

doi: 10.15446/rcp.v25n2.51874

# Enfoques de Aprendizaje en Estudiantes Universitarios Argentinos según el R-SPQ-2F: Análisis de sus Propiedades Psicométricas\*

AGUSTÍN FREIBERG HOFFMANN

MARÍA MERCEDES FERNÁNDEZ LIPORACE

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y  
Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina



Excepto que se establezca de otra forma, el contenido de esta revista cuenta con una licencia Creative Commons "reconocimiento, no comercial y sin obras derivadas" Colombia 2.5, que puede consultarse en: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/co>

**Cómo citar este artículo:** Freiberg Hoffmann, A. & Fernández Liporace, M. M. (2016). Enfoques de aprendizaje en universitarios argentinos según el R-SPQ-2F: Análisis de sus propiedades psicométricas. *Revista Colombiana de Psicología*, 25(2), 307-329. doi: 10.15446/rcp.v25n2.51874

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse al Dr. Agustín Freiberg Hoffmann, e-mail: [afreiberg@psi.uba.ar](mailto:afreiberg@psi.uba.ar). General Juan Lavalle 2353 (1052), Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina.

---

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN CIENTÍFICA  
RECIBIDO: 14 DE JULIO DEL 2015 - ACEPTADO: 11 DE ABRIL DEL 2016

\* La presente investigación se desarrolló en el marco de una beca posdoctoral otorgada por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

## Resumen

Se presenta la adaptación del Cuestionario Revisado de Procesos de Estudio, Dos Factores R-SPQ-2F, que evalúa enfoques de aprendizaje, para su uso en población estudiantil universitaria argentina. Tres jueces expertos examinaron aspectos de validez de contenido y 20 estudiantes evaluaron la adecuación lingüística y las evidencias de validez aparente. Se recogieron, además, dos muestras independientes para analizar evidencias de validez de constructo: 204 estudiantes de 18 a 36 años ( $M=23.57$ ,  $DE=3.67$ ) para el estudio factorial exploratorio y de consistencia interna, y 528 alumnos de entre 17 y 36 años ( $M=22.50$ ,  $DE=3.73$ ) para el análisis factorial confirmatorio, que comparó tres modelos, mediante el método de máxima verosimilitud robusto. El estudio de confiabilidad test-retest incluyó 19 educandos. Los resultados indican mejor ajuste del modelo de dos factores, que representa los enfoques de aprendizaje profundo y superficial. Se discuten los hallazgos a la luz de la teoría y de implicaciones prácticas.

**Palabras clave:** R-SPQ-2F, validez, estudiantes universitarios, enfoques de aprendizaje.

## *Learning Approaches in Argentinian University Students, according to R-SPQ-2F: Analysis of their Psychometric Properties*

### Abstract

The article presents an adaption of the Revised Two Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F) that evaluates learning approaches, for use on the Argentinian university student population. Three expert judges examined content validity aspects and 20 students evaluated the linguistic adaptation and evidence of apparent validity. In addition, two independent samples were collected to analyze evidence of construct validity: 204 students aged 18 to 36 ( $M=23.57$ ,  $SD=3.67$ ) for the exploratory factorial and internal consistency study, and 528 students aged 17 to 36 ( $M=22.50$ ,  $SD=3.73$ ) for the confirmatory factor analysis, which compared three models using the robust maximum likelihood method. The test-retest reliability study included 19 learners. The results indicate a better fit of the two factor model, which represents the deep and surface learning approaches. The article discusses the findings in light of theory and practical implications.

**Keywords:** R-SPQ-2F, validity, university students, learning approaches.

## *Enfoques de Aprendizagem em Estudantes Universitários Argentinos segundo o R-SPQ-2F: Análise de suas Propriedades Psicométricas*

### Resumo

Apresenta-se a adaptação do The Revised Two-Factor Study Process Questionnaire, Dois Fatores R-SPQ-2F, que avalia enfoques de aprendizagem para seu uso em população estudiantil universitária argentina. Três avaliadores especializados examinaram aspectos de validade de conteúdo e 20 estudantes avaliaram a adequação lingüística e as evidências de validade aparente. Além disso, coletaram-se duas amostras independentes para analisar evidências de validade de construto: 204 estudantes de 18 a 36 anos ( $M=23.57$ ,  $DP=3.67$ ) para o estudo fatorial exploratório e de consistência interna, e 528 alunos entre 17 e 36 anos ( $M=22.50$ ,  $DP=3.73$ ) para a análise fatorial confirmatória, que comparou três modelos mediante o método de máxima verossimilhança robusta. O estudo de confiabilidade test-retest incluiu 19 educandos. Os resultados indicam melhor ajuste do modelo de dois fatores, que representa os enfoques de aprendizagem profunda e superficial. Discutem-se os achados à luz da teoria e de implicações práticas.

**Palavras-chave:** R-SPQ-2F, validade, estudantes universitários, enfoques de aprendizagem.

## Enfoques de Aprendizaje

### Primeros Aportes

La investigación de los *enfoques de aprendizaje* se inicia con Marton y Säljö (1976), quienes, interesados en analizar cómo un mismo contenido de aprendizaje es comprendido de diferente manera por varios alumnos, realizan un estudio fenomenográfico sobre casos de estudiantes universitarios. Describen, consecuentemente, dos principales tipos de procesamiento cualitativamente dispares, que denominan enfoque *profundo* —procesamiento dirigido a comprender el significado del material que debe aprenderse— y enfoque *superficial* —procesamiento orientado al aprendizaje del texto en sí mismo, mediante estrategias memorísticas—. Como resultado de este inicio, los enfoques de aprendizaje, entendidos como las preferencias que exhibe cada estudiante para percibir y procesar la información, han sido abordados por numerosos modelos teóricos que tienen en común la consideración de estos dos enfoques (e.g., Biggs, 1987; Biggs, Kember, & Leung, 2001; Entwistle, 1997; Ramsden, 1987; Speth & Brown, 1988; Watkins, 1983). Entre todos los modelos destaca, en virtud de su gran difusión, el formulado por Biggs.

### Enfoques de Aprendizaje: Modelo de Biggs

El concepto enfoques de aprendizaje es retomado por Biggs (1988), quien le añade aspectos motivacionales y estratégicos, con estatus de cualidades constitutivas de cada tipo de enfoque. Los primeros se vinculan con los motivos y metas que el sujeto se plantea, guiando su interés por asimilar determinada información. Los segundos, aluden a las estrategias que aquel está en condiciones de emplear para incorporar tal información requerida. Ambos configuran el proceso de enseñanza-aprendizaje, determinando la percepción, la consolidación y la recuperación de la información que los estudiantes son capaces de manejar en una actividad dada.

De esta manera, poniendo de relieve los motivos y las estrategias, Biggs (1988) afirma que el enfoque profundo, corresponde a los estudiantes

que manifiestan una elevada motivación intrínseca y un alto nivel de implicación en relación con lo que están aprendiendo. Demuestran la clara intención de comprender significativamente el conocimiento que pretenden incorporar, desarrollando estrategias dirigidas a descubrir su significado y a establecer relaciones con la información previa que consideran relevante. Por otro lado, el enfoque superficial, describe a los estudiantes que tienden a cumplir con los requisitos mínimos para aprobar las instancias de evaluación. Con mínimo esfuerzo e interés por las actividades académicas, emplean estrategias dirigidas a aprender mecánica-, repetitiva- y memorísticamente, con el fin de reproducir la información en el momento necesario.

La preferencia por uno de los enfoques deriva de la interacción entre ciertas características personales —motivación y estrategias— y de las diferentes actividades que la situación de aprendizaje plantea. Esto no impide que, en ocasiones, un estudiante utilice un enfoque diferente del que le es habitual, ya que circunstancias específicas pueden estimular, facilitar o bloquear la adopción de alguno de ellos (Biggs, 1991).

## Enfoques de Aprendizaje en Estudiantes Universitarios

### Configuración de Enfoques y Contexto de Aprendizaje

Tal como se comentó en el apartado anterior, los estudiantes difieren en las preferencias para aprender, lo cual se traduce en una configuración específica de enfoques de aprendizaje en cada caso. Esta configuración depende, en gran medida, de las particularidades del contexto académico en el que se participa. De acuerdo con algunos estudios, las distintas características académicas (carrera, grado de avance, métodos de enseñanza y modalidad de evaluación, entre otras) estimulan o facilitan, en cada individuo, el predominio de uno de los dos enfoques descritos (Baeten, Kyndt, Struyven, & Dochy, 2010; Monroy & Hernández-Pina, 2014). Esto implica la puesta en juego de diferentes procesos cognitivos

que permiten la adaptación a diversas situaciones de enseñanza-aprendizaje (Goikoetxea, Ros, & Buján, 2014; Hernández-Pina, Arán, & Salmerón, 2012; Sanfabián, Belver, & Álvarez, 2014).

Para Biggs (1987) el aprendizaje eficaz ocurre cuando prevalece el enfoque profundo sobre el superficial, y asevera que la presencia acentuada de un enfoque u otro depende de una serie de acciones específicas que contemplan la relación docente-alumno. Por caso, el profesor puede estimular el enfoque profundo en sus educandos, implementando una modalidad de enseñanza basada en el planteamiento de problemas, suscitando así la participación activa en la resolución de los problemas. Puede, además, tomar como punto de partida el conocimiento que los estudiantes ya poseen, apuntando a motivar en ellos la curiosidad y el deseo de leer, para profundizar en una temática en particular, mejorando su capacidad para la articulación conceptual. Contrariamente, el tipo de enfoque superficial, desarrollado por los alumnos, puede deberse a prácticas docentes consistentes, por ejemplo, en brindar a los educandos resúmenes o sinopsis, permitiéndoles evitar la consulta de fuentes primarias de lectura o, bien, ofrecer poco tiempo para la conclusión de las tareas. Todo esto podría llevar a los alumnos a estudiar memorísticamente y a priorizar toda las actividades extraacadémicas sobre las académicas (Biggs & Tang, 2011).

