdo & Monroy, 2009). El R-SPQ-2F se deriva del Study Process Questionnaire (Biggs, 1987), dentro del marco del *enfoque del estudiante para aprender* (*Student Approaches to Learning*, SAL). Este fundamento conceptual diferencia dos enfoques que hasta la fecha han sido empíricamente verificados (Duff & McKistry, 2007; González, del Rincón & del Rincón, 2011; Justicia, Pichardo, Cano, Berbén & De la Fuente, 2008): un enfoque superficial y otro profundo. En contraste con el postulado inicial estructural del modelo SAL (López-Aguado & López, 2013), en que los enfoques diferenciados serían tres: profundo, superficial y de logro, los resultados de las investigaciones psicométricas bien ejecutadas tienden a no hallar respaldo para el modelo inicial, sino hacia el modelo de dos enfoques: profundo y superficial. Estos dos enfoques parecen tener características ortogonales y no polarizadas, además que sus iniciales subcomponentes (motivación y estrategia) no han sido diferenciadas repetidamente como factores de primer orden al aplicar procedimientos de análisis factorial confirmatorio y exploratorio (Duff & McKistry, 2007; González, et al., 2011; Justicia et al., 2008; López-Aguado & López, 2013).

Ambos enfoques contribuyen a explicar el aprendizaje y rendimiento académico, y entre las investigaciones que presentaron

resultados significativos sobre el impacto del modelo SAL están las que han relacionado el rendimiento académico y los enfoques de aprendizaje. Varias de estas investigaciones han demostrado que los enfoques evaluados con el R-SPQ-2F, especialmente el enfoque profundo para estudiar, contribuyen a explicar una parte de la varianza del rendimiento académico (De la Fuente et al., 2008; Gargallo, Garfella & Pérez, 2006; Gómez & Muñoz, 2005; Ruiz, Hernández & Ureña, 2008). Con la versión anterior del instrumento (SPQ), los hallazgos también confirman que el enfoque profundo diferencia a estudiantes que no solo obtienen mejor rendimiento académico, sino también presentan características que favorecen ampliamente el aprendizaje (Valle et al., 2000).

La estructura interna es un aspecto psicométrico de importancia para interpretar el constructo o variable latente en el comportamiento de los sujetos, pero pueden surgir problemas durante el desarrollo de algún instrumento. Uno de los problemas en la construcción del R-SPQ-2F ha sido el enfoque factorial para fundamentar su validez interna. Básicamente, la evaluación de sus modelos de medición ha descansado principalmente sobre la factorización de subescalas e ítems como unidades de análisis. Aunque esto no puede ser un problema bajo fuerte respaldo lógico, los autores del instrumento no declararon sobre un base metodológica argumentos defendibles para combinar estos análisis en diferentes procesos del desarrollo de R-SPQ-2F (Justicia et al., 2008). Ítems y puntajes compuestos (puntajes obtenidos de los ítems) contienen diferente montos de error de medición, varianza específica y común, aspectos que claramente influenciarán en los resultados factoriales. Como lo declararon Justicia et al. (2008), la

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2013 - Año 7 - Nro. 1 | LIMA (PERÚ)

factorización de escalas es básicamente una metodología de parcelamiento de ítems para tratar de superar la gran cantidad de estos en un análisis factorial.

Este problema, junto a otros aspectos metodológicos problemáticos, han sido resaltados por Justicia et al. (2008), quienes abordaron el problema con el uso del modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM, Structural Equations Modeling). La situación también se ha generalizado al instrumento paralelo del R-SPQ-2F, destinado para estudiantes de educación secundaria: el Learning Process Questionnaire (LPQ; Biggs, 1987; Kember, Biggs & Leung, 2004). Por ejemplo, el modelo bifactorial es una estructura significativa y mejor ajustada a los datos en la versión para estudiantes de secundaria (Phan & Deo, 2007; Sachs & Gao, 2000).

La estructura bidimensional del R-SPQ-2F ha sido consistentemente robusta en adaptaciones interculturales (García, Maquilón & Hernández, 2004; González et al., 2011; Justicia et al., 2008; Snelgrove & Slater, 2003; Watkins & Regmi, 1996; Zhang, 2000), y por lo tanto la interpretación sustancial del instrumento solo podría hacerse desde estos dos componentes empíricamente verificados, no los cuatro componentes postulados originalmente por Biggs et al. (2001). Estos estudios variaron ampliamente en el tamaño muestral, y fueron generalmente estudiantes de educación superior o técnica. Las dos dimensiones halladas mostraron adecuados valores de consistencia interna (evaluados con el coeficiente α), y a partir de ello podría sugerirse que los puntajes pueden usarse para fines de investigación, descripción grupal o despistaje en evaluaciones psicopedagógicas. Sin embargo, debe tomarse en cuenta que sus valores no han sido lo suficientemente altos como para concluir en el uso diagnóstico o

prescriptivo con mayor seguridad (Nunnally & Bernstein, 1995).

La mayor investigación intercultural comparativa con el R-SPQ-2R, en que se incluyó una muestra española hace algunos años, se efectuó por Blanco, Prieto, Torre y García (2009); este estudio se inició desde la traducción hasta la verificación de la invarianza factorial. Sin embargo, en tal estudio no se incluyeron muestras procedentes de Latinoamérica, sino los participantes habituales, es decir estudiantes de secundaria básica o de educación superior (Hernández, Cuesta, Izquierdo & Monroy, 2009). Aunque un instrumento que describa las orientaciones hacia el aprendizaje está lógicamente centrado en los grupos que desarrollan actividades de aprendizaje formal contemporáneas, estas también pueden ser relevantes para describir cómo el sujeto se organizaba y adquiría información en actividades pasadas. Pero esta condición no se ha aplicado anteriormente en el marco de la estructura del R-SPQ-2F.

