

ANÁLISIS DE LAS ESCALAS SOBRE COMPROMISO E INTEGRACIÓN APLICADAS A INGRESANTES DE LA UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA DE URUGUAY EN 2018

<https://dx.doi.org/10.5902/2318133870685>

Maximiliana Cedrez¹
 Tabaré Fernández Aguerre²
 Santiago Cardozo Politi³

Resumen

Este artículo tiene por objetivo validar un conjunto de medidas sobre experiencias educativas de compromiso e integración entre los ingresantes a la Udelar, adaptadas en 2011 a partir de los conceptos implementados en la National Survey of Student Engagement - NSSE - de Kuh y colaboradores en 2002. Se presenta un análisis estadístico de los ítems relacionados con tres dimensiones de la integración: dos relacionados al aprendizaje y una a la integración. La *Encuesta sobre experiencias y decisión de la generación de ingreso* - Edegi - fue aplicado a una muestra intencional de estudiantes de la generación de ingresos 2018 a la Udelar en tres sedes del interior de la República - Maldonado, Rivera y Tacuarembó - y a tres facultades de la ciudad de Montevideo - Psicología, Veterinaria y Ciencias Sociales.

Palabras claves: educación superior; compromiso estudiantil; primer ingreso; Uruguay.

ANALYSIS OF THE SCALES ON COMMITMENT AND INTEGRATION OF 2018 FRESHMAN STUDENTS OF THE UNIVERSITY OF THE REPUBLIC IN URUGUAY

Abstract

This article aims to validate a set of measures on educational experiences of engagement and integration among Udelar entrants, adapted in 2011 from the concepts implemented in the National Survey of Student Engagement - NSSE - by Kuh and collaborators. Presents a statistical analysis of the items related to three dimensions of integration: two related to learning and one to integration. The *Survey on income generation experiences and decisions* - Edegi - was applied to an intentional sample of students from the 2018 income generation at Udelar in three locations in the interior of the Republic - Maldonado, Rivera and Tacuarembó - and three faculties of the city of Montevideo - Psychology, Veterinary and Social Sciences.

Key-words: higher education; student engagement; first income; Uruguay.

¹ Universidad de la República, Uruguay. E-mail: cedrezmaxi@gmail.com.

² Universidad de la República, Uruguay. E-mail: tabare.fernandez@cienciassociales.edu.uy.

³ Universidad de la República, Uruguay. E-mail: cardozo.santiago@gmail.com.

Introducción

El proyecto *Abandono, persistencia y graduación en la educación superior entre 2015 y 2018* fue desarrollado entre 2018 y 2020 con la financiación del Programa de Investigación para el Mejoramiento de la Calidad de la Enseñanza Universitaria de la Comisión Sectorial de Enseñanza y de la Comisión Sectorial de Investigación Científica de la Universidad de la República - Udelar. Su objetivo general fue evaluar el impacto que han tenido las nuevas estructuras de oportunidades educativas en la educación superior generadas por la Udelar con las políticas del período denominado 'Segunda Reforma' (2007-2014) (Arocena, 2007). Uno de los componentes del proyecto tuvo un objetivo específico auxiliar consistente en validar un conjunto de medidas sobre experiencias educativas de compromiso e integración entre los ingresantes a la Udelar, adaptadas en 2011 (Cardozo; Anfitti, 2014) a partir de los conceptos implementados en la National Survey of Student Engagement - NSSE - de Kuh y colaboradores (2002). La literatura ha señalado que estas experiencias académicas y sociales de los primeros meses tienen un papel determinante del abandono temprano, la persistencia al cabo de dos años posteriores del ingreso, y la graduación (Tinto, 1975; Pascarella et al, 2006).

Este artículo presenta un análisis estadístico de los ítems relacionados con tres dimensiones de la integración: dos relacionados al aprendizaje y una a la integración. La *Encuesta sobre experiencias y decisión de la generación de ingreso* - Edegi - fue aplicado a una muestra intencional de estudiantes de la generación de ingresos 2018 a la Udelar en tres sedes del interior de la República - Maldonado, Rivera y Tacuarembó - y a tres facultades de la ciudad de Montevideo - Psicología, Veterinaria y Ciencias Sociales.

Antecedentes

En Estados Unidos, el estudio sobre las decisiones y experiencias de compromiso e integración que los estudiantes tienen en sus universidades es un tema jerarquizado en la agenda de la investigación sobre la educación superior desde los años 1970. Vincent Tinto (1975; 2013) es el autor más largamente citado en el campo de los estudios sobre abandono y persistencia, dado el énfasis teórico y empírico que ha puesto sobre estos factores sociales intra-universitarios.

Dos décadas más tarde, el tema se había transformado en preocupación de las políticas que proponían rediseños en las instituciones de educación superior - IES - con los objetivos - no siempre conciliables, al menos en el corto plazo - de reducir el abandono, aumentar la retención al cabo de los dos primeros años, elevar la eficiencia terminal y mejorar la calidad de los aprendizajes. La nueva investigación mostraba análisis más específicos para cada una de las variables manipuladas (Astin, 1993). Estas ideas eran contundentemente señaladas por George Kuh en un informe de 2002 cuando presentaba el marco conceptual del NSSE, que a la fecha, cumple 20 años de implementarse anualmente:

Lo que los estudiantes hacen durante la universidad cuenta más en términos de resultados deseados que quiénes son o incluso dónde van a la universidad. Es decir, la voluminosa investigación sobre el desarrollo de estudiantes universitarios muestra que el tiempo y la energía que los estudiantes dedican a actividades educativamente intencionados es el

mejor predictor de su aprendizaje y desarrollo personal (Astin, 1993; Pascarella; Terenzini, 1991; Pace, 1980). La implicación para estimar la calidad colegial es clara. Aquellas instituciones que involucran más plenamente a sus estudiantes en la variedad de actividades que contribuyen a resultados valiosos de la universidad pueden afirmar ser de mayor calidad en comparación con otros colegios y universidades donde los estudiantes están menos comprometidos. (Kuh, 2002, p. 1)

Desde hace dos décadas existe abundante evidencia respecto a que el logro de aquellos objetivos parecía depender en magnitud nada desdeñable de estas experiencias y decisiones, más que de algunos clivajes de desigualdad clásicos - clase social, género, raza, lengua, condición migratoria. Éstos tendrían una importancia clave en cuanto al acceso, pero su incidencia, al menos directa, sobre la trayectoria universitaria tendría menor capacidad explicativa (Pascarella et al, 2006). La evaluación que los estudiantes realizaban sobre un conjunto de vivencias con sus pares y profesores era crucial para constituir su compromiso e integración a la universidad. A su vez, este nivel de integración alcanzada motivaría decisiones tanto de continuar, abandonar o concluir los estudios.

Su papel lógico sería la de una variable interviniente que actuaría potenciando, moderando o eventualmente anulando los efectos de variables antecesoras. Tendría efectos marginales estadísticamente significativos y positivos, también luego de controlar por el tipo de universidad o el área de conocimiento en que se inscribiera la carrera. En consecuencia, estas experiencias configuran un objeto de intervención sustantivo para las políticas educativas y para la gestión de las universidades.

Estudios previos en Uruguay

Este tema ha sido abordado en tres estudios previos. El *Estudio longitudinal de los jóvenes uruguayos evaluados por Pisa en 2003 - Pisa03 Uyls* - implementó un módulo de integración socio-educativa en la encuesta de seguimiento aplicada en 2012. Se propuso medir tres conceptos de la NSSE: aprendizaje activo y colaborativo en las aulas; relaciones estudiantes-profesores y desafío académico planteado por los cursos - contenidos, clases y evaluaciones. A su vez, se operacionalizaron dos conceptos adicionales: relaciones entre estudiantes y oportunidades de aprendizaje extra-áulicos supuestos como distintos de la primera dimensión (Fernández, Alonso, Boado, Cardozo, Menese, 2013). Estas mismas medidas fueron incluidas luego en el *Estudio longitudinal de los jóvenes evaluados por Pisa en 2009 - Pisa09 Uyls* (Cardozo, 2015). En 2018, las escalas fueron replicadas en el Proyecto *¿Preparados? ¿Listos? Ya!* realizado por Cedrez, de los Santos, García, Nicotera, Sommer y Zejerman (2020).

En la Edegi se estas escalas sobre la base de un estudio psicométrico previo que hicieron Cardozo y Anfitti (2014). El objetivo de estos autores fue contar con una primera aproximación de la valoración global de las experiencias académicas y sociales en la educación superior a través de la aplicación de técnicas propias de la teoría clásica de los test. Esos hallazgos serán contrastados con los nuestros para considerar la estabilidad de la estructura dimensional subyacente a los ítems aplicados a muestras distintas y contextos históricos distintos.