Una postura menos radical que la de Biggs es la de Meyer (1991), quien formula el concepto de *orquestración de los aprendizajes* para referirse al estudio contextualizado de cada enfoque de aprendizaje. Este autor no considera que los enfoques sean mutuamente excluyentes (como lo propone Biggs), sino que afirma que se requiere una combinación específica de ambos para cada contexto de aprendizaje en particular. Se habla, así, de consonancia o de disonancia conceptual, según exista o no coherencia entre la combinación de enfoques que emplea el estudiante y el que exige el contexto educativo en el que se desenvuelve (Berbén, Pichardo, & De la Fuente, 2007). Siguiendo esta línea, varios trabajos analizan las orquestaciones

de aprendizaje en situaciones prácticas, hallando que los estudiantes cuya configuración de enfoques coincide con la demandada por el contexto educativo, presentan una mayor calidad en sus aprendizajes, en comparación con sus pares que no han logrado tal adecuación (e.g., Hazel, Prosser, & Trigwell, 2002; Rodríguez & Cano, 2006). En este sentido, se torna relevante conocer, para cada contexto, cuál es la configuración de enfoques que el educando debe adoptar para lograr un aprendizaje eficaz con esos contenidos académicos específicos.

### Implicancias Prácticas

Investigaciones abocadas a la problemática de la calidad educativa y a la mejora de los aprendizajes se orientan a describir la configuración de enfoques de los estudiantes de distintas carreras y/o a estudiar su relación con el rendimiento académico (Çetin, 2015, 2016; Cornejo & Saravia, 2014; De la Fuente, Sander, & Putwain, 2013; Hasnor, Ahmad, & Nordin, 2013; Ladan et al., 2014; Mogre & Amalba, 2015; Rajaratnam, D'cruz, & Chandrasekhar, 2013; Salamonson et al., 2013; Sevsen, Senol, Mehmet, & Ramazan, 2013; Vázquez-Martínez & Alducin-Ochoa, 2014). Estos hallazgos han permitido describir los perfiles estudiantiles exitosos en cuanto a sus enfoques en una carrera determinada. Así, la transferencia aplicada más importante, que puede realizarse con esta información, consiste en facilitar a los profesionales psicólogos educacionales la evaluación y la detección precoz de los alumnos con una configuración de enfoques diferente de la esperada en cierto contexto. De esta manera, pueden planificarse acciones tendientes a estimular en aquellos las preferencias para procesar la información y acceder a aprendizajes más eficaces y, por ende, a mejores rendimientos.

Asimismo, como se ha comentado en el apartado anterior, Biggs y Tang (2011) plantean que el tipo de enseñanza empleado por los profesores ayuda a moldear los enfoques que sus estudiantes presentan. Con esta premisa es que se han analizado los tipos de enseñanza asociados a los enfoques, verificándose que modalidades basadas en clases de laboratorio, grupos pequeños y grupos

de discusión se relacionan positivamente con el enfoque profundo, y negativamente con el superficial (Chamorro-Premuzic, Furnham, & Lewis, 2007). Además, un estudio reciente ha mostrado cómo una mayor claridad percibida en la enseñanza, por parte de los estudiantes, se asocia positivamente al aprendizaje profundo, y negativamente con el superficial (Wong, Kwong, & Thadani, 2014). Estos resultados posibilitan predecir el modo en que un alumno se desenvolverá dentro de un curso en particular y, consecuentemente, habilitan la planificación de acciones tendientes a evitar el fracaso académico, ya sea adaptando las formas de enseñanza, o entrenando al alumno para que logre adecuarse a la modalidad de determinado curso.

En otro orden, se ha analizado el concepto de enfoques en relación con otras variables, con el fin de establecer cuáles serían determinantes a la hora de estimular o inhibir el desarrollo de un enfoque u otro. En tales relaciones se destaca la que guardan los enfoques con las estrategias de aprendizaje. Una fuerte y positiva relación entre la utilización de estrategias de disposición para el aprendizaje con el enfoque profundo ha sido informada, mostrando, además, que aquellos estudiantes que hacen un escaso o nulo empleo de tales estrategias tienden a desarrollar, en mayor medida, el enfoque superficial. Paralelamente, se ha detectado una baja asociación del enfoque profundo con estrategias de gestión de recursos y organización del tiempo (Pérez, Valenzuela, Díaz, González-Pienda, & Núñez, 2010).

Otro trabajo verificó una relación positiva entre el enfoque profundo y el aprendizaje autorregulado, resultado de suma utilidad para las situaciones académicas en las que se emplean las modalidades *e-learning* o *b-learning*. Esto se sustenta en la noción de que el manejo de la información característica del enfoque profundo garantizaría autonomía y aprendizajes eficaces en estas condiciones. Si bien la autorregulación es necesaria también en la modalidad de enseñanza tradicional, se requiere de mayores niveles de autonomía dentro de las coordenadas de la educación a distancia, dada la flexibilidad que presenta en sus aspectos formales

—horarios de clases, instancias de consulta, entre otras—. De allí que la evaluación de los enfoques de aprendizaje se vuelva crucial, apuntando a mejorar la calidad en la adquisición de conocimientos de los estudiantes que tomen cursos en línea (Ekici, Coskun, & Yurdugul, 2014).

La información presentada hasta aquí da cuenta de la importancia del concepto de enfoques de aprendizaje en el ámbito universitario. Conocer la forma en que habitualmente aprenden los alumnos permitiría, en última instancia, adecuar la consonancia entre las planificaciones académicas (contexto) y las preferencias individuales a la hora de adquirir nuevos conocimientos de diversa índole, accediéndose así a aprendizajes más eficaces. Para ello, la evaluación de los enfoques se vuelve necesaria, impulsando así el diseño de escalas destinadas a generar medidas válidas y confiables de este atributo (Biggs et al., 2001; Tait, Entwistle, & McCune, 1998).

### **Evaluación de los Enfoques de Aprendizaje**

Como se mencionó inicialmente, los enfoques de aprendizaje profundo y superficial fueron introducidos originalmente por Marton y Säljö (1976), tras un extenso estudio fenomenográfico con alumnos universitarios. Sus propuestas han servido de base para múltiples desarrollos teóricos que trabajan con instrumentos psicométricos y procedimientos factoriales (e.g., Biggs, 1979; Entwistle, 1988; Speth & Brown, 1988; Watkins, 1983). Entre las herramientas más difundidas pueden mencionarse el Cuestionario de Enfoques y Habilidades de Estudio para Estudiantes —*Approaches and Study Skills Inventory for Students* o ASSIST (Tait et al., 1998)— y el Cuestionario de Procesos de Estudio —*Study Process Questionnaire* o SPQ (Biggs, 1987)—. Si bien ambas escalas se destacan por su amplia divulgación, en este estudio se decide adaptar la versión más actualizada del SPQ, que ha mostrado propiedades psicométricas más adecuadas y con un mayor poder discriminativo que el ASSIST (Romero et al., 2013). Inicialmente Biggs (1979) operacionaliza los dos tipos de enfoques —profundo y superficial— de Marton

y Säljö (1976), e incluye un tercero, al que etiqueta como enfoque de logro o *achieving approach* (Biggs, 1987). Los tres son evaluados a través del Cuestionario de Procesos de Estudio (SPQ; Biggs, 1987), instrumento ampliamente utilizado en el ámbito de investigación (e.g., Chamorro-Premuzic et al., 2007; Choy, O'Grady, & Rotgans, 2012; Matthews, 2001). Sus propiedades psicométricas han sido analizadas en diferentes países, obteniendo buenos resultados (e.g., Fox, McManus, & Winder, 2001; Hattie & Watkins, 1981; O'Neil & Child, 1984; Snelgrove & Slater, 2003). El SPQ se compone de 42 ítems distribuidos en 6 subescalas, que indagan motivo superficial (definido como interés extrínseco), estrategia superficial (identificada como aprendizaje memorístico), motivo profundo (homologado a interés intrínseco), estrategia profunda (descrita como la intención de comprender), motivo de logro (afán por alcanzar objetivos elevados) y estrategia de logro (que implica un empleo eficaz del espacio y del tiempo; Biggs et al., 2001).

Pese a las numerosas evidencias de validez y confiabilidad que, desde entonces, ha acumulado el SPQ, su autor original decidió diseñar una nueva versión a la que denominó Cuestionario Revisado de Procesos de Estudio, Dos Factores —*Revised Two Factor Study Process Questionnaire* o *R-SPQ-2F* (Biggs et al., 2001)—. Esta versión suprime la dimensión de logro, evaluando únicamente los enfoques profundo y superficial. Tal decisión fue consecuencia de una serie de investigaciones que llevaron a cuestionar la estructura dimensional del SPQ (Biggs, 1987; Biggs & Kirby, 1984; Kember & Leung, 1998). De acuerdo con tales resultados, los enfoques profundo y superficial han sido delimitados como conceptualmente independientes, mientras que el de logro parece presentar un notable solapamiento con la dimensión profunda y, en menor medida, con la superficial. Biggs et al., (2001) atribuyen tal complejidad factorial a que, mientras las estrategias profundas y superficiales describen el modo en que los estudiantes se involucran en las actividades académicas, la estrategia de logro refiere a la manera en que aquellas son organizadas

por los educandos, perjudicando el mencionado solapamiento y la parsimonia teórica del constructo.

El *R-SPQ-2F* fue diseñado para evaluar principalmente las dimensiones profunda (ítems 1, 2, 5, 6, 9, 10, 13, 14, 17, 18) y superficial (ítems 3, 4, 7, 8, 11, 12, 15, 16, 19, 20) de los enfoques. Cada una se compone de 10 ítems, cinco representativos de las estrategias y cinco de los motivos. Si bien la escala fue pensada para obtener secundariamente puntuaciones de las subescalas estrategia profunda (ítems 2, 6, 10, 14, 18), estrategia superficial (ítems 4, 8, 12, 16, 20), motivo profundo (ítems 1, 5, 9, 13, 17) y motivo superficial (ítems 3, 7, 11, 15, 19), el análisis psicométrico no logró confirmar tales dimensiones, posibilitando una evaluación válida y confiable del constructo, teniendo en cuenta únicamente las dos dimensiones que representan los enfoques profundo y superficial (Biggs et al., 2001).

