

CREACIÓN Y VALIDACIÓN DEL CUESTIONARIO SOBRE USO DE MENSAJES DE TEXTO EN EL AULA*

CREATION AND VALIDATION OF THE QUESTIONNAIRE ON USE OF TEXT MESSAGES IN THE CLASSROOM

Recibido: 07 de Mayo del 2015 | Aceptado: 21 de Agosto del 2015

Otomie **Vale-Nieves**¹, Melany M. **Rivera-Maldonado**²
(UNIVERSIDAD DE PUERTO RICO RECINTO DE RÍO PIEDRAS, San Juan, Puerto Rico)

RESUMEN

El uso de mensajes de texto (UMT) en el salón de clases es cada vez más evidente. Sus efectos en el desempeño académico van desde fomentar el aprendizaje hasta afectar la atención e interrumpir dicho proceso. Este artículo discute el desarrollo y la validación del Cuestionario sobre Experiencia y Uso de la Mensajería de texto en el Salón de clase (CEUMS) como un primer paso para explorar esta actividad y su relación con la percepción de involucramiento en el aprendizaje (PIA) en Puerto Rico. El CEUMS contiene dos escalas (UMT y PIA) y 25 reactivos. Fue administrado a 238 estudiantes subgraduados del Departamento de Psicología de la UPR-RP. Además de la revisión entre jueces, se realizó un análisis factorial exploratorio de principal axis factoring con rotación oblicua y midiéndose la confiabilidad a través del coeficiente de alfa de Cronbach. La escala UMT obtuvo una confiabilidad buena ($\alpha = .88$) con diez reactivos distribuidos en tres factores, mientras que la escala PIA una aceptable ($\alpha = .75$), con cinco reactivos distribuidos en dos factores. De los resultados se desprende la necesidad de considerar ambas escalas por separado como constructos unidimensionales, añadir reactivos y aumentar la muestra para confirmar la estructura factorial.

PALABRAS CLAVE: Aprendizaje, educación superior, mensajería de texto.

ABSTRACT

The use of text messaging (UMT) in classroom is increasing. Its effects on academic performance range from fostering learning to affecting and interrupting the students' attention. This paper discusses the development and validation of the Questionnaire on Experience and Use of Text Messaging in the Classroom (CEUMS) as a first step to explore this activity and its relation to the perception of involvement in learning (PIA) in Puerto Rico. The CEUMS contains two scales (UMT and PIA) and was administered to 238 undergraduate psychology students at the UPR-RP. In addition to reviewing among judges, an exploratory factor analysis of principal axis factoring with oblique rotation was performed and reliability was measured through Cronbach's alpha coefficient. The UMT scale obtained good reliability ($\alpha = .88$) with ten items divided into three factors, while the PIA scale obtained acceptable results ($\alpha = .75$), with five items on two factors. The results points toward a need to consider both scales independently as unidimensional constructs, as well to add items to the scales and increase the amount of sample to confirm the emergence of a factorial structure.

KEY WORDS: Higher education, learning, text messaging.

* Este artículo forma parte de la investigación "Uso de mensajes de texto en el aula: posibles efectos de la multitarea en el desempeño académico de estudiantes universitarios" realizada en la Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras (UPR-RP). Esta investigación es sufragada a través del Fondo Institucional para la Investigación (FIPI). Agradecemos la colaboración de la Dra. Carmen Rivera y sus asistentes de investigación, por su asesoría en el análisis estadístico, al Prof. Luis García Nieves, por su colaboración en el proceso de traducción, a la Dra. Juana Rodríguez por su asesoría en la creación de instrumentos, a Carmen Morales, encargada del Laboratorio de Psicología, de Camille Wagner, asistente sub graduada y al grupo de voluntarios que colaboró en el reclutamiento de la muestra.

1. Catedrática del Departamento de Psicología en la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Puerto Rico

2. Estudiante doctoral de psicología clínica y asistente de la investigación en la Universidad de Puerto Rico Recinto de Río Piedras.

INTRODUCCIÓN

El surgimiento, desarrollo y uso de nuevas tecnologías de la información y comunicación (TIC) transformó la cotidianidad de la gran mayoría de personas que a diario tienen acceso a éstas desde diversas partes del mundo. La computadora, la telefonía móvil y otras tecnologías dotaron la comunicación de medios para transmitir y recibir información de una infinidad de maneras y formas insospechadamente rápidas, impensables hace tres décadas atrás. Estos dispositivos se han convertido en herramientas útiles e indispensables para un porcentaje cada vez mayor de la población mundial. En el caso de las generaciones más jóvenes, su uso en el salón de clases se ha vuelto una práctica común cuyos efectos son explorados en investigaciones sobre esta temática (Junco, 2012; Rosen, Lim, Carrier & Cheever, 2011; Tindell & Bohlander, 2012; Wei, Wang, & Klausner, 2012).

A raíz de su marcada presencia en el diario vivir, el interés por el estudio del impacto de las TICs en las relaciones sociales ha crecido vertiginosamente. En el caso de las telecomunicaciones, a partir de la segunda mitad del siglo XX, la llegada de los celulares marcó un cambio radical en este proceso de constante renovación. Según Goggin (2006) la movilidad la flexibilidad y la personalización de estos equipos facilitó el uso cada vez mayor para actividades que van desde mantenerse en contacto con otra persona, bajar música, vídeos o fotos, resolver los problemas de un negocio hasta formar parte de la identidad que asume y construye quien lo adquiere.

Según los informes de la Unión Internacional de Telecomunicaciones (2014), se estima que un 95.5% de la población mundial cuenta con un celular, con cerca de 7 billones de suscriptores a lo largo de diferentes compañías. Un 40 % de estos accede al internet a través de su dispositivo móvil. En el caso de Estados Unidos, se estima que 90 de cada 100 personas

cuentan con un celular (Pew Internet Project's, 2014). El grupo de edad con mayor tenencia y uso fueron adultos jóvenes entre las edades de 18 a 29 años (Pew Internet Project's, 2014). Según el informe de Duggan (2013) un 81% de los estadounidenses que indicaron tener un celular reportaron la mensajería de texto como la actividad principal que llevan a cabo. Por otro lado, la CTIA Wireless Association (2013), reportó que para el 2012 se enviaron 153.3 billones de mensajes mensualmente en Estados Unidos. Smith (2011, septiembre) sostiene que los jóvenes adultos envían un promedio de 88 mensajes diarios, siendo esta la forma de mayor comunicación con sus amigos. Estas nuevas generaciones que utilizan de forma consuetudinaria los celulares para comunicarse, bajar información, obtener datos relacionados a sus estudios, entre otros, aumentan cada día más y se le suele llamar la generación net.