Como el R-SPQ-2F es uno de los instrumentos más representativos del constructo de enfoques de aprendizaje y no ha sido investigado formalmente en el Perú, el presente estudio aportará evidencias de validez de la estructura y confiabilidad del R-SPQ-2F en una muestra compuesta de estudiantes y no estudiantes universitarios. Esta heterogeneidad es condición única y no comparable con los previos estudios de validación estructural, en los que únicamente se han elegido participantes universitarios. El estudio en esta condición diferente pone a prueba los modelos de medición del R-SPQ-2F para identificar el más apropiado, y por lo tanto desafía la capacidad de réplica de los estudios anteriores. Los resultados del presente estudio serían relevantes para la generalización del instrumento y de la teoría que lo respalda.

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2013 - Año 7 - Nro. 1 | LIMA (PERÚ)

MÉTODO

Participantes

La muestra total fueron 269 participantes, cuya distribución porcentual en varias características demográficas se muestra en la Tabla 1. La muestra universitaria en aula fue recolectada en dos momentos; el primer grupo (muestra interna) abarcó universitarios seleccionados por accesibilidad con el investigador principal,

todos pertenecientes al 2.º ciclo de la carrera de Psicología en una universidad privada ubicada en un distrito completamente urbano en Lima. Esta universidad generalmente recibe estudiantes pertenecientes a sectores medios de nivel socioeconómico. El segundo grupo (muestra externa) fue seleccionado bajo un procedimiento de bola de nieve, orientado hacia la obtención de la mayor heterogeneidad posible; esto significó seleccionar profesionales

Tabla 1
Distribución de los participantes en las variables descriptivas

	N	%
Sexo		
Varón	107	39,8
Mujer	162	60,2
Procedencia		
Universitaria en aula	173	64,3
Fuera de la universidad	96	35,7
Estudios		
Secundaria	5	1,9
Técnico	25	9,3
Universidad	239	88,8
Estructura familiar		
Vive con ambos padres	162	60,2
Vive con la madre	67	24,9
Vive con el padre	9	3,3
No vive con ninguno	31	11,5
Estado civil		
Soltero	258	95,9
Casado/conviviente	11	4,1
Carrera profesional		
No	8	3,0
Sí	261	97,0
Último nivel de estudio de la madre (padre)		
Primaria	11 (6)	4,1 (2.2)
Secundaria	76 (75)	28,3 (27.9)
Técnico	102 (74)	37,9 (27.5)
Universitario	80 (114)	29,7 (42.4)

y no profesionales, egresados y estudiantes de varias carreras, y trabajadores y no trabajadores.

Instrumento

El instrumento tiene 20 ítems en formato de respuesta ordinal (desde *nunca es verdad o raramente verdad* hasta *siempre o casi siempre es verdad*) distribuidos equitativamente para cada enfoque (10 para cada uno). Se utiliza en estudiantes adultos incluidos en programas de educación técnica o universitaria. Las instrucciones para responder al cuestionario indican que el evaluado tome en cuenta su experiencia de estudio habitual en los cursos en general o sobre el curso más importante para él. La traducción usada para el presente estudio fue la realizada por Hernández Pina (2001), la que parece ser el principal trabajo de adaptación lingüística frente a otra traducción (De la Fuente & Martínez, 2003). Un estudio posterior (Blanco et al., 2009) realizó otra traducción en el marco de comparaciones interculturales, pero no se conoce las conclusiones aún de este trabajo. El ejemplar del instrumento aparece en el apéndice.

PROCEDIMIENTO

Se estandarizó el procedimiento de aplicación utilizando criterios de uniformidad para todo el proceso de recolección de datos, dentro de la universidad y fuera de ella (Merino, 2013). Para la aplicación, se orientó a la muestra interna (universitarios) a responder al cuestionario en referencia a su tendencia general para enfocar el aprendizaje en el curso percibido como el más importante para el participante (tal como señalan las instrucciones del R-SPQ-2F), mientras que para la muestra externa, se orientó a los cursos o situaciones de aprendizaje que alguna vez han llevado o que actualmente están llevando, sea de cualquier naturaleza o contenido. Un grupo de estudiantes,

previamente entrenados, recolectaron los datos en la muestra externa, mientras que el investigador principal recolectó la información en la muestra interna. En ambas condiciones, la participación fue voluntaria y únicamente se aplicó el instrumento si el participante aceptaba formar parte del estudio.

Antes de iniciar los análisis principales, se examinó la base de datos. En los participantes que no respondieron a un número máximo de cuatro ítems (dos en cada subescala), se hizo una imputación de sus respuestas mediante el método de reemplazamiento para variables categóricas (Sijtsma & Van der Ark, 2003; Van Ginkel, Van der Ark & Sijtsma, 2007); 10 sujetos fueron removidos por tener más de cuatro valores perdidos, y ninguno de los ítems tuvo más de 3 % de respuestas vacías.

El análisis SEM del modelo de medición del R-SPQ-2F se inició definiendo que las unidades de análisis son únicamente los ítems, indicadores mínimos para interpretar la varianza del constructo; de este modo todos los análisis realizados fueron a nivel de los ítems. La diferencia con los estudios anteriores de la estructura interna del R-SPQ-2F es que estos probaron varios modelos, teniendo como indicadores observables las cuatro subescalas, es decir que los usaron como parcelas factorizables (Justicia et al., 2008), aunque no fueron así declarados por los investigadores. La covariación de los errores de cada ítem fue fijada en cero, y se definió que cada ítem se relacionaba con un solo factor latente, tal como se espera para un modelo de medición factorialmente simple. Todas las estimaciones CFA se hicieron con el programa EQS 6.2 (Bentler & Wu, 2012).

