

Análisis factorial confirmatorio de la versión uruguaya de la escala Smart de Trapnell para medir capacidad intelectual percibida

Confirmatory factor analysis of the Uruguayan version of Trapnell's Smart Scale to measure perceived intellectual competence

MARA NOEL RODRÍGUEZ AYÁN¹

RESUMEN

En este trabajo se realiza el análisis de los ítems y se valoran la fiabilidad y validez de constructo de la escala de 4 ítems Smart de P. Trapnell (1994) mediante análisis factoriales exploratorio y confirmatorio, procurando confirmar la estructura unidimensional descrita en investigaciones previas. Los resultados exploratorios sugieren un solo factor que explica el 74% de la varianza, con una fiabilidad elevada (0,88). Los ítems presentan índices de discriminación satisfactorios ($>0,62$), saturaciones factoriales estadísticamente significativas ($p < 0,001$) y elevadas ($>0,77$). Para el análisis confirmatorio se dividió aleatoriamente el grupo en dos muestras. El modelo unidimensional se encuentra identificado, los parámetros fueron adecuadamente estimados y validados mediante análisis confirmatorio multi-grupo. La escala resulta adecuada para medir la percepción de la capacidad intelectual mediante auto-informe a partir de la suma de los 4 ítems, de manera eficiente, prácticamente sin sesgo en la distribución de respuestas.

¹ Doctora en Psicología, Universidad Autónoma de Madrid. Profesor Adjunto Unidad Académica de Educación Química. Facultad de Química, Universidad de la República. Casilla de Correo 1157. Isidoro de María 1620. CP 11800. Montevideo. Uruguay. E-mail: mayan@fq.edu.uy

Palabras clave:

Capacidad percibida, Escala Smart, Análisis factorial confirmatorio.

ABSTRACT

This paper deals with the analysis of the items and valuation of reliability and construct validity of the four-item Smart scale developed by P. Trapnell (1994), by running exploratory and confirmatory factor analyses, in an attempt to confirm the unidimensional structure described in previous research. Exploratory results suggest a one-factor model which accounts for the 74% of the variance, with a reliability of 0,88. The items have satisfactory discrimination indices ($>0,62$) and factor loadings are statistically significant ($p<0,001$) and high ($>0,77$). In order to perform the confirmatory analysis the participant group was split at random into two subgroups. The unidimensional model has been identified, parameters were adequately estimated and validated by running multi-group analyses. The scale proved to be an adequate self-report measure of perceived competence by summing the 4 items, with practically no skewness in the distribution of responses.

Key Words:

Perceived competence, Smart scale, Confirmatory factor analysis.

INTRODUCCIÓN

Las diferentes conceptualizaciones de la capacidad intelectual han dado lugar a diferentes formas de operativizar el constructo. Durante un siglo los psicólogos han administrado tests diseñados para medir la inteligencia general o factor *g*. El éxito histórico que ha tenido el CI como pronóstico de éxito académico y laboral ha contribuido a que este índice sea visto como la definición operativa de la

inteligencia, especialmente en Occidente (Paulhus y Harms, 2004; Sternberg y Kaufman, 1998). Según Sternberg (2005), las correlaciones entre el CI y otros tipos de rendimiento representan solamente una superposición de las competencias requeridas para tener éxito en sendas actividades y no una relación intrínseca entre la inteligencia y otras medidas. En su opinión, lo que distingue a los tests de aptitud de otras pruebas de rendimiento no son los tests propia-

mente, sino la interpretación que se hace de las puntuaciones obtenidas en los mismos.

Las medidas tradicionales de la capacidad intelectual han recibido críticas, como por ejemplo, que el CI no capta el constructo en toda su extensión (Freeman, 1913; Gardner, 1983; Sternberg, 1985a). Así comenzó el interés por desarrollar mediciones alternativas, como los auto-informes sobre la propia capacidad o las evaluaciones por parte de los pares. Las investigaciones muestran en general correlaciones bajas o moderadas entre las medidas tradicionales y las alternativas, por lo que éstas podrían considerarse buenos predictores, pero no sustitutos, del rendimiento en pruebas estandarizadas (Paulhus Lysy y Yik, 1998; Pike, 1996).

Los factores que afectan estas correlaciones son diversos: el grado de solapamiento entre los contenidos de los instrumentos cuyas medidas se comparan (Pike, 1995; Sternberg, 2005), el dominio disciplinar específico (Anaya, 1999), el método de medida (Pike, 1995). Asimismo, se han propuesto distintos argumentos para explicar las correlaciones moderadas: una tendencia narcisista a sobredimensionar las aptitudes propias (Paulhus, 1986); falta de interés (Campbell y Lavalley, 1993; Paulhus, 1986); empleo de teorías implícitas para evaluar la propia inteligencia y la de otros, por oposición a las teorías explícitas elaboradas por los científi-

cos (Dunning y Cohen, 1992; Sternberg, 1985b; Sternberg, Conway, Ketron y Bernstein, 1981). La concepción implícita de “sujeto inteligente” se correspondería con un patrón organizado de aptitudes, que incluye las mismas aptitudes que miden los tests convencionales, pero que además abarcan el lado práctico de la inteligencia. Existiría una fracción de la inteligencia que no es medida por el CI, que sería detectada tanto por el sujeto como por sus pares de una manera sistemática (Sternberg, 1985b; Sternberg et al., 1981). De hecho, Lysy y Paulhus (1996) encontraron que capacidad auto-percibida es un buen predictor de la inteligencia evaluada por pares, con independencia del CI.