El concepto

Los enunciados sobre el papel de la experiencia de los ingresantes se derivan de una teoría de la integración social, aunque distinta a las teorías sociológicas clásicas, en la medida en que se basa en valoraciones subjetivas en lugar de postular la existencia de rituales de vinculación (Durkheim, 2000 [1912]). La noción de ‘experiencia’, podría comprenderse provisoriamente con base en lo que el Diccionario de la Real Academia Española informa: un sentido o conocimiento práctico que se ha generado por haber vivido ciertas circunstancias o acontecimientos⁴. Ese sentido se captaría como valoraciones hechas sobre eventos vividos, sobre todo cotidianos o regulares, valoraciones que han sido generalizadas, en tanto significados o expectativas, respecto a otros acontecimientos o interacciones en una universidad. Si las significaciones emergentes fueran positivas, entonces se puede inferir que el estudiante habrá construido una mayor integración.

La bibliografía utiliza el término ‘compromiso estudiantil’ más que integración (Kuh; Kinzie; Schuh; Whitt, 2005). Por tal se entiende una disposición que los estudiantes desarrollan en grado variable y que impacta sobre el aprendizaje, la continuidad y conclusión de los estudios. Los términos de actitud, motivación, vocación, han sido también utilizados. Todos comparten el atributo de ser una pauta de orientación relativamente estable que sintetiza aspectos emocionales, cognitivos y simbólicos.

Esta noción tiene al menos dos problemas. Si bien el concepto de disposición refiere a estructuras estables de la personalidad, el compromiso estudiantil ha sido considerado como contingente, variable según un ‘flujo de experiencias’ propias de la transición por la educación media superior y el ingreso a la educación superior; a su vez, aquella disposición es sensible a las nuevas experiencias cotidianas que se agregan luego de los primeras semanas de ingreso. En segundo lugar, el compromiso se distingue de la integración en que ésta admite un estado pasivo, pero el compromiso es pro-activo.

Dimensiones

Al menos tres son las dimensiones en que se diferencia el concepto. En primer lugar, la teoría de la integración de los estudiantes a las instituciones de la educación superior sostiene que su relación con el núcleo pedagógico-curricular-didáctico resulta un aspecto de primordial importancia asociado a su persistencia (Kuh; Kinzie; Schuh; Whitt, 2005; Pascarella; Terenzini, 2005; Tinto, 2013). Sería en las aulas donde los jóvenes confrontan la elección educativa realizada - su vocación o proyecto - con las experiencias a través de las cuales cotidianamente se realiza la implementación del programa académico: los docentes, los contenidos presentados en las clases, los textos que se asignan para leer, y finalmente, las evaluaciones. Por lo general, los estudios de compromiso estudiantil han resaltado el papel y los efectos que las relaciones de los estudiantes con los docentes, un elemento de la integración al que suele darse poca atención en las políticas. La medición de esta dimensión trata de recuperar cuál es la reflexión del estudiante sobre el grado en que el ethos vivenciado en la interacción con sus profesores. Para observar este aspecto, usamos una escala de nueve ítems adaptada en el Pisa-L 2003 (Cardozo; Anfitti, 2014), denominándola Integración.

⁴ Vide <https://dle.rae.es/experiencia> . Consultado el 18 jan. 2020.

En segundo lugar, el compromiso se infiere de las experiencias regulares con las oportunidades de aprendizaje, tanto en el eje de la frecuencia como en el eje de la diversidad. Involucra la participación en actividades de aprendizaje no tradicionales, 'didácticamente innovadoras', tanto áulicas como extra-áulicas, que la literatura ha definido como 'buenas prácticas educativas'. Conforme a los hallazgos de Cardozo y Anfitti (2014), desagregamos esta noción en dos dimensiones.

Por un lado, el grado en que el estudiante ha recurrido a experiencias grupales en su aprendizaje curricular; la denominamos 'aprendizaje colaborativo'. De acuerdo a Kuh; Kinzie; Schuh; Whitt (2005), la variedad de modalidades didácticas - individual, grupal, presentaciones, preguntas, proyecto etc - y las eventuales y consiguientes discusiones entre pares y con los docentes sobre temas relativos al cursado, construyen experiencias de aprendizaje para el estudiante, con el consiguiente fortalecimiento de su compromiso tanto con su carrera como con su institución.

Por otro lado, jerarquizamos como concepto independiente la experiencia del alumno con los contenidos enseñados, donde el encuestado toma una parte activa, interrogando, discutiendo ideas; la denominamos 'aprendizaje activo'. Esta dimensión comprende aspectos vinculados a la modalidad de comportamiento que se requiere del estudiante en el curso. Apartándose de la modalidad tradicional que requiere comportamientos pasivos en clases magistrales, la investigación ha procurado establecer la extensión y diversidad de formas de trabajo cooperativo entre pares, que implican el involucramiento en actividades tan variadas como resolver problemas, preparar una presentación en clase, hacer un trabajo de investigación o responder una evaluación, entre otros.

Metodología

La Edegi se aplicó durante seis semanas, al segundo mes de clases del segundo semestre del año lectivo 2018 en las sedes de Ciencias Sociales, Psicología y Veterinaria en Montevideo, así como en la sede de Maldonado del Cure y en las sedes de Rivera y de Tacuarembó del Cenur Noreste. Los estudiantes eran noveles: se encontraban cursando el primer año de sus carreras y el primer año en la Universidad de la República.

La muestra fue intencional y con participación voluntaria. La encuesta fue autorizada por las autoridades de las respectivas carreras⁵. Los estudiantes fueron informados de los objetivos, características de la encuesta y de la reserva estadística de los datos. Antes de comenzar la encuesta, cada estudiante recibió un documento de consentimiento que reiteraba la explicación, y se les solicitaba que si estaban de acuerdo, firmaran el consentimiento. En total, 338 estudiantes completaron la Edegi, siendo el número mínimo observado en Tacuarembó (10 estudiantes) y el máximo en Psicología (105).

La Edegi incluyó un módulo específico, el número III, sobre las 'experiencias en este primer año' en aquella carrera que el joven definió como principal⁶. El fraseo de los ítems fue originalmente redactado en el marco del Pisa-L 2003, oportunidad en que se contrató una traducción y adaptación gramatical y lexicográfica de los ítems respectivos de la NSSE. El listado original de ítems fue piloteado durante noviembre de 2011, en una

⁵ Excepto la Facultad de Enfermería que no autorizó a que formalmente se aplicara a sus estudiantes en los espacios de clase.

⁶ En Udelar está autorizada la inscripción simultánea a más de una carrera.

muestra intencional de 96 estudiantes en dos contextos distintos - una localidad del interior y Montevideo. Resultado aquel piloto fueron rescritos 5 ítems y descartados 2. El listado final de ítems incluido en la Encuesta de Seguimiento Pisa-L 2003 aplicada 2012 fue mantenido en la Edegi 2018.

Esquema 1 -

Dimensiones y operacionalización de la experiencia académica.

Dimensión	Operacionalización	Nº de ítems
Medidas de integración	escala tipo Likert (p18) con respuesta ordinal de siete opciones	9
Aprendizaje colaborativo	escala tipo Likert (p19) con respuesta ordinal de cinco opciones	5
Aprendizaje activo	escala tipo Likert (p21) con respuesta ordinal de cinco opciones	5

Fuente: autores.

Uno elemento crítico en el análisis tuvo relación con los ítems ‘revertidos’ o ‘invertidos’ porque su fraseo expresa en forma negativa la propiedad - en presencia y magnitud - que se desea evaluar. Su inclusión en las escalas tiene un fundamento ‘instrumental’: frente a ellos un entrevistado ‘corta la cadena de respuestas’ y se ve obligado a prestar atención y reflexionar sobre lo que se le consulta. Este recurso discursivo de la entrevista incrementaría la confiabilidad.

Sin embargo, la incorporación de tales ítems enfrenta una duda en la validez de constructo. Por lo general, la respuesta del entrevistado implica una ‘negación de la negación’, lo cual conduciría a confundir el objeto del ítem. En el momento del análisis y al revertir el ítem, se presenten comportamientos de difícil interpretación: con cargas en más de un factor, signos contrarios al hipotetizado, agrupamiento entre ítems revertidos no esperados por hipótesis.

Realizamos un análisis de fiabilidad de la escala (Martínez-Arias, 1996); un análisis de validez de constructo por medio del Análisis Factorial (Martínez-Arias, 1996); y de la validez predictiva mediante el análisis de la asociación hipotetizada de las escalas (AERA/APA/NCME, 2018).

