

El modelo TAM y la enseñanza superior. Una investigación del efecto moderador del sexo

por Manuel J. SÁNCHEZ FRANCO, Félix A. MARTÍN VELICIA
y Á. Francisco VILLAREJO RAMOS
Universidad de Sevilla

1. Introducción

Las tecnologías de la información y la comunicación (TIC) así como el aprendizaje basado en Internet han adquirido en los últimos años una importancia creciente en el campo de la educación superior, ofreciendo nuevas ventajas competitivas que confluyen en mejores resultados (Kekkonen-Moneta y Moneta, 2002). Con más centros de educación asumiendo los retos de la enseñanza a distancia por los profesores así como el uso de las TIC en el aprendizaje por los estudiantes en sus diferentes niveles educativos, debemos considerar las implicaciones del diseño e implantación de las mismas desde una perspectiva basada en las diferencias individuales (Acker y Oakley, 1993; Bryson y de Castell, 1999; Durndell y Lightbody, 1993; Gargallo *et al.*, 2006; Shashaani, 1993; Tejedor-Tejedor y García-Valcárcel, 2006; Whitley, 1997).

No obstante, si bien los diversos estudios publicados evidencian que las diferencias individuales, concretamente el

sexo, desempeñan un papel esencial en cómo son aceptadas y usadas las TIC, la importancia del sexo del usuario en el Modelo de Aceptación de la Tecnología (TAM; *Technology Acceptance Model*) —modelo ampliamente utilizado sobre el comportamiento del usuario en Internet— es un objetivo reciente de investigación; de hecho, cuando se presenta el modelo TAM a mediados de los años ochenta (Davis, 1986, 1989), no se mencionan las diferencias entre varones y mujeres, y es escasa también la aportación bibliográfica que analiza la influencia del sexo en la aceptación y uso de las TIC por el profesorado. Como Gefen y Straub (1997) denuncian en su trabajo, el sexo ha sido tradicionalmente *evitado* por la investigación centrada en la aceptación y uso de las TIC pese a que podría ayudar a explicar cómo los varones y las mujeres las aceptan y usan (Venkatesh y Morris, 2000). Por ejemplo, se afirma que cada sexo emplea la tecnología de modo diferente; por ejemplo, la investigación muestra que los varones usan Internet y,

concretamente, la Web para buscar información (Gefen y Straub, 1997); mientras que las mujeres hacen un mayor uso de la Web para comunicarse (Jackson *et al.*, 2001; Van Slambrouch, 2000; Wilson, 2000).

Diversos estudios señalan que las actitudes de los usuarios y sus conocimientos y habilidades en el uso de tecnologías computacionales (1) constituyen factores esenciales que inciden en su uso inicial y futuro (Koochang, 1989; Violato *et al.*, 1989; Yuen *et al.*, 1999) y, como también sugieren numerosos autores, (2) difieren en función del sexo del usuario (Comber *et al.*, 1997; Whitley, 1997). Concretamente, los usuarios varones suelen mostrar mayores conocimientos y habilidades percibidas en el uso de los ordenadores. Whitley (1997) comenta que los varones exhiben niveles de auto-eficacia superiores; las diferencias son además significativas en sus conocimientos y actitudes hacia los ordenadores, así como en sus habilidades operativas. En este sentido, la investigación ha mostrado que la tendencia seguida por los varones ha sido tradicionalmente más cercana a las TIC que la seguida por las mujeres, lo cual ayudaría a explicar los comentarios previos (Jackson *et al.*, 2001; Young, 2000).

Por tanto, el diagnóstico de la utilidad y la facilidad de uso percibida en la Web en función del sexo (es decir, creencias básicas del modelo TAM) debe constituir una primera etapa para la corrección de las desviaciones y el fomento adecuado del uso de la Web en la enseñanza universitaria en función de cada perfil. Más aún, no diagnosticar el efecto

moderador del sexo en la aceptación y uso de la Web preservaría las barreras dependientes del mismo e impediría la necesaria adaptación de los procesos de enseñanza y aprendizaje. El adecuado diseño de los entornos *online* permitirá pues dar respuesta a las motivaciones de cada sexo; es decir, dotar a las aplicaciones en Internet de los motivos *buscados* por ambos grupos de análisis (es decir, profesoras y profesores) que permita la reducción progresiva de la *brecha digital*. Con ello, a su vez, dinamizaremos y guiaremos el proceso de enseñanza y, concretamente, el aprendizaje de los estudiantes con el apoyo de las TIC.

En definitiva, pese al inicio de la investigación centrada en el sexo y las TIC a comienzos de los años ochenta, la escasa *densidad* de trabajos y la ausencia de resultados consensuados en la educación superior, concretamente en el área específica de la Web, argumentan este trabajo. Nuestro principal objetivo se resume en analizar teórica y empíricamente, por medio de un análisis de la literatura, las cuestiones relacionadas con el papel moderador del sexo en la aceptación y uso de la Web en la educación superior; concretamente, por los profesores de Organización de Empresas y Marketing de la Universidad española como primer paso para su aceptación y uso y dentro del marco conceptual establecido por el modelo TAM.