En el campo de la investigación educativa existe un énfasis creciente por los *auto-esquemas* de los sujetos (Graham y Weiner, 1996) y la razón para ello es la hipótesis de que las percepciones que los sujetos tienen de sí mismos y de sus capacidades son fuerzas vitales para el éxito o el fracaso (Schunk y Pajares, 2005). En general las auto-evaluaciones miden un espectro más amplio de resultados, aunque de manera menos precisa que las medidas convencionales (Astin, 1993).

Numerosas investigaciones sobre el rendimiento académico han incluido medidas de capacidad auto-informadas (p.e., Anaya, 1999; Bandura, 1993; 1997; Bouffard, 1990; Clifton, Perry, Adams y Roberts, 2004; Grant

y Dweck, 2003; Linnenbrink, 2005; Pajares, 1996a, 1996b; Pajares, Britner y Valiante, 2000; Pajares y Krantzler, 1995; Pajares y Miller, 1994; Pike, 1995, 1996; Valentine, Dubois y Cooper, 2004; Valle, Cabanach, Núñez, González, Rodríguez y Piñeiro, 2003; Vrugt, Oort y Zeeberg, 2002; Zeegers, 2004; Zusho, Pintrich y Coppola, 2003). Sin embargo, existen diversas conceptualizaciones y operativizaciones de la percepción de la aptitud, por lo que los resultados de las investigaciones pueden variar según cómo se conceptualice el constructo y según qué tipo de mediciones se efectúen.

Para Schunk y Pajares (2005) la existencia de tantos constructos relacionados con la percepción de la capacidad constituye una “prueba de la incapacidad en el área para converger sobre la naturaleza y conceptualización de la capacidad percibida” (p.91). El problema no sería la diversidad de conceptualizaciones, puesto que éstas podrían desempeñar roles diversos y suministrar información complementaria, sino que conceptualizaciones razonablemente similares se operativizan de diversa manera, tornando muy difícil la comparación de los resultados. Algunos de los términos empleados para identificar a los constructos relacionados con la percepción de la capacidad se pueden consultar en Schunk y Pajares (2005).

Otro problema de los auto-informes es que si bien son medidas que

cubren el mayor rango de experiencia, están sujetos a distorsiones por el sesgo en las respuestas (Gabriel, Critelli y Ee, 1994; Paulhus et al., 1998; Paulhus y Harms, 2004; Vance, Winne y Righth, 1983).

Dentro de los auto-esquemas, dos de los más importantes son la auto-eficacia (Bandura, 1993; 1997) y el auto-concepto (Marsh y Shavelson, 1985; Shavelson y Bolus, 1982). La primera comprende unas metas especificadas, un contexto específico y está orientada al futuro. El auto-concepto es una auto-percepción normativa, está estructurado jerárquicamente y orientado al pasado. Ambos constructos están relacionados: los estudiantes con alta auto-eficacia pueden desarrollar un auto-concepto también alto, y éste puede conducirlos a enfocar nuevas tareas de aprendizaje con auto-eficacia (Pajares y Schunk, 2002). Los dos tienen una naturaleza situacional y tanto Bandura (1997) como Marsh (1993) advierten la necesidad de considerar las condiciones contextuales en las que se estudia la relación con otras variables y recomiendan que las medidas de auto-percepciones siempre se correspondan con el índice de rendimiento con el cual se han de comparar. Otras percepciones de la aptitud (expectativas de resultados, control percibido, etc.) pueden consultarse en Schunk y Pajares (2005) y en Zimmerman (2000).

Se han desarrollado distintas escalas para evaluar la percepción sobre la

propia capacidad. Entre éstas podemos citar: Intellectual efficiency (Ie) de Gough (1953), Behavior Check List (BCL) de Sternberg (1988), Intellect composite de Hogan y Hogan (1992), Over-Claiming Questionnaire (OCQ) de Paulhus y Bruce (1990), Smart de Trapnell (1994). En algunas investigaciones también se incluye la evaluación de la aptitud por parte de los pares, suministrándoles a éstos el mismo instrumento de medida que a los sujetos cuya capacidad se desea medir (p.e., Lysy y Paulhus, 1996; Paulhus y Harms, 2004).

Trapnell (1994) desarrolló una breve escala de medida indirecta de la capacidad intelectual auto-atribuida, de 4 ítems: la escala Smart. Las preguntas no hacen referencia a tareas particulares, sino que aluden a la capacidad intelectual general del alumno, en un contexto académico. Los ítems están valorados mediante escalas Likert de 9 puntos. El contenido de los 3 primeros ítems fue diseñado con el propósito de atenuar la mencionada restricción de rango, tan frecuente en respuestas de auto-evaluación, mediante dos estrategias: 1) empleando calificativos extremos (“extremadamente” o “excepcionalmente”) y 2) trasladando el locus de evaluación de “yo” a “otros” (“Se me considera ...” en lugar de “Yo soy ...”). El cuarto ítem se refiere a las calificaciones, bajo el supuesto de que éstas son indicadores indirectos pero objeti-

vos de las aptitudes intelectuales, que son recordados fácilmente y que pueden ser suministrados por los propios encuestados de manera precisa.

Al aplicar el instrumento a 140 estudiantes universitarios de Psicología el análisis factorial exploratorio (AFE) arrojó una sola dimensión, con una fiabilidad de 0,80 (Trapnell, 1994). Los ítems se refieren a la percepción que los sujetos tienen de la imagen que proyectan en los demás respecto a su capacidad intelectual, en contextos académicos. Consideramos que el constructo que mide esta escala puede equipararse al auto-concepto *académico*, ubicado por Marsh y Shavelson (1985) en un nivel más concreto y jerárquicamente inferior al del auto-concepto global. Por otro lado consideramos que difiere de la auto-eficacia de Bandura (1997) en que no se refiere a actividades o tareas futuras (p.e., considerarse capaz de aprobar determinado examen).