El desarrollo del *R-SPQ-2F* ha dado lugar a nuevas investigaciones que ponen de relieve una buena calidad psicométrica. Algunas de ellas se han focalizado en analizar su estructura bifactorial —enfoque profundo y superficial— (Hernández-Pina, García, & Maquilón, 2004; Justicia, Pichardo, Cano, Berbén, & De la Fuente, 2008; Mogre & Amalba, 2014; Munshi, Al-Rukban, & Al-Hoqail, 2012; Seri, Goh, Mohd, & Seamah, 2010; Stes, De Maeyer, & Van Petegem, 2013). Otras, en cambio, se han centrado en verificar una estructura dimensional jerárquica que incluye, en un primer orden, los motivos y estrategias y, en un segundo orden, los enfoques (González, Del Rincón, & Del Rincón, 2011; Merino & Pradhan, 2013; Xie, 2014), coexistiendo ambas líneas de trabajo en la actualidad.

Otro grupo de investigaciones ha reportado la utilidad del *R-SPQ-2F* en la pesquisa de los enfoques de aprendizaje en estudiantes universitarios (e.g., Goikoetxea et al., 2014; Riveros, Bernal, & González, 2011; Sanfabián et al., 2014). Esta información puede emplearse, retomando lo planteado, para diseñar intervenciones o programas tendientes a mejorar la calidad educativa, ya sea modificando el modo de enseñanza, entrenando al alumno

en el uso de determinado enfoque, operando aspectos motivacionales y enseñando estrategias específicas (Biggs & Tang, 2011). Todo esto hace de los enfoques de aprendizaje y su evaluación un tema de gran interés. Debido a que la evaluación del constructo en población local constituye un área de vacancia, el presente estudio se propone la adaptación del R-SPQ-2F. Se apunta a adecuar el instrumento a población universitaria argentina, para examinar principalmente los enfoques profundo y superficial, para lo cual se plantean los siguientes objetivos: (a) revisar lingüística y conceptualmente el instrumento —consigna e ítems—; (b) estudiar la dimensionalidad del cuestionario en cuanto a su estructura latente, y la consistencia interna de los factores resultantes de dicho procedimiento; (c) poner a prueba distintos modelos teóricos —jerárquico y no jerárquico ortogonal y oblicuo— y compararlos entre sí, y (d) estudiar la estabilidad temporal de las puntuaciones de las dimensiones resultantes.

## Método

### Participantes

**Estudio de validez de constructo y consistencia interna.** Se trabajó con dos muestras independientes de estudiantes universitarios de Buenos Aires, una para el estudio factorial exploratorio y la otra para el confirmatorio. Los datos fueron recogidos mediante la aplicación de un muestreo intencional simple (Miles & Banyard, 2007). En la muestra se incluyeron alumnos que cursaban estudios universitarios al momento de la toma de datos, y se excluyeron aquellos casos en los que no se hubiera completado la totalidad de la prueba, lo que aseguró la ausencia de datos perdidos.

**Estudio factorial exploratorio.** Participaron 204 estudiantes (66.2% varones; 33.8% mujeres), pertenecientes a diferentes universidades públicas del área metropolitana de Buenos Aires, provenientes de varias facultades (36.8% Ingeniería, 31.4% Ciencias Exactas y Naturales, 13.2% Psicología,

10.3% Medicina, 8.3% Derecho), con edades de entre 18 y 36 años ( $M=23.57$ ,  $DE=3.67$ ). El 74.5% de los participantes poseía título de bachiller y el 25.5% de técnico, ambos obtenidos en el estrato de enseñanza media. Los niveles educativos parentales fueron variables, tanto en relación con los padres (41.6% universitario, 35.6% secundario, 22.8% primario) como en cuanto a las madres (49% universitario, 34.7% secundario, 16.3% primario). Sobre el grupo de convivencia, el 64.5% vivía con su familia de origen [padre(s), hermano(s)], el 16.7% en pareja (con o sin hijos), el 10.3% solo o con amigos, y el 8.4% con otras personas (tíos, padrastros u otros responsables).

**Estudio factorial confirmatorio.** Se trabajó con 528 estudiantes (60.8% varones; 39.2% mujeres), también pertenecientes a diversas universidades públicas del área metropolitana de Buenos Aires, de distintas facultades (41.7% Ingeniería, 21.2% Ciencias Exactas y Naturales, 19.9% Psicología, 13.3% Derecho, 4% Medicina), con edades de entre 17 y 36 años ( $M=22.50$ ,  $DE=3.73$ ). En relación al tipo de educación media de los estudiantes, el 79.4% poseía título de bachiller, mientras que el 20.6% era titulado en orientación técnica. Los niveles educativos parentales variaron tanto en los padres (40.5% universitario, 37.7% secundario, 21.8% primario) como en las madres (49.4% universitario, 34.2% secundario, 16.3% primario). Con respecto al grupo de convivencia, se observó que el 68.3% vivía con su familia de origen [padre(s), hermano(s)], el 18.1% en pareja (con o sin hijos), el 7.8% solo o con amigos, y el 5.7% con otras personas (tíos, padrastros u otros responsables).

**Estudio de confiabilidad test-retest.** Se recogió una nueva muestra integrada por 19 estudiantes de Psicología (20% varones y 80% mujeres), de entre 21 y 36 años de edad ( $M=24.85$ ,  $DE=4.17$ ). En relación con el tipo de educación media, el 90% informaba título de bachiller, mientras que el 10% provenía de orientación técnica. Con respecto al nivel educativo parental, se observó una distribución variable en el nivel de los padres (35%

universitario, 40% secundario, 25% primario), y en el de las madres (40% universitario, 35% secundario, 25% primario). En cuanto al grupo de convivencia, el 75% de los alumnos vivía junto a su familia de origen [padre(s), hermano(s)], el 20% en pareja (con o sin hijos), y el 5% solo o con amigos.

### Instrumentos

**Encuesta sociodemográfica y académica.** Se recabaron datos sobre sexo, edad, universidad, facultad y carrera. Complementariamente se recogió información sobre grupo de convivencia, educación media (bachiller o técnico) y educación y profesión parental, con el fin de valorar la validez interna relativa a la recolección de datos. De este modo se eliminaron los casos en los que se omitió más de la mitad de los datos sociodemográficos y académicos, o no se hubiera obtenido la totalidad de los ítems de la prueba, lo que se tomó como indicador de falta de interés y cooperación.

**Cuestionario Revisado de Procesos de Estudio, Dos Factores (R-SPQ-2F; Biggs et al., 2001).** Evalúa los enfoques de aprendizaje profundo (ítems 1, 2, 5, 6, 9, 10, 13, 14, 17, 18) y superficial (ítems 3, 4, 7, 8, 11, 12, 15, 16, 19, 20) a través del 20 ítems (10 por cada dimensión), respondidos según una escala tipo Likert de 5 opciones —en el Apéndice se presenta el instrumento—. Asimismo, cada enfoque se compone de dos subescalas, una de estrategias y otra de motivos (cinco ítems por cada una), así: estrategia profunda (ítems 2, 6, 10, 14, 18), estrategia superficial (ítems 4, 8, 12, 16, 20), motivo profundo (ítems 1, 5, 9, 13, 17), motivo superficial (ítems 3, 7, 11, 15, 19). La versión original del instrumento exhibe adecuadas características técnicas: primero, evidencias de validez de constructo —análisis factorial confirmatorio— que dan cuenta de la estructura bifactorial del cuestionario obteniendo apropiados índices de ajuste ( $>.90$ ), y segundo, arroja aceptables coeficientes de consistencia interna ( $\alpha_{ep}=.73$ ;  $\alpha_{es}=.64$ ; Biggs et al., 2001). El R-SPQ-2F ha sido adaptado para uso en poblaciones universitarias

de varios países, verificándose en algunos casos los resultados de la versión original (e.g., Justicia et al., 2008; Mogre & Amalba, 2014; Munshi et al., 2012; Seri et al., 2010; Stes et al., 2013), aunque no en otros (González et al., 2011; Merino & Pradhan, 2013; Xie, 2014). Se observaron, en general, adecuados índices de consistencia interna ( $\alpha>.70$ ) para las escalas de enfoque profundo y enfoque superficial, e índices bajos ( $.50<\alpha\leq.70$ ) para las subescalas de estrategia profunda, estrategia superficial, motivo profundo y motivo superficial (Biggs et al., 2001; Dolmans, Wolfhagen, & Ginns, 2010; Merino & Pradhan, 2013; Mogre & Amalba, 2014; Stes et al., 2013; Xie, 2014). En el presente estudio se trabajó con una de las adaptaciones lingüísticas al habla hispana más difundidas del cuestionario (De la Fuente & Martínez, 2003; Justicia et al., 2008) a fin de ajustarla a los modismos locales, sin perder de vista la versión original del instrumento en lengua inglesa.

### Procedimientos

**Adaptación lingüística.** Se contó con la participación de dos psicólogos educacionales con experiencia en investigación y docencia universitaria, y avanzados conocimientos del idioma inglés. Inicialmente se entregó la versión española del instrumento (De la Fuente & Martínez, 2003) a uno de ellos, solicitándole que señalara, según su criterio, los ítems cuya redacción incluyera expresiones que no resultaran del todo claras en el contexto argentino. Luego se le brindó la versión original en inglés (Biggs et al., 2001) para que, de acuerdo con ella, reemplazara las expresiones señaladas en el paso anterior, por otras que resultaran más convenientes para los usos lingüísticos locales. Finalizada esta etapa, se entregó la versión modificada al otro experto para que tradujera nuevamente todos los ítems al idioma inglés (*backtranslation*). Por último, ambos expertos compararon la versión resultante de la *backtranslation* con la original, consensuando las discrepancias y cuidando de que el sentido de los reactivos derivados de dicho procedimiento no se hubiera afectado.