En el caso de Puerto Rico, según datos de la Junta Reglamentadora de Telecomunicaciones (2014), 85.1 de cada 100 personas tienen un celular. Dichos datos indican que existen 3,091,327 unidades de telefonía inalámbrica en la isla, 157,339 más que hace cinco años y cifra superior a otros países de América Latina. Esta información sobre el uso de celulares en Puerto Rico coincide con la encuesta realizada por Estudios Técnicos Inc. (2014), donde reportan que un 85.5% en la isla es dueño de un teléfono celular. De este porcentaje, un 61.1% es un "Smartphone". Un 75% del acceso al internet en la isla se obtiene a través de este dispositivo. Esta transformación es cónsona con el incremento en servicios inalámbricos ("wireless") y la baja en teléfonos de línea ("landlines"). Este patrón es análogo en Estados Unidos (Junta Reglamentadora de Telecomunicaciones, 2014).

Por otro lado, la práctica de tener celulares en las aulas ha aumentado en proporción a la cantidad de personas que tiene acceso a estos. Tindell & Bohlander,

(2012) hicieron una encuesta con estudiantes universitarios y encontraron que el 96% de los estudiantes llevan sus celulares al salón de clases diariamente, 92% utiliza el celular para enviar mensajes de texto mientras toman clases y 10% admite que ha textado durante un examen en al menos una ocasión. En el caso de Puerto Rico, no se encontraron encuestas sobre la tenencia y el uso de celulares en el salón de clase ni investigaciones que trabajen esta temática.

Los resultados sobre investigaciones que indagaron los efectos del uso de mensajes de texto en los salones de clase suelen ser diversos, fomentando debates y controversias. Como consecuencia, la literatura revisada no es concluyente en cuanto a los efectos que pueda tener esta práctica sobre el aprendizaje. Existe un sector de investigaciones en Estados Unidos que exploran su potencial uso como herramienta para facilitar el aprendizaje (Tindell & Bohlander, 2012 citan a Cheung, 2008; Pascopella, 2009; Schachter, 2009; Scomavacca, Huff & Marschall, 2009; Shung, 2008; Thomas & Orthober, 2011). Ferriter (2010), profesor de escuela primaria en Estados Unidos, bloguero y co autor del libro *Teaching the iGeneration: Five Eassy Ways to Introduce Essential Skills with Web 2.0 Tools*, propone la incorporación de los celulares en el aula de forma efectiva y positiva.

No obstante, al considerar la mensajería de texto como una actividad que se lleva simultáneamente al proceso educativo, existen autores que señalan un efecto adverso en el aprendizaje y en el desempeño académico. Wei, Wang & Klausner (2012) encontraron que los estudiantes que utilizan mensajes de texto en aula tienen un pobre desempeño académico cuando se comparan con aquellos que no lo utilizan. Resultados análogos encontraron Wood, Zivcakova, Gentile, Archer, Pasquale & Nosko (2012) con el uso de internet, mensajes de texto,

msn y Facebook en el aula. Por su parte, Junco (2012) señala que el uso de tecnologías en el salón de clase para actividades como la mensajería de texto interrumpe el nivel de involucramiento en el aprendizaje. Con él coinciden otros autores como Fried (2008) y Rosen, Lim, Carrier & Cheever (2011).

Esta simultaneidad de tareas a la que se hace referencia previamente se conoce en la literatura como *multitasking* o multitarea. Rosen et al. (2011) llevaron a cabo una investigación donde examinaron el impacto de la utilización de mensajes de texto en el aula. Los investigadores partieron de la Teoría Unificada de la Multitarea Continua (Unified Theory of the Multitasking Continuum) desarrollada por Salvucci, Taatgen y Borst (2009). Esta teoría fue acogida para propósitos de esta investigación. Desde este marco teórico, cuando dos actividades requieran la activación de módulos de procesamiento al mismo tiempo para llevar a cabo tareas particulares, una de ellas tendrá una demora temporal para llevarse a cabo y/o para retomarla. Esta demora temporal en el caso de la mensajería de texto y tareas de clase como prestar atención o realizar anotaciones, podría tener un impacto negativo debido a las constantes interrupciones. Sin embargo, al estudiar esta práctica la mayoría de los artículos revisados no hacen distinción entre las tareas de envío y recibo. En términos metodológicos, no existen instrumentos validados que exploren estas prácticas. Los resultados del siguiente proyecto¹ son un primer paso necesario para luego profundizar sobre las prácticas de su uso en el salón de clases. Con este propósito se creó el CEUMS.

1. Para efectos de esta investigación se emplea la Teoría unificada del continuo multitarea (Unified Theory of Multitasking Continuum) desarrollada por Salvucci, Taatgen & Borst (2009). La teoría plantea la necesidad de conocer cómo se produce la multitarea incorporando el tiempo de transición de una tarea a otra. Salvucci, Taatgen & Borst (2009) clasifican la multitarea entre la concurrente, donde las tareas se llevan a cabo simultáneamente y la secuencial, en la que puede transcurrir un tiempo más largo de tiempo entre tareas.

Sobre el involucramiento en el aprendizaje

El constructo de involucramiento del estudiante en el aprendizaje (IA) ha sido ampliamente discutido en la literatura sobre el aprendizaje activo y modelos constructivistas del aprendizaje que lo exaltan como un predictor del desempeño o rendimiento académico (Hung, Horn, Chun & Wing, 2006; Smith, Sheppard, Johnson & Johnson, 2013; Handelsman, Briggs, Sullivan, & Towler, 2005). Sin embargo, las definiciones han resultado variadas y con enfoques diferentes, ya que pueden referirse al involucramiento con la institución, con una tarea en particular, al nivel escolar de estudiante, entre otros. La teoría de Astin (1984/1999) sobre el involucramiento del estudiante lo define como "the amount of physical and psychological energy that the students devote to the academic experience" (p. 528). Durante el 2004, el Center of Postsecondary Research realizó una encuesta nacional para evaluar este constructo, que al igual que la teoría de Astin, se operacionalizaba en términos generales a partir de la experiencia universitaria a nivel sub graduado.

