

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/327328208>

Equivalencia factorial de las versiones en español y portugués de un cuestionario de expectativas académicas

Article in *Revista latinoamericana de psicología* · May 2018

DOI: 10.14349/rlp.2018.v50.n1.2

CITATIONS

0

READS

34

7 authors, including:



Manuel Deaño Deaño

University of Vigo

47 PUBLICATIONS 85 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Alexandra M. Araújo

Portugalense University

75 PUBLICATIONS 241 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



António M. Diniz

Universidade de Évora

41 PUBLICATIONS 244 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Alexandra Ribeiro Costa

Polytechnic Institute of Porto

19 PUBLICATIONS 89 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Cognitive and instrumental skills [View project](#)



Revista Latinoamericana de Psicología

www.editorial.konradlorenz.edu.co/rlp



ORIGINAL

Equivalencia factorial de las versiones en español y portugués de un cuestionario de expectativas académicas

Leandro S. Almeida^a, Manuel Deaño^b, Alexandra M. Araújo^c, Antonio M. Diniz^d,
Alexandra R. Costa^e, Angeles Conde^b y Sonia Alfonso^{b*}

^a Instituto de Educação y Centro de Investigação em Educação, Universidade do Minho, Braga, Portugal

^b Departamento de Psicología Evolutiva y Comunicación, Universidad de Vigo, Ourense, España

^c Departamento de Psicologia e Educação, Oporto Global University, Porto, Portugal

^d Departamento de Psicologia, Centro de Investigação em Educação e Psicologia, Escola de Ciências Sociais, Universidade de Évora, Évora y Centro de Investigação em Educação, Universidade do Minho, Braga, Portugal

^e Escola de Engenharia, Instituto Politécnico do Porto, Porto, Portugal

Recibido el 23 de junio de 2016; aceptado el 1 de marzo de 2017

PALABRAS CLAVE

Universidad,
expectativas
académicas,
estudiantes de
primer año,
transición,
modelos de
ecuaciones
estructurales

Resumen Este estudio presenta los resultados de una investigación sobre expectativas académicas de estudiantes universitarios de primer año de Enseñanza Superior (ES) pertenecientes al norte de Portugal y noroeste de España. Su objetivo es replicar las propiedades psicométricas del instrumento utilizado obtenidas con una versión anterior del mismo. La muestra está integrada por 1.268 estudiantes de primer año de ES con edades comprendidas entre los 17 y 52 años ($Mdn = 18$, siendo de más de 23 años el 7.4%). Proceden de la región noroeste de España 413 estudiantes (Galicia, Universidad de Vigo) y 855 de la región norte de Portugal (Minho, Universidade do Minho). El 58.1% del total de la muestra son mujeres. Por ámbito de estudio, el 58.4% cursa titulaciones del ámbito científico-tecnológico y los demás del ámbito jurídico-social. Se aplicó el Cuestionario de Percepciones Académicas-Expectativas (CPA-E), estructurado en siete dimensiones: Formación para el empleo/carrera, Desarrollo personal y social, Movilidad estudiantil, Implicación político/ciudadana, Presión social, Calidad de formación e Interacción social. La invarianza del modelo factorial oblicuo del CPA-E fue testada con el LISREL 8.80 mediante el método bivariado latente normal y la estimación de máxima verosimilitud, con la corrección de Satorra y Bentler (1994). Todos los ítems representaron bien a sus respectivos factores y los factores mostraron una buena validez y fiabilidad para los países y el género. Se obtuvo, por tanto, invarianza factorial del modelo para los países y el género. Se asume una versión final del cuestionario común para España y Portugal, así como para mujeres y hombres.

© 2018 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

* Autor para correspondencia.
Correo electrónico: soalgi@uvigo.es

KEYWORDS

University,
academic
expectations,
first-year students,
transition, structural
equation modelling

Factorial equivalence of the Spanish and Portuguese versions of a questionnaire of academic expectations

Abstract We present the results of a study conducted with first-year students from the Euro-region of Galicia-North Portugal, with the aim of replicating the psychometric properties of the instrument as obtained from a prior version. Participants included 1268 first-year students with ages ranging from 17 to 52 years ($Mdn = 18$; 7.4% with ages above 23 years). Four-hundred and thirteen students are from the North Spanish region (Galicia, University of Minho) and 855 are from the North Portuguese region (Minho, University of Minho), and 58.1% of the students are women. Students are enrolled in scientific-technological courses (58.4%) and juridical-social studies. We administered the *Academic Perceptions Questionnaire- Expectations* (APQ-E), which is structured in seven dimensions: Training for career development, Personal and social development, Student mobility, Political engagement and citizenship, Social pressure, Training quality, and Social interaction. The invariance of the factorial model of the APQ-E was tested with LISREL 8.80, based on a bivariate latent model and maximum likelihood estimation, with Satorra and Bentler correction (1994). All items contributed to the representation of the factors, and the factors showed good validity and reliability for country and gender. Therefore, we obtained factorial invariance of the measurement model for country and gender. We present the final version of the common questionnaire for Portugal and Spain, and for women and men.

© 2018 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/bync-nd/4.0/>).

La expansión de la Enseñanza Superior (ES) ha supuesto un incremento en el número y diversidad de estudiantes, titulaciones e instituciones (OECD, 2016). En España y Portugal, se asiste a un aumento de estudiantes no tradicionales entre los que se incluyen los de primera generación (estudiantes cuyos padres no cursaron estudios superiores), los mayores de 23 años matriculados por primera vez en ES, los provenientes de estratos socioculturales desfavorecidos o los pertenecientes a grupos étnicos minoritarios (Almeida, Guisande, Soares, & Saavedra, 2006; Ministerio de Educación, Cultura y Deporte, 2015).