Los participantes de la investigación de Trapnell (1994) simultáneamente completaron otros cuestionarios y se analizó la correlación con la escala Smart. Uno de tales cuestionarios fue el Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) de Costa y McCrae (1992), diseñado para medir los 5 factores de personalidad (Neuroticismo, Extraversión, Apertura, Amabilidad y Responsabilidad). Dentro del factor Apertura la subdimensión Ideas está constituida por 4 ítems sobre el

pensamiento abstracto o filosófico, 2 sobre la curiosidad intelectual y 2 sobre juegos intelectuales. Trapnell agrupó los 4 primeros ítems – Ideas-Reflection cluster (IRC) – y los 4 segundos – Ideas-Intellect cluster (IIC). La correlación de la escala Smart con la subdimensión Ideas fue de $r=0,30$; al considerar los dos clusters separadamente obtuvo correlación estadísticamente significativa solamente con el IIC ($r=0,45$) y ninguna con el IRC. Otro cuestionario fue el Intellect de Hogan y Hogan (1992), compuesto por 2 factores, uno referido a cultura e ideas (Intellectance) y otro al éxito académico (School Success). La correlación de la escala Smart con la subdimensión de éxito académico fue de $r=0,44$.

El cuestionario de Trapnell (1994) fue empleado por Paulhus et al. (1988), quienes informan de una fiabilidad de 0,88 y de correlaciones entre los 4 ítems comprendidas entre 0,39 y 0,75. Estos autores encontraron una restricción efectiva del rango de respuesta: los participantes emplearon prácticamente todo el rango de 9 puntos y el cuestionario resultó tan eficiente como otros (BCL de Sternberg, 1988; Ie de Gough, 1953; Intellect de Hogan y Hogan, 1992), con la ventaja de que está compuesto sólo por 4 ítems. Paulhus y Harms (2004) también emplearon el cuestionario e informan de una alta validez aparente – *high face validity* – esto es, la pro-

piedad de dar al participante la sensación de ser un instrumento útil y apropiado para su problemática. En ninguna de las investigaciones mencionadas se informa del porcentaje de varianza explicada por la solución unifactorial.

Consideramos que la escala Smart es de interés para la medición de la capacidad intelectual mediante auto-informes. Por un lado, las percepciones se miden mediante ítems generales – grado en que el sujeto considera que los demás lo perciben como intelectualmente apto – y no bajo forma de preguntas sobre la capacidad para realizar tareas o cursos específicos, que es lo que mayoritariamente se ha empleado en las investigaciones previas. Por otro lado, los antecedentes muestran que la estrategia de diseño que empleó Trapnell (1994) logra atenuar satisfactoriamente la asimetría característica de las respuestas a informes de auto-evaluación. Finalmente, el contener solamente 4 ítems la torna una escala atractiva y de fácil implementación. No encontramos en la bibliografía resultados de análisis factorial confirmatorio (AFC) de esta escala.

En el presente trabajo se realiza el análisis de los ítems y se valoran las propiedades de fiabilidad y validez de constructo de la escala de Trapnell (1994) mediante análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio, procurando confirmar la

estructura sugerida en investigaciones previas. Puesto que la escala original está dirigida a estudiantes universitarios norteamericanos los ítems fueron revisados por la autora, para asegurar su adecuación al contexto de la Universidad de la República (UdelaR) de Uruguay.

MÉTODO

Participantes

La población comprende estudiantes matriculados en alguna de las 5 carreras profesionales de Química en la UdelaR durante 2000-2005: 2.238 mujeres (71%) y 974 varones (29%), siendo el promedio de edad de 22,15 años (SD = 4,20). Un total de 1.704 estudiantes participaron de una encuesta institucional realizada en 2005 entre alumnos de las mencionadas carreras, en la cual fue incluido el cuestionario de Trapnell (1994). Estos estudiantes representan el 52% de la población *total* matriculada en carreras de Química en el período considerado, pero dado que existe un 30% de abandono en primer año (fundamentalmente porque la matrícula es gratuita y no por motivos de fracaso escolar) los participantes representan un 67% de la población estudiantil no desertora. Se eliminaron los casos que no contestaron alguna pregunta del cuestionario (eliminación por lista), resultando en un total de 1.662 sujetos.

Instrumentos

La escala Smart de Trapnell (1994) fue traducida al español y adaptada a la cultura uruguaya. Está compuesta por 4 ítems formulados por la positiva, medidos en una escala Likert de 9 puntos (1=totalmente en desacuerdo, 9=totalmente de acuerdo). Los ítems quedaron redactados de la siguiente manera: 1) Se me considera una persona excepcionalmente inteligente, 2) Se me considera una persona muy competente e intelectual, 3) Se me considera extremadamente talentoso/a en el aspecto académico y 4) Mis notas suelen estar entre las más altas de mi grupo.

Análisis

Se realizó el análisis factorial exploratorio para descubrir la dimensionalidad de la escala en la población objetivo y el análisis factorial confirmatorio para validar la dimensionalidad teórica del constructo. Para ello se emplearon los paquetes estadísticos SPSS versión 11.0 y AMOS versión 5.0.

Análisis factorial exploratorio.