Handelsman et al. (2005) llevaron esta teoría a un nivel micro, siendo esto lo que ocurre en y alrededor de un curso universitario. Definen el constructo como uno multidimensional, que incluye conductas, motivaciones, niveles cognitivos y afectivos. A partir de ello, diseñaron el *Student Course Engagement Questionnaire* (SCEQ), un cuestionario validado que, debido a la inclusión de reactivos no relacionados a la duración de una clase, no fue utilizado para propósitos del CEUM.

Tras constatar la necesidad de crear instrumentos validados que generen información sobre esta práctica en el salón de clases, se procedió a trazar los parámetros para construir y validar un instrumento que indague sobre la experiencia de la mensajería de texto durante una clase de una hora y veinte (1:20) minutos. Los objetivos principales del

instrumento fueron explorar las actividades de envío, recibo y lectura de mensajes de texto y la percepción del involucramiento en el aprendizaje. Además, otro aspecto que se incluyó fue el de conocer la opinión de los estudiantes sobre esta práctica. A partir de lo anterior el objetivo principal de este artículo es presentar evidencia sobre el proceso de creación y validación del CEUM de forma tal que pueda ser una referencia para futuros trabajos en esta temática.

MÉTODO

Participantes

Del total de 613 estudiantes sub graduados del Departamento de Psicología de la Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras, 238 formaron parte de la muestra de la versión final del CEUM. La misma fue reclutada por disponibilidad. Un 21% se identificó con el género masculino (n=50); un 76.9% con el género femenino (n=183) y cinco personas se abstuvieron de responder. En promedio, son jóvenes de 22 años, matriculados en cinco clases y mantienen un promedio general de 3.50. Debido a que se trata de una investigación que trabaja directamente con personas, esta investigación fue revisada y aprobada por el Comité Institucional para la protección de los Seres Humanos en la Investigación (CIPSHI) de la Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras.

Operacionalización de los constructos

La literatura revisada suele definir el uso de mensajería de texto (UMT) como parte del uso de la tecnología y no como una actividad en sí misma. De manera inicial, se tomó en consideración el instrumento creado por Tindell & Bohlander (2012) sobre el uso del celular en clase. No obstante, dicho cuestionario no había sido validado. Se tradujeron y se adaptaron reactivos que fueron enviados a un experto en traducción, encargado de retro-traducir los reactivos e identificar aquellos que guardaban sentido con la premisa inicial y aquellos que habían

pasado a ser reactivos nuevos. Nueve reactivos fueron identificados como adaptaciones y otros once como reactivos nuevos. Sin embargo, luego de los múltiples cambios realizados al CEUM en el proceso de validación, este no contiene los nueve reactivos identificados como adaptados pues no iban acorde con las definiciones operacionales de las escalas desarrolladas.

A partir de lo anterior se procedió a generar una definición del constructo de UMT entendido como la actividad de comunicarse a través del celular por medio de imágenes o texto en el salón de clases. A partir de la revisión teórica de Salvucci et al. (2011) sobre la multitarea, así como también de las recomendaciones del panel de jueces, se entendió que era necesario contemplar la complejidad del envío y recibo de mensajes de texto. Es por ello que para la creación de los reactivos se consideraron dimensiones como el envío, la lectura del mensaje, la notificación del recibo y el lapso de tiempo entre el envío y recibo. Para propósitos de esta investigación el constructo de percepción del involucramiento en el aprendizaje (PIA), se delimitó al transcurso de una clase. Basado en la literatura, se procedió a identificar reactivos que operacionalizaran formas en las que el estudiante puede percibir su IA durante una clase de hora y 20 minutos (Tindell & Bohlander, 2012; Rosen et al., 2011; Handelsman et al., 2005).

Creación del instrumento

El desarrollo de los reactivos que componen el CEUM se realizó tomando en consideración entrevistas informales a estudiantes donde se les preguntaba acerca de su experiencia enviando y recibiendo mensajes de texto durante sus clases, la literatura revisada y las recomendaciones del panel de jueces al que fue sometido el instrumento en sus múltiples versiones. Como sostienen Escobar-Pérez & Cuervo Martínez (2008, p. 29) el juicio de expertos “se define como una opinión informada de

personas con trayectoria en el tema, que son reconocidas por otros como expertos cualificados en éste, y que pueden dar información, evidencia, juicios y valoraciones”.

De manera inicial se crearon 50 reactivos. Para asegurar la validez de contenido, cuatro expertos en las áreas de estadística y creación de instrumentos de temas afines se encargaron de revisar el instrumento y de hacer las recomendaciones correspondientes a partir de considerar los objetivos y las áreas que se quería examinar. Cuatro dimensiones fueron consideradas en el desarrollo de la escala que, en su versión piloto y -posterior a la revisión entre jueces- incluyó 23 reactivos sobre uso general de la mensajería de texto; percepción del involucramiento en el aprendizaje ante el envío, percepción del involucramiento en el aprendizaje ante el recibo y opinión sobre la mensajería de texto. Es necesario destacar que en un inicio se pensó realizar una sola escala de UMT con múltiples dimensiones entre las que se incluía la PIA como parte de estas. Esto se sostuvo hasta la última versión del instrumento, cuando se decidió separar las escalas para aumentar el nivel de confiabilidad. Al llevar a cabo el piloto de la primera versión en el que participó una muestra de 30 estudiantes, la confiabilidad preliminar del instrumento que incluía la escala de 23 reactivos resultó ser baja ($\alpha = .550$), razón por la cual se realizaron correcciones en el instrumento y se envió nuevamente al panel de jueces.

Las recomendaciones principales de los jueces estuvieron dirigidas a la creación de una escala de respuesta uniforme, no planteada durante el inicio de la conceptualización. Esta escala de respuesta fue Likert de 5 puntos con respuestas de Nunca, Casi nunca, A veces, Casi siempre y Siempre. En este segundo proceso de desarrollo del instrumento, este contó con 35 reactivos, 26 de los cuales formaron parte de una escala de cuatro dimensiones en las que se sustituyó la dimensión de opinión por

tiempo de uso. Esto, con el interés de integrar el elemento tiempo señalado en estudios más recientes sobre la multitarea que señalan la frecuencia como elemento central que tiene un impacto en el aprendizaje. En las restantes tres dimensiones (uso general de la mensajería de texto; percepción del involucramiento en el aprendizaje ante el envío y percepción del involucramiento en el aprendizaje ante el recibo) se realizaron adaptaciones en los reactivos, como resultado de las recomendaciones del panel de jueces. Al realizar el estudio piloto II para esta versión del instrumento con una muestra de 100 estudiantes, se obtuvo una confiabilidad aceptable de la totalidad del instrumento ($\alpha = .779$). Sin embargo, la correlación entre los reactivos fue baja (menor de .30).