Esta expansión, entendida también como un fenómeno de masificación de la ES, no es independiente de las dificultades que algunos estudiantes presentan en su adaptación académica o de las tasas de abandono que se producen a lo largo del primer año (Almeida, Araújo, & Martins, 2016; Newman-Ford, Lloyd, & Thomas, 2009). La literatura apunta que los estudiantes en su transición a la ES tienen dificultades para anticipar con precisión las exigencias o desafíos a los que se van a enfrentar (Briggs, Clark, & Hall, 2012). La adaptación social y emocional puede ser particularmente exigente para los estudiantes que pasan a vivir fuera del núcleo familiar y de amigos (Martínez-López et al., 2014). El área académica también puede ser dificultosa cuando no se accede a la primera opción de carrera, por prácticas de enseñanza y de evaluación dispares con la experiencia previa en la enseñanza secundaria, o cuando los estudiantes tienen que compensar la falta de *feedback* de los profesores y una relación distante con los mismos (Almeida et al., 2016; Lillis, 2012).

Una de las variables más importante en la transición, adaptación, permanencia y éxito de los estudiantes de ES son sus expectativas académicas, que representan sus aspiraciones o deseos a su llegada a la ES. Estas expectativas asumen un papel relevante en la explicación de las formas y niveles de implicación académica de los estudiantes en el aprendizaje y en su adaptación y éxito académico (Almeida et al., 2016; Kuh, Gonyea, & Williams, 2005; Pleitz, MacDougall, Terry, Buckley & Campbell, 2015).

La literatura indica que muchos estudiantes llegan con expectativas altas o muy altas sobre la formación para el empleo/carrera, el desarrollo personal y social, la presión social, la calidad de formación, la interacción social, y para algunos de ellos es difícil cambiarlas (Deaño, Alfonso, & Conde, 2015). Esa discrepancia entre expectativas y vivencias puede afectar negativamente a la implicación para el aprendizaje académico, calidad de la adaptación y del rendimiento académico de los estudiantes desde las primeras semanas de clase (Fernandes & Almeida, 2005; Tinto, 2010).

Son numerosos los instrumentos utilizados para estudiar las expectativas del alumnado sobre la enseñanza o las percepciones de sus docentes actuales (Hativa & Birenbaum, 2000; Kuh et al., 2005; Kuh & Pace, 1999; Pleitz et al., 2015; Sander, Stevenson, King & Coates, 2000). Sin embargo, se trata de instrumentos valorativos de la situación real y no de la esperada, produciendo confusión en la interpretación de sus objetivos.

En este estudio se usó un cuestionario para valorar las expectativas de los estudiantes de primer año de ES en la Eurorregión transfronteriza Galicia-Norte de Portugal, con lazos históricos y comerciales comunes; características económicas, socioculturales y lingüísticas muy semejantes (Díaz, 2007) y con un gran flujo de movilidad e intercambio universitario. Con respecto a otros cuestionarios, el CPA-E (Deaño et al., 2015b) incluye una dimensión de movilidad o internacionalización, que está más de acuerdo con las vivencias de los universitarios actuales. Atiende a la calidad de formación, empleo, desarrollo personal o relaciones interpersonales de los estudiantes, a la vez que evalúa también el compromiso con la comunidad y la sociedad (*Implicación Política y Ciudadanía*). Así mismo, se ha incluido un factor que hace referencia a los plazos de finalización de la carrera universitaria para no sobrecargar económicamente a la familia y a la sociedad.

Las investigaciones previas realizadas por los grupos de investigación colaboradores de la Eurorregión acerca de las expectativas académicas en estudiantes pertenecientes a

esta zona geográfica no encontraron diferencias en el instrumento utilizado, las dimensiones obtenidas y la interpretación del modelo multidimensional de funcionamiento construido (Deaño et al., 2015b; Diniz et al., 2016).

Dada la acentuada movilidad de estudiantes entre las instituciones de ES de esta Eurorregión, interesa analizar si el instrumento usado para evaluar las expectativas de los estudiantes tiene una estructura factorial común o invariante a España y Portugal, haciendo comparables los resultados obtenidos. Por otro lado, algunos estudios presentan a las estudiantes de ES como más implicadas en los trabajos académicos y con niveles más elevados de preocupación con la calidad de sus relaciones íntimas e interpersonales (Demir & Orthel, 2011) y a los estudiantes, como más involucrados en actividades extracurriculares (Newman-Ford et al., 2009). Conocidas las diferencias de género en las expectativas y vivencias académicas del alumnado, se hace necesario un análisis previo de la invarianza de la estructura dimensional de los instrumentos utilizados antes de establecer esas diferencias. Por ello, en este estudio se analiza la invarianza de los resultados en el cuestionario de expectativas considerando, además del país, el género.

En síntesis, en este trabajo se presentan los resultados de una investigación sobre expectativas de estudiantes universitarios de la Eurorregión Galicia-Norte de Portugal describiendo las características de la versión final de un cuestionario que las evalúa y testando su invarianza factorial en las muestras de los dos países y a través del género. Se espera replicar las adecuadas propiedades psicométricas obtenidas en estudios realizados con una versión anterior del mismo.

Método

Participantes

Se utilizó una muestra de conveniencia en la que participaron 1268 estudiantes de primer año de ES (rango de edad = 17-52; $Mdn = 18$; siendo de más de 23 años el 7.4%), mayoritariamente mujeres (58.1%), de la región norte de España (Galicia, Universidad de Vigo; $n = 413$) y de la región norte de Portugal (Minho, Universidade do Minho; $n = 855$). No hubo asociación entre el género y la universidad ($|2 = 1.46$, $df = 1$, $p = ns$). Se procuró diversificar la muestra en función del ámbito de estudio, resultando que un 58.4% cursaba titulaciones del ámbito científico-tecnológico ($n = 46$ titulaciones) y los demás del ámbito jurídico-social ($n = 37$ titulaciones).

Instrumento

Las expectativas de los estudiantes fueron evaluadas a través del Cuestionario de Percepciones Académicas-Expectativas (CPA-E). La versión definitiva del cuestionario surgió, tras varios estudios previos en los que se obtuvieron buenos resultados psicométricos (Deaño et al., 2015b; Diniz et al., 2016), con el objetivo de equilibrar el número de ítems por factor, eliminando unos e incrementando otros mediante los resultados estadísticos anteriores y reflexión hablada de los investigadores y estudiantes. El criterio seguido fue analizar el contenido de aquellos ítems que tenían menor peso factorial en cada factor y excluir los que tenían

un contenido similar a los ya existentes. Para la comparación de ítems en la reflexión hablada se siguió la lógica del cuadro categorial propuesto por Jeanrie y Bertrand (1999) para la traducción de test.