2. Modelo de Aceptación de la Tecnología (TAM)

El Modelo de Aceptación de la Tecnología (TAM) (véase Davis, 1989; Davis *et al.*, 1989) es un modelo de referencia vá-

lido para comprender la aceptación de las aplicaciones computerizadas así como la propia adopción y uso de Internet; específicamente, la Web. TAM se revela como un marco ideal en que sustentar las investigaciones que examinan el efecto de variables externas no incluidas previamente en su formulación original; no obstante, la bibliografía que emplea el modelo TAM para explicar y predecir el uso de la Web en los sistemas de aprendizaje electrónicos es aún escasa.

En línea con el razonamiento que subyace en los modelos basados en la Teoría de Acción Razonada (Fishbein y Ajzen, 1975), el modelo TAM plantea un efecto directo y positivo entre las actitudes hacia el uso, la intención de uso y el uso que el individuo hace de la Web, encontrando la investigación apoyo empírico para las relaciones descritas. A su vez, la utilidad percibida influye en el uso a través de la actitud y la intención de uso. La utilidad percibida se define como el grado en que una persona cree que el uso de un sistema particular (e.g., la Web) mejora el resultado de sus tareas o actividades. Por su parte, la facilidad de uso percibida es el grado en que una persona cree que el uso de un sistema particular está libre de esfuerzo. Presenta pues una relación directa con la actitud hacia el uso y, en la medida en que es inversa a la complejidad de uso, también influye en la utilidad percibida. Es decir, un sitio Web fácil de usar es más probable que sea percibido como un sitio Web útil; *entre dos propuestas que ofrecen igual funcionalidad, un usuario elige aquella menos compleja* (Davis, 1989; Davis *et al.*,

1989). Sin embargo, la relación inversa no es sostenida por la literatura.

Una vez introducido el modelo TAM, avanzamos las distintas propuestas que argumentan la moderación del sexo en la relación entre los motivos de aceptación y uso (es decir, utilidad y facilidad de uso percibidas) y la actitud e intención de uso de la Web.

3. Sexo, aceptación y uso de la Web

En general, diferentes investigaciones concluyen que los usuarios varones manifiestan un mayor grado de orientación extrínseca en sus motivos de aceptación y uso en comparación con las mujeres; los varones están más motivados por sus necesidades de auto-realización; son más independientes, competitivos y asertivos (Hess *et al.*, 2003); promueven su identidad individual, se declaran autosuficientes y se resisten a las influencias basadas en el estatus. En el contexto *online*, las percepciones sobre la instrumentalidad de la Web se basarán pues en sus efectos sobre su rendimiento; éstos creen en el control personal y el logro individual y, por tanto, asumen el cumplimiento de la tarea como su responsabilidad. Por el contrario, las mujeres son más expresivas, más hábiles en el envío y decodificación de mensajes no verbales (Briton y Hall, 1995); las mujeres son más conscientes de los sentimientos de los demás; se preocupan (a) en mayor grado por la armonía, los consensos, las interdependencias y relaciones, y (b) en menor grado por los motivos de carácter instrumental. No obstante y cen-

trando el análisis en el objeto de estudio, también las mujeres muestran tradicionalmente una menor percepción de habilidad (es decir, control percibido) para el uso de las TIC.

En este sentido, el control percibido se propone como un factor esencial que condiciona las actitudes hacia el uso y sus dimensiones formativas (Bandura *et al.*, 1977). Anderson (1996) ya señala que la experiencia previa en el uso de ordenadores es uno de los factores esenciales en determinar las actitudes hacia éstos. A pesar de que la percepción de control de un usuario no siempre coincide con sus capacidades objetivas, aquél, por sí mismo, puede llegar a tener efectos relevantes. Por ejemplo, cuando los individuos *creen tener control* sobre una situación singular, la ilusión de ser hábiles protege al individuo de los posibles efectos negativos que podría provocarle una situación de estrés (Alloy y Abramson, 1988). Los individuos con un nivel de control percibido superior a los niveles considerados críticos se sienten pues más capaces de realizar sus actividades y objetivos; muestran un alto nivel de confort y agrado con la actividad. Estos usuarios que confían en sus propios niveles de eficacia, se sienten a su vez inclinados a (a) experimentar sentimientos de disfrute intrínsecos en el desarrollo de sus tareas y (b) un mayor uso de la Web (Sánchez-Franco y Rodríguez, 2004).

Así pues, analizando la influencia que el sexo del usuario podría tener en las percepciones e interés hacia el uso de la Web, y asumiendo que ambos colectivos mostrarán actitudes positivas de uso,

proponemos que los niveles actitudinales hacia la Web serán inferiores entre las mujeres; mientras que serán superiores sus niveles de ansiedad computacional (Comber *et al.*, 1997; Igbaria y Chakrabarti, 1990; Kirkpatrick y Cuban, 1998; Meier y Lambert, 1991; Okebukola y Woda, 1993; Whitley, 1997). Es decir, como consecuencia del menor control percibido (Busch, 1995; Whitley, 1997), las mujeres percibirán un riesgo alto en el uso de las tecnologías de la información (Siegrist, 2000), y, por tanto, exhibirán aversión a las mismas. Concretamente, Russell y Bradley (1997) ya señalan que las profesoras muestran una confianza significativamente inferior a la evidenciada por los profesores.