El supuesto general de estos análisis puede expresarse en términos sencillos: las variables utilizadas para medir cada dimensión del concepto deben tener un elevado nivel de correlación entre ellas. Conforme a la tabla de valoraciones propuesta por Sierra Bravo (1988), en un contexto descriptivo, sin muestra estadística, una correlación menor al umbral de 0.10 en valor absoluto distingue asociaciones relevantes de aquellas “despreciables”, es decir no relevantes para la teoría; el umbral de 0.49 en valor absoluto es marcado como sustancial, adjetivo que podría indicar que el enunciado teórico sobre la asociación tiene una pretensión empírica sólida (Cortes; Rubalcava; Fernández, 2014). Esta es una regla de decisión alternativa al uso de pruebas de hipótesis. Para el presente estudio se consideró que los valores del Alpha iguales o superiores a 0,7 son suficientes para garantizar la fiabilidad de la escala.

En tercer lugar, se procedió a examinar si la estructura unifactorial teóricamente propuesta para cada dimensión reproducía razonablemente la estructura factorial empíricamente identificable. En este análisis clásico de la Psicometría, se hipotetiza que esa matriz es unidimensional, cuestión que se acepta toda vez que el Coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin supera el umbral de 0.70. Sin embargo, un valor menor a ese, o incluso uno apenas superior a ese valor podría ser resultado de estructuras factoriales muy diversas: desde la existencia de, por ejemplo, dos dimensiones ortogonales claramente identificables hasta la inexistencia dimensiones. El Análisis Factorial Confirmatorio - AFC - fue articulado con la aplicación del Análisis Factorial Exploratorio - AFE - cuando los resultados no establecían una estructura unifactorial, de esta forma se evalúa cada ítem en la totalidad de la escala y su estructura factorial. El Análisis Factorial Confirmatorio - AFC - fue evaluado a través de los resultados de significación del χ^2 , Índice de ajuste comparativo - CFI -, Índice de Tucker Lewis, Raíz de error medio - RMSEA -, Residuo cuadrático medio estandarizado - SRMR. Concluidas las tres técnicas sucesivas, se procedió al cómputo de cada escala.

Finalmente, abordamos el tema histórico de la validez predictiva⁷ a través de especificaciones simples de dos hipótesis, que denominamos 'efectos organizacionales del tamaño' y 'efectos del diseño curricular. A diferencia de las pruebas predictivas tradicionales, aquí la variable dependiente será la puntuación en la escala. Empleamos sucesivamente dos modelos jerárquico-lineales - HLM: uno vacío y otro de efectos principales (Raudenbuch; Bryk, 2002).

Integración

En la Edegi se ha elegido describir esta subdimensión de la relación entre docentes y estudiantes, consultando a los estudiantes 'con qué frecuencia sucedían situaciones en el semestre. La colección de éstas ejemplificadas en los reactivos incluye desde sensaciones muy generales - aunque posiblemente basadas en experiencias puntuales muy significativas - tales como la valoración de la opinión personal hasta comportamientos concretos del profesor como dedicar horas extras fuera de clase para ayudar a un alumno. La redacción de los ítems se hizo con base en la adaptación de la NSSE del estudio Pisa-L 2003, con las correcciones de fraseo sugeridas por análisis posteriores (Cardozo; Anfitti, 2014). La escala de tipo Likert incluyó seis reactivos afirmativos y tres negativos. Las opciones de respuesta estaban graduadas en 7 valores, desde nunca sucedió - al cual se le dio valor 0 -, hasta siempre sucedió - valor 6.

Es susceptible discutir la validez de constructo de la escala. La medición de la integración a través de la frecuencia de estas experiencias tiene limitaciones, en particular, su débil vínculo con la noción más amplia y compleja de integración, tal como lo

⁷ Los *Estándares para las pruebas educativas y psicológicas* publicados en 1999, revisados en 2014 y editados en español en 2018, ratifican el carácter unitario del concepto de validez, sin distinguir entre distintos tipos. El término de "fuentes de evidencia" es utilizado en su lugar, aunque manteniendo la independencia de las inferencias a realizar. Así destaca que "una proposición de que una prueba es predictiva de un criterio dado puede respaldarse sin evidencia de que la prueba toma muestra de un dominio de contenido en particular" (Aera/APA/NCME, 2018, p. 14).

indica Tinto (2013). Sin embargo, Cardozo y Anfitti (2014) destacan que el análisis factorial exploratorio reportó un único factor para los nueve ítems, explicando el 47% de la variación.

La tabla 1 muestra los descriptivos univariados. Según se aprecia, el primer año en la educación superior se caracteriza por tener una fuerte heterogeneidad en tres de los nueve ítems: el coeficiente de variación se ubica por sobre el valor de 1 (Cortes; Rubalcava; Fernández, 2014). El valor máximo se observa en el ítem 3 que indaga sobre la percepción que los estudiantes tienen sobre el interés de los profesores en su asistencia. En los restantes ítems, la evaluación, al contrario, es muy homogénea: el coeficiente de variación nunca supera al 52% de la media de los puntajes correspondientes. Este resultado puede interpretarse en términos de ciertos consensos entre los estudiantes a la hora de evaluar sus experiencias de interacción.

Tabla 1 -

Estadísticos descriptivos para los ítems de la escala de integración docentes alumnos.

	Promedio	Coefficiente de Variación
P1: Valoran tus opiniones	3.63	0.38
P2: Te tratan de manera justa	4.39	0.31
P3: Si faltas a clase, te preguntan por qué	1.13	1.47
P4: Es un descontrol	1.36	1.16
P5: Podés hablar de tus dudas vocacionales	3.14	0.64
P6: Se preocupan porque aprendas	3.95	0.43
P7: Faltan mucho a las clases	0.94	1.36
P8: No saben transmitir sus conocimientos	2.20	0.71
P9: Dedican horas extras para ayudarte a entender los temas	2.59	0.71

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

Los ítems con una connotación negativa, 'Es un descontrol' (p18q04), 'Los profesores faltan mucho a clase' (p18q07) y 'Los profesores no saben transmitir sus conocimientos' (p18q08), fueron revertidos haciendo que el valor máximo (6) represente una valoración positiva, en este caso a la respuesta 'nunca sucedió'.

Tabla 2 -

Matriz de correlaciones r de Pearson, relación alumno - profesor.

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9
P1: Valoran tus opiniones	1.00								
P2: Te tratan de manera justa	0.48	1.00							
P3: Si faltas a	0.27	0.09	1.00						

clase, te preguntan por qué									
P4: Es un descontrol (*)	0.25	0.36	0.09	1.00					
P5: Podés hablar de tus dudas vocacionales	0.43	0.33	0.33	0.27	1.00				
P6: Se preocupan porque aprendas	0.43	0.49	0.19	0.42	0.50	1.00			
P7: Faltan mucho a las clases (*)	0.00	0.15	-0.06	0.23	0.06	0.24	1.00		
P8: No saben transmitir sus conocimientos (*)	0.06	0.17	0.01	0.20		0.14	0.19	1.00	
P9: Dedicar horas extras para ayudarte a entender los temas	0.28	0.15	0.32	0.13	0.33	0.34	-0.03	-0.06	1.00

Fuente: autores con base en Edegi, 2018. (*) Ítems revertidos

Análisis de escalamiento y estadístico Alfa de Cronbach

El segundo paso fue examinar la matriz de correlaciones *r de Pearson* entre los ítems ya habiendo revertido los indicados. Como se observa en la tabla 2, a excepción de una correlación, los 35 restantes no son fuertes conforme al esquema de Sierra Bravo - v.g. mayores a 0.49. Entre ellas 11 son moderadas, 14 correlaciones son bajas y 8 despreciables. Es de notar que los ítems 1, 3 y 5 tienen relaciones despreciables con el 7 y con el 8. En consecuencia, puede suponerse que estos dos ítems, 7 y 8, estarían indicando una dimensión independiente de las valoraciones de los profesores, o por lo menos, una medida de un problema que estaría afectando a un grupo de profesores. Las moderadas correlaciones halladas en este patrón, sugieren tomar con cautela el análisis de escalamiento.

El análisis de Alfa se presenta en la tabla 3. El resultado es apenas satisfactorio, a juzgar por el Alfa de Cronbach obtenido para la escala con 9 ítems (alfa=0.71).

Tabla 3 -
Resultados del análisis de escalamiento de la dimensión relaciones docentes-
alumnos.