Para la identificación del modelo, se fijó en 1 el primer ítem de cada subescala. Dado que las variables son categóricas y con variados grados de asimetría y curtosis, se generó una matriz

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2013 - Año 7 - Nro. 1 | LIMA (PERÚ)

de correlaciones policóricas entre los ítems (Muthén, 1984), asumiendo que la distribución latente de los ítems es normal y considerando la naturaleza ordinal de los mismos (Holgado-Tello, Chacón-Moscoso, Barbero-García & Vila-Abad, 2010). El potencial sesgo positivo en usar correlaciones policóricas en lugar de correlaciones Pearson puede considerarse menos problemático, pues 1) dado el número de categorías de los ítems (cinco opciones), el riesgo de resultados sesgados al considerarlos variables continuas no es grande (Lei & Wu, 2012); y b) puede hallarse una razonable similitud entre los patrones de distribución bivariada, de variables normales y no normales (Flora & Curran, 2004). Se aplicó el estimador de máxima verosimilitud (ML, maximum likelihood), pues ha mostrado ser un apropiado método para obtener cargas factoriales aún con indicadores asimétricamente distribuidos (Beaducel & Herzberg, 2006); para adecuar la prueba de bondad de ajuste por el efecto la falta de normalidad de las variables (Muthén, 1993), se aplicó el procedimiento de Satorra y Bentler (1994): $SB-\chi^2$.

El proceso de evaluación del ajuste tuvo dos fases: uno a priori (estrictamente confirmatorio y basado en hipótesis estructurales) y otro a posteriori (exploratorio y efectuado para mejorar potencial al ajuste cuando este no es suficiente). Para evaluar el ajuste de los modelos propuestos, se aplicó la recomendación de usar varios indicadores (Hair, Anderson, Tatham & Black, 1999; Hu & Bentler, 1999). Junto a la prueba de bondad de ajuste χ^2 que comparó la matriz de covarianzas con el modelo nulo, se usaron índices de ajuste absoluto (Root mean Square Error of Approximation, $RMSEA \leq 0.05$; Standardized Root Mean Residual, $SRMR \leq 0.08$), y de ajuste incremental (Comparative Fit Index, $CFI \geq 0.95$; Tucker Lewis Index, $TLI \geq 0.95$).

En la fase de evaluación a posteriori, la potencial re-especificación de los modelos se realizará con la observación de los índices de modificación (Sorbom, 1989), específicamente con el modelo que muestre mejor ajuste comparativo a los otros modelos evaluados. Las posibles re-especificaciones se harán sobre una base empírica (derivado de los estadísticos) y una base racional.

Se probaron los siguientes modelos de medición (Figura 1): *Modelo de un solo factor (M1)*: se probó el modelo unidimensional para verificar la posible relación de los ítems en un solo continuo conceptual, en que las conductas PRO y SUP estarían distribuidas opuestamente. Este modelo también sirve de línea base. *Modelo de cuatro factores oblicuos (M2)*: este modelo representa la formulación alternativa de los trabajos de Biggs (1987; Biggs et al., 2001), en que cuatro variables latentes caracterizan las conductas muestreadas por los ítems. Los cuatro factores son: estrategia profunda, motivación profunda, estrategia superficial y motivación superficial. *Modelo jerárquico (M3)*: se asume dos factores de segundo orden y los cuatro factores de primer orden del modelo M2, en que la influencia de los primeros es indirecta sobre la varianza de los ítems. *Modelo de dos factores ortogonales (M4)*: este modelo no ha sido probado anteriormente, y representa la ausencia de covariación entre los factores SUP y PRO. Aunque la previa literatura sobre los mismos reporta que la covariación es estadísticamente significativa, esta no ha sido de gran magnitud, y por lo tanto esto puede replicarse en una muestra diferente; incluso la correlación puede ser tan pequeña que no podría rechazarse la hipótesis nula de correlación cero. Racionalmente, es probable que en los enfoques de aprendizaje puedan funcionar independientemente en la medida que se asocien a características específicas

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2013 - Año 7 - Nro. 1 | LIMA (PERÚ)

del contexto del aprendizaje. *Modelo de dos factores oblicuos (M5)*: que corresponde a lo que la literatura ha reportado con regularidad. *Modelo dos factores con covariación de error (M6)*: este se propone sobre una base a posteriori, basada en los índices de

modificación y en su justificación conceptual y lógica.

Finalmente, la confiabilidad se estimó mediante la consistencia interna, con el coeficiente α (Cronbach, 1951), y ω (Fornell & Larcker, 1981; Werts, Rock, Linn & Joreskog, 1978).