Para el análisis factorial exploratorio (AFE) se siguieron las pautas generales de Fabrigar, MacCallum, Wegener y Strahan (1999), que sugieren comparar los resultados obtenidos al emplear distintos métodos de extracción. Los métodos de

extracción empleados fueron Componentes Principales (CP) y Ejes Principales (EP). La convergencia de los resultados fue examinada mediante el índice de congruencia K y el

índice de variabilidad V de MacCallum, Widaman, Zhang y Hong (1999), que miden, respectivamente, la concordancia y la distancia entre las soluciones factoriales:

$$\phi_k = \frac{\sum_{j=1}^p f_{jk(1)} f_{kj(2)}}{\sqrt{\left(\sum_{j=1}^p f_{jk(1)}^2\right) \left(\sum_{j=1}^p f_{jk(2)}^2\right)}} \quad \text{y} \quad K = \frac{\sum_{k=1}^r \phi_k}{r}$$

donde f_{jk} es la saturación del ítem j en el factor k , 1 y 2 son dos condiciones. y

$$V = \left[\frac{\text{Trace}[(B - \bar{B})(B - \bar{B})]}{pr} \right]^{1/2}$$

donde B es la matriz factorial para una determinada condición, \bar{B} es la matriz factorial promedio, p es el número de variables y r es el número de factores.

Para interpretar los valores del índice K se adoptó el criterio seguido por MacCallum et al. (1999): entre 0,98 y 1 excelente, entre 0,92 y 0,98 bueno, entre 0,82 y 0,92 aceptable, entre 0,68 y 0,82 pobre y $< 0,68$ muy pobre. Para el índice de variabilidad V se adoptó el valor 0,08 para una correspondencia aceptable y 0,05 para una buena correspondencia entre las soluciones (Rodríguez Ayán y Ruiz, 2008).

También se siguieron diversos criterios de selección del número de factores a extraer (Ruiz y San Martín,

1992; Fabrigar et al, 1999): la regla de Kaiser-Guttman (Guttman, 1953; Kaiser, 1960) de extracción de los autovalores superiores a 1 (K1), el gráfico de sedimentación de Cattell (1966) – que designa el número de factores en el punto anterior a aquel en el cual la pendiente se hace casi cero y se puede considerar residual – y el método Minimum Average Partial (MAP) propuesto por Velicer (1976). Para implementarlo se utilizó el procedimiento MATRIX propuesto por Ruiz y San Martín (1993).

Se utilizó también la prueba de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) para comprobar la adecuación de los datos a un modelo factorial. Se adoptó el criterio de

Kaiser (1974), según el cual valores de KMO > 0,80 son buenos, valores > 0,50 y < 0,70 son aceptables y valores < 0,50 son inaceptables. También se realizó la prueba de esfericidad de Bartlett (1950, 1951), adoptando $p < 0,05$ como nivel de significación umbral para rechazar la hipótesis nula de matriz de correlaciones igual a la matriz identidad.

Se estimó el índice de discriminación de cada ítem, así como la consistencia interna de las dimensiones – á de Cronbach (1951) – incluyendo y excluyendo el ítem. Para evaluar el índice de discriminación se empleó la correlación entre la puntuación en el ítem y la puntuación en la dimensión, habiendo eliminado de la misma la contribución del ítem que se analiza (correlación ítem-total corregida). Este índice mide la fracción de varianza del ítem compartida con los restantes ítems de la escala (Nunnally y Bernstein, 1994).

Análisis factorial confirmatorio.

Los resultados de los análisis confirmatorios fueron analizados desde una perspectiva tanto global, mediante los índices de ajuste $\chi^2/g.l$, GFI, AGFI, NFI, CFI y RMSEA, como analítica, mediante el análisis de las saturaciones factoriales ($\geq 0,40$) y su nivel de significación ($p < 0,05$). El criterio adoptado para considerar un

buen ajuste global fue el de la obtención de los siguientes valores de ajuste $\chi^2/g.l < 3$; RMSEA < 0,08; GFI, NFI y CFI superiores a 0,95 y AGFI > 0,85 (Schermelleh-Engel, Moosbrugger y Müller, 2003). El método de estimación de parámetros fue el de máxima verosimilitud (ML), que ha probado ser el más adecuado aún en aquellos casos de apartamiento de la normalidad multivariante en que el coeficiente de Mardia (1970; 1974) alcanza valores de hasta 70, cuando el modelo está especificado correctamente (Rodríguez Ayán y Ruiz, 2008).

La validación de los modelos se llevó a cabo empleando el método de validación cruzada multi-grupo del paquete AMOS. Se dividió aleatoriamente el grupo de participantes en dos subgrupos asignados al azar, uno de calibración (C) y otro de validación (V), de 831 participantes cada uno. El procedimiento comienza por un modelo sin restricciones de igualdad de parámetros entre ambos grupos (modelo basal) y se van añadiendo supuestos de igualdad sobre conjuntos de parámetros sucesivamente para valorar la pérdida de ajuste al imponer las correspondientes restricciones. Las hipótesis que se contrastan y los modelos anidados se muestran en la Tabla 1. Cada nivel de restricción incluye las restricciones jerárquicamente superiores.

Tabla 1. Comparación de modelos confirmatorios anidados

Modelo	Hipótesis a contrastar
Sin restricciones ^a	-
Pesos de medida	Igualdad de pesos de medida
Covarianzas estructurales	Igualdad de varianzas y covarianzas estructurales
Residuos de medida	Igualdad de varianzas y covarianzas de los residuos

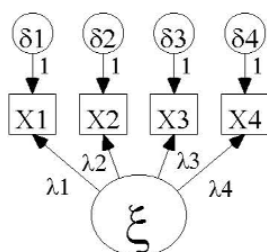
Nota. ^a Los parámetros pueden adoptar valores diferentes en cada grupo.

Para la comparación de los modelos anidados se consideró la significación estadística del cambio en χ^2 al imponer una restricción, tomando como umbral $\alpha=0,05$, así como el cambio en el índice CFI, adoptando como punto de corte el recomendado por Cheung y Rensvold (2002): una variación de $CFI \leq 0,01$ permite considerar que el modelo restringido es adecuado.