A partir de una reflexión sobre el propósito del cuestionario, se procedió a dividir la escala en dos, midiendo dos constructos de definición diferente: el UMT y la PIA. Esta modificación resultó del examen de dichos índices de correlación entre los reactivos. Tales modificaciones fueron enviadas nuevamente a la revisión final de los jueces, para asegurar la validez de contenido del instrumento.

La tercera, y presente versión del instrumento, contó con un total de 34 reactivos, 24 formaron parte las escalas de UMT y PIA. La escala UMT se conceptualizó con tres dimensiones: envío (6 reactivos), recibo/lectura (5 reactivos) y tiempo (4 reactivos), para un total de 15 reactivos. Estas escalas continuaron siendo Likert de 5 puntos con respuestas de Nunca, Casi nunca, A veces, Casi siempre y Siempre. La escala de PIA estuvo compuesta por nueve reactivos medidos con la misma escala. Los reactivos que no formaron parte de la escala incluyen siete preguntas sobre cantidad de mensajes de texto y otras actividades realizadas simultáneamente y tres reactivos sobre la opinión de los estudiantes en relación a esta práctica.

En esta tercera fase se realizó un piloto que fue administrado a una muestra de 30 estudiantes. A partir del análisis preliminar de la confiabilidad del instrumento, se obtuvo un coeficiente de alpha de Cronbach de .835 en la escala de UMT lo que indica ser buena de acuerdo a lo establecido por George & Mallery (2003). En la PIA el alfa fue de .79, lo que se considera aceptable de acuerdo a la literatura.

Una vez realizado este análisis inicial se procedió a reclutar el resto de la muestra para un total de 238 estudiantes. Los datos obtenidos fueron analizados utilizando el programa SPSS. Con el total de la muestra, se repitió el análisis del coeficiente de alpha de Cronbach para evaluar la confiabilidad del instrumento, mientras que se llevó a cabo una validez de constructo realizando análisis factorial exploratorio de eje principal con una rotación oblicua (direct oblimin). La validez de contenido fue establecida a partir de la revisión entre jueces y la revisión de literatura, según lo antes expuesto.

Estrategia de análisis

Como se ha mencionado, para llevar a cabo la validez de constructo se realizó un análisis factorial exploratorio de principal axis factors (EFA-PAF, por sus siglas en inglés) con rotación oblicua (direct oblimin) para ambas escalas. De acuerdo a lo establecido por la literatura revisada, este tipo de análisis es preferido en variables con distribución normal pues provee mayor información estadística sobre cargas factoriales y correlaciones entre factores (Brown, 2006; Costello & Osborne, 2005). Por otro lado, se llevó a cabo un modelo de rotación oblicua tomando en consideración la posibilidad que exista una correlación entre los factores (Preacher, & MacCallum, 2003). Para ambas escalas, se tomó en consideración el contenido del reactivo y una carga factorial igual o mayor de .40 como criterio para permanecer en el factor asignado. Esto incluye cargas factoriales que al redondearlas al primer lugar decimal el total

sea de .36 (Stevens, 2002). A continuación se presentan los resultados obtenidos en cada una de las escalas.

RESULTADOS

En términos generales, los estudiantes informaron utilizar el celular para el envío y recibo de mensajes de texto en al menos cuatro de las cinco clases en las que se encuentran matriculados. Un 56% de estos envía solo contenido escrito mientras que el restante (44%) envía y recibe tanto texto como imágenes. En promedio, un estudiante envía nueve mensajes y recibe diez durante una clase de hora y veinte minutos. A su vez, interactúa con un promedio de dos personas simultáneamente. Esto, evidencia la frecuencia con la que se lleva a cabo esta actividad en el salón de clases.

Sobre los resultados de las escalas con la muestra, se observa que no existe una relación estadísticamente significativa entre las escalas PIA y UMT ($r = -.04$ $p > .05$). Un informe más detallado de los resultados de los reactivos y sus relaciones puede encontrarse en Vale-Nieves, Rivera-Maldonado & Wagner (en prensa). Para propósitos de este artículo, delimitaremos la discusión de los resultados al desarrollo del instrumento.

Confiabilidad pre-análisis factorial

Previo al análisis factorial, se realizó un análisis de confiabilidad de las escalas. Los resultados de la escala de UMT arrojan un coeficiente alpha de Cronbach de .88 al eliminar cuatro reactivos cuyo coeficiente de correlación reactivo-total fue menor de .30 (Field, 2009). Sobre el contenido de los reactivos eliminados, tres de ellos aludían al envío (preguntas 10 y 11) y recibo (pregunta 12) de contenido de la clase en el mismo salón, razón por la que pudo haber obtenido un índice de correlación bajo, con respecto a otros reactivos. El cuarto reactivo eliminado (número 20) aludía al tiempo de lectura de los mensajes recibidos. El coeficiente de alpha de Cronbach obtenido es bueno,

según lo establecido por George & Mallery (2003) lo que nos dice que de manera inicial el instrumento mide de manera consistente lo que se propone medir.

Por otro lado, la sub escala de percepción de dificultades en el aprendizaje obtuvo un coeficiente de alpha de Cronbach de .75 al eliminar cuatro reactivos cuya correlación reactivo-total fue menor de .3. De este corte resultaron cinco reactivos pertenecientes finalmente a la escala. De esta forma, y luego del análisis correspondiente, las escalas quedaron con un total de 11 y cinco reactivos respectivamente. Con esta cantidad de reactivos se procedió a realizar el análisis para constatar la validez de constructo de ambas escalas.