### **Estudio de validez de contenido y aparente.**

Para la evaluación del contenido de los elementos se convocó a tres jueces expertos, considerando suficiente este número, dado el nivel de experticia de los jueces en la temática (Escobar-Pérez & Cuervo-Martínez, 2008). Los tres jueces eran profesionales psicólogos del ámbito educacional, con más de 10 años de experiencia en el área. Los colegas, además de desempeñarse en el ámbito de aplicación y de realizar actividades de docencia universitaria, participan activamente de investigaciones enmarcadas en el ámbito educativo superior. Se les hizo entrega de un instructivo que contenía una breve reseña teórica, la descripción de cada enfoque y las consignas para completar la tarea, acompañado de un cuadernillo con los 20 ítems, ordenados aleatoriamente y dos escalas en las que los expertos debían indicar la dimensión a la que según su criterio, pertenecía cada elemento, así como la calidad del mismo para evaluar la dimensión propuesta en una escala de 1 a 5 (1 *nada adecuado* y 5 *extremadamente adecuado*; Moreno Bayardo, 2000). Los elementos resultantes de este procedimiento fueron incluidos en la versión que luego se administró en el estudio piloto, evaluándose así la comprensión de los reactivos, además de la validez aparente. Este estudio contó con la participación de 20 estudiantes de la Facultad de Psicología, a quienes se les entregó el protocolo con la consigna de leer las instrucciones y de responder cada uno de los elementos. Una vez concluida la actividad, se distribuyó a los alumnos una grilla, solicitándoles que respondieran si comprendían o no tanto las instrucciones como cada ítem. Frente a las respuestas que reflejaban falta de comprensión en algunos de los ítems, se invitó a los estudiantes a redactar propuestas alternativas. Al momento de analizar los resultados hasta el momento, se decidió establecer arbitrariamente, como criterio para modificar la formulación de los ítems, que la misma observación hubiera sido realizada al menos por el 25% de los participantes en el estudio piloto, coincidiendo con un cuarto de la muestra.

**Estudio de validez de constructo y consistencia interna.** Los datos fueron recogidos durante

el horario habitual de clases, por un psicólogo entrenado. La participación de los estudiantes fue voluntaria y sin retribución económica. Se les informó a los alumnos la posibilidad de que cesaran de responder en cualquier instancia de la aplicación. Se firmó un consentimiento informado en el que se explicitaba el objetivo de la investigación y se garantizó el anonimato de los datos, en todo momento.

**Estudio de confiabilidad test-retest.** La versión resultante de los análisis de validez de constructo fue examinada posteriormente, en relación con la estabilidad temporal de las puntuaciones de cada una de sus dimensiones. Se trabajó con dos administraciones separadas por 30 días, siendo este el intervalo temporal máximo aconsejado para evitar infraestimaciones del coeficiente de correlación (Robinson & Stafford, 2006).

### **Aspectos Éticos**

Como se enunció en apartados anteriores, se trabajó con estudiantes que aceptaron participar voluntariamente, sin retribución económica, fueron informados sobre el objetivo de la investigación, la posibilidad de cesar de responder en cualquier instancia de la aplicación y la garantía de la preservación de su anonimato, así como la confidencialidad de los resultados. Enterado de estos resguardos, cada participante firmó un consentimiento informado. Durante todo el proceso de administración del instrumento se prestó especial atención a cualquier manifestación de ansiedad, incomodidad o displacer por parte de los examinados, con el fin de garantizar su correcta mitigación. El estudio contó con los respectivos avales institucionales.

### **Análisis de Datos**

**Estudio de validez de contenido.** El análisis de contenido de los ítems se realizó a partir de dos criterios: primero, que el número de jueces que hubiera acordado una misma clasificación no fuera inferior a dos de los tres convocados. Segundo, que el coeficiente  $v$  de Aiken y los respectivos intervalos

de confianza de cada ítem hubieran resultado superiores a .50, valor adoptado como medida de interpretación liberal (Cicchetti, 1994). Cabe destacar que el coeficiente  $v$  de Aiken es utilizado para cuantificar la validez de contenido, cuyos valores fluctúan entre 0 y 1, significando 0 un nulo acuerdo y 1, el mayor posible con respecto al contenido del elemento (Merino & Livia, 2009). El cálculo de este índice se realizó a través de un programa diseñado a partir del software Visual Basic, que permite estimar adicionalmente el intervalo de confianza, adoptándose, en este caso, un nivel del 90% (Merino & Livia, 2009).

**Estudio de validez de constructo y consistencia interna.** Se empleó el programa FACTOR 10.1 para los estudios factorial exploratorio y de consistencia interna y el LISREL 8 para el análisis factorial confirmatorio.

El análisis factorial exploratorio se aplicó a partir de una matriz de correlaciones policóricas ya que los datos correspondían a un nivel de medición ordinal (Christoffersson, 1975; Richaud de Minzi, 2005). Se trabajó con rotación Oblimin y normalización Kaiser forzando la extracción a dos factores, siguiendo el criterio teórico (Biggs et al., 2001), observándose un adecuado ajuste y balance entre el número de sujetos y de ítems ( $KMO=.774$ ; test de esfericidad de Bartlett:  $\chi^2_{(190)}=955.4, p<.01$ ). Por otra parte, la permanencia de los ítems dentro de la estructura factorial fue valorada según dos criterios: la carga de cada elemento debía ser igual o superior a .35, no debiendo existir saturaciones superiores a .30 de un mismo reactivo simultáneamente en dos dimensiones (Pérez & Medrano, 2010).

Con respecto al análisis de la consistencia interna, se efectuó a través del coeficiente alfa ordinal por ser el indicado para el tratamiento de variables ordinales. Su cálculo, a partir de una matriz de correlaciones policóricas, evita posibles infraestimaciones (Gadermann, Guhn, & Zumbo, 2012).

Concluido el estudio exploratorio se procedió a efectuar un análisis factorial confirmatorio, con el fin de poner a prueba tres de los modelos que más

interés han despertado en la comunidad científica (e.g., Hernández-Pina et al., 2004; Justicia et al., 2008; Merino & Pradhan, 2013) —no jerárquico oblicuo, no jerárquico ortogonal, jerárquico— a fin de determinar el que mejor se ajustara a los datos empíricos. Dado el carácter ordinal de las variables observadas es que se decidió aplicar una metodología robusta que incluyó, por un lado, el uso de una matriz de correlación policórica a partir de la que se calculó la respectiva matriz de covarianzas y por otro, el método de estimación de máxima verosimilitud robusto (Morata-Ramírez & Holgado-Tello, 2013; Rhemtulla, Brosseau, & Savalei, 2012). El ajuste de los modelos se evaluó según diversos índices de bondad de ajuste (e.g., Holgado-Tello, Chacón-Moscoso, Barbero-García, & Vila-Abad, 2010; Kline, 2005): NFI (*Normed Fit Index*), NNFI (*Non-Normed Fit Index*), CFI (*Comparative Fit Index*), IFI (*Incremental Fit Index*), RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*), PNFI (*Parsimony Normed Fit Index*) y CAIC (*Consistent Akaike Information Criterion*).

**Estudio de confiabilidad test-retest.** Se empleó el software SPSS 21 para la evaluación de la estabilidad temporal de las puntuaciones arrojadas por la misma prueba en dos momentos diferentes, calculándose el coeficiente de correlación  $r$  de Pearson entre las medidas de la primera y la segunda administración. Para cada coeficiente se informa su respectivo intervalo de confianza del 95%.

## Resultados

### Estudio de Validez de Contenido y Aparente

Del juicio experto se registró un total consenso entre evaluadores en todos los ítems, en cuanto a su clasificación en las dimensiones para las que fueron diseñados originalmente. Por otra parte, todos los elementos obtuvieron un valor del coeficiente  $v$  de Aiken superior a .50, guarismo superado también por los respectivos intervalos de confianza. Con base en esto se decidió conservar la totalidad de los reactivos. El ítem 3 obtuvo el coeficiente más elevado ( $v=1.00$  [.816-1.00]), seguido de los ítems 2, 4, 6, 8, 17, 18, 19

y 20 ( $v=.915$  [.697-980]). Magnitudes menores del coeficiente  $v$  se hallaron para los reactivos 1, 7, 9, 10, 14 y 15 ( $v=.832$  [.600-.942]), y menores aun para 5, 11, 12, 13, y 16 ( $v=.750$  [.513-.895]).

Pasando al examen de validez aparente, la versión derivada del procedimiento anterior fue sometida a un estudio piloto que, si bien registró algunos comentarios aislados, no produjo ninguna propuesta consensuada, por lo que no se practicaron modificaciones en esta instancia.

## Estudio de Validez de Constructo y Consistencia Interna

**Estudio factorial exploratorio y de consistencia interna.** El análisis factorial exploratorio logró aislar dos factores que dieron cuenta del 48.8% de la varianza común, explicando el Factor 1 (enfoque superficial) el 27.9% y el Factor 2 (enfoque profundo), el 20.9%, conservándose el total de los elementos sometidos a análisis (Tabla 1).