Item	Obs	Sign	Correlación item - escala	Correlación item-resto de la escala	Alpha
P1: Valoran tus opiniones	307	+	0.63	0.51	0.66
P2: Te tratan de manera justa	310	+	0.60	0.48	0.67
P3: Si faltas a clase, te preguntan por qué	312	+	0.48	0.29	0.70
P4: Es un descontrol (*)	309	+	0.57	0.40	0.68
P5: Podés hablar de tus dudas vocacionales	311	+	0.70	0.52	0.65
P6: Se preocupan porque aprendas	311	+	0.74	0.62	0.63
P7: Faltan mucho a las clases (*)	310	+	0.30	0.14	0.72
P8: No saben transmitir sus conocimientos (*)	311	+	0.35	0.16	0.72
P9: Dedicar horas extras para ayudarte a entender los temas	310	+	0.52	0.31	0.70
Alfa de la escala					0.71

Fuente: autores con base en Edegi, 2018. (*) Ítems revertidos

La inspección de qué sucedería si uno de los ítems fuera suprimido, sugiere los ítems 7 y 8, aunque este cambio representa el 1% y el 2% del valor completo. Es de notar además que estos dos ítems tienen correlaciones menores a 0.50 con la escala.

Análisis factorial confirmatorio

El análisis factorial confirmatorio - AFC - evaluó primariamente la hipótesis de la estructura unifactorial de la escala, siendo descartada esta hipótesis. A continuación, se procedió a evaluar la estructura factorial empírica considerando diferentes hipótesis, como se observa en la tabla 4 se realizaron 4 Análisis Factoriales Confirmatorios.

En primer lugar, ajustó un AFC con los nueve ítems que componen la escala de medidas de integración, teniendo como resultado una χ^2 con una $P=0.000$. Si bien este primer test permite fundamentar el rechazo de la hipótesis de unidimensionalidad, avanzamos en aplicar el conjunto de criterios de ajuste propuestos por Hu Bentler (Hu Bentler, 1999, p. 27) y retomado recientemente en el ámbito nacional como sugerencia de 'robustez' (Álvarez, 2018): índice de ajuste comparativo - CFI - e índice de Tucker-Lewis - TLI - cercanos a 0.95; raíz de error medio - RMSEA - ≤ 0.06 ; residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR) ≤ 0.08 . La tabla 4 muestra en la columna AFC 1 los indicadores de ajuste de este primer factorial.

Tabla 4 -

Criterios de ajuste para los sucesivos análisis factoriales confirmatorios con la escala de integración.

Índices	Umbrales	AFC 1	AFC 2	AFC 3	AFC 4
Significación χ^2		0.000	0.000	0.000	0.000
Índice de ajuste comparativo - (CF)	$CFI \cong 0.90$	0.839	0.859	0.673	0.892
Índice de Tucker Lewis	$TLI \cong 0.90$	0.785	0.805	0.564	0.821
Raíz de error medio - RMSEA	$RMSEA \leq 0.06$	0.100	0.095	0.142	0.123
Residuo cuadrático medio estandarizado - SRMR	$SRMR \leq 0.08$	0.076	0.071	0.155	0.065

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

A partir de estos datos procedimos a testear dos nuevos AFC según tuvieran - AFC2 - o no correlación entre los factores - AFC3 -, y un último AFC sin los ítems revertidos - AFC4. Para los dos primeros AFC obtuvimos una χ^2 altamente significativa, sin embargo, los valores en los demás indicadores de ajuste no se encuentran alineados con los umbrales recomendados. El AFC4 es el que mejor se aproxima en tres de los cinco indicadores a lo recomendado por Hu; Bentler (1999).

Valoración de la escala de integración

No pudo ser aportada evidencia razonable a favor de la medida propuesta de integración, aún habiendo probado tres hipótesis distintas respecto a la estructura factorial subyacente. Como se puede observar, los tres solo resultan significativos en uno de los cuatro indicadores que se evalúan - SRMR. Las inter-correlaciones halladas no parecen ser suficientemente fuertes ni 'encadenadas' como para informar con nitidez de un factor único denominable 'integración'. Por tanto, teniendo en cuenta estas limitaciones, aceptaremos provisoriamente la solución provista por el AFC4, que permite construir una escala unifactorial de 6 ítems compuesta por los ítems: 1, 2, 3, 5, 6 y 9 - sin revertidos. Quedan comprendidas actitudes generales como 'los profesores te tratan de manera justa' o 'se preocupan porque aprendas', así como valoraciones respecto a la conducta de los docentes frente requerimientos particulares que pudieran hacer los alumnos: 'Si faltas a clase, los profesores te preguntan por qué' y 'Dedican horas extras para ayudarte a entender los temas'.

Este débil resultado podría ser consecuencia de varios motivos distintos. El primero de estos es la inclusión de ítems revertidos, un debatido aspecto en la elaboración de escalas. Aquí se optó por eliminar los ítems revertidos - P4, P5 y P8 - que ya resultaban cuestionables por su baja correlación; y fue claro que el comportamiento de la escala mejoró luego de su exclusión.

Un segundo motivo tiene que ver con las condiciones de masividad que caracterizan las relaciones entre los estamentos estudiantil y docente en el ingreso a la Udelar. Una universidad con aproximadamente 20 mil estudiantes por generación, brinda realmente pocas ocasiones de interacción docente alumno de tipo personal. Por consiguiente, la medida solo estaría registrando eventos excepcionales de interacción, más que

regularidades en las relaciones inter-estamentales. Sin embargo, cabe acotar que las sedes estudiadas no son organizaciones del mismo tamaño ni sus instalaciones ocupan una misma extensión. Rivera y Tacuarembó recibieron en 2018 menos de 350 alumnos, el Cure Maldonado y Veterinaria al menos duplicaron ese ingreso, en tanto que Psicología y Sociales estuvieron sobre los 1.000 estudiantes. A su vez, Veterinaria funcionaba en un campus urbano pero muy grande, y con tres turnos de cursado. Psicología y Ciencias Sociales tenían entre 3 y 4 turnos, aunque reunidos en un edificio mediano. Las sedes del interior tienen edificios más reducidos, con múltiples espacios compartidos y, por tanto, mayores oportunidades de interacción, al menos teóricamente.

Un tercer motivo podría ser el diseño curricular propio de cada carrera estudiada en el proyecto Pimceu, más particularmente la frecuencia y tiempo semanal asignado a actividades desarrolladas en grupos prácticos; es decir, grupos donde la docencia explícitamente se aparta de la didáctica magistral y que tienen una relación alumno/docente mucho menor que en los teóricos. Algunas de estos aspectos los testaremos en la última sección del estudio.

Aprendizaje colaborativo

La dimensión sobre actividades grupales fue medida mediante cinco ítems desarrollados con escala Likert. Los estudiantes fueron consultados sobre la frecuencia con la que estudiaban en grupo; realizaban exámenes grupales; hacían presentaciones en clase en grupo; participaban en equipos para desarrollar actividades de terreno o proyectos de investigación.

Se aprecia importantes variaciones entre ítems, pero reducidas intra-ítems. El 62% de los encuestados estudió en grupo - 3 o más veces - con compañeros y el 27% realizó presentaciones o dio una clase en forma colectiva con cierta frecuencia en su primer año en la ES. 33En tanto, apenas el 16% realizó evaluaciones en grupo frecuentemente, uno de cada cinco (17.89%) preparó y realizó actividades prácticas en terreno en el primer año en la educación superior y apenas el 7% participó en proyectos de investigación asiduamente.

Análisis de escalamiento y Alfa de Cronbach

La tabla 5 muestra que de las 11 correlaciones, sólo tres magnitudes son moderadas, indicando asociaciones entre los ítems 2 y 3 por un lado, y entre los ítems 4 y 5. La observación de que se halló una correlación moderada entre los ítems 3 y 4 sugieren que de haber dos factores podrían tener cierta relación.

Tabla 5 -

Matriz de correlaciones r de Pearson entre ítems de frecuencia de actividades grupales realizadas en el segundo semestre, Udelar 2018.

	P1	P2	P3	P4	P5
P1: Estudiar en grupo	1.00				
P2: Examen/parcial en grupo	0.14	1.00			
P3: Presentación o clase	0.26	0.36	1.00		
P4: Actividad en terreno	0.24	0.14	0.34	1.00	
P5: Proyecto de investigación	0.26	0.14	0.29	0.49	1.00

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

En segundo lugar, se realiza la prueba de replicabilidad Alpha de Cronbach. Como se observa en la última columna de la tabla 6, la escala no alcanza un valor mínimo satisfactorio en el coeficiente Alpha (Alfa = 0.61). El resultado del escalamiento no es atribuible a un ítem en particular, ya que todas las correlaciones son similares para cada ítem superando el valor de 0.50

Tabla 6 -

Resultados del análisis de escalamiento de la dimensión actividades grupales en el segundo semestre.