Validez de constructo y confiabilidad de las escalas

Escala UMT

El EFA se realizó con un total de 11 reactivos. La medida Kaiser, Meyer y Olkin (KMO) obtenida -que da cuenta de la adecuación de la muestra- fue de .855 (muy buena, de acuerdo a Field, 2009). En la prueba de esfericidad de Barlett se obtuvo, $X^2 = 1266.299$, $p < .001$ lo que indica que las correlaciones entre reactivos permiten realizar el EFA-ML. Un análisis inicial de los *eigenvalues* refleja tres componentes mayores a 1, de acuerdo al criterio de Kaiser, y que en combinación explican un 68.9% de la varianza total. Al observar la gráfica del *scree plot*, se observa un punto de inflexión en el tercer factor, por lo que se mantuvieron los tres para el análisis.

Al observar la distribución de la saturación en los diferentes componentes se observa que los componentes se agrupan de manera diferente a la pre-establecida. La Tabla 1 muestra las cargas factoriales luego de la rotación, donde los reactivos se agrupan en tres factores: lectura y respuesta (LR), manejo de información no relacionada a la clase (INC) y otras actividades de uso

(OAU). Se omitieron las cargas menores de .1. Todos los reactivos inician con la siguiente frase: "En una clase de una hora y veinte minutos, cuán seguido usted usa la mensajería de texto para..." El factor de tiempo quedó distribuido entre el primer y el tercer factor. Por otro lado, del factor de

envío se habían eliminado dos reactivos como parte del análisis de confiabilidad del instrumento, y los restantes cuatro quedaron distribuidos en el manejo de información no relacionado a la clase. El factor de lectura/recibo se sostuvo añadiéndose en él la respuesta del mensaje recibido.

TABLA 1.
Resumen de los resultados del EFA-ML para la escala UMT (N=238)

Reactivo	Matriz de patrones		
	LR	OAU	INC
responder los mensajes de texto que le envían tan pronto los recibe.	.883		
leer los mensajes de texto que le envían tan pronto los recibe.	.837		
leer los mensajes que le envían.	.753	.136	
responder a los mensajes que recibe.	.706		-.139
enviar contenido multimedia (videos, fotos, enlaces de internet)		-.840	
ver contenido multimedia (videos, fotos, enlaces de internet) que recibe por mensaje de texto.		-.808	
llevar diferentes conversaciones por mensaje de texto simultáneamente.	.244	-.389	-.318
enviar contenido que no está relacionado a la clase.			.947
leer contenido que no está relacionado a la clase.		-.137	.650
iniciar una conversación con alguien que no está en el salón de clase.	.159	-.129	.454
responder a los mensajes que recibe en un lapso de 5 a 10 minutos luego de haberlos recibido	.212	.213	
Eigenvalues	5.099	1.30	1.19
% de la varianza	46.36	11.82	10.82
alpha de Cronbach	.88	.75	.77

Nota: Cargas factoriales mayores de .36 aparecen en negrillas.

Debido a que el último reactivo presentado en la tabla no tiene una carga factorial mayor de .36 (de acuerdo a Stevens, 2002), se procedió a eliminarlo. Por otro lado, se observan cargas similares en los dos factores en los que aporta. Por lo tanto, los tres componentes dentro de la sub-escala de uso tendrían un total de cuatro, cuatro y tres reactivos. Un nuevo EFA-ML sin este reactivo obtuvo un adecuación muestral KMO de .858, lo que sugiere una adecuación muy buena muestra (Field, 2009), y en la prueba de esfericidad de Barlett se desprende una puntuación de 1229.19, $p < .001$, lo que indica que las correlaciones entre reactivos permiten realizar el EFA-PAF.

Al observar nuevamente los *eigenvalues* se reflejan tres componentes mayores a 1, de acuerdo al criterio de Kaiser, y que en combinación explican un 74% de la varianza. Al observar la gráfica del *scree plot*, se observa un punto de inflexión en el tercer factor, por lo que se mantuvieron los tres para el análisis. En cuanto a la agrupación de los reactivos en los tres factores identificados, estos se mantuvieron en el mismo lugar. Sin embargo, como se observa en la tabla 2, el nivel de saturación aumentó en la matriz de patrones. Los valores menores a .10 no fueron incluidos en la tabla.

TABLA 2.
Resumen de los resultados del EFA-PAF para la escala UMT (N=238)

Reactivo	Matriz de patrones		
	LR	OAU	INC
responder los mensajes de texto que le envían tan pronto los recibe.	.890		
leer los mensajes de texto que le envían tan pronto los recibe.	.863		
leer los mensajes que le envían.	.763		.152
responder a los mensajes que recibe.	.715		
enviar contenido multimedia (videos, fotos, enlaces de internet)		-.875	
ver contenido multimedia (videos, fotos, enlaces de internet) que recibe por mensaje de texto.		-.861	
llevar diferentes conversaciones por mensaje de texto simultáneamente.	.227	-.380	-.301
enviar contenido que no está relacionado a la clase.			.934
leer contenido que no está relacionado a la clase.			.698
iniciar una conversación con alguien que no está en el salón de clase.	.171		.448
Eigenvalues	5.013	1.30	1.091
% de la varianza	50.125	12.970	10.909
alpha de Cronbach	.88	.75	.77

Nota: Cargas factoriales mayores de .36 aparecen en negrillas.

Sobre la confiabilidad de los factores, la tabla 2 muestra que para el factor LR se obtuvo un alpha de Cronbach de .88; para el factor OAU un $\alpha=.75$; y para el factor INC un $\alpha=.77$. Estos son índices de confiabilidad buenos para el primer factor y aceptables para los

restantes dos (George & Mallery, 2003). Al revisar la confiabilidad de la escala UMT en su totalidad, habiendo eliminado uno de sus reactivos, se observa un $\alpha= .88$. La tabla 3 resume los resultados obtenidos y el análisis de los reactivos en relación a la escala total.