**Tabla 1**  
*Estructura factorial del R-SPQ-2F*

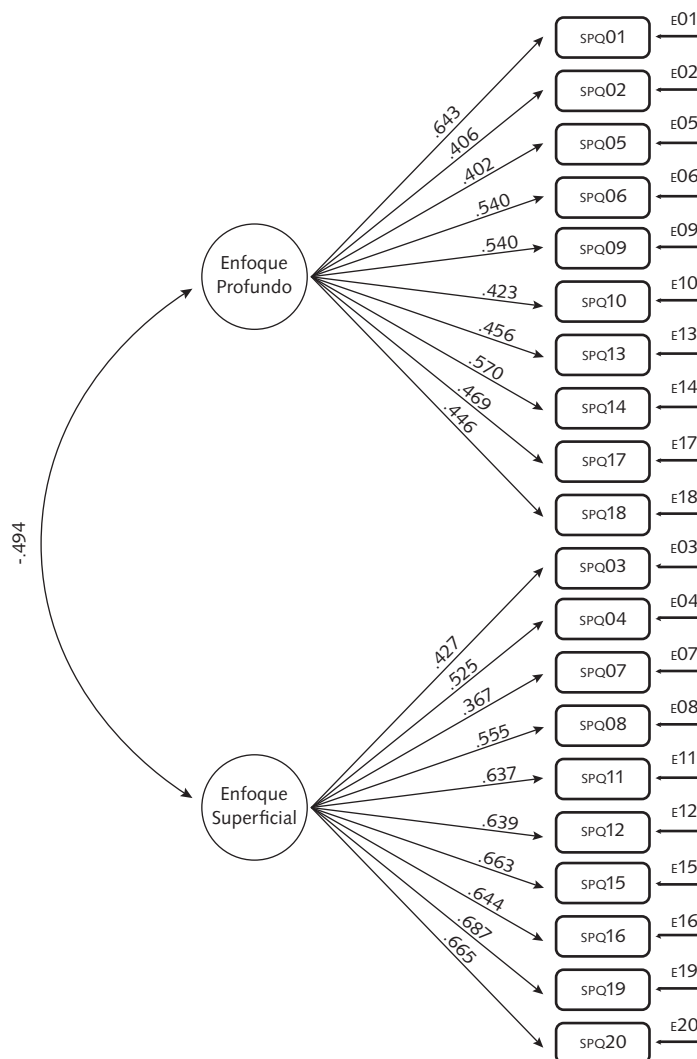
Ítems	Componentes		$h^2$	$u^2$	$M$	$DE$
	Factor 1 (Superficial)	Factor 2 (Profundo)				
SPQ03	.475	-.237	.807	.193	2.490	1.446
SPQ04	.474	-.169	.772	.228	2.745	1.445
SPQ07	.457	-.077	.597	.403	2.583	1.184
SPQ08	.588	-.001	.744	.256	2.328	1.260
SPQ11	.701	.020	.737	.263	1.824	.969
SPQ12	.464	-.217	.588	.412	2.485	1.024
SPQ15	.686	-.073	.867	.133	1.760	.839
SPQ16	.524	-.135	.665	.335	2.647	1.552
SPQ19	.575	-.086	.612	.388	2.005	1.172
SPQ20	.677	.015	.687	.313	1.569	.892
SPQ01	-.280	.456	.544	.456	3.936	.903
SPQ02	.030	.485	.638	.362	3.559	.845
SPQ05	-.001	.370	.498	.502	3.059	1.006
SPQ06	.080	.552	.665	.335	2.588	1.027
SPQ09	-.098	.421	.586	.414	3.564	1.491
SPQ10	-.123	.605	.780	.220	3.515	1.220
SPQ13	-.087	.393	.409	.591	4.015	.750
SPQ14	.081	.592	.625	.375	2.368	1.017
SPQ17	.115	.658	.770	.230	2.598	1.162
SPQ18	-.106	.493	.579	.421	2.936	1.285
$\alpha$ ordinal	.885	.796				
% Varianza c/Factor	24.1%	11.2%				
% Varianza Total		35.3%				
$\phi$		-.283				

Nota:  $\phi$ =Correlación interfactorial;  $h^2$ =Comunalidad;  $u^2$ =Unicidad.

En cuanto al examen de la consistencia interna se obtuvo un índice de .85 para el Factor 1 y .80 para el Factor 2.

**Análisis factorial confirmatorio.** Posteriormente el modelo bifactorial extraído del análisis exploratorio fue puesto a prueba, mediante un análisis factorial confirmatorio. Se compararon tres modelos, dos no jerárquicos —uno oblicuo (Figura 1) y otro ortogonal (Figura 2)—, y uno jerárquico (Figura 3), a fin de determinar el que mejor se ajustara a los datos empíricos.

Comenzando por el análisis de los parámetros estimados entre las variables observables y las latentes se registró que, para ambos modelos no jerárquicos —oblicuo y ortogonal—, todos ellos resultaron estadísticamente significativos ( $p < .05$ ), no así para el jerárquico. Por otro lado, ninguno de los parámetros estimados para los tres modelos alcanzó valores óptimos ( $r > .70$ ; Kline, 2005). Adicionalmente, la lectura de la correlación interfactorial calculada para el modelo no jerárquico oblicuo, puede interpretarse como indicador de una relación ortogonal entre ambas variables



**Figura 1.** SPQ. Modelo no jerárquico oblicuo (NJOB).

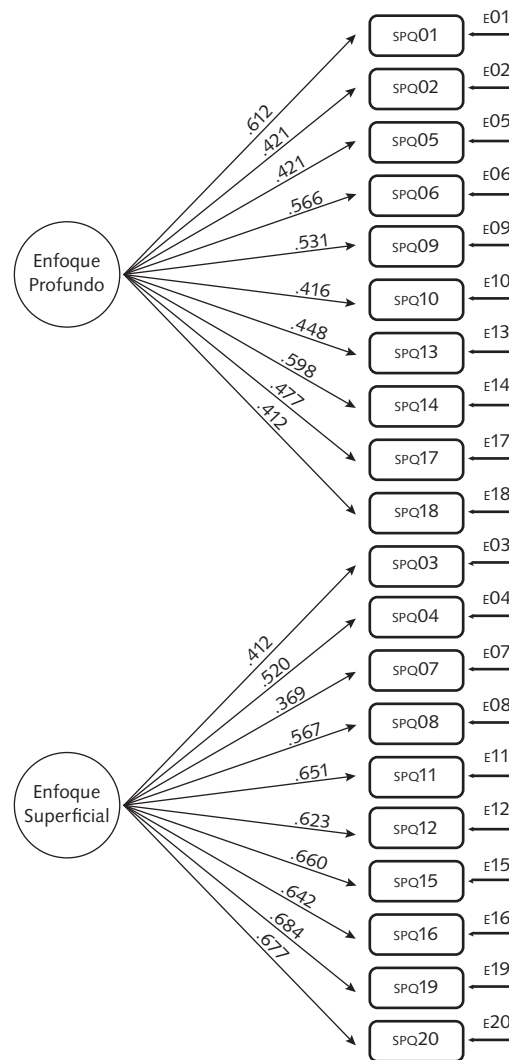


Figura 2. SPQ. Modelo no jerárquico ortogonal (NJOR).

latentes. Continuando el análisis de los parámetros se examinó, además, la presencia de ecuaciones infractoras (casos *Heywood* y parámetros estandarizados superiores a uno), registrándose en el modelo no jerárquico oblicuo únicamente un caso *Heywood*, mientras que el jerárquico presentó un solo caso *Heywood* y dos parámetros superiores a uno. Estos valores fueron conservados sin aplicar tratamiento estadístico alguno, ya que su ocurrencia es habitual cuando se trabaja con matrices de correlaciones policóricas (Yuan, Wu, & Bentler, 2011). Además, otras investigaciones han demostrado que estadísticos como chi cuadrado

no se ven significativamente afectados por la presencia de tales ecuaciones infractoras (Chen, Bollen, Paxton, Curran, & Kirby, 2001).

Pasando al análisis de los índices de ajuste se observó, para los tres modelos, que los valores NFI, NNFI, CFI e IFI fueron superiores a .90, valor consensado como punto de corte que distingue un buen ajuste de uno mediocre (Brown, 2015). En cuanto al índice RMSEA, los tres modelos también alcanzaron valores adecuados, ubicándose entre 0 y .08 (Lévy & González, 2006; Tabla 2). La lectura de los índices PNFI y CAIC mostró una mayor parsimonia en el modelo no jerárquico ortogonal,



**Figura 3.** SPQ. Modelo jerárquico (J).

ya que valores altos en el primero y bajos en el segundo son interpretados como indicadores de mayor parsimonia. A esto debe agregarse que diferencias mayores entre los índices CAIC Independiente y CAIC Modelo también indican un mayor nivel de parsimonia. En este caso la diferencia resultó favorable para el modelo no jerárquico ortogonal (Tabla 2; Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008).

El modelo no jerárquico ortogonal, por ser el que mejor ajuste ha reportado, fue sometido a un análisis de la consistencia interna de sus escalas. Para ello se calculó el coeficiente alfa ordinal

que permitió informar un índice de .76 para el enfoque profundo con un error estándar de 2.66 y un índice de .83 para el enfoque superficial con un error estándar de 2.62.

### Estudio de Confiabilidad Test-Retest

El estudio correlacional entre los valores de la primera y segunda administración dio resultados significativos ( $p < .01$ ) y aceptables —aunque no óptimos en ambas dimensiones—, de .74 [.73-.78] para el enfoque profundo, y .73 [.60-.75] para el enfoque superficial.

**Tabla 2**  
 Índices de ajuste de los modelos no jerárquicos (oblicuo y ortogonal) y jerárquico

Modelo	Índices de Ajuste							Índices de Parsimonia		
	$\chi^2$	<i>gl</i>	NFI	NNFI	CFI	IFI	RMSEA [IC]	PNFI	CAIC Modelo	CAIC Independiente
NJOB	989.507**	169	.908	.923	.931	.932	.066 [.061- .072]	.808	917.748	6828.185
NJOR	989.507**	170	.908	.923	.931	.931	.066 [.061- .072]	.812	911.508	6828.185
J	964.786**	165	.911	.924	.934	.934	.066 [.060- .072]	.791	927.132	6828.185

Nota: NJOB=No Jerárquico Oblicuo, NJOR= No Jerárquico Ortogonal, J=Jerárquico. \*\* $p < .01$ .

### Discusión

Los análisis efectuados sobre la adaptación argentina del R-SPQ-2F dieron cuenta de las apropiadas características técnicas del instrumento, en estudiantes universitarios del área metropolitana de Buenos Aires. Inicialmente debe destacarse que el cuestionario adaptado lingüísticamente a los modismos locales logró conservar los 20 reactivos, una vez sometido a los estudios de adaptación lingüística, validez de contenido y aparente. En cuanto al análisis de contenido se verificó la pertenencia de los ítems en relación con las dimensiones para las que fueron originalmente diseñados, mediante un acuerdo total de los jueces, en un previo proceso de doble traducción. Los coeficientes  $v$  indicaron que todos los ítems presentaban niveles aceptables de representatividad en relación con la dimensión para la que fueron diseñados. Asimismo, de su lectura se desprende que los elementos poseían una importancia diferente entre sí, siendo algunos más representativos que otros con respecto a la dimensión a la que respondían. Por otra parte el estudio de validez aparente y de comprensión lingüística, en el piloto, no solo no registró sugerencias consensuadas por parte de los estudiantes, sino que, tampoco recibió comentarios negativos en cuanto a la claridad y a la pertinencia de la consigna y de los ítems.