Las mujeres —con bajo control percibido en el uso de la Web— evitan pues tareas relacionadas con la Web; las consideran *amenazas personales*; piensan en sus deficiencias personales, los obstáculos y los resultados adversos, en lugar de centrarse en cómo ejecutar la tarea satisfactoriamente. La aversión al riesgo y su asociación con la ansiedad computacional podrían derivar en menores niveles de aceptación y uso de la Web. Siguiendo estos argumentos, hipotetizamos:

— H_{Actitud} . La actitud hacia el uso será superior entre los profesores que entre las profesoras

— $H_{\text{Intención}}$. La intención de uso será superior entre los profesores que entre las profesoras

Más aún, derivado de (a) los menores niveles de control percibido, (b) los ma-

yores riesgos asociados al comportamiento de uso de la Web así como de (c) los menores niveles actitudinales de uso, las mujeres no adoptarán comportamientos de uso sin previamente elaborar sus actitudes y, a su vez, dedicarán *un mayor tiempo para decidir intentar usar la Web*. Las mujeres serían pues menos *intuitivas* en la aceptación y uso (Allinson *et al.*, 1996). En definitiva, las actitudes hacia el uso serán pues un mediador relevante y, por ello, una etapa intermedia esencial entre las percepciones de las profesoras y la intención de uso de la Web. Por el contrario y por comparación con las mujeres, la relevancia de la mediación de las actitudes hacia el uso de la Web será menor entre los varones, quienes muestran tradicionalmente una mayor asunción de riesgos en la aceptación de las TIC.

Por otro lado, enlazando con los comentarios anteriores, avanzando hacia un contexto de elaboración de la información y formación de las actitudes como mediadoras entre las creencias (es decir, utilidad y facilidad de uso percibidas) y la intención de uso, y siguiendo las propuestas de Meyers-Levy (1989), la literatura propone que las mujeres emplean un proceso de elaboración de la información más comprensivo que los varones (Meyers-Levy y Maheswaran, 1991; Meyers-Levy y Sternthal, 1991; es decir *selectivity model*). Además, las mujeres muestran mayor propensión al procesamiento de información relevante tanto para ellas como para los otros. Por el contrario, los varones necesitan incentivos previos para comprometerse en el procesamiento; es decir, necesitan reconocer que la infor-

mación a procesar es importante para ellos. Diversos estudios (Witkin *et al.*, 1954) señalan que los varones se relacionan con un estilo cognitivo de naturaleza independiente (es decir, *field-independent*). Concretamente, Witkin *et al.* (1977) definen el estilo cognitivo independiente como el grado en que una persona percibe cada parte del conjunto de modo discreto; es decir, practica una percepción analítica. Según Witkin y Goodenough (1981), los individuos que siguen este estilo, trabajan mejor con el número y la ciencia así como con tareas basadas en la resolución de problemas —a los que se enfrentan analíticamente—; los perciben como unidades discretas en entornos de elementos distractores. Por otro lado, los individuos con estilo cognitivo dependiente (es decir, *field-dependent*) recuperan mejor la información social (es decir, conversaciones y relaciones); se enfrentan a los problemas globalmente y perciben los problemas y el entorno como un todo, no como la suma de unidades discretas.

En este sentido, las mujeres buscarán asimilar la información disponible antes de la formación de sus actitudes; es decir, evaluarán y relacionarán las claves con sus experiencias y conocimientos previos antes de la toma de decisiones (e.g., el *intento* de la Web). Por su parte, los varones seleccionarán claves notorias y disponibles en lugar de proceder a una elaboración comprensiva del entorno; se comprometerán en comportamientos —más arriesgados— sin formar detalladamente sus actitudes y tomando sus decisiones —también relativas al *intento* de uso de la Web— en un menor tiempo;

es decir, se preguntarían: *¿cómo nos afecta la información exterior que procesamos?*

Una vez señalado que los varones (a) son más independientes en sus estilos cognitivos y sus comportamientos; (b) valoran significativamente más sus necesidades de auto-realización así como sus motivos extrínsecos (es decir, utilidad percibida); y (c) tienden a no elaborar comprensivamente el problema y su entorno, sugerimos que la utilidad percibida ejercerá una mayor influencia directa sobre la intención de uso y, sin embargo, una menor influencia a través de las actitudes de uso. Los varones *intentarán* la Web por la mejora en la eficacia y la eficiencia que les supone el logro de sus objetivos (es decir, motivación extrínseca), incluso en situaciones donde sus actitudes no han sido elaboradas en profundidad.

Por el contrario, las mujeres (relacionadas tradicionalmente con un uso de las TIC menos instrumental y más expresivo y armónico) tienden a subestimar la relación entre la utilidad de la Web y la intención de uso en beneficio no sólo de (a) su tendencia a elaborar comprensivamente las actitudes hacia el uso de la Web sino también de (b) las particularidades sociales y expresivas de la misma. Podemos colegir —entre las mujeres— un incremento de las importancias relativas de las creencias formativas de la aceptación de la Web (es decir, facilidad de uso y utilidad percibida) en las actitudes hacia el uso. Considerando los menores niveles de control percibido, las mujeres valorarán des-

favorablemente una tecnología de la información que sea compleja en su uso y carezca de utilidad (Venkatesh y Morris, 2000).