La prueba (cf. Apéndice) está constituida por 42 ítems distribuidos de forma equitativa en siete factores. (a) Formación empleo/carrera (FEC); obtener un título que permita tener mejores condiciones de trabajo en el futuro. (b) Desarrollo personal/social (DPS); incluye expectativas orientadas al desarrollo de la autonomía, autoconfianza y pensamiento crítico. (c) Movilidad estudiantil (MOV); aspirar a tener experiencias de aprendizaje y prácticas de carácter internacional. (d) Implicación político/ciudadana (IPC); incluye percepción de preocupaciones por valores, ética y problemas o cuestiones sociales. (e) Presión social (PS); responder a expectativas de personas significativas como padres, amigos/as y profesores. (f) Calidad de formación (CF); aprender, profundizar conocimientos y saber más sobre el área de interés. (g) Interacción social (IS); expectativas de tener experiencias de convivencia y diversión, hacer nuevos amigos/as. Ante cada ítem presentado los estudiantes responden en formato de escala tipo Likert de seis puntos, variando desde 1 (*total desacuerdo*) hasta 6 (*total acuerdo*).

Procedimiento

Los datos utilizados en el estudio fueron recogidos al inicio de curso académico, en los meses de septiembre y octubre, durante 15 minutos de clase cedidos por profesores de distintas materias. Así, los estudiantes evaluados fueron seleccionados en función de la heterogeneidad de los ámbitos de estudio y de la disponibilidad de los profesores. Tras proporcionar información colectiva sobre la naturaleza y objetivos del estudio se les solicitaba a los estudiantes su participación voluntaria para responder al cuestionario, garantizándoles el anonimato de sus respuestas. Dado este procedimiento de administración, fue posible controlar la existencia de los posibles valores perdidos o errores en la cumplimentación de los datos.

El análisis descriptivo de los datos se hizo a través del programa *IBM SPSS Statistics for Windows* (versión 21.0) y la invarianza del modelo factorial oblicuo del CPA-E fue testada con el *LISREL 8.80* (Jöreskog & Sörbom, 2006) a través del método bivariado latente normal (Jöreskog & Mustaky, 2001; Millsap & Yun-Tein, 2004) y la estimación de máxima verosimilitud, con la corrección de Satorra y Bentler (1994), sabiendo que los datos discretos generan distribuciones no-normales y relaciones no-lineales.

Siguiendo a Millsap y Yun-Tein (2004), en el test de invarianza factorial del CPA-E se utilizó el *PRELIS 2* (Jöreskog & Sörbom, 1996) para fijar a cero y a uno, respectivamente, los dos primeros límites distribucionales de las respuestas latentes de cada grupo, o bien, para producir matrices de covarianzas policóricas, conjuntamente con matrices de covarianzas asintóticas. Las estimaciones fueron calculadas para cada grupo bajo límites distribucionales fijados al conjunto de estimaciones de dichos límites de los grupos combinados. Las matrices de covarianzas de este análisis multigrupo sirvieron al test de invarianza del modelo en el *LISREL 8-SIMPLIS* (Jöreskog & Sörbom, 1993).

Para probar la invarianza del modelo a los datos empíricos no se utilizó la significación de la diferencia (Δ) del chi-cuadrado (Satorra & Bentler, 2001) de un modelo con ciertos parámetros condicionados a la igualdad a través de los grupos (restrictivo) y otro con parámetros libremente estimados, dada la excesiva sensibilidad del chi-cuadrado en muestras grandes. Así, la invarianza del modelo restrictivo fue examinada considerando el valor de la variación del *comparative fit index* (Δ CFI), con un valor superior a .01 que indica su no invarianza (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002), y los valores de los siguientes índices de ajuste práctico: se considera un buen ajuste cuando el CFI es próximo o mayor de .95, el *root mean square error of approximation* (RMSEA) es próximo o menor que .06 y el *standardized root mean square residual* (SRMR) próximo o menor que .08 (Hu & Bentler, 1999).

El examen de invarianza de un modelo comienza por el test de invarianza de su forma, donde todos los parámetros son libremente estimados a través de los grupos de interés. Con ese modelo se inició un proceso de testeo de condiciones de igualdad más restrictivas (Meredith, 1993; Vadenberg & Lance, 2000): la invarianza débil, con pesos factoriales iguales a través de los grupos; la invarianza fuerte, con pesos factoriales e *intercepts* (valores de los ítems correspondientes al valor cero del factor) iguales; la invarianza estricta, con invarianza fuerte más residuos iguales; y, la invarianza fuerte más la invarianza de varianzas y covarianzas. Un modelo puede ser parcialmente invariante, indicando un funcionamiento diferencial de los ítems (Byrne, Shavelson, & Muthén, 1989).

Sucedido bien este proceso, se puede estimar también la invarianza completa del modelo para completar el examen de su validez estructural a través de los grupos: según Fornell y Larcker (1981) los factores deben presentar validez convergente (VC), validez discriminante (VD) y fiabilidad de las puntuaciones factoriales (FPF). La VC fue analizada a través de la varianza media extraída (VME) de los ítems para el respectivo factor, que debe ser igual o superior a .50. La VD resulta de la comparación de la VME con la cantidad de varianza compartida entre los factores (φ^2 = cuadrado de la correlación desatenuada), que debe ser inferior a la VME. La FPF debe ser igual o superior a .80 para realizar comparaciones entre grupos (Nunnally & Bernstein, 1994).

Por último, como existe una contribución diferente de los ítems a sus respectivos factores, sus resultados fueron multiplicados por las regresiones de sus correspondientes pesos factoriales obtenidos a través del LISREL 8 (Jöreskog & Sörbom, 1993). El cálculo de la media de esos resultados ponderados, permite el cálculo exacto de las puntuaciones para los factores.