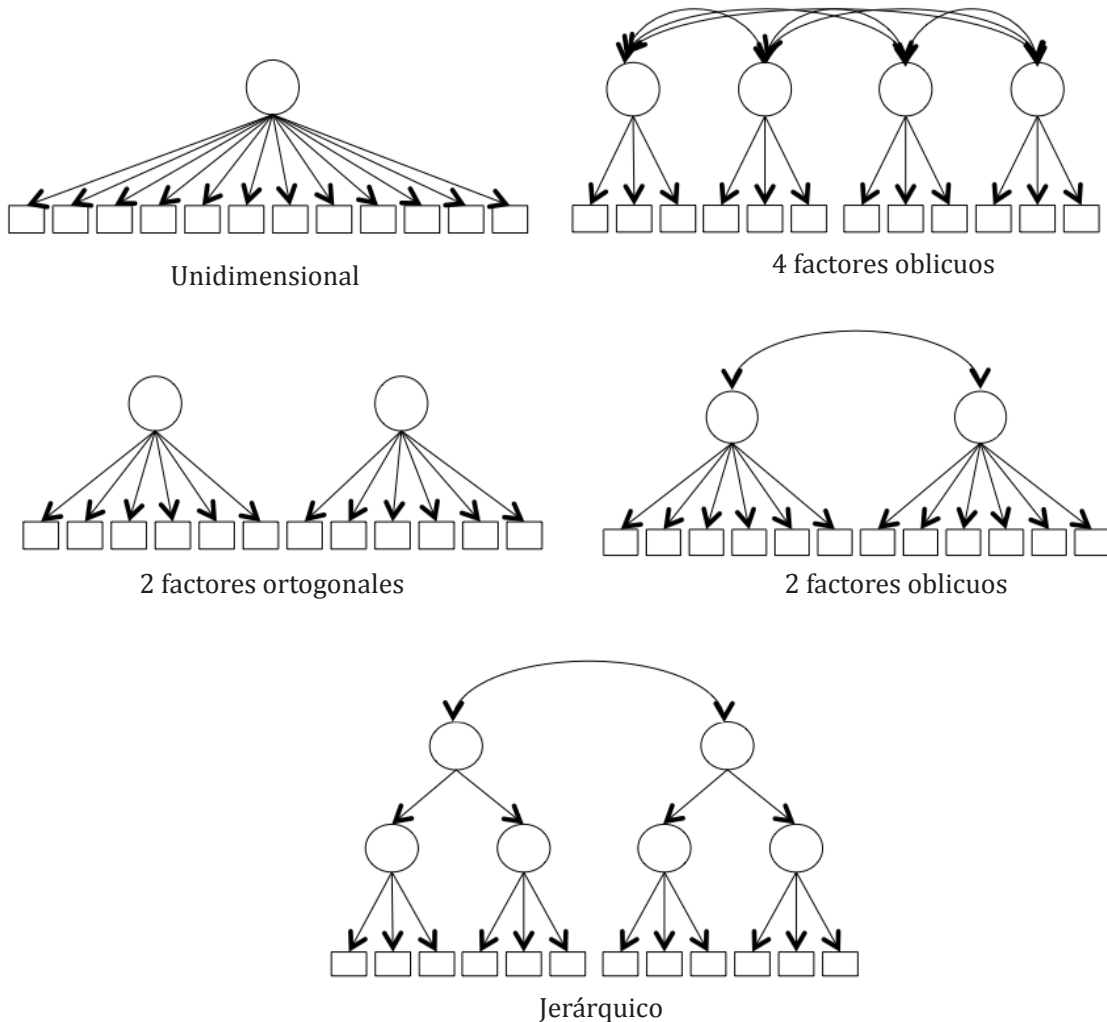


Figura 1. Representación esquemática de los cinco modelos examinados en el R-SPQ-2F

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2013 - Año 7 - Nro. 1 | LIMA (PERÚ)

RESULTADOS

Análisis preliminar

En la Tabla 2 se observa que los participantes respondieron a los ítems usando todo el rango de opciones (del 1 al 5), indicando que no hubo problemas de distribuciones truncadas en los ítems como efecto de respuestas restringidas en el techo o piso de los mismos. La dispersión de los ítems fue de un punto escalar y similar entre ellas. Los valores promedio de los ítems de PRO generalmente se refieren a los niveles medio o altos de la escala (entre 3 y 5), mientras que los ítems SUP se relacionaban con los puntuaciones inferiores (entre 3 y 1) (Tabla 2). Los valores estandarizados de la asimetría y curtosis de los ítems mostraron varias características. La curtosis en los ítems de ambas escalas fue similar, pues mostraron predominantemente distribuciones platicúrticas (PRO: entre -0.42 y -2.69; SUP: 0.50 y -2.73), pero esta tendencia fue mayor en PRO (curtosis mediana = -1.89) comparado con SUP (curtosis mediana = -0.74). Respecto a la asimetría distribucional, se observó una tendencia claramente opuesta: los ítems de PRO mostraron predominantemente asimetría negativa (mediana = -2.51; entre -4.14 y 1.97), y los ítems de SUP mostraron asimetría positiva (mediana = 5.09; entre 0.52 y 6.84). La normalidad multivariada en los presentes datos, evaluada con el coeficiente de Mardia (1970), fue 60.67 ($Z = 16.77$); este resultado puede considerarse que no pone seriamente en riesgo las estimaciones basadas en el método máxima verosimilitud, tomando en cuenta que estuvo debajo del valor 0.70 (Rodríguez & Ruiz, 2008).

Análisis de los modelos de medición

En el modelo de cuatro factores oblicuos (M2), la correlación entre los cuatro factores reveló patrones claros sobre la convergencia y

divergencia entre ellas, pero más evidente fue la dependencia lineal y falta de discriminación entre los factores correspondientes al mismo constructo de orden superior (es decir PRO y SUP). Específicamente, entre los subfactores F1 y F2 ($r = 0.950, p < 0.01$) de PRO, y F3-F4 ($r = 0.992, p < 0.01$) de SUP. Entre los restantes factores, las correlaciones interfactoriales fueron bajas y cercanas a lo que puede conceptualizarse como relaciones ortogonales: F1-F3: $r = -0.207$, F1-F4: $r = -0.121$, F2-F3: $r = -0.220$, F2-F4: $r = -0.275$. La alta dependencia entre los factores mencionados sugiere también que dos factores son redundantes y con deficiente discriminación conceptual para propósitos de interpretación; por lo tanto, un modelo de dos factores puede ser más razonable. El modelo jerárquico (M3) produjo una matriz definida no positiva, que en la presente situación se debió a la dependencia lineal entre los dos factores latentes de cada escala (Wothke, 1993), es decir F1 y F2 en PRO, y F3 y F4 en SUP. Por tal motivo, el programa EQS no pudo continuar los cálculos. Esta alta dependencia fue observada claramente en el modelo anterior.

El modelo de dos factores ortogonales (M4), produjo resultados aceptables y satisfactorios, indicando que puede ser suficiente interpretar los constructos PRO y SUP como entidades independientes. Esta interpretación parsimoniosa parece ser adecuada en el presente estudio, considerando que el modelo de dos factores oblicuos (M5) casi no produjo cambios en los índices RMSEA, CFI y TLI respecto al modelo de cuatro factores; sin embargo, SRMR sí tuvo un cambio que puede verse como sustancial. Finalmente, el modelo de dos factores oblicuos (M5) se ajustó similarmente al modelo ortogonal, pero con un mejor SRMR (debajo de 0.08).