Más aún, como Chau y Hu (2001) comentan, cuanto más compleja es percibida la tecnología, menos relevante es la experiencia; es decir, una menor relación se evidenciaría pues entre la utilidad percibida y la intención de uso. Por su parte, Taylor y Todd (1995) señalan que en determinadas poblaciones con experiencia (e.g., varones) la utilidad percibida se sitúa como el principal predictor de la intención de uso. De hecho, la utilidad percibida se relaciona tradicionalmente con la masculinidad a través de la instrumentalidad del comportamiento. La utilidad se asociará pues con aquella representación mental del individuo que enlaza objetivos y acciones específicas (e.g., el uso de una tecnología) necesarias para su logro (Davis 1989, 1993; Davis *et al.*, 1989; Venkatesh y Davis, 2000). Siguiendo estos argumentos, hipotetizamos las siguientes relaciones (véase Figura 1):

- H1. La actitud hacia el uso de la Web influirá *positiva y más* significativamente en la intención de uso de las profesoras que de los profesores
- H2. La utilidad percibida de la Web influirá *positiva y más* significativamente en la actitud hacia el uso de las profesoras que de los profesores
- H3. La facilidad de uso percibida de la Web influirá *positiva y más*

significativamente en la actitud hacia el uso de las profesoras que de los profesores

- H4. La utilidad percibida de la Web influirá *positiva y menos* significativamente en la intención de uso de las profesoras que de los profesores

Los varones —más comprometidos con la resolución de sus objetivos y tareas y la productividad derivada— desean no ser distraídos durante su proceso de navegación. Al estar motivados extrínsecamente, no *toleran* la irritación surgida de la posible dificultad en el uso de una tecnología por ser precisamente la irritación un inhibidor del logro de sus objetivos. Buscan la consecución eficiente de los mismos. La facilidad de uso reduce el esfuerzo de ejecución de una tarea y, con ello, mejora la utilidad percibida de la Web. La facilidad de uso percibida, como un facilitador del logro eficiente, influirá pues en la utilidad percibida en mayor grado entre los varones y en menor grado entre las mujeres —más comprometidas con usos sociales y expresivos de la Web.

En resumen, las tecnologías fáciles de entender y usar se asocian también con el ahorro de esfuerzos (es decir, eficiencia) y la instrumentalidad de las mismas; entre dos propuestas que ofrecen igual funcionalidad, ya hemos comentado que un usuario elegiría aquella menos compleja. Más aún, la evidencia empírica sugiere que el efecto de la facilidad de uso percibida sobre la utilidad desde las pri-

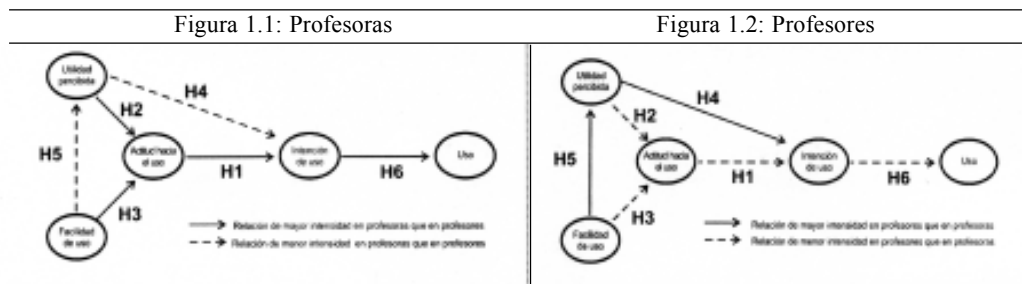
meras etapas de uso evolucionará progresivamente, de tal modo que la influencia sobre la utilidad percibida será cada vez mayor en públicos de mayor experiencia (Davis *et al.*, 1989). Siguiendo estos argumentos, hipotetizamos las siguientes relaciones (véase Figura 1):

- H5. La facilidad de uso percibida de la Web influirá *positiva y menos* significativamente en la utilidad percibida por las profesoras que por los profesores

Finalmente, recogemos la relación entre la intención de uso y el uso de la Web que completa las propuestas ya adelantadas del modelo TAM (véase Epígrafe 2). Como señalan Cheung y Limayem (2005), cuando el comportamiento se convierte en habitual, el impacto de la intención sobre el comportamiento decrece (véase también Triandis, 1980).

- H6. La intención de uso de la Web influirá *positiva y más* significativamente en el uso de la Web por las profesoras que por los profesores

FIGURA 1: Hipótesis



4. Método

El modelo teórico se valida a través de un método de muestreo no probabilístico. Se envió un correo electrónico de participación a los profesores de Organización de Empresas y Marketing de la Universidad española cuyas direcciones de correo habían sido previamente validadas. Los cuestionarios *online* presentan ventajas frente al sistema de encuesta *offline*: menores costes y rapidez en la respuesta. Por ello, los cuestionarios *online* comienzan a ser frecuentes en las investigaciones sobre TIC.

La exclusión de cuestionarios inválidos debido a duplicaciones o campos vacíos da como resultado una muestra final de 362 profesores (47%) y 408 profesoras (53%). El 65% de los encuestados se sitúa entre los 25 y 44 años de edad, y el 25% entre los 45 y 54 años de edad. Finalmente, el 68% de la muestra se adscribe al área de Organización de Empresas; mientras que el 32% se declara miembro del área de Comercialización e Investigación de Mercados.