Resultados

En la tabla 1 se observa que se obtuvo la invarianza factorial del modelo a través de los países y del género, aunque con mejores resultados para el género. Esa invarianza se obtuvo cuando, a partir de la invarianza fuerte (M3a), los *intercepts* de los ítems 17 (España = 4.30, Portugal = 7.89) y 39 (España = 3.79, Portugal = 7.65) fueron libremente estimados a través de los países, y cuando los *intercepts* de los ítems 25 (Mujeres = 17.18; Hombres = 14.01) y 26 (Mujeres = 4.55; Hombres = 6.94) fueron libremente estimados a través

del género. En relación a lo sucedido para los ítems 17 y 39, es posible que la crisis económica del 2008 se percibiese con mayor intensidad en Portugal que en España en función del rendimiento per cápita según el nivel de desarrollo de los dos países (Instituto Nacional de Estadística, 2017), teniendo como consecuencia que los estudiantes portugueses valorasen en mayor medida que los españoles la posibilidad de obtener empleo en el extranjero, así como tener preocupaciones solidarias (Alfonso et al., 2013). El resultado del ítem 25, es coherente con lo encontrado en estudios previos: un mayor compromiso social y participación en actividades de voluntariado y ayuda a los demás por parte de las mujeres que de los hombres (Hu & Wolniak, 2013; Sax & Harper, 2007). Con respecto al ítem 26 los resultados concuerdan con lo hallado en un estudio previo (Diniz et al., 2016) para el factor Presión social con el que se vincula este ítem, en el que los hombres presentaban significativamente expectativas más altas que las mujeres.

Sucede además que, conforme a lo esperado (Chen, 2007), los peores valores de SRMR se encontraron en los grupos con menor n y en los tests que contemplan la invarianza de los pesos factoriales y de los residuos (M2-M6a).

En la tabla 2 se puede comprobar la existencia de problemas de distribución de resultados en ciertos ítems (10 con Mdn = 6.00; 16 con asimetría ≥ -1.25 , de los que 2 tenían asimetría ≥ 2.25 ; y, 22 con curtosis ≥ 1.25 , de los que 9 tenían curtosis ≥ 3.25 y 5 tenían curtosis ≥ 5.25). Estos problemas se dieron fundamentalmente en los factores FEC y DPS, ya que en los ítems que los evalúan la gran mayoría de participantes respondieron *mucho o total acuerdo*. Ello es comprensible pues los estudiantes no elegirían la ES si no hubiese la posibilidad de obtener formación técnica para conseguir una buena profesión o desarrollarse personalmente.

Al margen de esos problemas, todos los ítems representaron bien a sus respectivos factores ($\beta \geq .45$) a través de los países y del género. Los resultados mostraron también que los factores tenían una buena VC (VME) y una buena FPF, excepto el factor de CF que presentó una VME inferior a la deseada, principalmente en el caso del género. También se puede apreciar en la tabla 2, que los factores DPS e IPC presentaron una mejor VC a través de los países que a través del género.

De la comparación de las tablas 2 y 3 se puede extraer que la VD del modelo fue asegurada a través de los países y del género, excepto para los factores DPS-IPC (países, φ^2 = .66; género, φ^2 = .62), DPS-CF (países, φ^2 = .69; género, φ^2 = .67), IPC-CF (países, φ^2 = .74; género, φ^2 = .71) y, solo en el caso de los países, para los factores FEC-CF (φ^2 = .66). También se encontraron problemas menores de VD para los factores FEC-CF (φ^2 < VME de solamente uno de los factores) en el caso del género (φ^2 = .58).

Discusión y conclusión

Pasada la fase de expansión de la oferta de ES en España y Portugal, es fundamental asegurar la permanencia, la calidad de la formación y éxito de los estudiantes. La investigación sugiere que los estudiantes de primer año se encuentran tendencialmente más débiles de cara a los desafíos y exigencias encontrados a su ingreso en la ES (Almeida et al., 2016; Lillis, 2012; Tinto, 2010), siendo importante

Tabla 1 Invarianza factorial del CPA a través de los países y del género

Modelo	SB \div^2 (gl)	RMSEA (IC 90%)	SRMR		CFI	ΔCFI (Modelos)
Países			España (n = 413)	Portugal (n = 855)		
M1	3814.10 ₍₁₅₉₆₎	.05 _(.04-.05)	.08	.08	.955	---
M2	4249.01 ₍₁₆₃₁₎	.05 _(.05-.05)	.10	.08	.953	-.002 _(M2-M1)
M3	6022.70 ₍₁₆₇₃₎	.06 _(.06-.07)	.11	.08	.938	-.015 _(M3-M2)
M3a	5101.70 ₍₁₆₇₁₎	.06 _(.06-.06)	.11	.08	.946	-.007 _(M3a-M2)
M4a	5751.04 ₍₁₇₁₃₎	.06 _(.06-.06)	.11	.08	.941	-.005 _(M4a-M3a)
M5a	5348.62 ₍₁₆₉₉₎	.06 _(.06-.06)	.11	.09	.946	.000 _(M5a-M3a)
M6a	5999.55 ₍₁₇₄₁₎	.06 _(.06-.06)	.13	.09	.940	-.006 _(M6a-M3a)
Género			Femenino (n = 531)	Masculino (n = 737)		
M1	3604.08 ₍₁₅₉₆₎	.04 _(.04-.05)	.08	.08	.954	---
M2	3824.84 ₍₁₆₃₁₎	.05 _(.04-.05)	.09	.08	.953	-.001 _(M2-M1)
M3	5110.23 ₍₁₆₇₃₎	.06 _(.06-.06)	.09	.08	.939	-.014 _(M3-M2)
M3a	4632.21 ₍₁₆₇₁₎	.05 _(.05-.05)	.09	.08	.943	-.010 _(M3a-M2)
M4a	5079.66 ₍₁₇₁₃₎	.06 _(.05-.06)	.09	.08	.939	-.004 _(M4a-M3a)
M5a	4713.63 ₍₁₆₉₉₎	.05 _(.05-.05)	.11	.08	.942	.001 _(M5a-M3a)
M6a	5178.98 ₍₁₇₄₁₎	.06 _(.05-.06)	.12	.09	.938	-.005 _(M6a-M3a)

Nota: SB = Satorra-Bentler; RMSEA = root mean square error of approximation; SRMR = standardized root mean squared residual; CFI = comparative fit index; Δ = diferencia entre el modelo testado y el modelo base. M1 = invarianza de forma; M2 = invarianza débil; M3 = invarianza fuerte; M4 = invarianza estricta; M5 = invarianza de varianzas y covarianzas; M6 = invarianza completa; a = modelo con dos *intercepts* libremente estimados a través de los grupos.