Item	Obs	Sign	Correlación ítem - escala	Correlación ítem-resto de la escala	Alfa
P1: Estudiar en grupo	313	+	0.69	0.34	0.60
P2: Examen/parcial en grupo	315	+	0.52	0.27	0.60
P3: Presentación o clase	314	+	0.68	0.48	0.51
P4: Actividad en terreno	313	+	0.68	0.42	0.53
P5: Proyecto de investigación	315	+	0.60	0.44	0.55
Alfa de Cronbach					0.61

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

Análisis factorial

El análisis factorial confirmatorio tuvo el objetivo de constatar la verosimilitud sobre una estructura unidimensional. El resultado de dicho análisis reportó que tal hipótesis debía ser rechazada (χ^2 de $P=0.000$), consistente con la primera observación hecha sobre la matriz de correlaciones.

Con base en este resultado, se ajustó posteriormente un análisis factorial exploratorio para explorar cuál estructura subyacente podría ajustarse mejor - ver tabla 7 - , determinándose que dos factores podrían ser una solución satisfactoria. El test KMO (KMO=0.68) indica que el análisis se ajusta a los datos. Los resultados del análisis señalan una estructura con dos factores, el primer factor (1, 4 y 5) responden a actividades que no implican una calificación directa a partir de la actividad, mientras que el segundo factor (2 y 3) se componen por ítems que refieren modalidades grupales de evaluación o exposición a modalidades grupales de evaluación.

Tabla 7 -

Análisis factorial exploratorio para los ítems de la escala propuesta para actividades grupales en el segundo semestre.

Variable	Factor1	Factor2	Comunalidad
P1: Estudiado en grupo	0.54	0.21	0.66
P2: Examen/parcial en grupo	-0.02	0.90	0.19
P3: Presentación o clase	0.40	0.68	0.37
P4: Actividad en terreno	0.79	0.10	0.36
P5: Proyecto de investigación	0.80	0.06	0.35

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

La correlación entre los ítems 3 y 4, sugieren que de haber dos factores podrían estar relacionados. Por esta razón y a partir del AFE, se avanzó ajustando un nuevo AFC con dos factores, pero correlacionados. La tabla 8 muestra indicadores comparados entre los dos modelos AFC ajustados. El AFC(1) con una estructura unifactorial los resultados de los índices no son satisfactorios. El CFI e TLI presentan valores por debajo de lo esperado (0.882 y 0.765), mientras que el RMSEA se encuentra por encima del umbral aceptado. El único índice que se encuentra dentro de valores aceptables es el SRMR con 0.058.

Tabla 8 -

Criterios de ajuste para el análisis factoriales confirmatorios con la escala de actividades grupales.

Índices	Umbrales	AFC 1	AFC 2
Sign. Chi 2		0.0001	0.4010
Índice de ajuste comparativo - CFI	$CFI \cong 0.90$	0.882	1.000
Índice de Tucker Lewis	$TLI \cong 0.90$	0.765	1.000
Raíz de error medio - RMSEA	$RMSEA \leq 0.06$	0.120	0.005
Residuo cuadrático medio estandarizado - SRMR	$SRMR \leq 0.08$	0.058	0.025

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

En el segundo AFC(2), con una estructura de dos factores correlacionados, se observa un ajuste sólido. El estadístico χ^2 tiene un nivel de significación consistente con la hipótesis (P=0,4010), así como los valores de los otros cuatro indicadores de ajuste. La covarianza entre los dos factores resultó estadísticamente significativa. En el anexo 2 se puede consultar la salida del AFC(2).

Valoración de la escala de aprendizaje colaborativo

La operacionalización propuesta para el aprendizaje colaborativo como subdimensión de las experiencias didácticas, sólo es parcialmente sostenible. Ya desde la matriz de correlaciones, se observó que los indicadores propuestos no tenían importantes

correlaciones 'encadenadas'. Sería razonable mantener la cautela final diciendo que el AFC(2) resultó satisfactorio fundamentalmente con base en la correlación entre dos ítems que funcionaron como 'puente' en una estructura bifactorial identificada.

Podría hipotetizarse que este resultado se habría debido a la acción de dos motivos distintos. Por un lado, podría decirse en general, que la grupalidad es un atributo extendido en las interacciones sociales del ingresante. Este motivo ya fue introducido para valorar la escala de integración.

Por otro lado, podría argumentarse que el conjunto de carreras incluidas en las seis sedes estudiadas por el proyecto Pimceu, tenían diseños curriculares compatibles, sino incentivadoras, con el despliegue de experiencias de aprendizaje colaborativas. Este sería el caso de los programas Ciclos Iniciales Optativos - CIO - en el Cure y en el Noreste, de Enfermería, Educación Física, Psicología, y Ciencias Sociales. Aún podría argumentarse que a pesar de mantener el diseño curricular tradicional a esa fecha, Veterinaria incentiva indirectamente la grupalidad debido a sus extendidos horarios de cursado diario.

Aprendizaje activo

Los estudiantes respondieron a cinco ítems desarrollados como escala Likert, cuyas respuestas se graduaron desde 'nunca' a '7 o más veces'. La mayor parte de los jóvenes declara haber participado activamente en sus clases o haber tomado parte en discusiones sobre los temas vinculados a los cursos con compañeros durante el primer año en la educación superior - en torno al 70% en ambos casos responde haberlo hecho tres o más veces. Otros aspectos, en tanto, son menos frecuentes. Es el caso de la 'participación de discusiones sobre las lecturas o clases con los profesores fuera del aula' (23%) y de haber recibido 'ayuda para estudiar temas complejos de estudiantes de grados superiores' (15%). El ítem 'hiciste un trabajo para el que integraste ideas de distintos cursos o materias' ilustra una situación de mayor frecuencia (43%).

Análisis de escalamiento y Alfa de Cronbach sobre aprendizaje activo

La tabla 9 presenta la matriz con las 10 correlaciones *r de Pearson* entre los cinco ítems. Todas son positivas, en el sentido esperado, aunque sólo una es sustancial, y otras dos son moderadas. Las restantes son bajas. Obsérvese, sin embargo, que las tres correlaciones de marras agrupan entre sí los ítems 1, 3 y 4. El ítem 5 tiene bajas correlaciones con los restantes, sugiriendo que no sería una medida del mismo concepto.

Tabla 9 -

Matriz de correlaciones *r de Pearson* para participación activa.

	P1	P2	P3	P4	P5
P1: Participar en clase	1.00				
P2: Trabajo con ideas de distintas materias	0.35	1.00			
P3: Discutir ideas con profesores fuera de clase	0.37	0.26	1.00		
P4: Discutir ideas con estudiantes fuera de clase	0.50	0.28	0.29	1.00	

P5: Recibir ayuda de estudiantes de grados superiores	0.13	0.12	0.21	0.19	1.00
---	------	------	------	------	------

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

Hecho el análisis de escalamiento, tabla 10, el resultado es confirma las primeras inferencias. El valor de coeficiente Alpha (alfa = 0,66) se encuentra por debajo de lo aceptable (aunque levemente), con una correlación moderada en los ítems, a excepción del ítem 5 que presenta una correlación baja. Sin perjuicio de esto, obsérvese que de eliminar este ítem, el Alfa sólo mejoraría 0.10.

Tabla 10 -
Resultados del análisis de escalamiento de la dimensión participación activa.

Item	Obs	Sign	Correlación item - escala	Correlación item-resto de la escala	Alfa
P1: Participación	313	+	0.76	0.54	0.54
P2: Trabajo	313	+	0.62	0.37	0.62
P3: Discutiste con profesores	313	+	0.64	0.41	0.60
P4: Discutiste con estudiantes	313	+	0.73	0.49	0.56
P5: Recibiste	312	+	0.45	0.22	0.67
Test scale					0.66

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

Análisis factorial de la escala

El último examen realizado consistió en ajustar un análisis factorial confirmatorio bajo la hipótesis de que es razonable una estructura unidimensional. La tabla 11 informa de los indicadores de ajuste. El estadístico mostró que esta operacionalización era razonable ($P(\chi^2) = 0,1684$). El índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice de Tucker Lewis (TLI) son superiores a 0.90, con 0.986 y 0.972 respectivamente. También los dos restantes índices - RMSEA y SRMR - están dentro de los límites esperados. La hipótesis de una estructura unidimensional es verosímil.

Tabla 11 -
Ajuste del análisis factorial confirmatorio con la escala de aprendizaje activo.