4.1. Medidas

Los constructos se midieron adaptando escalas similares a las validadas en la literatura (Davis, 1989; Novak *et al.*,

2000; Van der Heijden, 2003). Se empleó una escala de cinco puntos de «muy en desacuerdo», 1, a «muy de acuerdo», 5, (véase Cuadro 1), salvo los indicadores que miden el «uso de la Web» (medidas adaptadas de la 10th GVVU Web User Survey), los cuales se midieron subjetivamente debido a la complejidad —inherente a la muestra— para registrar los comportamientos objetivos *online*. En este sentido, Venkatesh y Davis (2000) señalan que ambas medidas de comportamiento (es decir, objetivas y subjetivas) correlacionan adecuadamente. En definitiva, es razonable pensar que la validez de contenido de las escalas propuestas estaba garantizada, dada la profundidad con la que se efectuó el diseño de las mismas en las investigaciones citadas.

CUADRO 1: Cuestionario

Actitud de uso

ACT1. Mi actitud hacia el uso de la Web es favorable

ACT2. Me gusta navegar por la Web

Intención de uso

INT1. Intento navegar por la Web frecuentemente

INT2. Intento navegar por la Web siempre que puedo

INT3. Intentaré volver a navegar por la Web en breve

INT4. Me atrevo a asegurar que navegaré en breve

Facilidad de Uso

FAC1. Es sencillo navegar por la Web

FAC2. Navegando por la Web encuentro fácilmente aquello que necesito

FAC3. El diseño de la Web es adecuado para navegar por ella

FAC4. Aprender a navegar por la Web me resulta sencillo

FAC5. Es sencillo convertirse en un navegante experto

FAC6. Navegar por la Web no requiere un gran esfuerzo mental

FAC7. La navegación por la Web es clara y comprensible

Utilidad

UTI1. Navegar por la Web es útil

UTI2. Navegar por la Web mejora mi productividad

UTI3. Navegar por la Web me ayuda a alcanzar los objetivos propuestos

UTI4. La Web me permite llevar a cabo mis tareas más rápidamente

UTI5. Navegar por la Web mejora el resultado de mis tareas

UTI6. Navegar por la Web hace más fáciles mis tareas

Escala de medida: 1, muy en desacuerdo - 5, muy de acuerdo

4.2. Análisis del modelo

Un modelo de ecuaciones lineales estructurales se propone para establecer las relaciones entre constructos y también el poder predictivo del modelo. Específicamente, se emplea la técnica *Partial Least Squares* (PLS) ideada por Herman Wold, como una alternativa analítica para, entre otras, aquellas situaciones donde la teoría se encuentra aún en fase de consolidación y los tamaños muestrales son reducidos; además, no es necesario que las variables modelizadas sigan una distribución multinormal. La técnica PLS ha ido ganando aceptación e interés entre los investigadores en TIC.

Por otra parte, en nuestro estudio la variable «uso de la Web» se mide con dos

indicadores formativos (es decir, frecuencia de uso de la Web y tiempo semanal dedicado a la Web). PLS es apropiado para el análisis de modelos de medida que combinan indicadores formativos y reflectivos. Proponiendo un constructo emergente (con indicadores formativos) —dependiente final—, el modelo no puede ser estimado adecuadamente con propuestas basadas en la covarianza.

El modelo que proponemos, se analiza e interpreta en dos etapas: (1) estimando los niveles de fiabilidad y validez convergente y discriminante del modelo de medida, y (2) estimando el modelo estructural.

5. Resultados

5.1. Modelo de medida

Los constructos se miden adaptando escalas similares a las validadas en la literatura. Como se comenta anteriormente, la revisión de la literatura afín a las escalas empleadas ha sido metodológicamente rigurosa y los procedimientos empleados en la creación y evaluación de su fiabilidad y validez precisos para el objetivo.

En los constructos con indicadores reflectivos (es decir, constructos latentes) examinamos la fiabilidad del indicador a través de las cargas factoriales; éstas deben ser interpretadas como las correlaciones entre el indicador reflectivo y el componente (véase Tablas 1 y 2). Siguiendo las recomendaciones de la literatura, la fiabilidad del indicador se considera adecuada cuando su carga factorial es superior a 0,7 (Carmines y Zeller, 1979). En los dos modelos analizados (es decir, profesores y profesoras), los indicadores reflectivos superan el nivel crítico propuesto (excepto UTI1 —muestra de profesores—; FAC2, FAC3 y FAC6 —ambas muestras—), eliminando únicamente las variables FAC2 y FAC6 con valores inferiores a 0,6. En segundo lugar, dos indicadores formativos causan el constructo uso de la Web —constructo emergente—. No se asume interdependencia entre los indicadores; el constructo emergente es un efecto y no una causa de los ítems implicados; el examen de las correlaciones o la consistencia interna es pues irrelevante (Bollen, 1984). Finalmente, hemos comprobado la significación de las cargas factoriales con el

procedimiento de remuestreo para obtener los estadísticos t . Las cargas factoriales de los constructos latentes son significativas ($p < 0,001$). Conviene, no obstante, destacar que el peso: «frecuencia de uso de la Web» —en la muestra de mujeres— no es significativo. Véase Tabla 1.