Tabla 2 Modelo del CPA: Distribución de los resultados en los ítems en la muestra y estimaciones psicométricas a través de los países y del género

Ítem (Factor)	Amplitud	Mdn	Asimetría	Curtosis	Países		Género		
					β	R ²	β	R ²	Reg. β
1(FEC)	1-6	5	-1.28	2.20	.57	.33	.56	.32	.03
8	1-6	6	-2.39	8.03	.80	.63	.80	.64	.09
15	1-6	6	-2.35	7.71	.89	.79	.90	.80	.40
22	1-6	6	-1.97	5.35	.74	.55	.81	.65	.15
29	1-6	6	-1.96	5.33	.84	.70	.84	.70	.14
36	1-6	6	-1.88	4.57	.75	.56	.77	.59	.10
VME					.59		.62		
FPF					.90		.90		
2(DPS)	1-6	5	-1.30	2.35	.70	.49	.69	.48	.07
9	1-6	5	-1.11	1.34	.77	.60	.78	.60	.10
16	1-6	6	-1.70	3.76	.79	.63	.79	.62	.15
23	1-6	6	-1.93	5.34	.73	.53	.73	.54	.04
30	1-6	5	-1.54	3.00	.78	.60	.79	.64	.13
37	1-6	6	-1.52	2.88	.82	.67	.83	.68	.19
VME					.59		.50		
FPF					.89		.90		

(Continúa)

Tabla 2 Modelo del CPA: Distribución de los resultados en los ítems en la muestra y estimaciones psicométricas a través de los países y del género (*continuación*)

Ítem (Factor)	Amplitud	Mdn	Asimetría	Curtosis	Países		Género		
					β	R^2	β	R^2	Reg. β
3 (MOV)	1-6	5	-.75	.08	.79	.62	.79	.62	.13
10	1-6	5	-.80	.42	.84	.70	.84	.70	.15
17	1-6	5	-1.41	2.20	.75	.56	.74	.55	.07
24	1-6	5	-1.50	3.03	.66	.44	.64	.48	.04
31	1-6	5	-.65	.01	.87	.75	.87	.76	.24
38	1-6	5	-1.12	1.08	.81	.65	.81	.65	.11
VME					.62		.62		
FPF					.91		.90		
4 (IPC)	1-6	5	-1.01	1.37	.77	.59	.78	.61	.17
11	1-6	5	-.78	.68	.76	.58	.74	.55	.13
18	1-6	5	-1.00	1.26	.74	.55	.74	.55	.13
25	1-6	5	-.81	.75	.71	.50	.68	.46	.10
32	1-6	5	-.84	.95	.77	.60	.60	.36	.08
39	1-6	5	-.87	.70	.82	.67	.70	.49	.20
VME					.58		.50		
FPF					.89		.86		
5 (PS)	1-6	5	-.84	.10	.78	.61	.78	.61	.17
12	1-6	4	-.70	-.06	.59	.35	.60	.35	.07
19	1-6	5	-.95	.36	.84	.71	.84	.70	.29
26	1-6	6	-2.12	5.24	.66	.43	.65	.42	.06
33	1-6	5	-.82	.29	.72	.52	.73	.54	.17
40	1-6	5	-.77	-.37	.59	.34	.59	.35	.06
VME					.49		.50		
FPF					.85		.85		
6 (CF)	1-6	4	-.70	.71	.57	.32	.58	.33	.05
13	1-6	5	-1.03	1.54	.73	.54	.55	.30	.06
20	1-6	5	-.57	.39	.64	.41	.66	.43	.11
27	1-6	5	-1.33	2.50	.77	.59	.75	.57	.07
34	1-6	6	-1.62	4.05	.66	.43	.65	.42	.04
41	1-6	5	-.97	1.15	.58	.34	.64	.41	.05
VME					.44		.41		
FPF					.82		.81		
7 (IS)	1-6	5	-1.18	1.49	.78	.61	.77	.60	.15
14	1-6	4	-.67	.41	.55	.30	.54	.29	.05
21	1-6	5	-.89	.49	.74	.55	.75	.56	.11
28	1-6	4	-.53	-.12	.71	.51	.71	.50	.10
35	1-6	5	-1.18	1.28	.79	.63	.81	.65	.10
42	1-6	5	-.94	.91	.81	.65	.81	.66	.17
VME					.54		.54		
FPF					.87		.88		

Nota: FEC = Formación para el empleo/carrera; DPS = Desarrollo personal y social; MOV = Movilidad estudiantil; IPC = Implicación política y ciudadanía; PS = Presión social; CF = Calidad de formación; IS = Interacción social.

Estimaciones psicométricas del modelo M6a (cf. Tabla 1): B = peso factorial estandarizado; R^2 (comunalidad) = $1 - \varepsilon$ (residuo estandarizado); Reg. = regresión; VME = varianza media extraída; FPF = fiabilidad de las puntuaciones factoriales.

Tabla 3 Correlaciones desatenuadas entre los factores del CPA a través de los países y del género

Países							
Factor	FEC	DPS	MOV	IPC	PS	CF	IS
FEC	1.00						
DPS	.74***	1.00					
MOV	.46***	.48***	1.00				
IPC	.62***	.81***	.50***	1.00			
PS	.62***	.67***	.38***	.55***	1.00		
CF	.81***	.83***	.54***	.86***	.62***	1.00	
IS	.45***	.59***	.49***	.51***	.65***	.45***	1.00
Género							
Factor	FEC	DPS	MOV	IPC	PS	CF	IS
FEC	1.00						
DPS	.74***	1.00					
MOV	.45***	.47***	1.00				
IPC	.57***	.79***	.49***	1.00			
PS	.61***	.67***	.38***	.53***	1.00		
CF	.76***	.82***	.54***	.84***	.66***	1.00	
IS	.49***	.59***	.48***	.50***	.66***	.53***	1.00

Nota: Resultados del modelo M6a (cf. Tabla 1). FEC = Formación para el empleo/carrera; DPS = Desarrollo personal y social; MOV = Movilidad estudiantil; IPC = Implicación política y ciudadanía; PS = Presión social; CF = Calidad de formación; IS = Interacción social.