TABLA 3.
Análisis de confiabilidad de la escala UMT

Estadísticas de la escala	N 10	Promedio 21.58	Varianza 53.752	DS 7.332	
Estadística de los reactivos	Promedio de la escala reactivo eliminado	Varianza de escala reactivo eliminado	Correlación ítem-total corregida	Correlación cuadrados múltiples	Alpha si reactivo es eliminado
leer los mensajes que le envían.	18.75	44.740	.680	.614	.871
responder a los mensajes que recibe.	19.05	46.115	.639	.527	.874
iniciar una conversación con alguien que no está en el salón de clase.	19.57	44.168	.559	.367	.879
enviar contenido que no está relacionado a la clase.	19.13	44.662	.554	.498	.879
leer contenido que no está relacionado a la clase.	19.16	44.694	.558	.476	.878
llevar diferentes conversaciones por mensaje de texto simultáneamente.	19.57	42.099	.706	.546	.867
enviar contenido multimedia (videos, fotos, enlaces de internet)	20.25	43.331	.631	.619	.873
ver contenido multimedia (videos, fotos, enlaces de internet) que recibe por mensaje de texto.	20.10	43.955	.575	.586	.878
leer los mensajes de texto que le envían tan pronto los recibe.	19.17	43.425	.668	.666	.871
responder los mensajes de texto que le envían tan pronto los recibe.	19.44	43.746	.654	.651	.872
Coefficiente de confiabilidad		Alpha .885		Alpha ítems estandarizados .888	

Escala PIA

En cuanto a la escala PIA, el análisis se llevó a cabo tomando en consideración cinco reactivos. La medida de adecuación muestral resultó ser de .717 (buena, de acuerdo a Field, 2009). En la prueba de esfericidad de Barlett, la escala obtuvo una $\chi^2 = 363.49$, $p < .001$, lo que indica que las correlaciones entre reactivos permiten realizar el EFA-ML. A partir de estos resultados, se realizó la extracción de los componentes, cuyos *eigenvalues* reflejan dos factores mayores de 1, que en combinación explican un 75% de la varianza. Sin embargo, cuando se observa el *scree plot*, se observa un punto de inflexión en el segundo factor, aunque con cierta ambigüedad, lo cual lleva a cuestionar los *eigenvalues* obtenidos. En la tabla 4 se pueden observar la agrupación de los reactivos para cada factor: tres reactivos

pertenecen al factor de discusión de clase (DC) y los restantes dos reactivos pertenecen al factor de participación en clase (PC). Todos los reactivos de esta escala inician de la siguiente forma: "En una clase de una hora y veinte minutos cuán seguido usted..." Se omitieron todas las cargas menores a .36. En vista de los resultados obtenidos para los factores DC y PC, y las desventajas que impone mantener un factor con menos de tres reactivos, se procedió a repetir el análisis de factores forzando la solución a un solo factor de cinco reactivos. De este análisis (datos no mostrados) se obtuvo que las cargas factoriales para los reactivos fluctuaron entre .536 y .729 lo cual apoya el que dicha escala sea utilizada como un constructo unidimensional y no bidimensional.

TABLA 4.
Resumen de los resultados del EFA-ML para la escala PIA (N=238)

Reactivo	Matriz de patrones	
	DC	PC
Se concentra en la discusión	.861	
Presta atención al profesor/a	.783	
Entiende la discusión	.480	.360
Puede contestar una pregunta realizada directamente por el profesor/a		.856
Participa activamente		.633
Eigenvalues	2.607	1.126
% de la varianza	52.136	22.523
Alpha de Cronbach	.79	.69

Nota: Cargas factoriales mayores de .36 aparecen en negrillas.

El considerar el PIA, como un constructo unidimensional, es apoyado por los resultados obtenidos para evaluar la confiabilidad de los factores DC y PC así como para los cinco reactivos. Como se observa en la tabla 4, la confiabilidad de los factores DC y PC resultó ser buena y cuestionable (DC $\alpha = .79$; PC $\alpha = .69$), respectivamente. Al evaluar la confiabilidad de la escala en su totalidad, el PIA obtuvo un

coeficiente de confiabilidad de $\alpha = .75$. La tabla 5 resume los resultados obtenidos y el análisis de los reactivos en relación a la escala total en donde se puede apreciar que todos los reactivos obtuvieron coeficientes de correlación reactivo-total mayores al mínimo requerido de .30 y que el eliminar alguno de estos reactivos resultaría en disminuir el coeficiente de confiabilidad.

TABLA 5.
Análisis de confiabilidad escala PIA

Estadísticas de la escala	N 5	Promedio 14.27	Varianza 6.259	DS 2.502	
Estadística de los reactivos	Promedio de la escala reactivo eliminado	Varianza de escala reactivo eliminado	Correlación ítem-total corregida	Correlación cuadrados múltiples	Alpha si reactivo es eliminado
Presta atención al profesor/a	11.00	4.784	.461	.439	.725
Se concentra en la discusión	11.23	4.450	.559	.510	.693
Entiende la discusión	11.27	4.255	.627	.429	.670
Participa activamente	12.03	3.711	.479	.315	.737
Puede contestar una pregunta realizada directamente por el profesor/a	11.57	4.085	.523	.364	.702
Coefficiente de confiabilidad	Alpha .749		Alpha ítems estandarizados .767		

Luego de realizar el análisis correspondiente las escalas del CEUMS quedaron conformadas de la siguiente forma: la escala UMT incluye diez reactivos divididos en tres componentes: LM (4 reactivos), INC (3 reactivos) y OAU (3 reactivos). Esta cantidad de reactivos implica la eliminación de otros cinco, producto de los análisis realizados. La dimensión de PIA está conformada por cinco reactivos que se agrupan en dos componentes principales: dos reactivos relacionados a PC y tres relacionados DC. No obstante, como se discutió anteriormente, al momento se recomienda el uso de la escala como un constructo unidimensional y o bidimensional, debido a aumento en las cargas factoriales. En términos generales, y a partir de los resultados obtenidos y a la cantidad mínima de reactivos, las escalas UMT y PIA no deben considerarse como sub divisiones, sino como constructos unidimensionales en sí mismos.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIÓN

Aunque el interés principal del CEUMS era ser considerado como una medida inicialmente válida y confiable para aplicarse a la comunidad universitaria para explorar el uso de la mensajería de texto y su relación con la percepción de los estudiantes en el involucramiento de su aprendizaje, de los resultados se desprende la creación de dos constructos unidimensionales que bien

podrían ser dos escalas separadas. Esto se sustenta incluso al correlacionar ambas escalas, observando que no existe una relación significativa entre las mismas. Esto, ya que se obtuvieron índices de confiabilidad bueno y aceptable en ambas escalas. Además, a partir del procedimiento llevado a cabo para su creación, se puede afirmar que el CEUMS tiene validez de contenido en la medida en que los reactivos que finalmente fueron incluidos respondieron a una rigurosa revisión de la literatura correspondiente y al examen de un panel de juicio de expertos. Los resultados de la administración de estas escalas en la muestra de estudiantes universitarios puertorriqueños podrá accederse en Vale-Nieves, Rivera-Maldonado & Wagner (en prensa). Es necesario destacar que es una medida inicial que requiere añadir reactivos en la escala UMT para aumentar la variabilidad de la misma. Lo mismo ocurre en el caso de PIA. Al añadir reactivos a esta última, bien pudiera considerarse nuevamente la descripción de un segundo factor, convirtiendo la misma en una escala de un constructo bidimensional.