Para ver si, desde un marco de evaluación a posteriori de los modelos, habría mejoras

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2013 - Año 7 - Nro. 1 | LIMA (PERÚ)

Tabla 2
Estatísticos descriptivos y correlaciones policóricas para los ítems (n = 269)

	SPQ1	SPQ2	SPQ5	SPQ6	SPQ9	SPQ10	SPQ13	SPQ14	SPQ17	SPQ18	SPQ3	SPQ4	SPQ7	SPQ8	SPQ11	SPQ12	SPQ15	SPQ16	SPQ19	SPQ20
SPQ1	1.00																			
SPQ2	0.27	1.00																		
SPQ5	0.35	0.27	1.00																	
SPQ6	0.33	0.39	0.28	1.00																
SPQ9	0.41	0.30	0.37	0.28	1.00															
SPQ10	0.33	0.34	0.34	0.35	0.37	1.00														
SPQ13	0.38	0.27	0.37	0.35	0.33	0.42	1.00													
SPQ14	0.29	0.20	0.21	0.48	0.35	0.40	0.39	1.00												
SPQ17	0.21	0.28	0.13	0.36	0.20	0.35	0.32	0.49	1.00											
SPQ18	0.25	0.27	0.28	0.39	0.33	0.36	0.29	0.34	0.31	1.00										
SPQ3	-0.08	0.09	0.00	-0.02	0.10	-0.05	0.07	0.01	0.15	-0.28	1.00									
SPQ4	0.01	0.04	0.01	-0.15	0.04	-0.07	-0.05	-0.29	-0.11	-0.17	0.24	1.00								
SPQ7	-0.17	-0.09	-0.01	-0.17	-0.10	-0.22	-0.15	-0.16	-0.18	-0.21	0.15	0.19	1.00							
SPQ8	-0.15	-0.01	-0.05	-0.18	0.02	-0.06	-0.05	-0.08	-0.06	-0.15	0.26	0.17	0.22	1.00						
SPQ11	-0.19	0.05	-0.11	-0.17	-0.09	-0.05	-0.07	-0.05	-0.12	-0.21	0.30	0.16	0.23	0.56	1.00					
SPQ12	-0.16	-0.05	-0.14	-0.28	-0.01	-0.13	-0.06	-0.16	-0.05	-0.24	0.23	0.28	0.13	0.42	0.45	1.00				
SPQ15	-0.18	-0.03	-0.13	0.01	-0.07	-0.06	0.07	0.08	0.11	-0.13	0.41	0.16	0.12	0.37	0.45	0.32	1.00			
SPQ16	-0.08	-0.03	-0.04	-0.09	0.00	-0.11	-0.13	-0.02	0.10	-0.07	0.15	0.30	0.10	0.26	0.35	0.35	0.38	1.00		
SPQ19	-0.15	-0.07	0.02	-0.16	-0.11	-0.12	-0.11	-0.13	-0.07	-0.17	0.28	0.24	0.27	0.24	0.42	0.34	0.43	0.47	1.00	
SPQ20	-0.10	0.05	0.03	-0.10	0.00	-0.03	0.00	-0.02	0.01	-0.12	0.18	0.07	0.10	0.46	0.53	0.43	0.50	0.34	0.50	1.00
M	3.68	3.36	3.75	3.06	3.30	3.52	3.67	2.79	2.84	3.59	2.14	2.84	2.44	2.25	2.10	2.12	1.97	2.33	2.24	2.06
DE	1.06	1.11	1.07	1.11	1.14	1.03	0.92	1.05	1.14	0.96	1.19	1.13	1.10	1.11	1.13	1.12	1.15	1.24	1.10	1.18
As.	-0.62	-0.28	-0.62	0.06	-0.39	-0.58	-0.46	0.16	0.30	-0.36	0.85	0.08	0.38	0.67	0.94	0.88	1.02	0.56	0.64	0.93
Cu.	-0.45	-0.68	-0.44	-0.86	-0.63	-0.13	-0.31	-0.60	-0.72	-0.52	-0.22	-0.81	-0.64	-0.37	0.06	0.15	0.05	-0.76	-0.22	-0.10

As: asimetría; Cu.: curtosis

potenciales, se examinaron los índices de modificación. El cambio sugerido para modificar el modelo de dos factores oblicuos fue la covariación entre los errores de los ítems 4: «Solo estudio en serio lo que se ve en la clase o lo que está en la guía/manual del curso» y 14: «Dedico gran parte de mi tiempo libre a recopilar más información sobre temas interesantes ya tratados en clase» (cambio aproximado en $SB-\chi^2 = 25.553$); luego de liberar la asociación entre ellas, la correlación final fue -0.331 (Cov = -0.245, $r = -0.331$, $p < 0.11$). Conceptualmente, la covariación negativa entre los ítems 4 (escala SUP) y 14 (escala PRO) indican

conductas opuestas en el contexto de dedicar esfuerzo adicional o hacer solo lo necesario para retener información de los cursos.

Todos los ítems tuvieron cargas factoriales estadísticamente significativas con sus respectivos factores, en el nivel $p < 0.001$, para la escala PRO (t entre 6.12 y 8.89) y SUP (t entre 3.17 y 5.56). La covarianza entre PRO y SUP fue -.048 ($t = -2.45$, $p < 0.01$). La varianza retenida total fue similar en ambas subescalas (32.67 % y 32.32% en PRO y SUP, respectivamente) y prácticamente igual al del instrumento total. En la Tabla 4 se muestran las cargas factoriales del modelo final (modelo 6).

Tabla 3
Resultados del ajuste de los modelos a los datos

Modelos	SB-o ² (gl)	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
M1: Un solo factor	1031.334 (170)	0.572	0.522	0.137 (0.129, 0.145)	0.140
M2: 4 factores oblicuos	271.810 (164)	0.946	0.938	0.050 (0.039, 0.060)	0.075
M3: Jerárquico, 4 factores	-	-	-	-	-
M4: 2 factores ortogonales	282.371 (170)	0.944	0.938	0.050 (0.039, 0.060)	0.091
M5: 2 factores oblicuos	278.072 (169)	0.946	0.939	0.049 (0.038, 0.059)	0.074
M6: 2 factores oblicuos (Cov s4-s14)	259.323 (168)	0.955	0.949	0.045 (0.034,0.055)	0.074

Confiabilidad

La confiabilidad del constructo (ω) mostró sobrestimación o infraestimación de la valores >0.80 (Tabla 4). Sin embargo, ya que confiabilidad ω (Komaroff, 1997, Raykov, ocurrieron covariaciones de error entre dos 2001, Zimmerman, Zumbo & Lalonde, 1993); ítems, se hizo un ajuste para evitar la ese ajuste siguió el procedimiento de Raykov