*** $p < .001$.

evaluar sus expectativas iniciales. A su vez, contrastando los resultados obtenidos a inicio de curso para los ítems utilizados en este estudio (viz. $Mdn = 6.00$), con los extraídos al finalizar el primer semestre en estudios previos de la prueba (viz. $Mdn = 1.00$) (Deaño et al., 2015b), es interesante evaluar eventuales modificaciones en los niveles de expectativas mediante la experiencia de la frecuencia en la ES o cómo las mismas expectativas evolucionan a lo largo de su transcurso académico. En ese sentido, la disminución en las expectativas iniciales se puede convertir en desilusión y desmotivación académica por parte de los estudiantes (Kuh et al., 2005). Si hay una disminución en las expectativas y el cuestionario lo detecta, parece ser sensible a ese fenómeno. Se convierte así en un instrumento a utilizar por parte de las instituciones con el objetivo de reforzar las altas expectativas y el compromiso de los estudiantes con su formación académica.

De acuerdo con los objetivos de este estudio se puede afirmar que los resultados obtenidos garantizan la invarianza estructural del Cuestionario de Percepciones Académicas-Expectativas (CPA-E) en estudiantes de ES de primer año pertenecientes a las regiones norte de España y Portugal, y según el género. Aunque se produjese un funcionamiento diferencial de los *intercepts* de dos ítems tanto en los países como en el género, su influencia en la escala y en el origen de los respectivos factores no es relevante (Byrne et al., 1989): un ítem no invariante entre seis. Se asume así una versión multidimensional definitiva del cuestionario en español y en portugués que se estructura en siete dimensiones o factores, compuestas a su vez, por seis ítems cada una (Deaño et al., 2015b).

Mediante el Cuestionario de Percepciones Académicas-Expectativas (CPA-E) se puede avanzar en la investigación sobre los deseos y aspiraciones que los estudiantes presentan cuando acceden a la ES, cómo pretenden desarrollarse y cómo esperan que este contexto los satisfaga. Estas aspiraciones conforman las expectativas que favorecen la realización académica y la integración social (Almeida et al., 2016; Kuh et al., 2005; Pleitz et al., 2015). Los componentes de realización académica estarían representados en el cuestionario por las dimensiones de Formación para el empleo/carrera, Movilidad estudiantil y Calidad de formación. Los componentes de integración social estarían evaluados a través de las dimensiones de Desarrollo personal y social, Implicación política/ciudadana, Presión social e Interacción social.

La visión multidimensional de las expectativas a través del CPA-E permite conceptualizarlas como las experiencias que se van produciendo en la vida académica y configurando su ajuste a ella, favoreciendo de este modo la adaptación a la ES (Deaño et al., 2015b; Kuh et al., 2005). Además, la multidimensionalidad del cuestionario abre diferentes vías de investigación e intervención en el ámbito de las expectativas académicas de estudiantes de ES de primer año, por ejemplo prestando atención a sus áreas de formación académica y a sus características personales y socioculturales. En esta línea, sería interesante realizar estudios con poblaciones latinoamericanas ya que tienen afinidades lingüísticas a la población participante en esta investigación pero con una realidad sociocultural diferente. Con este propósito, se presenta en el Apéndice la versión del cuestionario en lengua española (versión portuguesa disponible a través del primer autor).

En este estudio se trata la validez estructural del cuestionario, a través de los países y del género, pudiéndose analizar en futuras investigaciones otras variables de caracterización de los estudiantes, valorando por ejemplo el ámbito de estudio (Arecas, Rodríguez, Suárez, De la Roca, & Cueli, 2016), o realizar análisis de validez concurrente, como de hecho ya se están realizando. Además, solo fueron evaluados los estudiantes que se encontraban en el aula en el momento de aplicación del instrumento que eran, mayoritariamente, los que asistían de forma habitual, quedando fuera del estudio otro tipo de alumnado. Por otro lado, al tratarse de un estudio transversal no se ha hecho un análisis diferencial de los resultados del cuestionario en distintos momentos de la formación universitaria de los estudiantes. Ese estudio longitudinal está en preparación, siguiendo la pista dejada por la comparación de resultados obtenidos para los ítems al inicio y final del primer semestre, como se ha señalado anteriormente.

El procedimiento de muestreo no probabilístico utilizado en este estudio, a pesar de contemplar el proceso de generalización de validez del instrumento a través de países y género, supone problemas de validez externa. Sin embargo, existen aspectos vinculados a su validez interna (Shadish, Cook, & Campbell, 2002) que hacen que las conclusiones estadísticas presentadas y discutidas sean fiables. Dichos aspectos son: la dimensión de la muestra, la diversidad de las características académicas de los participantes (ámbitos de estudio y sus respectivas titulaciones) y el uso del modelado de ecuaciones estructurales adaptadas a la naturaleza ordinal de las variables observadas para examinar las propiedades psicométricas del cuestionario.

Por último, este cuestionario validado para estudiantes universitarios de primer año portugueses y españoles se podría utilizar, tras la adaptación del contenido, en otros países de lengua portuguesa y española para el intercambio de datos. Al ser un instrumento producto de la investigación de dos Universidades no es necesario el pago para su adaptación, validación y utilización futura por parte de investigadores académicos de otros países.