Este instrumento constituye una aportación inicial para indagar sobre el uso de la mensajería de texto en el salón de clases en Puerto Rico. Como se planteara al comienzo, en Puerto Rico no hay datos sobre esta práctica en general, ni

específicamente sobre su uso en el salón de clases. Esto es así aun cuando hay un incremento vertiginoso en la tenencia de celulares por parte de jóvenes universitarios. Como evidencian los resultados de la administración del CEUMS (Vale-Nieves et al., en prensa), la mayoría de los estudiantes encuestados reportó enviar y recibir mensajes de texto mientras se encuentran tomando clases. Más aún, los estudiantes reportaron utilizar más de un dispositivo tecnológico en el salón de clases (el celular más la laptop y/o la tableta). Informaron además que realizan al menos entre cuatro a seis actividades simultáneamente. De estos resultados discutidos ampliamente en Vale-Nieves et al., se desprende la necesidad de realizar investigaciones que contemplen la diversidad de estas prácticas y sus posibles consecuencias en diversos contextos, particularmente el académico.

Además, a partir del análisis de la validez de constructo de las escalas incluidas en el CEUMS se desprenden una serie de recomendaciones para su uso futuro. A partir del EFA-ML de ambas escalas, se observa que la cantidad de reactivos por factor varía entre dos, tres y cuatro. La literatura sugiere que tres es la cantidad mínima requerida para análisis exploratorios (Brown, 2006; Kline, 2011). Sobre factores con dos reactivos, como es el caso de PC en la escala PIA, la literatura sugiere que pudiera ser problemático al intentar confirmar la estructura factorial. De igual forma, al aumentar la muestra los resultados no necesariamente serán consistentes.

Para atender estas limitaciones se debe aumentar la cantidad de reactivos en ambas escalas previo a administrar el cuestionario de forma tal que se puedan consolidar las estructuras factoriales en caso de realizar futuros análisis factoriales, tanto exploratorias como confirmatorias. Además, se deben llevar a cabo los análisis discutidos con una muestra mayor.

Un análisis futuro de la escala PIA, debería considerar el instrumento validado por Schreiner & Louis (2006, noviembre) *Engaged Learning Index* como medida de validez externa. En esta ocasión no pudo ser utilizada debido a que fue accesado luego del reclutamiento de la muestra.

En relación a la propuesta de Salvucci et al. (2009) sobre la multitarea, podría argumentarse que la escala UMT (el uso de la mensajería de texto en clase) unida a la diversidad de otras prácticas que se dan en clase y que fueron reportadas por los estudiantes, pudieran tener un impacto en el proceso de aprendizaje en la medida que el sinnúmero de tareas implicadas para cada una de estas actividades requiere la activación de módulos de procesamiento cognitivos simultáneos. No obstante, a partir de la correlación de ambas escalas (Vale-Nieves, et al., en prensa), se encontró que no existe una relación estadísticamente significativa entre el uso de la mensajería de texto y la percepción del involucramiento en el aprendizaje de estos estudiantes. Esto último, pudiera entrar en contradicción con la propuesta de Salvucci et al. (2009). Como establece la teoría, dos tareas no pueden coincidir en el mismo módulo, por lo que una actividad se verá interrumpida. Sin embargo, Salvucci et al. (2009) advierten a su vez que la adecuación y la práctica recurrente de una actividad puede disminuir el impacto negativo de la misma. Se podría argumentar que la adecuación y frecuencia de esta práctica reportada por los estudiantes contribuye a disminuir la percepción del impacto que esta puede tener en su aprendizaje.

Para ejemplificar lo anterior de manera empírica, se llevó a cabo una segunda fase de la investigación en la que se realizó una situación cuasi experimental donde un grupo de estudiantes enviaron y recibieron diversas cantidades de mensajes de texto durante una clase grabada. De los resultados de esta fase se desprende que en el caso de la mensajería de texto, la frecuencia de

mensajes de texto que se envían y reciben no tiene un impacto directo en el desempeño académico de estudiantes universitarios como indica la correlación de ambas escalas. Sin embargo, se encontró que el momento en que se da la interrupción resulta importante en el desempeño, pues al evaluar el material de la clase con una prueba corta, los estudiantes no solían contestar de manera correcta aquellos reactivos cuyo material era presentado al momento de recibir el mensaje de texto. Una discusión más amplia de esta fase se discutirá en Vale-Nieves, Rivera-Maldonado & Jiménez (en proceso). A partir de esta discusión es necesario incluir el momento de interrupción como medida a considerar al evaluar el impacto de prácticas de multitarea como la mensajería de texto en los procesos de aprendizaje.

En conclusión, de la investigación realizada se desprende contemplar el impacto del uso de la mensajería de texto en el aprendizaje desde la multiplicidad de tareas (multitasking) que se realizan a través del teléfono celular. Más aún, ante la habituación a estas prácticas, es imprescindible considerar el momento de la interrupción, así como también las prácticas de regulación que el estudiante realiza al decidir cuándo utilizar la mensajería de texto. Esto implica el aumento de reactivos en el caso de ambas escalas, así como también el desarrollo de ambas como dos cuestionarios por separado. En el caso del proyecto de investigación que recién culmina, se contempla la creación de un proyecto dirigido a evaluar la metacognición en su relación al uso del celular en el salón de clase.