Tabla 4
Cargas factoriales estandarizadas y no estandarizadas (error estándar, y confiabilidad de los ítems

	Solución estandarizada		Solución no estandarizada		h^2	u^2
	F1	F2	F1	F2		
SPQ1	.552		1.00		.305	0.695
SPQ2	.490		.887 (.143)		.240	0.76
SPQ5	.501		.906 (.137)		.251	0.749
SPQ6	.634		1.148 (.140)		.402	0.598
SPQ9	.568		1.028 (.157)		.323	0.677
SPQ10	.642		1.163 (.163)		.413	0.587
SPQ13	.606		1.096 (.129)		.367	0.633
SPQ14	.624		1.129 (.127)		.389	0.611
SPQ17	.522		.945 (.130)		.273	0.727
SPQ18	.551		.997 (.143)		.304	0.696
SPQ3		.414		1.00	.171	0.829
SPQ4		.321		.776 (.184)	.103	0.897
SPQ7		.281		.678 (.213)	.079	0.921
SPQ8		.618		1.494 (.295)	.382	0.618
SPQ11		.738		1.784 (.321)	.545	0.455
SPQ12		.601		1.451 (.293)	.361	0.639
SPQ15		.651		1.572 (.301)	.423	0.577
SPQ16		.538		1.300 (.253)	.290	0.71
SPQ19		.630		1.522 (.275)	.397	0.603
SPQ20		.693		1.675 (.308)	.481	0.519
% Var. total					32.49 %	
ϕ						
Pro	1					
Sup	-.208	1	-.048			
ω	.82	.81				
	(.84)	(.83)				
α	.80	.76				
(I.C. 95%)	(.75, .83)	(.70, .80)				

F1 = factor 1; F2 = factor 2; h^2 = comunalidad; u^2 = unicidad; ϕ = correlación (covariación) interfactorial.

(2001). El ajuste por errores correlacionados produjo un esperable leve aumento de la confiabilidad, debido a su covarianza negativa. Como la covariación negativa ocurrió entre ítems de diferentes escalas, esta covariación (específicamente, su valor estandarizado) se incluyó en el cálculo de la confiabilidad ω de cada una.

La confiabilidad α también mostró valores adecuados para PRO, pero relativamente bajó para SUP (Tabla 4). Basada en los intervalos de confianza (método Fisher: Romano, Kromrey, Owens & Scott, 2011), la estimación poblacional para PRO es también más satisfactoria que para SUP. La correlación inter-ítem promedio para PRO (0.294, min = 0.121, máx = 0.438) y SUP (0.244, min = 0.058, máx = 0.461) sugieren que los constructos son de amplio espectro conceptual (Clark & Watson, 1995). Las correlaciones ítem-test fueron >0.40 (máx = 0.545) para PRO, y >0.20 (máx = 0.567) para SUP.

DISCUSIÓN

El presente estudio logró identificar claramente la estructura factorial del R-SPQ-2F en una muestra heterogénea de estudiantes y no estudiantes universitarios. Los resultados confirmaron que la interpretación de los puntajes del instrumento puede hacerse sustancialmente mediante dos factores, los conocidos como enfoque profundo y superficial. Los hallazgos revelan que la mayoría de las cargas factoriales estuvieron alrededor de 0.50, una magnitud que se considera usual en una variedad de contextos de la investigación psicológica (Beaducel & Herberg, 2006). Por otro lado, el ítem 4 fue el más discrepante sobre su tendencia respuesta (respuesta promedio), que fue la mayor comparado con los ítems de su propia escala. Aunque este ítem se halla en un nivel de respuesta poco frecuente como el

resto en la misma escala, no contribuye bien a la definición de su constructo, quizás debido a la inclusión del adjetivo «serio» en relación al contexto en que se aplica. Es decir, el ítem puede ser razonable en ciertos cursos (si el material esta cuidadosamente seleccionado y es aceptado como fuente principal de aprendizaje) y en otros no. Respecto al ítem 7, dado las correlaciones comparativamente más altas entre este ítem con los ítems 8, 11 y 19 en su misma escala, la reducción del esfuerzo es una estrategia orientada hacia el ahorro de energía, que luego redistribuiría en el esfuerzo hacia los cursos difíciles.

Las altas correlaciones entre los subfactores de PRO y SUP indicaron la pobre validez discriminativa entre ellas, pues la varianza compartida entre ellos superó largamente la varianza entre los propios ítems (Farrell, 2010, Fornell & Larcker, 1981); en términos absolutos, la correlación interfactorial entre ambas es mayor a 0.80, un monto de varianza compartida que pone en cuestionamiento la independencia conceptual de ambas escalas. Aunque las fluctuaciones del muestreo pueden haber tenido un papel explicativo en el grado de las correlaciones halladas entre los constructos (Farrell, 2010), las altas correlaciones replicaron lo reportado por García et al. (2004) en España ($n = 2251$).

Los resultados convergen con el modelo bidimensional, y por lo tanto la interpretación de sus puntajes debe hacerse de acuerdo a ello. Ya que este modelo es robusto y ha logrado también replicarse en el presente estudio, el usuario puede estar seguro que hallaría esta estructura si realizara nuevamente un estudio de replicación en una muestra independiente. Esta declaración no sería pretenciosa pues se tiene el respaldo adicional de la heterogeneidad de la muestra, una condición no utilizada en los estudios anteriores. Esto significa que la

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2013 - Año 7 - Nro. 1 | LIMA (PERÚ)

variación muestral no parece producir cambios sustanciales en la estructura del R-SPQ-2F, y que los dos factores obtenidos son suficientes. Los resultados pueden fortalecer las comparaciones interculturales debido a que dos condiciones se han mantenido similares respecto de los estudios anteriores: la similitud en la recolección de datos y en la escala numérica de los ítems (Tran, 2009). Sin embargo, el muestreo de los participantes fue parcialmente similar, pues no solo se incluyeron estudiantes de clases universitarias regulares, sino también participantes de la comunidad.