La versión del cuestionario, derivada del procedimiento citado, fue sometida a un estudio

factorial exploratorio que replicó la estructura bifactorial propuesta por Biggs et al. (2001), conservando la totalidad de los elementos. De la lectura de los porcentajes de varianza exhibidos por cada factor (27.9% enfoque superficial y 20.9% enfoque profundo) se deduce que ambos enfoques revisten similar importancia a la hora de explicar el constructo. Igualmente, se verificó, para ambos factores, una apropiada consistencia interna y aceptable estabilidad temporal en las puntuaciones obtenidas.

A continuación se aplicó un análisis factorial confirmatorio, con el fin de testear la adecuación de los datos empíricos al modelo teórico. Para ello se compararon tres de los modelos más frecuentemente estudiados en distintas investigaciones (e.g., Hernández-Pina et al., 2004; Justicia et al., 2008; Merino & Pradhan, 2013), el jerárquico y los no jerárquicos ortogonal y oblicuo. Se pudo observar que, si bien los índices de ajuste fueron adecuados para todos ellos (y en ciertos casos levemente mejores para el jerárquico), al examinar los parámetros estimados, solamente resultaron significativos los correspondientes a los modelos no jerárquicos —ortogonal y oblicuo—. La interpretación de las cargas factoriales advierte, en todos los modelos analizados, que ninguno de los reactivos aporta, de modo sustancial, a la explicación de los enfoques, ya que sus valores se ubican entre .30 y .70 en todos los casos. Si bien tales estimaciones no llegan a superar

el guarismo establecido en .70 (Kline, 2005) pueden ser admitidas, si se considera que, dentro del ámbito psicológico de investigación las cargas factoriales suelen moverse en torno a .50 (Beaducel & Herberg, 2006). Paralelamente, se aprecia, para cada factor, cierta homogeneidad en las cargas de los ítems que los integran, lo cual indicaría una relevancia pareja de todos ellos, en cuanto a su capacidad explicativa respecto de la dimensión.

Además, resulta interesante destacar que la correlación interfactorial informada para el modelo no jerárquico oblicuo ( $r = -.494$ ) se mueve en la misma dirección que la comunicada en el estudio de Merino y Pradhan (2013;  $r = -.208$ ), que informa acerca de la ortogonalidad de la relación entre variables y su independencia conceptual. Tal conclusión es coherente con los resultados de la presente investigación, que han mostrado que el modelo no jerárquico ortogonal es el más parsimonioso de los tres que se compararon, ya que, dada la independencia de los factores, el mismo fenómeno se explicaría mediante la estimación de un parámetro menos, el que corresponde a la covarianza entre factores.

Los diferentes análisis indican que el modelo no jerárquico ortogonal resulta el mejor, por ajuste y parsimonia, lo que implica la posibilidad de obtener, mediante la versión adaptada en este estudio, puntuaciones representativas de las dimensiones correspondientes a los enfoques profundo y superficial. Focalizando las situaciones aplicadas, la relación ortogonal verificada sugiere que las puntuaciones de ambas escalas deben ser interpretadas de modo independiente. Significa que la presencia de un enfoque no necesariamente debe relacionarse con la ausencia del otro en un individuo dado. Adicionalmente, se presentan, para las escalas derivadas de dicho modelo, los respectivos errores de medida (enfoque profundo=2.66; enfoque superficial=2.62), posibilitando, a los profesionales del ámbito de la psicología educacional, valorar puntuaciones individuales dentro de determinados intervalos de confianza, permitiendo así estimar, con mayor certeza, las

puntuaciones verdaderas (Anastasi & Urbina, 1998). Esta estimación se vuelve particularmente interesante y relevante ya que establece el margen en el que se mueven las puntuaciones más probables, pudiendo eventualmente, cambiar el diagnóstico del caso individual en ciertas oportunidades.

Los resultados presentados en este trabajo conciben con los reportados en otros estudios, tanto en el campo exploratorio como en el confirmatorio (e.g., Hernández-Pina et al., 2004; Justicia et al., 2008; Mogre & Amalba, 2014; Munshi et al., 2012). En relación con el estudio exploratorio, todos los antecedentes dan cuenta de una estructura bifactorial que permite identificar los tipos de enfoque profundo y superficial. Todos los autores coinciden en que ambos factores explican similares porcentajes de varianza común, aunque discrepan en el porcentaje del que cada enfoque da cuenta. Adicionalmente, varios de estos trabajos informan adecuados niveles de consistencia interna para ambas dimensiones. Con respecto a la comparación de los distintos modelos jerárquicos y no jerárquicos, mediante el análisis factorial confirmatorio, también la totalidad de antecedentes indica la pertinencia de evaluar el constructo, a través del modelo bifactorial no jerárquico —oblicuo u ortogonal— (enfoques profundo y superficial).

Las similitudes entre los resultados expuestos en el presente trabajo y los antecedentes, ofrecen evidencia empírica que aboga en favor de la robustez del modelo bifactorial como hipótesis más plausible. También es importante notar que en el diseño presentado no se han elaborado hipótesis, puesto que, pese a los informes de estudios previos parecía aventurado generar alguna previsión en virtud de que se estaba trabajando con una nueva versión del cuestionario, especialmente adaptada a la población local. De este modo, se consideró prudente describir el comportamiento de la nueva versión en la población de destino, con el fin de delimitar una hipótesis acerca de la estructura factorial del instrumento pasible de someterse a prueba en futuras investigaciones.



Sin embargo, la similitud de hallazgos aludida estaría indicando un funcionamiento semejante del instrumento en distintos contextos, facilitando las comparaciones interculturales.

Pasando a las limitaciones del presente estudio, deben mencionarse, en primer lugar, los bajos valores de los parámetros estandarizados ( $<.70$ ) entre las variables explicativas y las explicadas obtenidas en el análisis factorial confirmatorio. Tales valores dan lugar a coeficientes de determinación igualmente bajos ( $R^2 <.50$ ), que permiten concluir que ninguno de los reactivos aporta a la explicación de las variables latentes, más del 50% de su variabilidad (Kline, 2005). En este sentido sería interesante replicar el análisis con muestras más amplias, dada la sensibilidad de la estimación de parámetros al tamaño muestral (Ullman, 2006). Con un mayor número de participantes ( $N > 800$ ) podría, además, aplicarse el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados robusto (WLSR), recomendable para el trabajo con correlaciones policóricas, que evita infraestimaciones de los parámetros (Flora & Curran, 2004).

Por no disponerse de una muestra suficientemente amplia, tampoco se analizó la invarianza factorial del modelo. Este procedimiento aportará evidencia acerca de la igualdad de los parámetros estimados en diferentes grupos de sujetos —estudiantes de distintas carreras, y de distinto sexo, por ejemplo—, testeando que el funcionamiento del instrumento sea invariante en todos esos grupos, asegurando así la generalización del modelo teórico y una mayor fiabilidad de las medidas en dichos grupos (Abalo, Lévy, Rial, & Varela, 2006).

Adicionalmente, es oportuno aclarar que en este estudio se alude al carácter nacional de la adaptación de la versión, cuando en realidad solamente se ha trabajado con estudiantes universitarios del área metropolitana de Buenos Aires. Si bien tal generalización se debe a que esta zona reúne aproximadamente el 40% de la población universitaria nacional (Ministerio de Educación, 2013), sería deseable que futuras investigaciones incluyan estudiantes de otras regiones del país.

Resumiendo, los resultados que se muestran, dan cuenta de las apropiadas características psicométricas de la versión argentina del Cuestionario Revisado de Procesos de Estudio, Dos Factores (Biggs et al., 2001), para estudiantes universitarios locales, y habilitan su uso en esta población. Se espera que esta herramienta, adaptada y adecuada técnicamente al medio local, y de breve administración y puntuación, pueda emplearse en la pesquisa de características motivacionales y estratégicas que determinan diversas situaciones de aprendizaje en la educación superior. La importancia del concepto enfoques de aprendizaje ha sido verificada por diferentes investigaciones que han reportado los efectos que la consonancia entre enfoques y contexto (orquestación de los aprendizajes) tiene sobre la eficacia académica (e.g., Çetin, 2015, 2016; De la Fuente et al., 2013; Ekici et al., 2014; Hasnor et al., 2013; Ladan et al., 2014; Pérez et al., 2010; Rajaratnam et al., 2013; Salamonson et al., 2013; Wong et al., 2014). En este sentido, la información provista por el cuestionario se vuelve sumamente útil para los psicólogos que se desempeñan en el ámbito educativo, de cara a la detección precoz de estudiantes que podrían presentar dificultades para adaptar sus modalidades de aprendizaje a un contexto académico determinado. De esa manera, es posible diseñar una serie de actividades pedagógicas cuidadosamente planificadas, centradas en el alumno y/o en el docente y sus modalidades de aprendizaje y enseñanza, orientadas a adecuar la configuración de los enfoques planteados por ambas partes (Biggs & Tang, 2011). El fin último reside en auxiliar a los alumnos a acceder a aprendizajes más fluidos y de mejor calidad.

## Referencias

- Abalo, J., Lévy, J. P., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. P. Lévy & J. Varela (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 259-278). Coruña: Netbiblo.
- Anastasi, A. & Urbina, S. (1998). *Tests psicológicos* (7<sup>th</sup> Ed.). Naucalpan de Juárez, México: Prentice Hall.