Indices	Umbrales	AFC 1
Sign. Chi 2		0.1684
Índice de ajuste comparativo - CFI	$CFI \cong 0.90$	0.986
Índice de Tucker Lewis - TLI	$TLI \cong 0.90$	0.972
Raíz de error medio - RMSEA	$RMSEA \leq 0.06$	0.043
Residuo cuadrático medio estandarizado - SRMR	$SRMR \leq 0.08$	0.030

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

Valoración global de la escala

Podría aceptarse una medición para el concepto de aprendizaje mediante esta escala de cinco ítems. Sin perjuicio de esto y a partir de lo observado en la matriz de correlaciones, sería deseable ampliar esta medición generando otro conjunto de ítems para avanzar en una medida definitivamente robusta.

Ahora bien, ¿cómo habrían - o no habrían - operado sobre esta medición aquellos motivos que se adujeron antes para dar cuenta de los problemas observados en las dos escalas anteriores? Este es el problema que abordará preliminar y parcialmente la siguiente sección.

Validez predictiva de las escalas

Desde los años cincuenta, el análisis de la validez de una medida contempló lo que se denominó “validez predictiva”. Por esta se entendía que si se encontraba evidencia consistente de la asociación de la escala sobre otra medida - distinta, de otro concepto -, entonces la escala resultaba más robusta. Así planteada, la validez predictiva resulta una operación empírica indirecta pero interesante.

Este tipo de prueba tiene dos requisitos lógicos. Primero, que las dos variables estudiadas estén diferenciadas por su precedencia temporal. Segundo, que una de las variables sea postulada como causa de la segunda y que, por tanto, sus valores predigan los valores de la segunda. El análisis se hace mediante modelos de regresión. Por lo general, la escala bajo examen es postulada como variable independiente: en nuestro caso, será la variable dependiente en nuestros modelos jerárquico-lineales (Raudenbuch; Bryk, 2002).

En esta última sección, someteremos a prueba dos factores que hipotetizamos generan diferencias en las escalas de integración y de aprendizaje. Por un lado, el efecto ‘organizacional’ que la sede podría tener sobre la varianza en la escala de integración, conforme a lo que se expresó al valorar globalmente dicha escala. Por otro lado, testaremos el efecto de ‘diseño curricular’ sobre los aprendizajes - colaborativo y activo.

Las sedes

Un aspecto de interés del Proyecto PIMCEU fue estudiar cada sede en tanto organización académico-curricular ‘situada’ en una localidad. A esta realidad sociológica denominamos ‘sede’ y profundizamos en particular en el proceso de la descentralización con las sedes de Maldonado, Rivera y Tacuarembó (Fernández; González; Sommer; Buschiazio; Calixto, 2020). La tabla 12 muestra la distribución para la escala sobre medidas de integración, como se observa en la tabla la media es mayor en las dos sedes estudiadas del Cenur del Noreste - Rivera y Tacuarembó - y luego le sigue la sede Maldonado del Cure. La menor integración está medida para Psicología.

Tabla 12 -
Descriptivos para el índice de integración según sedes.

Servicio/Sede	Media	Mínimo	Máximo	p25	p50	Cv
Veterinaria	3.28	0.83	5.17	2.67	3.33	0.32
Psicología	2.56	0.33	4.83	1.83	2.67	0.39
Sociales	2.99	0.67	4.67	2.33	3.00	0.32
Cure Maldonado	3.51	2.33	5.17	3.00	3.50	0.21
Noreste Rivera	3.82	1.83	6.00	2.92	3.67	0.30
Noreste Tacuarembó	3.74	2.33	5.20	2.67	3.58	0.33

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

Probamos tres especificaciones sucesivas de la hipótesis. En primer lugar, testeamos si las diferencias observadas entre sedes conformaban una heterogeneidad de magnitud suficiente como para establecer que 'la organización hacía una diferencia' en la integración. Un modelo jerárquico lineal vacío fue ajustado y calculado el coeficiente de correlación intraclase - ICC. Tal como se aprecia en la tabla 13, estadísticamente se puede descartar la hipótesis nula ($P(\chi^2)=0.00$) aunque su magnitud puede ser valorada como baja (ICC=0.146).

La segunda prueba estadística realizada en favor de la validez predictiva fue especificando el efecto del tamaño de la sede sobre la escala de integración, tabla 13, modelo 2). Si la hipótesis fuera correcta, debería observarse que incrementos en el número de alumnos acarrearán una reducción de la integración. El modelo HLM ajustado - random-intercept model - aporta evidencia a favor de la hipótesis. Ya sea introduciendo la variable 'tamaño' en forma continua o en forma de estratos - para identificar posibles efectos no lineales -, se puede descartar la hipótesis nula. Sin embargo, y tal como se puede apreciar en el renglón relativo al ICC, al agregar esta variable la heterogeneidad generada por las singularidades organizacionales se torna estadísticamente insignificante.

Tabla 13 -
Modelos jerárquico-lineales para escala de integración.

	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Modelo [1]: vacío				
Constante	3.22	0.20	16.32	0
Var (constante), τ^2	0.17	0.22		
Var (residual), σ^2	1.02	0.08		
ICC	0.15	0.09		
Modelo [2]: tamaño	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Número de inscriptos 2018				
Hasta499	1.07	0.18	6.04	0.00
Entre500y799	0.62	0.16	3.90	0.00
800 y más alumnos (referencia)				
Constante	2.73	0.10	26.39	0.00

Var (constante), τ^2	0.01	0.01		
Var (residual), σ^2	1.04	0.08		
ICC	0.01			
Modelo [3]: efecto “exceso”				
Exceso (Fac. Psicología=1)	-0.43	0.17	-2.47	0.01
Número de inscriptos 2018				
Hasta499	0.82	0.19	4.39	0.00
Entre500y799	0.35	0.17	2.04	0.04
800 y más alumnos (referencia)				
Constante	2.99	0.14	21.50	0.00
Var (constante), τ^2	0.00	0.00		
Var (residual), σ^2	1.02	0.08		
ICC	0.00	0.00		

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

La tercera prueba empleó información coyuntural para discutir el efecto de un incremento subjetivamente definido como excesivo y desmedido en el tamaño de la organización. El 14 de marzo de 2019, la Asociación de Docentes de la Facultad de Psicología se declaró en conflicto, seguido por la Asociación de Funcionarios de la Facultad, por el Orden de Estudiantes. Fue un ‘paro activo, con permanencia en los lugares de trabajo en los horarios habituales’, pero con ‘suspensión de las actividades docentes’⁸. Duró hasta el 23 de abril de ese año. Denominaremos a este conflicto como ‘exceso de tamaño’ y supondremos que, dada la fecha de la declaración y los argumentos provistos por los actores, su generación se habría generado a lo largo de 2018. El modelo [3] especifica mediante una variable dicotómica esta hipótesis, controlando por el tamaño absoluto de la organización. La tabla 13 muestra evidencia para rechazar la hipótesis nula: además de un efecto de tamaño, existiría un efecto singular y negativo sobre la integración social característico de la sede Psicología.

En conclusión, el examen realizado aporta evidencia sobre la validez predictiva de la medición de la integración socioacadémica de los estudiantes con sus profesores.

Aprendizaje colaborativo

El cambio curricular propiciado por la ‘Segunda Reforma’ a partir de 2007, y concretado con la aprobación de la *Ordenanza de estudios de grado y otros programas de estudios terciarios* en 2011, conllevó a que a partir de 2009, se cambiaran varios planes

⁸ La declaración de la Asamblea de Adur, del 18 de marzo de 2019, sostenía que, “mientras el número de docentes de nuestra Facultad no se ha incrementado, el número de estudiantes de grado y de posgrado viene creciendo sin cesar, llevando a que la razón entre cantidad de docentes y número de estudiantes de nuestro servicio sea una de las más bajas de la Universidad de la República. Esto, junto con la diversificación de la propuesta formativa y las actividades académicas y de gestión de los y las docentes, compromete las condiciones adecuadas para el desarrollo de la enseñanza, la extensión y la investigación, incrementando abrumadoramente la carga de trabajo y llevando a un modo de funcionamiento de la institución que nos coloca en el límite de nuestras capacidades laborales y personales”.

<https://www.fing.edu.uy/sites/default/files/2017/30893/DECLARACION%20DE%20LA%20ASAMBLA%20PERMANENTE.pdf>.

de estudios, introduciendo el 'aprendizaje activo y colaborativo' como orientación didáctica general. La transformación fue incentiva de distintos modos. Por ejemplo, en los llamados a nuevas carreras para el interior, se estableció como requisito que las propuestas debían seguir los lineamientos de la Reforma (Fernández; González; Sommer; Buschiazio; Calixto, 2020). Con base en estos antecedentes y en lo ya adelantado al valorar globalmente las escalas de aprendizaje, testaremos si existen diferencias entre los estudiantes que cursaban programas tradicionales o programas reformados en 2018.