La fiabilidad del constructo se estima mediante la fiabilidad compuesta o consistencia interna (ρ_c). Nunnally (1978) sugiere el valor 0,7 como *ratio* crítica. En nuestro estudio, los constructos latentes son fiables. Todos ellos presentan medidas de consistencia interna superiores a 0,7.

Para estimar la validez convergente examinamos la varianza media extraída (*Average Variance Extracted*, AVE), propuesta por Fornell y Larcker (1981). Los valores AVE deben ser superiores a 0,5. Las varianzas medias extraídas de nuestros constructos superan los valores 0,5 en ambos modelos. En definitiva, aceptamos la validez convergente de los constructos relacionados en los modelos estructurales. Finalmente, para establecer la validez discriminante, el valor AVE debe ser superior a la varianza compartida entre el constructo y los demás constructos representados. Para una adecuada validez discriminante y para simplificar la comparación, cada elemento de la diagonal principal (raíz cuadrada del AVE) debe ser superior a los elementos de su fila y columna correspondiente —es decir, correlaciones entre constructos—. En los modelos planteados, los constructos satisfacen la condición impuesta; aceptamos pues la validez discriminante. Véase Tabla 2.

TABLA 1: Profesores y Profesoras. Fiabilidad individual del ítem y del constructo. Validez convergente

Constructo	Variables	Cargas		ρ_c		AVE		Error estándar	
		profesores	profesoras	profesores	profesoras	profesores	profesoras	profesores	profesoras
Utilidad	UTI1	0,6904***	0,7320***	0,903	0,942	0,609	0,730	0,0420	0,0222
	UTI2	0,7409***	0,8638***					0,0436	0,0152
	UTI3	0,8067***	0,8876***					0,0379	0,0130
	UTI4	0,7808***	0,8677***					0,0257	0,0121
	UTI5	0,8547***	0,8773***					0,0170	0,0127
	UTI6	0,7886***	0,8847***					0,0217	0,0128
Facilidad	FAC1	0,8194***	0,7364***	0,885	0,856	0,608	0,544	0,0211	0,0255
	FAC3	0,6715***	0,6735***					0,0392	0,0412
	FAC4	0,8353***	0,7923***					0,0206	0,0202
	FAC5	0,7678***	0,7518***					0,0282	0,0252
	FAC7	0,7872***	0,7120***					0,0283	0,0357
Actitud	ACT1	0,9046***	0,9017***	0,864	0,877	0,761	0,781	0,0117	0,0082
	ACT2	0,8352***	0,8682***					0,0256	0,0136
Intención	INT1	0,8397***	0,7931***	0,912	0,877	0,721	0,641	0,0166	0,0229
	INT2	0,8123***	0,7676***					0,0308	0,0224
	INT3	0,9012***	0,8750***					0,0107	0,0126
	INT4	0,8426***	0,7654***					0,0162	0,0231
Constructo	Variables	Peso		--		--		Error estándar	
Uso	Uso semanal	0,6919***	0,9215***					0,1488	0,0704
	Frecue. uso	0,4289**	0,1447 ^{ns}					0,1634	0,1007

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, ^{ns} = no significativo (basado en $t_{(499)}$, dos colas)

$t_{(0.001; 499)} = 3,319543035$; $t_{(0.01; 499)} = 2,590452926$; $t_{(0.05; 499)} = 1,967007242$

TABLA 2: Profesores y Profesoras. Validez discriminante

Constructos	profesores					profesoras				
	Utilidad	Facilidad	Actitud	Intención	Uso	Utilidad	Facilidad	Actitud	Intención	Uso
Utilidad	0,780					0,854				
Facilidad	0,418	0,780				0,429	0,738			
Actitud	0,506	0,339	0,872			0,629	0,485	0,884		
Intención	0,396	0,341	0,504	0,849		0,399	0,206	0,621	0,801	
Uso	0,194	0,036	0,218	0,414	--	0,372	0,212	0,455	0,564	--

5.2. Modelo estructural

En la medida que las hipótesis residen parcialmente en la menor habilidad percibida por las profesoras en la aceptación y uso de las tecnologías de la Web, realizamos un análisis ANOVA para determinar las diferencias significativas en los niveles de habilidad entre profesores y profesoras. El carácter experto y la familiaridad —indicadas por las medidas de uso de la Web (Sánchez y Rodríguez, 2004; Venkatesh y Davis, 2000)— son dos componentes de la experiencia del individuo en el uso de la misma; sus medidas, como comentamos anteriormente, se adaptan de la *10th GVU Web User Survey*.

Evidenciamos diferencias significativas en los indicadores de habilidad elegidos: (a) ¿desde cuándo navega por la Web? ($F = 59,950, p = 0,000$); (b) ¿cuánto tiempo estima que dedica cada semana a navegar por la Web? ($F = 48,029, p = 0,000$); y (c) ¿con qué frecuencia navega por la Web? ($F = 24,390, p = 0,000$). La hipótesis nula que propone la ausencia de diferencias significativas entre profesores y profesoras, no puede ser aceptada para