Modelos propuestos

Los modelos confirmatorios contrastados se basan en los antecedentes disponibles así como en nuestros propios resultados exploratorios. Se propone un modelo confirmatorio teórico de un factor (Figura 1), de acuerdo con la bibliografía consultada (Paulhus et al., 1998; Trapnell, 1994).

Figura 1. Modelo teórico de un factor. ξ =capacidad percibida; x_1 - x_4 = indicadores de la capacidad percibida; λ_1 - λ_4 =pesos de medida; δ_1 - δ_4 =residuos.



RESULTADOS

Participantes

Los participantes son 1.662 estudiantes de carreras profesionales de

Química de la UdelaR. El 71% son mujeres y el 29 % varones, el 55% procede de la capital y el resto del interior del país, el 70% proviene de instituciones de Enseñanza Media públicas, el 38% del Bachillerato preuniversitario

de orientación Medicina y el 62% de la orientación Ingeniería. La edad media es 21,0 años, SD = 3,2.

Estadísticos descriptivos

En la Tabla 2 se muestra el rango

de puntuación y el centro teórico de la escala, las medidas de tendencia central (mediana y media), la desviación típica y las pruebas de normalidad de Kolmogorov-Smirnov y de Shapiro-Wilks. En la Figura 2 se muestra el histograma.

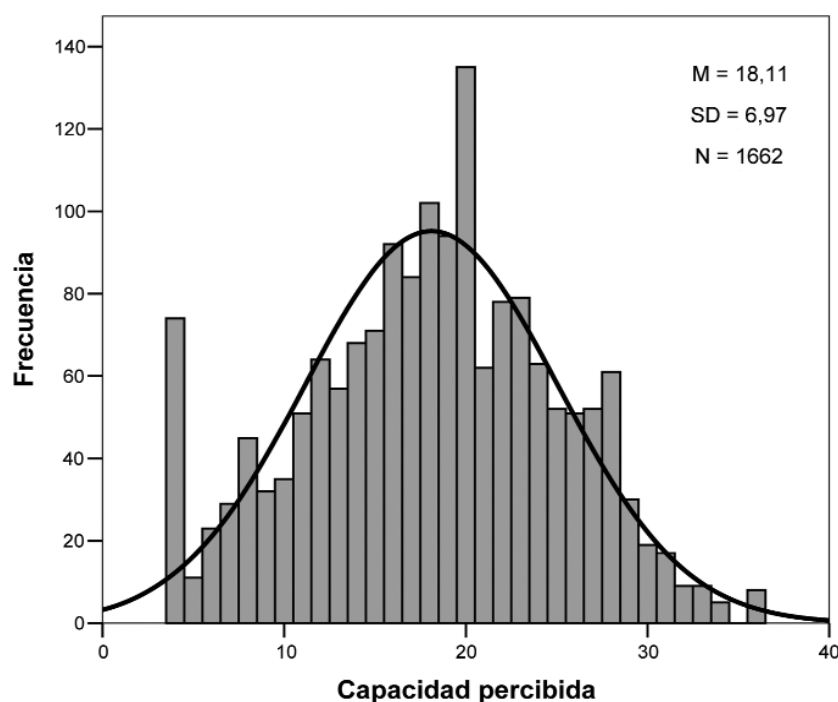
Tabla 2. Estadísticos descriptivos de la escala Smart

Rango	Centro teórico	Mediana	M	SD	A	KS	SW	gl
4-36	20	18	18,11	6,97	1,68	,051*	,987*	1.662

Nota. A=asimetría (valor tipificado); KS=estadístico de Kolmogorov-Smirnov; SW=estadístico de Shapiro-Wilks; gl=grados de libertad.

* p<0,001

Figura 2. Histograma.



En la Tabla 3 se muestra la estadística descriptiva univariante de los 4 ítems de la escala. El coeficiente multivariante de Mardia (1970, 1974) fue de 28,4.

Tabla 3. Estadísticos descriptivos de los ítems de la escala Smart

Ítem	Mediana	M	SD	Asimetría ^a	Curtosis ^a
1	5	4,74	2	-5,32	-4,13
2	5	5,13	2	-4,81	-3,63
3	5	4,38	1,96	0,02	-4,89
4	4	3,85	2,18	5,82	-6,42

Nota. ^a Valores tipificados.

En la Tabla 4 se muestran las correlaciones bivariantes de los ítems.

Tabla 4. Correlaciones bivariantes

Item	1	2	3
1	-		
2	0,709	-	
3	0,742	0,738	-
4	0,551	0,514	0,632

Nota. Todos los valores son significativos $p < 0,001$.

Análisis factorial exploratorio

El estadístico KMO es 0,818, valor superior al punto de corte de 0,80 sugerido por Kaiser (1974) para considerar buena adecuación de los datos para el análisis factorial. El estadístico χ^2 de la prueba de esfericidad de Bartlett es estadísticamente significativo ($\chi^2 = 3.747,924$, $gl=6$, $p < 0,001$). Estos resultados indican que los datos son adecuados para un análisis factorial.

Los autovalores de la matriz de correlaciones (Tabla 5) sugieren una estructura unidimensional de acuerdo con la regla K1. El gráfico de sedimentación de Cattell (1966) y el procedimiento MAP (resultados no mostrados aquí) también sugieren un único factor. La solución unidimensional explica el 73,8% de la varianza contenida en los datos y la fiabilidad de la dimensión es de 0,88.

Tabla 5. Autovalores de la matriz de correlaciones

Factor	Autovalores iniciales		
	Total	% de la varianza	% acumulado
1	2,953	73,816	73,816
2	,526	13,141	86,957
3	,289	7,217	94,174
4	,233	5,826	100,000

En la Tabla 6 se muestran las comunalidades, las saturaciones factoriales y el porcentaje de varianza explicada para la extracción de componentes principales y rotación varimax. Todas las saturaciones > 0,40.