El primer paso en el análisis fue ajustar sucesivos modelos jerárquico-lineales - HLM vacíos -, controlando primero la fuente de heterogeneidad en la escala: por sede - testeada en el apartado anterior - o por carrera. La tabla 14 muestra tres resultados de interés. Primero, que hay evidencia empírica para sostener la existencia de un 'efecto sede' tanto como un efecto 'programa' para ambas escalas. Se observa en segundo lugar, que el efecto 'programa' es más importante como fuente de heterogeneidad que el efecto 'sede' en ambas escalas. Finalmente, en ambas escalas la el efecto anidamiento - sea de la sede o del programa - es mayor en la dimensión del aprendizaje colaborativo que en el aprendizaje activo, es decir sobre el compromiso estudiantil en las tareas que en compromiso estudiantil en las interacciones con los docentes y con las temáticas.

Tabla 14 -

Valores del índice de correlación intraclase - ICC - de las escalas de aprendizaje: Modelo HLM por sede o por programa.

Escalas	ICC modelo sede	ICC modelo programa
Aprendizaje colaborativo: actividades	0.300	0.389
Aprendizaje colaborativo: evaluaciones	0.257	0.415
Aprendizaje activo	0.167	0.210

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

El segundo paso fue estimar el efecto de la reforma curricular, restimando los anteriores modelos jerárquico-lineales por sede y por carrera, especificando una variable dicotómica que caracterizara cada programa. La tabla 15 resume los seis ajustes. Tal como se puede apreciar, no existe evidencia, excepto en uno de los ajustes, que sustente la hipótesis propuesta: a saber que las experiencias de aprendizaje sean diferentes según cursen una carrera reformada o tradicional. La excepción hallada, además, es intrigante. El aprendizaje colaborativo en evaluaciones estaría influenciado por un plan reformado sólo cuando se supone un anidamiento por sedes, y no por programa. Esto es: parecería que las diferencias en esta sub-escala sería una señal de identidad de la implementación local de distintas carreras reformadas.

Tabla 15 -

Prueba de hipótesis para la diferencia entre programas reformados vs programas tradicionales y valores del coeficiente de correlación intraclase de las escalas de aprendizaje. Modelos HLM por sede o por programa.

Escalas	ICC modelo sede		ICC modelo programa	
	P($\beta = 0$)	ICC	P($\beta = 0$)	
Aprendizaje colaborativo: actividades				
Plan reformado (Si=1; No=0)	0.588	0.308	0.973	0.389
Aprendizaje colaborativo: evaluaciones				
Plan reformado (Si=1; No=0)	0.004	0.235	0.181	0.394
Aprendizaje activo				
Plan reformado (Si=1; No=0)	0.523	0.164	0.490	0.210

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

En conclusión, el examen realizado con las tres escalas de aprendizaje mostró evidencia en contra de la hipótesis del efecto de diseño. El estar cursando una carrera cuyo plan de estudios se reformó con base en los lineamientos de la 'Segunda Reforma' no parece impactar sobre las experiencias de aprendizaje activo ni colaborativo. El único resultado estadísticamente significativo resultó en el modelo que anida las experiencias evaluativas en cada sede, mostrando nuevamente, el importante efecto de la organización y de la localidad sobre el compromiso estudiantil.

Consideraciones finales

El presente trabajo proponía realizar un examen a la validez de la adaptación de un conjunto de medidas sobre tres tipos de experiencias relacionadas con el compromiso estudiantil en la educación superior en el marco de una línea de investigación iniciada en 2012 al realizar la Segunda Encuesta de Seguimiento a los jóvenes de Uruguay evaluados por PISA En 2003.

Ku y colaboradores han organizado teórica y empíricamente las experiencias educativas en la universidad en tres conceptos: integración socio-académica, aprendizaje colaborativo y aprendizaje activo. La National Survey of Student Engagement - NSSE - se realiza desde 2001 y ha venido refinando estas mediciones. En el caso de Uruguay, el trabajo de Cardozo y Anfitti (2014) es un antecedente importante para este estudio particular que implementó por primera vez en 2018 estas medidas en un módulo de la *Encuesta sobre experiencias y decisiones en la generación de ingreso* - Edegi.

El examen desarrollado identificó cuatro escalas: una de integración, dos para aprendizaje colaborativo y una de aprendizaje activo. Las medidas de ajuste de los modelos estimados fueron satisfactorias para las tres últimas y discutibles para la primera. En éste caso, el examen de la replicabilidad ni de la validez de constructo permiten dirimir si la baja comunalidad en el comportamiento de los ítems podría deberse a problemas en el diseño de la escala - principalmente por el uso de ítems revertidos; un insuficiente desarrollo - muestreo - del concepto o a factores causales exógenos. En el caso de las

escalas que miden experiencias de aprendizaje, la novedad fue identificar dos sub-escalas respecto al aprendizaje colaborativo: una relacionada con actividades grupales y otra con evaluaciones grupales.

En particular, hemos mostrado con detalle el problema metodológico de incorporar ítems revertidos en este tipo de escalas. La utilización de ítems revertidos se encuentra desaconsejado por algunos autores, como señala Corbetta (2007), pueden generarse errores en las respuestas de los encuestados. La incorporación de estos ítems en la escala, aún corrigiendo el sentido de las respuestas, puede presentar errores de comprensión que invalidan las respuestas.

Habiendo identificado las escalas, pusimos en práctica un examen ‘heterodoxo’ de la validez predictiva de cada una, poniéndolas en el papel lógico de variables dependientes y estimando modelos HLM. Por separado, dos fueron las variables de anidamiento o ecológicas especificadas: la sede y el programa académico cursado. Hallamos evidencia consistente con que estos atributos fueran factores causales de la heterogeneidad en las escalas. Sin embargo, no hallamos evidencia respecto de la hipótesis más refinada del efecto de cursar planes de estudio reformado, en contraste con los no reformados.

La conclusión más general es que nuestro estudio si bien difiere en varios aspectos al más directo antecedente de Cardozo y Anfitti (2014), también es consistente con la teoría del compromiso estudiantil. En particular, el examen de la validez predictiva permite establecer que la heterogeneidad entre las experiencias en el primer año de la Udelar está localmente determinada por las singularidades de la organización académica a la que se está afiliado. El estudio de casos previo, realizado en las mismas seis sedes y en el marco este mismo Proyecto Pimceu, había provisto evidencia en esta misma dirección (Fernández; González; Sommer; Buschiazio; Calixto, 2020). El compromiso estudiantil es un atributo complejo, multinivel, generado en forma significativa y sustantiva por la organización.

Referencias

AERA/APA/NCME. *Estándares para las pruebas educativas y psicológicas*. Edición en español. Washington, DC: American Educational Research Association, 2018.

ÁLVAREZ, Lucía. *Confiabilidad y validez de la escala consideración de las consecuencias futuras en español*. Montevideo: Universidad de la República, 2018. Recuperado de <https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/bitstream/20.500.12008/20038/1/Alvarez%20Nu%C3%B1ez%2C%20Luc%C3%ADa.pdf>. Acceso en 10 abr. 2021.

AROCENA, Rodrigo. *Hacia la generalización y diversificación de la enseñanza terciara publica*. Montevideo: Rectorado/Universidad de la República, 2007.

ASTIN, Alexander. *What matters in college? Four critical years revisited*. Los Angeles, CA: Jossey-Bass, 1993.

CARDOZO, Santiago. *Trayectorias educativas en la educación media Pisa-L (2009-2014)*. Montevideo: Departamento de Sociología, Universidad de la República, 2015.

CARDOZO, Santiago; ANFITTI, Vanessa. *Experiencias académicas y sociales en la educación superior en Uruguay: un estudio con base en la cohorte de estudiantes evaluados por Pisa en 2003*. Montevideo: DS-Udelar, 2014.