- Baeten, M., Kyndt, E., Struyven, K., & Dochy, F. (2010). Using student centered learning environments to stimulate deep approaches to learning: Factors encouraging or discouraging their effectiveness. *Educational Research Review*, 5(3), 243-260. doi: 10.1016/j.edurev.2010.06.001
- Beauducel, 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. doi: 10.1207/s15328007sem1302\_2
- Berbén, A. B., Pichardo, M. C., & De la Fuente, J. (2007). Relaciones entre preferencias de la enseñanza y enfoques de aprendizaje de los universitarios. *Infancia y Aprendizaje*, 30(4), 537-550. doi: 10.1174/021037007782334319
- Biggs, J. B. (1979). Individual differences in study processes and the quality of learning outcomes. *Higher Education*, 8, 381-394. doi: 10.1007/BF01680526
- Biggs, J. B. (1987). *Student approaches to learning and studying*. Melbourne: Australian Council for Educational Research.
- Biggs, J. B. (1988). Assessing study approaches to learning. *Australian Psychologist*, 23, 197-206. doi: 10.1080/00050068808255604
- Biggs, J. B. (1991). Approaches to learning in secondary and tertiary students in Hong Kong: Some comparative studies. *Educational Research Journal*, 6, 27-39.
- Biggs, J. B. & Kirby, J. (1984). Differentiation of learning processes within ability groups. *Educational Psychology*, 4(1), 21-39. doi: 10.1080/0144341840040101
- Biggs, J. & Tang, C. (2011). *Teaching for quality learning at university* (4<sup>th</sup> Ed.). New York: McGraw-Hill
- Biggs, J. B., 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. doi: 10.1348/000709901158433
- Brown, T. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2<sup>nd</sup> Ed.). New York: Guilford Press.
- Çetin, B. (2015). Academic motivation and approaches to learning in predicting college students' academic achievement: Findings from Turkish and US samples. *Journal of College and Teaching Learning*, 12(2), 141-150.
- Çetin, B. (2016). Approaches to learning and age in predicting college students' academic achievement: Findings from Turkish and US samples. *Journal of College and Teaching Learning*, 13(1), 21-28.
- Chamorro-Premuzic, T., Furnham, A., & Lewis, M. (2007). Personality and approaches to learning predict preference for different teaching methods. *Learning and Individual Differences*, 17, 241-250. doi: 10.1016/j.lindif.2006.12.001
- Chen, F., Bollen, K., Paxton, P., Curran, P., & Kirby, J. (2001). Improper solutions in structural equation models. *Sociological Methods & Research*, 29(4), 468-508.
- Choy, J. L., O'Grady, G., & Rotgans, J. I. (2012). Is the Study Process Questionnaire (SPQ) a good predictor of academic achievement? Examining the mediating role of achievement-related classroom behaviors. *Instructional Science*, 40, 159-172.
- Christofferson, A. (1975). Factor analysis of dichotomized variables. *Psychometrika*, 40(1), 5-32. doi: 10.1007/s11251-011-9171-8
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessments*, 6, 284-290. doi: 10.1037/1040-3590.6.4.284
- Cornejo, C. O. & Saravia, J. A. (2014). Enfoques de aprendizaje, autodeterminación y estrategias metacognitivas en estudiantes de pedagogías de una universidad chilena. *Ciencias Psicológicas*, 8(1), 79-88.
- De la Fuente, J. & Martínez, J. M. (2003). *Cuestionario Revisado de Procesos de Estudio. Versión Castellana*. Universidad de Almería. Documento no publicado.
- De la Fuente, J., Sander, P., & Putwain, D. (2013). Relationship between undergraduate student confidence, approach to learning and academic performance: The role of gender. *Revista de Psicodidáctica*, 18(2), 375-393. doi: 10.1387/RevPsicodidact.7078
- Dolmans, D. H., Wolfhagen I. H., & Ginns, P. (2010). Measuring approaches to learning in a problem based learning context. *International Journal of Medical Education*, 1, 55-60. doi: 10.5116/ijme.4c50.b666
- Ekici, M., Coskun, H. I., & Yurdugul, H. (2014). Investigation of the relationship between learning approaches and online self-regulation behavior. *Procedia-Social*

- and Behavioral Sciences, 141, 285-289. doi: 10.1016/j.sbspro.2014.05.050
- Entwistle, N. (1988). Motivational factors in students' approaches to learning. In R. R. Schmenck (Ed.), *Learning strategies and learning styles* (pp. 21-50). New York: Plenum Press.
- Entwistle, N. (1997). *The Approaches and Study Skills Inventory for Students (ASSIST)*. Edinburg: Centre for Research on Learning and Instruction, University of Edinburg.
- Escobar-Pérez, J. & Cuervo-Martínez, A. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: Una aproximación a su utilización. *Avances en Medición*, 6, 27-36.
- Flora, D. B. & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466-491. doi: 10.1037/1082-989X.9.4.466
- Fox, R. A., McManus, I. C., & Winder, B. C. (2001). The shortened Study Process Questionnaire: An investigation of its structure and longitudinal stability using confirmatory factor analysis. *British Journal of Educational Psychology*, 71, 511-530. doi: 10.1348/000709901158659
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 17(3), 1-13.
- Goikoetxea, J., Ros, I., & Buján, K. (2014). Enfoques de aprendizaje del alumnado universitario en función de los contextos de aula y curso. *Contextos Educativos*, 17, 9-21. doi: 10.18172/con.2590
- González, J. L., Del Rincón, B., & Del Rincón, D. A. (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.
- Hasnor, H. N., Ahmad, Z., & Nordin, N. (2013). The relationship between learning approaches and academic achievement among Intec students, Uitm Shah Alam. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 90, 178-186. doi: 10.1016/j.sbspro.2013.07.080
- Hattie, J. & Watkins, D. (1981). Australian and Filipino investigations of the internal structure of Biggs' new Study Process Questionnaire. *British Journal of Educational Psychology*, 51, 241-244. doi: 10.1111/j.2044-8279.1981.tb02480.x
- Hazel, E., Prosser, M., & Trigwell, K. (2002). Variation in learning orchestration in university biology courses. *International Journal of Science Education*, 24(7), 737-751. doi: 10.1080/09500690110098886
- Hernández-Pina, F., Arán, A., & Salmerón, H. (2012). Enfoques de aprendizaje y metodologías de enseñanza en la universidad. *Revista Iberoamericana de Educación*, 60, 3-15.
- Hernández-Pina, F., García, P., & Maquilón, J. (2004). Análisis del Cuestionario de Procesos de Estudio-2 Factores de Biggs en estudiantes universitarios españoles. *Revista Fuentes*, 6, 96-114.
- Holgado-Tello, F. T., Chacón-MoscOSO, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlation in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44(1), 153-166. doi: 10.1007/s11135-008-9190-y
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Justicia, F., Pichardo, M. C., Cano, F., Berbén, A. B., & De la Fuente, J. (2008). The Revised Two-Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F): Exploratory and confirmatory factor analysis at item level. *European Journal of Psychology and Education*, 3, 355-372.
- Kember, D. & Leung, D. Y. P. (1998). The dimensionality of approaches to learning: An investigation with confirmatory factor analysis on the structure of the SPQ and LPQ. *British Journal of Educational Psychology*, 68(3), 395-407. doi: 10.1111/j.2044-8279.1998.tb01300.x
- Kline, R. B. (2005). *Structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Ladan, M. A., Balarabe, F., Sani, D. K., Musa, H. A., Salihu, A. A., & Salihu, M. A. (2014). Learning approaches as predictors of academic performance of undergraduate students in Ahmadu Bello University, Zaria. *Journal of Nursing and Health Science*, 3(3), 45-50. doi: 10.9790/1959-03344550
- Lévy, J. P. & González, N. (2006). Modelización y causalidad. En J. P. Lévy & J. Varela (Eds.), *Modelización*

- con estructuras de covarianzas en ciencias sociales (pp. 155-175). Coruña: Netbiblo.
- Marton, F. & Säljö, R. (1976). On qualitative differences in learning-I: Outcome and process. *British Journal of Educational Psychology*, 46, 4-11. doi: 10.1111/j.2044-8279.1976.tb02980.x
- Matthews, B. (2001). The relationship between values and learning. *International Education Journal*, 2(4), 223-232.
- Merino, C. & Livia, J. (2009). Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: un programa Visual Basic para la v de Aiken. *Anales de Psicología*, 25(1), 169-171.
- Merino, C. & Pradhan, R. K. (2013). Validación estructural del R-SPQ-2F: Un análisis factorial confirmatorio. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 7(1), 111-127. doi: 10.19083/ridu.7.190
- Meyer, J. H. F. (1991). Study orchestration: The manifestation, interpretation and consequences of contextualised approaches to studying. *Higher Education*, 22, 297-316. doi: 10.1007/bf00132293
- Miles, J. & Banyard, P. (2007). Understanding and using statistics in psychology. California: SAGE Publications, Inc.
- Ministerio de Educación, Secretaría de Políticas Universitarias. (2013). *Anuario 2013. Estadísticas universitarias*. Recuperado de [http://portales.educacion.gov.ar/spu/wp-content/blogs.dir/17/files/2015/12/Anuario\\_2013.pdf](http://portales.educacion.gov.ar/spu/wp-content/blogs.dir/17/files/2015/12/Anuario_2013.pdf)
- Mogre, V. & Amalba, A. (2014). Assessing the reliability and validity of the Revised Two Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F) in Ghanaian medical students. *Journal of Educational Evaluation for Health Professions*, 11. doi: 10.3352/jeehp.2014.11.19
- Mogre, V. & Amalba, A. (2015). Approaches to learning among Ghanaian students following a PBL-based medical curriculum. *Education in Medicine Journal*, 7(1), 38-44.
- Monroy, F. & Hernández-Pina, F. (2014). Factores que influyen en los enfoques de aprendizaje universitario. Una revisión sistemática. *Educación XXI*, 17(2), 105-124. doi: 10.5944/educxxi.17.2.11481
- Morata-Ramírez, M. A. & Holgado-Tello, F. T. (2013). Construct validity of Likert scales through confirmatory factor analysis: A simulation study comparing different methods of estimation based on Pearson and Polychoric correlations. *International Journal of Social Sciences Studies*, 1(1), 54-61. doi: 10.11114/ijsss.v1i1.27
- Moreno Bayardo, M. G. (2000). *Introducción a la metodología de la investigación educativa 2*. México, D. F.: Progreso.
- Munshi, F. M., Al-Rukban, M. O., & Al-Hoqail, I. (2012). Reliability and validity of an Arabic version of the Revised Two Factor Study Process Questionnaire R-SPQ-2F. *Journal of Family and Community Medicine*, 19(1), 33-37. doi: 10.4103/2230-8229.94010
- O'Neil, M. & Child, D. (1984). Biggs' SPQ: A british study of its internal structure. *British Journal of Educational Psychology*, 54(2), 228-234. doi: 10.1111/j.2044-8279.1984.tb02584.x
- Pérez, E. R. & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- Pérez, M. V., Valenzuela, M. F., Díaz, A., González-Piñeda, J. A., & Núñez, J. C. (2010). Disposición y enfoques de aprendizaje en estudiantes universitarios de primer año. *Universitas Psychologica*, 10(2), 441-449.
- Rajaratnam, N., D'cruz, S., & Chandrasekhar, M. (2013). Correlation between the learning approaches of first year medical students and their performance in multiple choice questions in Physiology. *National Journal of Integrated Research in Medicine*, 4(5), 43-48.
- Ramsden, P. (1987). Improving teaching and learning in higher education: The case for relational perspective. *Studies in Higher Education*, 12(3), 275-286. doi: 10.1080/03075078712331378062
- Rhemtulla, M., Brosseau, P. E., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 17(3), 354-373. doi: 10.1037/a0029315
- Richaud de Minzi, M. C. (2005). Desarrollos del análisis factorial para el estudio de ítems dicotómicos y ordinales. *Revista Interdisciplinaria*, 22(2), 237-251.