Tabla 6. Comunalidades y saturaciones factoriales

Ítem	Comunalidades	Saturaciones
1	0,773	0,879
2	0,757	0,867
3	0,829	0,912
4	0,588	0,772

Nota. Extracción de Componentes Principales.

En la Tabla 7 se muestra el índice de discriminación de cada ítem, así como el valor de α resultante de su eliminación.

Tabla 7. Análisis de los ítems

Ítem	Correlación ítem-total corregida	α si se elimina el ítem
1	0,77	0,83
2	0,75	0,84
3	0,82	0,81
4	0,62	0,89

Nota. α =coeficiente de consistencia interna de Cronbach.

Los 4 ítems presentan buenas propiedades, con índices de discriminación superiores a 0,62. El único ítem cuya eliminación aumentaría el valor de α es el ítem 4, pero presenta una saturación factorial de 0,77 y el aumento en α que produce su eliminación no representa un cambio sustantivo en la consistencia interna de la escala (de 0,88 a 0,89), por lo que no se considera necesario eliminarlo.

Al repetir el AFE mediante extracción EP el porcentaje de varianza explicada fue de 65,8%, inferior al obtenido con CP. Ello es esperable en virtud de que la matriz autodecompuesta por el método CP dispone de mayor varianza (igual al número de variables) mientras que EP autodescompone una estimación de la matriz de correlaciones reducida, en la que sólo se aporta la varianza común de cada variable. Las soluciones obtenidas mediante EP (resultados no mos-

trados aquí) y CP fueron convergentes. El índice de congruencia $K=0,999$ y el índice de variabilidad $V=0,040$, lo que también muestra una correspondencia excelente entre las soluciones. Por lo tanto, es válido concluir que las soluciones son estables.

Análisis factorial confirmatorio

Los coeficientes de Mardia (1970, 1974) en los subgrupos C y V fueron respectivamente 14,999 y 24,703, inferiores al tope de 70 estudiado por Rodríguez Ayán y Ruiz (2008) para estimaciones ML. Se construyó un modelo unifactorial, cuya solución estandarizada se muestra en la Figura 3 y cuyos índices de ajuste global se muestran en la Tabla 8. Los resultados se refieren al modelo basal, sin restricciones de igualdad de parámetros en ambos grupos, construido en el grupo C.

Figura 3. Solución estandarizada. ξ =capacidad percibida; x_1 - x_4 = indicadores de la capacidad percibida; δ_1 - δ_4 =residuos.

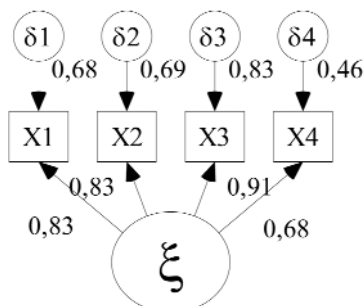


Tabla 8. Índices de ajuste global (estimaciones ML)

x ² /gl	Índices de ajuste absoluto				Índices de ajuste incremental			
	GFI	AGFI	RMR	RMSEA	NFI	IFI	TLI	CFI
9,965	0,988	0,940	0,076	0,073	0,989	0,990	0,971	0,990

Nota. Los datos corresponden al modelo basal. ML=máxima verosimilitud; gl=grados de libertad.

Las saturaciones de los ítems son res a 0,6. En la Tabla 9 se muestran los todas significativas ($p < 0,001$) y superiores resultados de validación de los modelos.

Tabla 9. Validación del modelo unifactorial

Modelos anidados	$\Delta x^2/\text{gl}$	Δgl	p	ΔNFI	ΔIFI	ΔTLI	ΔCFI	ΔRMSEA
Sin restricciones								
Pesos de medida	1,060	3	,787	,000	,000	-,013	-,001	,019
Covarianzas estructurales	1,647	4	,800	,000	,000	-,015	-,001	,023
Residuos de medida	5,866	8	,662	,002	,002	-,020	-,001	,032
Pesos de medida								
Covarianzas estructurales	0,586	1	,444	,000	,000	-,002	,000	,004
Residuos de medida	4,805	5	,440	,001	,001	-,007	,000	,013
Covarianzas estructurales								
Residuos de medida	4,219	4	,377	,001	,001	-,004	,000	,009

Nota. gl=grados de libertad.

Los resultados son consistentes con las tres hipótesis planteadas, es decir, se acepta la igualdad de todos los parámetros en los grupos C y V en vista de que ningún contraste resultó significativo: pesos de medida ($p=0,787$), covarianzas estructurales ($p=0,800$) y residuos de medida ($p=0,662$).

DISCUSIÓN

En primer lugar, respecto a la distribución de respuestas de los partici-

pantes, si bien la escala no puede aproximarse a las pautas de normalidad, por cuanto las pruebas de KS y SW resultaron estadísticamente significativas ($p < 0,001$), el histograma muestra que los participantes respondieron haciendo uso de todo el rango de puntuaciones. La media (18,11) y la mediana (18) en relación al centro teórico de la escala (20), así como el valor tipificado de la asimetría (< 2) muestran que la distribución no presenta una asimetría marcada. Este resultado está en línea los antecedentes de Trapnell (1994) y de Paulhus et al. (1998) y confirma que la estrategia de atenuación de la restricción de rango característica de los auto-informes de evaluación también resultó eficiente entre participantes uruguayos.