- CEDRÉZ, Maximiliana; DE LOS SANTOS, Verónica; GARCÍA, Maite; NICOTERA, Santiago; SOMMER, María Noel; ZEJERMAN, Ilana. *¿Preparados? ¿Listos? Ya! Factores que inciden en la elección de una carrera en educación superior*. Montevideo: Universidad de la República, 2020.
- CORTES, Fernando; RUBALCAVA, Rosa María; FERNÁNDEZ, Tabaré. *Estadística social básica*. Montevideo, Uruguay: Baferil, 2014.
- DURKHEIM, Émile. (2000 [1912]). *Las formas elementales de la vida religiosa*. México, DF: Colofón, 2000.
- FERNÁNDEZ, Tabaré; ALONSO, Cecilia; BOADO, Marcelo; CARDOZO, Santiago; MENESE, Pablo. *Reporte técnico Pisa-L (2003-2012): metodología de la segunda encuesta de seguimiento a los jóvenes evaluados por Pisa en 2003*. Montevideo: Universidad de la República, 2013.
- FERNÁNDEZ, Tabaré; GONZÁLEZ, Mahira; SOMMER, María Noel; BUSCHIAZO, Valentina; CALIXTO, Paula. *Largos caminos: la descentralización de la enseñanza de grado y la inclusión educativa en las sedes de Maldonado, Rivera y Tacuarembó de la Universidad de la República (2007-2018)*. Montevideo: Neiself/AGZ, 2020.
- HU, Li-Tze; BENTLER, Peter. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance: structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, v. 6, n. 1, 1999, p. 1-55. Recuperado de http://expsylab.psych.uoa.gr/fileadmin/expsylab.psych.uoa.gr/uploads/papers/Hu_Bentler_1999.pdf. Acceso en 10 abr. 2021.
- KUH, George. *The national survey of student engagement: conceptual framework and overview of psychometric properties*. Bloomington: Indiana University, 2002. recuperado de http://nsse.indiana.edu/pdf/psychometric_framework_2002.pdf. Acceso en 10 abr. 2021.
- KUH, George; KINZIE, Jillian; SCHUH, John; WHITT, Elizabeth. *Student success in college: creating the conditions that matters*. San Francisco, CA: Jossey-Bass, 2005.
- MARTÍNEZ, Rosario; HERNÁNDEZ, María Victoria; HERNÁNDEZ, María José. *Psicometría*. Madrid: Alianza, 2014.
- MARTÍNEZ-ARIAS, Rosario. *Psicometría: teoría de los test psicológicos y educativos*. Madrid: Síntesis Psicológica, 1996.
- PASCARELLA, Ernest. *How college affects students*. Ten directions for further research. *Journal of College Student Development*, v. 47, 2006, p. 508-520.
- PASCARELLA, Ernest; TEREZINI, Patrick. *How college affects students*. San Francisco: John Willey Son, 2005.
- RAUDENBUSH, Stephen; BRYK, Anthony. *Hierarchical linear models*. CA: Sage, 2002.
- SIERRA BRAVO, Restituto. *Técnicas de investigación social: teoría y ejercicios*. Madrid: Paraninfo, 1998.
- TINTO, Vincent. Dropout from higher education: a theoretical synthesis of recent research. *Review of Educational Research*, v. 45, n. 1, 1975, p. 89-125. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/1170024>. Acceso en 10 abr. 2021.
- TINTO, Vincent. (2013). *Completing college: rethinking institutional action*. Chicago, IL: The University of Chicago Press, 2013.

Anexos

Anexo 1 -

Modelo final de integración: análisis factorial confirmatorio para los ítems de la escala propuesta para medir integración docentes-alumnos.

	Coeficiente	Error estándar	Z	P>z	[95% Intervalo de confianza]	
p18q01						
Integra	1	(fijado)				
_cons	3.65	0.08	45.52	0.000	3.49	3.80
p18q02						
integra	0.89	0.11	8.34	0.000	0.68	1.10
_cons	4.40	0.08	55.98	0.000	4.24	4.55
p18q03						
integra	0.67	0.13	5.20	0.000	0.42	0.92
_cons	1.17	0.10	11.90	0.000	0.97	1.36
p18q05						
Integra	1.48	0.17	8.50	0.000	1.14	1.82
_cons	3.10	0.12	26.40	0.000	2.87	3.33
p18q06						
Integra	1.36	0.16	8.76	0.000	1.06	1.66
_cons	3.93	0.10	39.40	0.000	3.74	4.19
p18q09						
Integra	0.85	0.14	5.99	0.000	0.58	1.13
_cons	2.63	0.11	24.78	0.000	2.42	2.83
var(e.p18q01)	1.07	0.12			0.87	1.32
var(e.p18q02)	1.17	0.12			0.97	1.43
var(e.p18q03)	2.47	0.21			2.09	2.93
var(e.p18q05)	2.28	0.25			1.85	2.83
var(e.p18q06)	1.42	0.17			1.12	1.81
var(e.p18q09)	2.72	0.24			2.29	3.23
var(integra)	0.83	0.15			0.58	1.18
LR test of model vs. saturated: chi2(9) = 49.19					Prob > chi2 = 0.0000	

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

Anexo 2 -

Modelo final: análisis factorial confirmatorio para los ítems de la escala actividades grupales en el segundo semestre.

	Coeficiente	Error estándar	Z	P>z	[95% Intervalo de confianza]	
Medición						
p19q01						
actividad1	1.00	(fijado)				
_cons	3.04	0.08	39.97	0.00	2.89	3.19
p19q04						
actividad1	1.37	0.27	4.99	0.00	0.83	1.91
_cons	1.70	0.06	28.05	0.00	1.58	1.82
p19q05						
actividad1	0.81	0.16	5.16	0.00	0.50	1.17

_cons	1.48	0.04	38.88	0.00	1.41	1.56
p19q02						
actividad2	1.00	(fijado)				
_cons	1.72	0.049	35.46	0.00	1.63	1.82
p19q03						
actividad2	2.33	0.72	3.26	0.00	0.93	3.73
_cons	2.07	0.05	41.07	0.00	1.97	2.17
var(e.p19q01)	1.51	0.13			1.26	1.80
var(e.p19q04)	0.60	0.09			0.45	0.80
var(e.p19q05)	0.26	0.03			0.20	0,34
var(e.p19q02)	0.62	0.06			0.51	0.75
var(e.p19q03)	0.15	0.18			0.013	1.63
var(actividad1)	0.29	0.01			0.15	0.56
var(actividad2)	0.12	0.05			0.05	0.25
cov(actividad1, actividad2)	0.10	0.04	2.65	0.01	0.03	0.17
LR test of model vs. saturated: chi2(5) = 4.04					Prob > chi2 = 0.4010	

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

Anexo 3 -

Modelo final: análisis factorial confirmatorio para los ítems de la escala propuesta para aprendizaje activo.

	Coeficiente	Error estándar	Z	P>z	[95% Intervalo de confianza]	
Medición						
p21q01						
Participación	1.00	(fijado)				
_cons	3.46	0.08	43.57	0.00	3.31	3.62
p21q02						
Participación	0.55	0.09	6.29	0.00	0.38	0.73
_cons	2.42	0.07	34.29	0.00	2.28	2.55
p21q03						
Participación	0.56	0.09	6.56	0.00	0.39	0.73
_cons	1.81	0.07	26.94	0.00	1.68	1.95
p21q04						
Participación	0.86	0.11	7.81	0.00	0.64	1.07
_cons	3.45	0.08	43.98	0.00	3.30	3.61
p21q05						
Participación	0.24	0.07	3.48	0.00	0.10	0.37
_cons	1.57	0.06	27.88	0.00	1.46	1.68
var(e.p21q01)	0.86	0.14			0.63	1.19
var(e.p21q02)	1.20	0.11			1.00	1.43
var(e.p21q03)	1.06	0.10			0.88	1.27
var(e.p21q04)	1.11	0.13			0.88	1.39
var(e.p21q05)	0.92	0.08			0.78	1.08
var(participacion)	1.08	0.19			0.77	1.51
LR test of model vs. saturated: chi2(5) = 7.79					Prob > chi2 = 0.1684	

Fuente: autores con base en Edegi, 2018.

Maximiliana Cedrez é professora na Universidad de la República, Uruguay.
Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-3598-8293>.
Endereço: Avenida 18 de Julio 1824 - 11600 - Montevideo, Uruguay.
E-mail: cedrezmaxi@gmail.com.

Tabaré Fernández Aguerre é professor na Universidad de la República, Uruguay.
Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-5019-7882>.
Endereço: Avenida 18 de Julio 1824 - 11600 - Montevideo, Uruguay.
E-mail: tabare.fernandez@cienciassociales.edu.uy.

Santiago Cardozo Politi é professor na Universidad de la República, Uruguay.
Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-7767-1617>.
Endereço: Avenida 18 de Julio 1824 - 11600 - Montevideo, Uruguay.
E-mail: cardozo.santiago@gmail.com.

Criterios de autoria: los autores concibieron la idea, el análisis de datos y elaboración del artículo. En conjunto se discutieron los resultados y contribuyeron a la versión final del manuscrito.

Recebido em 12 de junho de 2022.

Aceito em 29 de agosto de 2022.