El instrumento puede servir para diferenciar grupos de sujetos bajo un marco taxonómico que pueda describir tipologías de enfoques de aprendizaje; por ejemplo, una diferencia de 10 puntos entre los resultados puede ayudar a definir y diferenciar la tipología preferencial del enfoque de aprendizaje (García, De la Fuente, Justicia & Pichardo, 2005). Por otro lado, técnicas de análisis de clúster han identificado grupos diferenciados por la intensidad baja y alta de los puntajes en ambas escalas (por ejemplo, Valle et al., 2000). Sin embargo, estos procedimientos aún requieren replicación o un enfoque de análisis de grupos latentes. Por el momento, el autor dispone de normas preliminares y el lector interesado puede solicitarlos.

REFERENCIAS

- Beaducel, A., & Herberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(29), 186-203.
- Bentler, P. M., & Wu, E. J. C. (2012). *EQS 6.2 for Windows*. Encino CA: Multivariate Software.
- Biggs, J. (1987). *Study Process Questionnaire Manual*. Melbourne, Australia: Australian Council for Educational Research.
- Biggs, J., Kember, D., & Leung, D. Y. P. (2001). The revised two-factor Study Process Questionnaire: R-SPQ-2F. *British Journal of Educational Psychology*, 71, 133-149.
- Blanco, A., Prieto, L., Torre, J. C., & García, M. (2009, junio). *Adaptación, validación y evaluación de la invarianza factorial del Cuestionario Revisado de Procesos de Estudio (R-SPQ-2F) en distintos contextos culturales: diseño del estudio y primeros resultados*. Póster presentado en el XV Congreso Nacional de Modelos de Investigación Educativa, organizado por AIDIPE, Huelva, 24-26 de junio.
- Clark, L. A., & Watson, D. B. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7, 309-319.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- De la Fuente J. & Martínez, J. M. (2003). *Cuestionario Revisado del Proceso de Estudio. Versión castellana*. Universidad de Almería. Documento no publicado.
- De la Fuente, J., Pichardo, M., Justicia, F., & García, A. (2008). Enfoques de aprendizaje, autorregulación y rendimiento en tres universidades europeas. *Psicothema*, 20(4), 705-711.
- Duff, A., & McKinstry, S. (2007). Students' Approaches to Learning. *Issues in Accounting Education*, 22(2), 183-214.
- Farrell, A. M. (2010). Insufficient discriminant validity: A comment on Bove, Pervan, Beatty, and Shiu (2009). *Journal of Business Research*, 63, 324-327.
- Flora, D. R., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2013 - Año 7 - Nro. 1 | LIMA (PERÚ)

- estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466-491.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- García, B., De la Fuente, J., Justicia, F., & Pichardo, M. (2005). Análisis del aprendizaje del profesorado en formación: ¿pertenecen sus enfoques de aprendizaje a un continuo? *Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 54, 255-268.
- García, M., Maquilón, J., & Hernández, F. (2004). Análisis del cuestionario de procesos de estudio-2 factores de Biggs en estudiantes universitarios españoles. *Revista de la Facultad de Ciencias de la Educación*, 6, 117-138.
- Gargallo, B., Garfella, P., & Pérez, C. (2006). Enfoques de aprendizaje y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Bordón*, 58(3), 45-61.
- Gómez, J., & Muñoz, E. (2005). Enfoques de aprendizaje y rendimiento académico de los estudiantes universitarios. *Revista de investigación educativa*, 23(2), 417-432.
- González, J., del Rincón, B., & del Rincón, D. (2011). Estructura latente y Consistencia interna del R-SPQ-2F: Reinterpretando los enfoques de aprendizaje en el EEES. *Revista de Investigación Educativa*, 29(2), 277-293.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (1999). *Análisis Multivariante*. Madrid, España: Prentice Hall.
- Hernández Pina, F. (2001). La calidad de la enseñanza y el aprendizaje en educación superior. *Revista de Investigación Educativa*, 19(2), 461-505.
- Hernández, F., Cuesta, J., Izquierdo, T., & Monroy, F. (2009, junio). Principales contribuciones del modelo SAL (Student Approaches to Learning) en el contexto universitario español. Póster presentado en el XV Congreso Nacional de Modelos de Investigación Educativa, organizado por AIDIPE, Huelva, 24-26 de junio.
- Holgado-Tello, F. C., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44(1), 153-166.
- Hu, L., & 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.
- Justicia, F., Pichardo, M. C., Cano, F., Berbén, A. B. G., & De la Fuente. (2008). The Revised Two-Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F): Exploratory and confirmatory factor analyses at item level. *European Journal of Psychology of Education*, 23, 355-372.
- Kember, D., Biggs, J. & Leung, D. Y. P. (2004). Examining the multidimensionality of approaches to learning through the development of a revised version of the Learning Process Questionnaire. *British Journal of Educational Psychology*, 74, 261-280.
- Komaroff, E. (1997). Effect of simultaneous violations of essential tau-equivalence and uncorrelated error on coefficient alpha. *Applied Psychological Measurement*, 21, 337-348.
- Lei, P-W., & Wu, Q. (2012). Estimation in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 164-179). New York, NY: Guilford Press.