un nivel de significación igual a 0,05. En suma, las diferencias no se rechazan estadísticamente. Los profesores alcanzan puntuaciones superiores en los tres indicadores: comenzaron sus navegaciones con anterioridad, navegan más horas cada semana y lo hacen con mayor frecuencia diaria. En este sentido, la mayor experiencia acumulada por los profesores así como sus conocimientos derivados se ofrecen como indicadores fiables y válidos de un mayor control percibido. Más aún, y siguiendo con las valoraciones entre profesoras y profesores, las variables medidoras de la actitud y la intención de uso de la Web, exceptuando la variable INTENCIÓN4 ($F = 0,061, p = 0,804$), muestran diferencias estadísticamente significativas entre las muestras ($p < 0,05$). Derivado parcialmente de los menores niveles de habilidad percibida y los riesgos y ansiedad computacional asociados, las profesoras valoran en menor grado la Web y sus intenciones de uso son inferiores a las manifestadas por los profesores. Las hipótesis nulas que proponen la ausencia de diferencias significativas entre profesores y profesoras, no pueden ser pues

aceptadas; no se rechazan las hipótesis $H_{Actitud}$ y $H_{Intención}$ que proponen diferencias entre las profesoras y los profesores encuestados.

A continuación analizamos las relaciones del modelo TAM en ambas muestras. Las hipótesis formuladas sobre las intensidades de las relaciones entre ambas muestras se examinan estadísticamente mediante la comparación de los coeficientes \leq del modelo estructural (\leq_M : muestra de mujeres; \leq_V : muestra de profesores). Véanse Tabla 3 y Figura 2. La comparación estadística se ejecuta siguiendo el procedimiento sugerido por Chin (2000) para desarrollar un análisis multigrupo e implementado en Keil *et al.* (2000) (véanse Ecuaciones 1 y 2). El procedimiento de remuestreo se emplea precisamente para generar los errores estándares y los valores t , que nos permiten dotar de significación estadística a los coeficientes \leq .

En primer lugar, la actitud hacia el uso influye significativamente la intención de uso de la Web; en ambas muestras la relación es significativa. El valor alcanzado en la muestra de profesores es menor que en la muestra de profesoras; no rechazamos pues la hipótesis H_1 . En suma, la actitud hacia el uso es un mediador significativo en ambas muestras —con una influencia superior en la muestra de profesoras—. En otras palabras, las profesoras deciden *no intentar* la Web hasta haber formado comprensivamente sus actitudes. La relación entre la intención de uso y el uso de la Web también es significativa en ambas muestras ana-

lizadas H_6 , siendo además superior entre las profesoras.

En segundo lugar, la utilidad percibida y la facilidad de uso influyen significativamente la actitud hacia el uso en ambas muestras. La hipótesis H_2 que establece que la relación entre la utilidad percibida y la actitud es significativamente mayor entre las profesoras, no se corrobora. Por su parte, se comprueba satisfactoriamente la hipótesis H_3 ; la relación entre la facilidad de uso y la actitud es significativamente superior en la muestra de profesoras.

En este contexto, si excluimos la variable utilidad percibida del modelo propuesto, comprobamos —en las muestras de profesoras y profesores— una reducción de los valores $R^2_{actitud}$ hasta los niveles 0,240 y 0,125, respectivamente. Las diferencias en R^2 se pueden emplear para establecer el llamado «efecto tamaño global», cuyos valores de corte son: 0,02 —bajo—; 0,15 —moderado—; 0,35 —alto— (véase Ecuación 3 que permite conocer, por ejemplo, el valor f alcanzado con la variable utilidad percibida incluida en el modelo y excluida de él; Cohen 1998). Siguiendo esta propuesta, el impacto relativo de la utilidad percibida sobre la actitud hacia el uso de la Web es mayor en la muestra de profesoras ($f^2 = 0,3893$ —efecto alto—) que en la muestra de profesores ($f^2 = 0,2085$ —efecto moderado—). Por su parte, siguiendo el proceso de eliminación de la variable facilidad de uso, el impacto relativo de ésta sobre la actitud hacia el uso de la Web es también mayor en la muestra de profesoras ($f^2 = 0,1005$ —efecto bajo—) que en la

muestra de profesores ($f^2 = 0,0262$ —efecto bajo—), reduciéndose el valor R^2_{actitud} hasta los niveles 0,398 y 0,257, respectivamente. En otras palabras, corroborando nuestras conclusiones previas, la actitud hacia el uso sería una dimensión de notable relevancia en la muestra de profesoras.

En tercer lugar, la utilidad percibida influye significativamente la intención de uso en la muestra de varones; la relación no es significativa en la muestra de mujeres, contraviniendo la propuesta tradicional del modelo TAM. El resultado apoya pues parcialmente la hipótesis H_4 ; esta última establece una relación superior en la muestra de varones; es decir, éstos deciden emprender una acción en situaciones que incrementan las recompensas externas aunque la actitud no haya sido *ajustada comprensivamente*.

Finalmente, la facilidad de uso percibida influye significativamente la utilidad percibida. No obstante, la relación propuesta por la hipótesis H_5 es rechazada; el valor no es significativamente superior en la muestra de profesores. Una posible explicación reside en (a) que las diferencias en los niveles de habilidad percibida entre profesores y profesoras difieren estadísticamente con valores p no exigentes —como se ha señalado con anterioridad— así como (b) el hecho de que ambas muestras corresponden a un perfil profesional con necesidades de eficacia en el cumplimiento de sus tareas. En este sentido, este resultado corresponde al ya evidenciado por Venkatesh y Morris (2000) en su estudio sobre el sexo y la aceptación y uso de las TIC.