References

- Alfonso, S., Deaño, M., Conde, A., Costa, A. R., Araújo, A. M., & Almeida, L. S. (2013). Perfiles de expectativas académicas en alumnos españoles y portugueses de enseñanza superior. *Revista Galego-Portuguesa de Psicoloxía e Educación*, 21, 125-136. Recuperado de <http://ruc.udc.es/dspace/handle/2183/12610>
- Almeida, L. S., Araújo, A. M., & Martins, C. (2016). Transição e adaptação dos alunos do 1º ano: Variáveis intervinientes e medidas de atuação. En L. S. Almeida & R. Vieira de Castro (Orgs.), *Ser estudante no Ensino Superior: O caso dos estudantes do 1º ano* (pp. 146-164). Braga, Portugal: Universidade do Minho, Centro de Investigação em Educação.
- Almeida, L. S., Guisande, M. A., Soares, A. P., & Saavedra, L. (2006). Acesso e sucesso no Ensino Superior em Portugal: Questões de género, origem sócio-cultural e percurso académico dos alunos. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 19(3), 507-514.
- Arecas, D., Rodríguez, L. J., Suárez, J., de la Roca, Y., & Cueli, M. (2016). Information sources used by high school students in the college degree choice. *Psicothema*, 28, 253-259. <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2016.76>
- Briggs, A. R., Clark, J., & Hall, I. (2012). Building bridges: Understanding student transition to university, *Quality in Higher Education*, 18, 3-21. <http://dx.doi.org/10.1080/13538322.2011.614468>
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105, 456-466. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.105.3.456>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464-504. <http://dx.doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G.W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255. http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Deaño, M., Alfonso, S., & Conde, A. (septiembre, 2015a). *¿Qué aprende un alumno cuando aprende y qué debe aprender en la Universidad?* Trabajo presentado en el Seminario Ser estudiante no Ensino Superior: O caso dos estudantes do 1º ano, Braga, Portugal.
- Deaño, M., Diniz, A., Almeida, L. S., Alfonso, S., Costa, A. R., García-Señorán, ...Tellado, F. (2015b). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Percepciones Académicas para la evaluación de las expectativas de los estudiantes de primer año en Enseñanza Superior. *Anales de Psicología*, 31, 964-973. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.31.1.161641>
- Demir, M., & Orthel, H. (2011). Friendship, real-ideal discrepancies, and well-being: Gender differences in college students. *The Journal of Psychology; Interdisciplinary and Applied*, 145, 173-193. <http://dx.doi.org/10.1080/00223980.2010.548413>
- Díaz, J. A. (2007). Las relaciones transfronterizas Galicia-Región Norte de Portugal: Estrategias para la dinamización del potencial endógeno de la Eurorregión. *Revista de Desarrollo Rural y Cooperativismo Agrario*, 10, 291-308.
- Diniz, A. M., Alfonso, S., Araújo, A. M., Deaño, M., Costa, A. R., Conde, Á., & Almeida, L. S. (2016). Gender differences in first-year College students' academic expectations. *Studies in Higher Education*. Publicación anticipada en línea. <http://dx.doi.org/10.1080/03075079.2016.1196350>
- Fernandes, E., & Almeida, L. (2005). Expectativas e vivências académicas: Impacto no rendimento dos alunos do 1º ano. *Psicologica*, 40, 267-278.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50. <http://dx.doi.org/10.2307/3151312>
- Hativa, N., & Birenbaum, M. (2000). Who prefers what? Disciplinary differences in students' preferred approaches to teaching and learning styles. *Research in Higher Education*, 41, 209-235. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1007095205308>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hu, S., & Wolniak, G. C. (2013). College student engagement and early career earnings: Differences by gender, race/ethnicity, and academic preparation. *Review of Higher Education*, 36, 211-233. <http://dx.doi.org/10.1353/rhe.2013.0002>
- Instituto Nacional de Estadística (2017). *Indicadores de calidad de vida*. Madrid: INE.
- Jeanrie, C., & Bertrand, R. (1999). Translating tests with the International Test Commission Guidelines: Keeping validity in mind. *European Journal of Psychological Assessment*, 15, 277-283. <http://dx.doi.org/10.1027//1015-5759.15.3.277>
- Jöreskog, K. G., & Mustak, I. (2001). Factor analysis of ordinal variables: A comparison of three approaches. *Multivariate Behavioral Research*, 36, 347-387. <http://dx.doi.org/10.1207/S15327906347-387>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.

- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *PRELIS 2: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). *LISREL 8.80 for Windows* [Computer software]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Kuh, G. D., Gonyea, R. M., & Williams, J. M. (2005). What students expect from college and what they get. En T. E. Miller, B. E. Bender, J. H. Schuh, & Associates (Eds.), *Promoting reasonable expectations: Aligning student and institutional views of the college experience*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Kuh, G. D., & Pace, C. R. (1999). *College Student Expectations Questionnaire* (2a ed.). Indiana University, Bloomington, IN.
- Lillis, M. P. (2012). Faculty emotional intelligence and student-faculty interactions: implications for student retention. *Journal of College Student Retention: Research, Theory & Practice*, 13, 155-178. <http://dx.doi.org/10.2190/CS.13.2.b>
- Martínez-López, Z., Fernández, M. F. P., Couñago, M. A. G., Vacas, C. T., Almeida, L. S., & González, M. S. R. (2014). Apoyo social en universitarios españoles de primer año: propiedades psicométricas del Social Support Questionnaire-Short Form y el Social Provisions Scale. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 46, 160-168. [http://dx.doi.org/10.1016/S0120-0534\(14\)70013-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0120-0534(14)70013-5)
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02294825>
- Millsap, R. E., & Yun-Tein, J. (2004). Assessing factorial invariance in ordered-categorical measures. *Multivariate Behavioral Research*, 39, 479-515. http://dx.doi.org/10.1207/S15327906MBR3903_4
- Ministerio de Educación, Cultura y Deporte (2015). *Datos y cifras del sistema universitario español. Curso 2014-2015*. Madrid, España: Secretaría General Técnica. Subdirección General de Documentación y Publicaciones.
- Newman-Ford, L., Lloyd, S., & Thomas, S. (2009). An investigation into the effects of gender, prior academic achievement, place of residence, age and attendance on first-year undergraduate attainment. *Journal of Applied Research in Higher Education*, 1, 13-28. <http://dx.doi.org/10.1108/17581184200800002>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3ª ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- OECD (2016). *Panorama de la educación 2015: Indicadores de la OCDE*. Madrid, España: Fundación Santillana. <http://dx.doi.org/10.1787/eag-2015-es>
- Pleitz, J. D., MacDougall, A. E., Terry, R. A., Buckley, M. R., & Campbell, N. J. (2015). Great expectations: Examining the discrepancy between expectations and experiences on college student retention. *Journal of College Student Retention: Research, Theory & Practice*, 17, 88-104. <http://dx.doi.org/10.1177/1521025115571252>
- Sander, P., Stevenson, K., King, M., & Coates, D. (2000). University students' expectations of teaching. *Studies in Higher Education*, 25, 309-323. <http://dx.doi.org/10.1080/03075070050193433>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02296192>
- Sax, L., & Harper, C. E. (2007). Origins of the gender gap: Pre-college and college influences on differences between men and women. *Research in Higher Education*, 48, 669-694. <http://dx.doi.org/10.1007/s11162-006-9046-z>
- Shadish, W. R., Cook, T. D., & Campbell, D. T. (2002). *Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference*. Boston, MA: Houghton Mifflin.
- Tinto, V. (2010). From theory to action: Exploring the institutional conditions for student retention. En J. C. Smart (Ed.), *Higher Education: Handbook of Theory and Research* (Vol. 25, pp. 51-90). Chicago: University of Chicago. http://dx.doi.org/10.1007/978-90-481-8598-6_2
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-69. <http://dx.doi.org/10.1177/109442810031002>