En segundo lugar, el análisis psicométrico del cuestionario aplicado a la población objetivo arroja un valor de fiabilidad elevada (0,88), todos los ítems presentan índices de discriminación satisfactorios ($> 0,62$), saturan adecuadamente en un solo factor, con saturaciones factoriales estadísticamente significativas ($p < 0,001$) y elevadas ($> 0,77$). Se verifica la estructura unidimensional propuesta por Trapnell (1994) y obtenida también por Paulhus et al. (1998). En ninguno de los trabajos que encontramos que emplearon este cuestionario se menciona el porcentaje de varianza explicada por la solución unidimensional. Nuestro resultado es consistente con los antecedentes dispo-

nibles, habiendo obtenido una estructura unifactorial que explica el 73,4% de la varianza original contenida en los datos.

Por último, la estructura factorial fue validada mediante análisis confirmatorio, contrastando las hipótesis de igualdad de parámetros en dos grupos obtenidos por división aleatoria del grupo de participantes original, obteniendo resultados consistentes con la hipótesis de estabilidad de todos los parámetros del modelo. En suma, el modelo confirmatorio propuesto se encuentra identificado, los parámetros han sido adecuadamente estimados y la solución unidimensional es conceptualmente correcta. Como ya mencionamos, no hemos encontrado artículos que hicieran mención a resultados confirmatorios de la estructura de esta escala.

Cabe señalar que esta investigación presenta algunas particularidades que la distinguen de investigaciones previas. En primer lugar, los participantes pertenecen a una Universidad gratuita, sin restricciones de ingreso más que la de haber concluido el Bachillerato y sin requisitos de ningún tipo para la permanencia del alumno dentro de dicho sistema educativo. En segundo lugar, se trata de estudiantes de carreras universitarias de Química, las cuales en general requieren de la adopción de estrategias de aprendizaje profundo para la obtención de los logros académicos. Si bien no podemos

tener certeza sobre cómo ello pudo haber afectado nuestros resultados y su interpretación, son factores que pueden haber tenido incidencia en el auto-concepto académico de los participantes y/o en la conducta medida con el cuestionario de Trapnell (1994). La convergencia de los resultados obtenidos con los reportados anteriormente contribuye a validar la estructura factorial, habida cuenta de que los datos fueron generados en un

contexto académico muy diferente de aquellos de donde provienen las investigaciones originales.

Por todo lo anterior, concluimos que la escala Smart resulta un instrumento adecuado para medir la percepción de la propia capacidad intelectual de manera eficiente y prácticamente sin sesgos de respuesta, a partir de la suma de las puntuaciones empíricas de los 4 ítems que la componen.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anaya, G. (1999). College impact on student learning: Comparing the use of self-reported gains, standardized test scores and college grades. *Research in Higher Education*, 40, 499-526.
- Astin, A.W. (1993). *What Matters in College?* San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Bandura, A. (1993). Perceived Self-Efficacy in Cognitive Development and Functioning. *Educational Psychologist*, 28, 117-148.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: W.H. Freeman and Company.
- Bartlett, M.S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 3, 77-85.
- Bartlett, M.S. (1951). A further note on tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 4, 1-2.
- Bouffard, T. (1990). Influence of self-efficacy on performance in a cognitive task. *Journal of Social Psychology*, 130, 353-363.
- Campbell, J.D. y Lavalley, L.F. (1993). Who am I? The role of self-concept confusion in understanding the behavior of people with low self-esteem. En R.F. Baumeister (Ed.), *Self-esteem: The puzzle of low self-regard* (pp. 3-20). New York: Plenum Books.
- Cattell, R.B. (1966). The Scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Cheung, G.W. y Rensvold, R.B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.

- Clifton, R., Perry, R., Adams, C. y Roberts, L. (2004). Faculty environments, psychological dispositions and the academic achievement of college students. *Research in Higher Education*, 45, 801-829.
- Costa, P.T., y McCrae, R.R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Dunning, C. y Cohen, G. (1992). Egocentric definitions of traits and abilities in social judgement. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, 341-355.
- Fabrigar, L., MacCallum, R., Wegener, D. y Strahan, E. (1999). Evaluating the use of Exploratory Factor Analysis in Psychological Research. *Psychological Methods*, 4, 272-299.
- Freeman, F.N. (1913). Tests. *Psychological Bulletin*, 10, 271-274.
- Gabriel, M.T., Critelli, J.W. y Ee, J.S. (1994). Narcissistic illusions in self-evaluations of intelligence and attractiveness. *Journal of Personality*, 62, 144-155.
- Gardner, H. (1983). *Frames of mind: The theory of multiple intelligences*. New York: BasicBooks.
- Gough, H. (1953). A nonintellectual intelligence test. *Journal of Consulting Psychology*, 17, 242-246.
- Graham, S. y Weiner, B. (1996). Theories and principals of motivation. En D.C. Berliner y R.C. Calfee (Eds.), *Handbook of educational psychology* (pp.63-84). New York: Macmillan
- Grant, H. y Dweck, C.S. (2003). Clarifying achievement goals. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 541-553.
- Guttman, L. (1953). Image theory for the structure of quantitative variates. *Psychometrika*, 18, 277-296.
- Hogan, R. y Hogan, J. (1992). *Hogan Personality Inventory manual*. Tulsa, OK: Hogan Assessment Systems.
- Kaiser, H.F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Kaiser, H.F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36.
- Linnenbrink, E. (2005). The dilemma of performance approach goals: The use of multiple goal context to promote students' motivation and learning. *Journal of Educational Psychology*, 97, 197-213.
- Lysy, D. y Paulhus, D. (1996, agosto). *Beyond IQ: The search for non-test intelligence*. Ponencia presentada en la reunión de la American Psychological Association, Toronto, Canadá.