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2013 - Año 7 - Nro. 1 | LIMA (PERÚ)

- López-Aguado, M., & López, A. (2013). Los enfoques de aprendizaje. Revisión conceptual y de investigación. *Revista Colombiana de Educación*, 64, 131-153.
- Mardia, K.V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530.
- Merino, C. (2013). *Guía para la aplicación de instrumento de auto-reporte*. Documento no publicado.
- Muthén, B. O. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49, 115-132.
- Muthén, B. O. (1993). Goodness of fit with categorical and other non-normal variables. En K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 205-243). Newbury Park, CA: Sage.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica* (3ra. ed.). México, D. F: McGraw-Hill.
- Phan, H. P., & Deo, B. (2007). The revised learning process questionnaire: A validation of a western model of students' study approaches to the South Pacific context using confirmatory factor analysis. *British Journal of Educational Psychology*, 77(3), 719-739.
- Raykov, T. (2001). Bias in coefficient alpha for fixed congeneric measures with correlated errors. *Applied Psychological Measurement*, 25(1), 69-76.
- Rodríguez, M., & Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica* 29, 205-227.
- Romano, J. L., Kromrey, J. D., Owens, C. M., & Scott, H. M. (2011). Confidence interval methods for coefficient alpha on the basis of discrete, ordinal response items: Which one, if any, is the best? *The Journal of Experimental Education* 79(4):382-403.
- Ruiz, E., Hernández, F., & Ureña, F. (2008). Enfoques de aprendizaje y rendimiento institucional y afectivo de los alumnos de la titulación de ciencias de la actividad física y del deporte. *Revista de Investigación Educativa*, 26(2), 307-322.
- Sachs, J., & Gao, L. (2000). Ítem-level and subscale-level factoring of Biggs' Learning Process Questionnaire (LPQ) in a mainland Chinese sample. *British Journal of Educational Psychology*, 70(3), 405-418.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Sijtsma, K., & Van der Ark, L. A. (2003). Investigation and treatment of missing item scores in test and questionnaire data. *Multivariate Behavioral Research*, 38, 505-528.
- Snelgrove, S., & Slater, J. (2003) Approaches to learning: psychometric testing of a study process questionnaire, *Journal of Advanced Nursing*, 43(5), 496-505.
- Sorbom, D. (1989). Model modification. *Psychometrika*, 54, 371-384.
- Tran, T. V. (2009). *Developing cross-cultural measurement*. New York, país: Oxford University Press.
- Valle, A., González, R., Núñez, J., Suárez, J., Piñeiro, I., & Rodríguez, S. (2000). Enfoques de aprendizaje en estudiantes universitarios. *Psicothema*, 12(3), 368-375.

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2013 - Año 7 - Nro. 1 | LIMA (PERÚ)

- Van Ginkel, J. R., Van der Ark, L. A., & Sijtsma, K. (2007). Multiple imputation of test and questionnaire data and influence on psychometric results. *Multivariate Behavioral Research*, 42, 387-414.
- Watkins, D., & Regmi, M. (1996). Toward the cross-cultural validation of a western model of student approaches to learning, *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 27, 547-560.
- Werts, C. E., Rock, D. A., Linn, R. L., & Joreskog, K. G. (1978). A general method for estimating the reliability of a composite. *Educational and Psychological Measurement*, 38, 933-938.
- Wothke, W. (1993). Nonpositive definite matrices in structural modeling. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (Chap. 11, pp. 256-293). Newbury Park, NJ: Sage.
- Zhang, L. F. (2000). University students' learning approaches in three cultures: an investigation of the Biggs 3P model. *Journal of Psychology*, 134, 37-56.
- Zimmerman, D.W., Zumbo, B.D., & Lalonde, C. (1993). Coefficient alpha as an estimate of test reliability under violation of two assumptions. *Educational and Psychological Measurement*, 53, 33-49.

* sikayax@yahoo.com.ar

** rkpradhan@hss.iitkgp.ernet.in

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2013 - Año 7 - Nro. 1 | LIMA (PERÚ)

APÉNDICE

Cuestionario R-SPQ-2F (Biggs & Kember, 2001)

Este cuestionario tiene varias preguntas sobre tus actitudes hacia tus estudios y tu manera habitual de estudiar. No hay respuestas buenas ni malas, pues depende de tu propio estilo para estudiar y del curso que estás estudiando. Es importante que respondas sinceramente. Si tu respuesta a una pregunta depende del curso específico que estás estudiando, entonces responde de acuerdo al curso o cursos que más te importan. Responde según estas opciones:

- A — Nunca es verdad o raramente verdad
- D — Es frecuentemente verdad
- B — Algunas veces es verdad
- E — Siempre o casi siempre es verdad
- C — La mitad del tiempo es verdad

1. En ocasiones, el estudio me proporciona un sentimiento de profunda satisfacción personal.
2. Cuando estudio algo, tengo que trabajarlo bastante para formarme una opinión personal al respecto y solo así quedarme satisfecho
3. Mi objetivo es aprobar el curso haciendo el menor trabajo posible.
4. Solo estudio en serio lo que se ve en la clase o lo que está en la guía/manual del curso.
5. Siento que realmente cualquier tema puede ser interesante una vez que me pongo a trabajar en él.
6. La mayoría de los temas nuevos me parecen interesantes y frecuentemente paso tiempo extra tratando de obtener más información acerca de ellos.
7. Cuando no encuentro un curso que sea interesante, me esfuerzo lo mínimo.
8. Aprendo algunas cosas mecánicamente repitiéndolas una y otra vez hasta que las sé de memoria, aunque no las comprenda.
9. Me parece que estudiar temas académicos puede ser en ocasiones tan emocionante como una buena novela o película.
10. Me autoevalúo en temas importantes hasta que los entiendo por completo.
11. Puedo aprobar la mayoría de los exámenes memorizando las partes clave de los temas, y no intentando comprenderlos.
12. Generalmente me limito a estudiar solo lo que se ha señalado en clase, porque creo que es innecesario hacer cosas extras.
13. Trabajo con esfuerzo en mis estudios porque el material es interesante.
14. Dedico gran parte de mi tiempo libre a recopilar más información sobre temas interesantes ya tratados en clase.
15. Creo que no es útil estudiar los temas en profundidad. Eso solo confunde y hace perder el tiempo, cuando lo único que se necesita es familiarizarse con los temas para aprobarlos.
16. Me parece que los profesores no deben esperar que los alumnos pasen mucho tiempo estudiando los temas que se sabe que no van a entrar en el examen.
17. Asisto a la mayoría de las clases con preguntas en mente de las cuales busco respuesta.
18. Tiene sentido para mí revisar la mayoría de las lecturas recomendadas para cada clase.
19. No tiene sentido estudiar el material que probablemente no va a entrar en los exámenes.
20. Me parece que la mejor forma de aprobar un examen es tratar de memorizar respuestas a preguntas que probablemente entren en él.