Apéndice

Cuestionario de Percepciones Académicas: Versión Expectativas (CPA-E)						
	Total desacuerdo	Bastante desacuerdo	Parte desacuerdo	Parte de acuerdo	Bastante acuerdo	Total acuerdo
1. Conseguir una profesión de prestigio.	1	2	3	4	5	6
2. Aprovechar las oportunidades académicas para mejorar mi identidad, autonomía, autoconfianza, etc...	1	2	3	4	5	6
3. Participar en programas de intercambio estudiantil universitario (Erasmus, Leonardo, etc.).	1	2	3	4	5	6
4. Comprender cómo puedo contribuir a mejorar el mundo y la sociedad.	1	2	3	4	5	6
5. Conseguir corresponder a las expectativas de mis familiares.	1	2	3	4	5	6
6. Participar en debates o conferencias científicas para profundizar mis conocimientos en la carrera.	1	2	3	4	5	6
7. Tener momentos de convivencia y diversión.	1	2	3	4	5	6
8. Tener mejores salidas profesionales en el mercado de trabajo.	1	2	3	4	5	6
9. Desarrollar mis características de personalidad.	1	2	3	4	5	6
10. Conseguir realizar alguna estadía en otro país.	1	2	3	4	5	6
11. Involucrarme en la resolución de problemas de las personas menos favorecidas.	1	2	3	4	5	6
12. No quedar atrás de otros/as compañeros/as en las notas o calificaciones.	1	2	3	4	5	6
13. Profundizar conocimientos/materias en el área de mis estudios.	1	2	3	4	5	6
14. Practicar alguna actividad extracurricular (deporte, cultura, otros).	1	2	3	4	5	6
15. Obtener formación para conseguir un buen empleo.	1	2	3	4	5	6
16. Ganar confianza en mis potencialidades.	1	2	3	4	5	6

(Continúa)

Cuestionario de Percepciones Académicas: Versión Expectativas (CPA-E) (Continuación)						
	Total desacuerdo	Bastante desacuerdo	Parte desacuerdo	Parte de acuerdo	Bastante acuerdo	Total acuerdo
17. Obtener formación que me permita ampliar los horizontes de empleo en el extranjero.	1	2	3	4	5	6
18. Tener una visión crítica del mundo y pensar en cómo transformarlo.	1	2	3	4	5	6
19. No decepcionar a familia o amigos/as en el rendimiento académico.	1	2	3	4	5	6
20. Conseguir participar en proyectos de investigación de los profesores/as de mi facultad.	1	2	3	4	5	6
21. Tener un horario semanal que me permita realizar otras actividades más allá del estudio.	1	2	3	4	5	6
22. Capacitarme para obtener éxito profesional en el futuro.	1	2	3	4	5	6
23. Tener objetivos en la vida y saber hacia dónde “quiero ir”.	1	2	3	4	5	6
24. Obtener formación de calidad internacional.	1	2	3	4	5	6
25. Participar en actividades de voluntariado en la comunidad.	1	2	3	4	5	6
26. Aprovechar la oportunidad de formación que mi familia me asegura.	1	2	3	4	5	6
27. Tener un buen rendimiento académico para corresponder a la inversión que la sociedad hace en mi formación superior.	1	2	3	4	5	6
28. Participar regularmente en fiestas estudiantiles universitarias.	1	2	3	4	5	6
29. Asegurar una carrera profesional satisfactoria al terminar los estudios.	1	2	3	4	5	6
30. Aprender a manejarse autónomamente con las dificultades de la vida.	1	2	3	4	5	6
31. Participar en la movilidad estudiantil pasando algún tiempo de mis estudios en otro país.	1	2	3	4	5	6

(Continúa)

Cuestionario de Percepciones Académicas: Versión Expectativas (CPA-E) (<i>Continuación</i>)						
	Total desacuerdo	Bastante desacuerdo	Parte desacuerdo	Parte de acuerdo	Bastante acuerdo	Total acuerdo
32. Formarme como ciudadano comprometido con los desafíos de la sociedad actual.	1	2	3	4	5	6
33. Cumplir el deseo de personas próximas que incentiven mi formación superior.	1	2	3	4	5	6
34. Obtener un rendimiento académico satisfactorio para conformar un buen currículum.	1	2	3	4	5	6
35. Tener un grupo de amigos/as con los que pueda relajarme y convivir fuera de las clases.	1	2	3	4	5	6
36. Conseguir prácticas que faciliten la entrada en el mercado de trabajo.	1	2	3	4	5	6
37. Adquirir competencias para convertirme en un/a adulto/a más responsable y autónomo/a.	1	2	3	4	5	6
38. Estar dispuesto/a a realizar estadias en el extranjero para obtener un título reconocido internacionalmente.	1	2	3	4	5	6
39. Contribuir a la mejora de la condición humana o en el bienestar de las personas.	1	2	3	4	5	6
40. Conseguir un nivel de formación próximo o superior al obtenido por mis padres (o hermanos mayores).	1	2	3	4	5	6
41. Tener profesores/as con capacidad reconocida en el área de formación que imparte.	1	2	3	4	5	6
42. Socializar/convivir con un nuevo grupo de amigos/as.	1	2	3	4	5	6