- MacCallum, R., Widaman, K., Zhang, S. y Hong, S. (1999). Sample Size in Factor Analysis. *Psychological Methods*, 4, 84-99.
- Mardia, K.V (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530.
- Mardia, K.V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhya*, Series B, 36, 115-128.
- Marsh, H.W. (1993). Academic self-concept: Theory, measurement and research. En J. Sulus (Ed.), *Psychological perspectives of the self* (Vol. 1, pp. 59-98). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Marsh, H.W. y Shavelson, R.J. (1985). Self-concept: Its multifaceted, hierarchical structure. *Educational Psychologist*, 20, 107-125.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Pajares, F. (1996a). Self-efficacy beliefs and mathematical problem-solving of gifted students. *Contemporary Educational Research*, 21, 32-344.
- Pajares, F. (1996b). Self-efficacy beliefs in academic settings. *Review of Educational Research*, 66, 543-578.
- Pajares, F., Britner, S. y Valiante, G. (2000). Relation between achievement goals and self-beliefs of Middle-school Students in writing and science. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 406-422.
- Pajares, F. y Kranzler, J. (1995). Self-efficacy beliefs and general mental ability in mathematical problem solving. *Contemporary Educational Psychology*, 20, 426-443.
- Pajares, F. y Miller, M.D. (1994). Role of self-efficacy and self-concept beliefs in mathematical problem solving: A path analysis. *Journal of Educational Psychology*, 86, 193-203.
- Pajares, F. y Schunk, D.H. (2002). Self and self-belief in psychology and education: A historical perspective. En J. Aronson (Ed.), *Improving academic achievement: Impact of psychological factors on education* (pp. 3-21). San Diego, CA: Academic Press.
- Paulhus, D. (1986). Self-deception and impression management in test responses. En A. Angleitner y J.S. Wiggins (Eds.), *Personality assessment via questionnaire* (pp. 143-165). New York: Springer-Verlag.
- Paulhus, D. y Bruce, N. (1990, junio). *Validation of the OCQ: A preliminary study*. Ponencia presentada en la convención anual de la Canadian Psychological Association, Ottawa, Ontario, Canadá.
- Paulhus, D. y Harms, P. (2004). Measuring cognitive ability with the Overclaiming Technique. *Intelligence*, 32, 297-314.

- Paulhus, D., Lysy, D. y Yik, M. (1998). Self-report measures of intelligence: are they useful as proxy IQ tests? *Journal of Personality*, 66, 525-554.
- Pike, G.R. (1995). The relationship between self-reports of college experiences and achievement test scores. *Research in Higher Education*, 36, 1-21.
- Pike, G.R. (1996). Limitations of using students' self-reports of academic development as proxies for traditional achievement measures. *Research in Higher Education*, 37, 89-114.
- Rodríguez Ayán, M.N. y Ruiz, M.A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica. International Journal of Methodology and Experimental Psychology*, 29, 205-227.
- Ruiz, M.A. y San Martín, R. (1992). Una simulación sobre el comportamiento de la regla K1 del número de factores. *Psicothema*, 4, 543-550.
- Ruiz, M.A. y San Martín, R. (1993). Una implementación del procedimiento MAP para la determinación del número de factores. *Psicothema*, 5, 177-182.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H y Müller, H. (2003). Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness of Fit Measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8, 23-74. Consultado en mayo 20, 2004, en <http://www.mpro-online.de>
- Schunk, D.H. y Pajares, F. (2005). Competence perceptions and academic functioning. En A.J. Elliot y C.S. Dweck (Eds.), *Handbook of competence and motivation* (pp.85-104). New York: The Guilford Press.
- Shavelson, R.J. y Bolus, R. (1982). Self-Concept: The interplay of theory and methods. *Journal of Educational Psychology*, 74, 3-17.
- Sternberg, R. (1985a). *Beyond IQ: A triarchic theory of human intelligence*. New York: Penguin.
- Sternberg, R. (1985b). Implicit theories of intelligence, creativity and wisdom. *Journal of Personality and Social Psychology*, 49, 603-627.
- Sternberg, R. (1988). *The triarchic mind: A new theory of human intelligence*. New York: Penguin Books.
- Sternberg, R. (2005). Intelligence, competence and expertise. En A. J. Elliot y C.S. Dweck (Eds.), *Handbook of competence and motivation* (pp. 15-30). New York: The Guilford Press.
- Sternberg, R., Conway, B.E., Ketron, J.L y Bernstein, M. (1981). People's conceptions of intelligence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 41, 37-55.
- Sternberg, R. y Kaufman, J. (1998). Human Abilities. *Annual Review of Psychology*, 49, 479-502.
- Trapnell, P. (1994). Openness versus intellect: a lexical left turn. *European Journal of Personality*, 8, 273-290.

- Valentine, J.C., DuBois, D.L. y Cooper, H. (2004). The relation between self-beliefs and academic achievement: A meta-analytic review. *Educational Psychologist*, 39, 111-133.
- Valle, A., Cabanach, R.G., Núñez, J.C., González-Pienda, J., Rodríguez, S. y Piñeiro, I. (2003). Multiple goals, motivation and academic learning. *British Journal of Educational Psychology*, 73, 71-87.
- Vance, R.J., Winne, P.S. y Wright, E.S. (1983). A longitudinal examination of rater and ratee effects in performance ratings. *Personnel Psychology*, 36, 609-620.
- Velicer, W. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321-327.
- Vrugt, A., Oort, F. y Zeeberg, C. (2002). Goal orientations, perceived self-efficacy and study results amongst beginners and advanced students. *British Journal of Educational Psychology*, 72, 385-397.
- Zeegers, P. (2004). Student learning in Higher Education: a path analysis of academic achievement in science. *Higher Education Research and Development*, 23, 35-56.
- Zimmerman, B. (2000). Self-efficacy: an essential motive to learn. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 82-91.
- Zusho, A., Pintrich, P. y Coppola, B. (2003). Skill and will: The role of motivation and cognition in the learning of college chemistry. *International Journal of Science Education*, 25, 1081-1094.