- Riveros, E., Bernal, M., & González, N. (2011). Prevalencia de los enfoques de aprendizaje en estudiantes de fisiología médica: Cuestionario de Procesos de Estudio Revisado de Dos Factores (R-SPQ-2F). *Biosalud*, 10(2), 37-47.
- Robinson, S. E. & Stafford, M. E. (2006). *Testing and measurement*. California: SAGE Publications, Inc.
- Rodríguez, L. & Cano, F. (2006). The epistemological beliefs, learning approaches and study orchestrations of university students. *Studies in Higher Education*, 31(5), 617-636. doi: 10.1080/03075070600923442
- Romero, A., Hidalgo, M. D., González, F., Carrillo, E., Pedraja, M., García, J., & Pérez, M. (2013). Enfoques de aprendizaje en estudiantes universitarios: comparación de resultados con los cuestionarios ASSIST y R-SPQ-2F. *Revista de Investigación Educativa*, 31(2), 375-391. doi: 10.6018/rie.31.2.151851
- Salamonson, Y., Weaver, R., Chang, S., Koch, J., Bhathal, R., Khoo, C., & Wilson, I. (2013). Learning approaches as predictors of academic performance in first year health and science students. *Nurse Education Today*, 33(7), 729-733. doi: 10.1016/j.nedt.2013.01.013
- Sanfabián, J. L., Belver, J. L., & Álvarez, C. (2014). ¿Nuevas estrategias y enfoques de aprendizaje en el contexto del espacio europeo de educación superior? *Revista de Docencia Universitaria*, 12(4), 249-280.
- Seri, M., Goh, C., Mohd, H., & Seamah, R. (2010). The Bahasa Melayu R-SPQ-2F: A preliminary evidence of its validity. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 7, 151-155. doi: 10.1016/j.sbspro.2010.10.022
- Sevsen, C., Senol, D., Mehmet, K., & Ramazan, Y. (2013). Medical students approaches to learning and study skills. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 93, 732-736. doi: 10.1016/j.sbspro.2013.09.271
- Snelgrove, S. & Slater, J. (2003). Approaches to learning: Psychometric testing of a study process questionnaire. *Methodological Issues in Nursing Research*, 43, 496-505. doi: 10.1046/j.1365-2648.2003.02747x
- Speth, C. & Brown, R. (1988). Study approaches, processes, and strategies: Are three perspectives better than one? *British Journal of Educational Psychology*, 58, 247-257. doi: 10.1111/j.2044-8279.1988.tb00900.x
- Stes, A., De Maeyer, S., & Van Petegem, P. (2013). Examining the cross-cultural sensitivity of the Revised Two Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F) and validation of Dutch version. *Plos One*, 8(1). doi:10.1371/journal.pone.0054099
- Tait, H., Entwistle, N. J., & McCune, V. (1998). ASSIST: A reconceptualization of the Approaches to Studying Inventory. In C. Rust (Ed.), *Improving students as learners* (pp. 262-271). Oxford: Oxford Bookes University.
- Ullman, J. B. (2006). Structural equation modeling: Reviewing the basics and moving forward. *Journal of Personality Assessment*, 87(1), 35-50. doi: 10.1207/s15327752jpa8701\_03
- Vázquez-Martínez, A. I. & Alducin-Ochoa, J. M. (2014). Educational platforms and learning approaches in university education. *Asian Social Science*, 10(7). doi:10.5539/ass.v10n7p1
- Watkins, D. A. (1983). Assessing tertiary students' study processes. *Human Learning*, 2, 29-37.
- Wong, E., Kwong, T., & Thadani, D. (2014). The effects of students' perceptions of their learning experience on their approaches to learning: The learning experience inventory in courses (LEI-C). *Education Journal*, 3(6), 369-376. doi: 10.11648/j.edu.20140306.18
- Xie, Q. (2014). Validating the Revised Two-Factor Study Process Questionnaire among Chinese university students. *The International Journal of Educational and Psychological Assessment*, 16(1), 4-20.
- Yuan, K., Wu, R., & Bentler, P. (2011). Ridge structural equation modeling with correlation matrices for ordinal and continuous data. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 64(1), 107-133. doi: 10.1348/000711010X497442

## Apéndice

### Cuestionario de Procesos de Estudio Revisado (R-SPQ-2F)

Este cuestionario tiene varias afirmaciones sobre tu actitud hacia el estudio, y sobre tu forma habitual de estudiar.

No existe una única forma “correcta” de estudiar. Depende de lo que se ajuste a tu forma de ser y a lo que estudias en ese momento. Por lo tanto, es necesario que respondas al cuestionario con sinceridad.

Elije para cada afirmación la opción que mejor se ajuste a tu modo de estudiar. La siguiente escala muestra las posibles opciones para cada enunciado:

1. *Nada de acuerdo*
2. *Poco de acuerdo*
3. *Medianamente de acuerdo*
4. *Bastante de acuerdo*
5. *Muy de acuerdo*

Marcá por favor una sola respuesta, la que sea más apropiada para cada afirmación. No es necesario que te detengas mucho tiempo en cada afirmación. Por otro lado es posible que sientas que ya has respondido a algún enunciado anteriormente; en ese caso no vuelvas hacia atrás ni revises las afirmaciones siguientes ya que se espera que hagas una evaluación independiente de cada una de ellas. Léelas con atención y respondé con tu primera impresión. Por favor no dejes ningún enunciado sin contestar.

¡Gracias por tu colaboración!

		<i>Nada</i>	<i>Poco</i>	<i>Medianamente</i>	<i>Bastante</i>	<i>Muy</i>
01.	Tengo momentos en los que estudiar me produce gran satisfacción.	1	2	3	4	5
02.	Debo estudiar bastante un tema para poder formar mis propias conclusiones y así quedar conforme.	1	2	3	4	5
03.	Mi objetivo es aprobar la materia haciendo el menor trabajo posible.	1	2	3	4	5
04.	Solo estudio lo que se ve en clase.	1	2	3	4	5
05.	Me parecen muy interesantes todos los temas cuando los empiezo a estudiar.	1	2	3	4	5
06.	La mayoría de los temas nuevos me parecen interesantes y con frecuencia dedico tiempo extra a conseguir más información sobre ellos.	1	2	3	4	5
07.	Dedico un mínimo esfuerzo al estudio de las materias que no me interesan.	1	2	3	4	5
08.	Aprendo algunas cosas mecánicamente, repitiéndolas una y otra vez hasta que ya las sepa de memoria aunque no las comprenda.	1	2	3	4	5

		<i>Nada</i>	<i>Poco</i>	<i>Medianamente</i>	<i>Bastante</i>	<i>Muy</i>
09.	Me parece que estudiar algunos temas académicos puede ser tan interesante como leer una buena novela o ver una buena película.	1	2	3	4	5
10.	Cuando estudio temas importantes me autoevalúo tanto como sea necesario hasta lograr comprenderlos por completo.	1	2	3	4	5
11.	Puedo aprobar la mayoría de los exámenes memorizando partes claves de una materia sin intentar comprenderlas.	1	2	3	4	5
12.	Generalmente me limito a estudiar solo lo que se me pide, porque creo innecesario hacer cosas extra.	1	2	3	4	5
13.	Trabajo duro en mis estudios cuando creo que el material o el contenido son interesantes.	1	2	3	4	5
14.	Dedico gran parte de mi tiempo libre a buscar más información sobre temas interesantes que fueron expuestos en clase.	1	2	3	4	5
15.	Creo que no es conveniente estudiar los temas a fondo. Eso produce confusión y pérdida de tiempo, cuando lo único que hace falta es conocer los temas por encima para poder aprobarlos.	1	2	3	4	5
16.	Creo que los profesores no deberían esperar que los estudiantes dedicaran mucho tiempo a estudiar los contenidos que se sabe que no van a evaluarse en el examen.	1	2	3	4	5
17.	Voy a la mayoría de las clases con preguntas en mente, que quiero responderme.	1	2	3	4	5
18.	Me esfuerzo por leer la mayor parte de los materiales que me recomiendan en clase.	1	2	3	4	5
19.	No entiendo por qué tengo que aprender contenidos que no se exigen en el examen.	1	2	3	4	5
20.	La mejor forma de aprobar los exámenes es memorizar las respuestas de las preguntas más probables.	1	2	3	4	5