REFERENCIAS

- Astin, A. (1984/1999). Student Involvement: A Developmental Theory for Higher Education. *Journal of College Student Development*, (40)5, 518-529. Recuperado de <http://kvccdocs.com/KVCC/2013-Spring/FY125-OLA/content/L-17/Student%20Involvement%20Article.pdf>
- Brown, T. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: The Guilford Press.
- Center of Postsecondary Research (2004). Student Engagement: Pathways to Collegiate Success. *2004 Annual Survey Results*. Recuperado de http://nsse.iub.edu/2004_annual_report/pdf/annual_report.pdf
- Costello, A., & Osborne, J. (2005). Best Practices in Exploratory Analysis: Four Recommendations for Getting the Most From Your Analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1-9. Recuperado de <http://pareonline.net/pdf/v10n7.pdf>
- CTIA Wireless Association (2013). *Annual Wireless Industry Survey*. Recuperado de <http://www.ctia.org/your-wireless-life/how-wireless-works/annual-wireless-industry-survey>
- Duggan, M. (2013, septiembre). Cell Phone Activities. *Pew Research Internet Project*. Recuperado de <http://www.pewinternet.org/2013/09/19/cell-phone-activities-2013/>
- Escobar-Pérez, J. & Cuervo-Martínez, A. (2008) Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación a su utilización. *Avance en Medición*, 6, 27-36. Recuperado de http://www.humanas.unal.edu.co/psicomotria/files/7113/8574/5708/Articulo_3_Juicio_de_expertos_27-36.pdf
- Estudios Técnicos, Inc. (2014). La internet en Puerto Rico. *Perspectivas*, 21(5). Recuperado de

- <http://www.estudiotecnicos.com/pdf/pectivas/2014/mayo2014.pdf>
- Fried, C. (2008). In-class laptop use and its effects on students learning. *Computers and Education*, 50 (2008), 906-914. Doi:10.1016/j.compedu.2006.09.006
- Ferriter, W. (2011). Cell Phones as Teaching Tools. *Interventions That Work*. 68 (2), 85-86. Recuperado de <http://www.ascd.org/publications/educational-leadership/oct10/vol68/num02/Cell-Phones-as-Teaching-Tools.aspx>
- Field, A., (2009). *Discovering Statistics Using SPSS* (3rd Edition). Sage Publications.
- Flora F.Wei, Wang K. Y. & Klausner, M. (2012). Rethinking College Students Self-Regulation and Sustained Attention: Does Text Messaging During Class Influence Cognitive Learning?. *Communication Education*. 61(3), 185-204. Doi: 10.1080/03634523.2012.672755
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference. 11.0 update* (4th ed). Boston: Allyn & Bacon.
- Goggin, G. (2006). *Cell Phone Culture: Mobile Technology in Everyday Life*. London; New York: Routledge.
- Handelsman, M., Brigs, W., Sullivan, N. & Towe, A. (2005). A measure of college student course engagement. *Review of Educational Research*, 74(1), 59-109. Recuperado de <http://www.stanford.edu/dept/SUSE/projects/ireport/articles/self-regulation/self-course%20engagement%20measure.pdf>
- Hung, D., Horn, C., Chun, H. & Wing, C. (2004). Engaged learning: making learning an authentic experience. *Source Teaching and Learning*, 25(1), 1-17. Recuperado de <http://repository.nie.edu.sg/jspui/bitstream/10497/326/1/TL-25-1-1.pdf>
- Junco, R. (2012). In-class multitasking and academic performance. *Computers in Human Behavior*, 28(6), 2236-2243. Doi: 10.1016/j.chb.2012.06.031
- Junta Reglamentadora de Telecomunicaciones (2014). Informe de Líneas Alámbricas e Inalámbricas. *Estadísticas*. Recuperado de <http://www.jrtrp.gobierno.pr/download/Abril%202014%20Publicacion.pdf>
- Kline, R. (2011). *Principles and Practices of Structural Equation Model* (3rd ed.). New York: The Guilford Press.
- Pew Research Internet Project (2014). Mobile Technology Fact Sheet. Recuperado de <http://www.pewinternet.org/fact-sheets/mobile-technology-fact-sheet/>
- Preacher, K., & MacCallum, R. (2003). Repairing Tom Swift's Electric Factor Analysis Machine. *Understanding Statistics*, 2(1), 13-43. Recuperado de http://www.quantpsy.org/pubs/preacher_maccallum_2003.pdf
- Rosen, L.D., Lim A. F., Carrier, L. M., & Cheever, N. A. (2011) An Empirical Examination of the Educational Impact of Text Message-Induced Task Switching in the Classroom: Educational Implications and Strategies to Enhance Learning. *Psicología Educativa*. 17(2), 163-177. Doi: 10.5093/ed2011v17n2a4
- Salvucci, D.D., Taatgen, N.A., & Borst, J.P. (2009). Toward a Unified Theory of the Multitasking Continuum: From Concurrent Performance to Task Switching, Interruption, and Resumption. In *Human Factors in Computing Systems: CHI 2009 Conference Proceedings* (pp. 1819-1828). New York: ACM Press.
- Schreiner, L., & Louis, M. (2006, November). *Measuring Engaged Learning in College Students: Beyond the Borders of NSSE*. Conferencia presentada en la reunión anual de la Association for the Study of Higher Education, Anaheim, CA.
- Smith, A. (2011, septiembre). How Americans Use Text Messaging. *Pew Research Internet Project*. Recuperado de

- <http://www.pewinternet.org/2011/09/19/methodology-51/>
- Smith, K., Sheppard, S., Johnson, D., & Johnson, R. (2013). Pedagogies of Engagement: Classroom-Based Practices. *Journal of Engineering Education*, 94(1), 87-101. Doi: 10.1002/j.2168-9830.2005.tb00831.x
- Stevens, J. (2002). *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences* (4th Edition). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Tindell, D. & Bohlander, R (2012). The Use and Abuse of Cell Phones and Text Messaging in the Classroom: A Survey of College Students, *College Teaching*, 60(1), 1-9. Doi 10.1080/87567555.2011.604802
- Unión Internacional de Telecomunicaciones (2012). *The World in 2014: Facts and Figures*. Recuperado de <http://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Documents/facts/ICTFactsFigures2014-e.pdf>
- Vale-Nieves, O., Rivera-Maldonado, M., & Wagner, C. (en prensa). SMS en el salón de clases: usos y prácticas de estudiantes universitarios. *TEXTOS: Revista Internacional de Aprendizaje y Cibersociedad*.
- Vale-Nieves, O., Rivera-Maldonado, M. & Jiménez, A. (2015). *SMS en el salón de clases: el reto de la multitarea*. Manuscrito en preparación.
- Wood, E., Zivcakova, L. Petrice Gentile, P., Archer, K., Pasquale, D. & Nosko, A. (2012). Examining the impact of off-task multi-tasking with technology on real-time classroom learning. *Computers & Education*. 58, 365-374. Doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.compedu.2011.08.02>