ECUACIÓN 1: T-estadístico con $m+v-2$ grados de libertad ($m=408$; $v=362$)

$$t = \frac{\beta_M - \beta_V}{Sp \times \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{v}}}$$

ECUACIÓN 2: Estimador para la varianza

$$Sp = \sqrt{\frac{(m-1)^2}{(m+v-2)} \times SE_M^2 + \frac{(v-1)}{(m+v-2)} \times SE_V^2}$$

ECUACIÓN 3: Efecto tamaño global

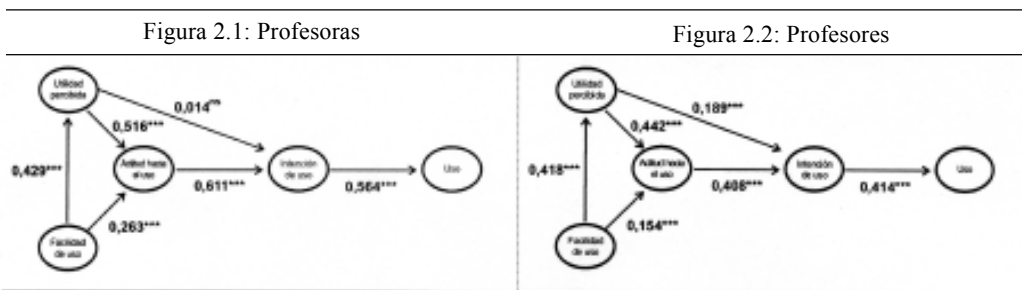
$$f = \frac{R^2_{\text{incluida}} - R^2_{\text{excluida}}}{1 - R^2_{\text{incluida}}}$$

TABLA 3: Resultados del análisis multi-grupo

H ₀			Error estándar (SE)		Sp	β_M	β_V	$\beta_M - \beta_V$	t	Hipótesis
			Profesoras (M)	Profesores (V)						
Act → Int	H1	M > V	0,0514	0,0555	0,0754	0,611 ^s	0,408 ^s	0,203**	2,690	No rechazada
Uti → Act	H2	M > V	0,0426	0,0451	0,0619	0,516 ^s	0,442 ^s	0,074 ^{ns}	1,194	Rechazada
Fac → Act	H3	M > V	0,0356	0,0407	0,0537	0,263 ^s	0,154 ^s	0,109*	2,027	No rechazada
Uti → Int	H4	M < V	0,0529	0,0510	0,0738	0,014 ^{ns}	0,189 ^s	-0,175*	-2,371	No rechazada parcialmente
Fac → Uti	H5	M < V	0,0352	0,0511	0,0608	0,429 ^s	0,418 ^s	0,011 ^{ns}	0,181	Rechazada
Int → Uso	H6	M > V	0,0344	0,0422	0,0539	0,564 ^s	0,414 ^s	0,150**	2,783	No rechazada

^s p < 0,001, ^{ns} = no significativo (basado en t₍₄₉₉₎, dos colas); t_(0,001; 499) = 3,319543035
 *** p < 0,001, ** p < 0,01, * p < 0,05, ^{ns} = no significativo (basado en t₍₇₆₈₎, dos colas)
 t_(0,001; 768) = 3,319543035; t_(0,01; 768) = 2,590452926; t_(0,05; 768) = 1,967007242

FIGURA 2: Resultados



*** p < 0,001, ** p < 0,01, * p < 0,05, ^{ns} = no significativo (basado en t₍₄₉₉₎, dos colas)
 t_(0,001; 499) = 3,319543035; t_(0,01; 499) = 2,590452926; t_(0,05; 499) = 1,967007242

6. Conclusiones

Los resultados propuestos permiten concluir, por un lado, que las profesoras y los profesores valoran favorablemente la Web si bien (a) los profesores declaran una mayor valoración de la misma y una mayor predisposición hacia su uso; y (b) los motivos (es decir, utilidad y facilidad de uso percibidas), que en nuestro estudio justifican su aceptación y uso, difieren en sus influencias. En definitiva, el

papel del sexo del usuario influye en la actitud e intención de uso de la Web, y modera significativamente las relaciones analizadas.

En general, las actitudes positivas de los profesores y sus habilidades percibidas en el uso de la Web son factores esenciales en su aceptación inicial y comportamientos de uso asociados, y condicionan los procesos virtuales de ense-

ñanza y aprendizaje. Por una parte, los profesores varones muestran una mayor confianza en la Web, que influye decisivamente en sus mayores niveles de actitud e intención de uso. Más aún, los profesores centran preferentemente su atención en el proceso instrumental de toma de decisiones; es decir, *intentan la Web* sin una elaboración previa y comprensiva de sus actitudes, y asumen en ocasiones comportamientos por su mera utilidad derivada. Por su parte, las profesoras tratan de equilibrar sus decisiones valorando (a) las creencias sobre utilidad y facilidad de uso, y (b) su influencia en sus actitudes; es decir, la formación de sus actitudes es más comprensiva que en la muestra de profesores. Las profesoras muestran pues un patrón basado en la relación de las actitudes con sus intenciones de uso. En definitiva, considerando los resultados alcanzados y las creencias analizadas, podemos concluir que el control percibido y los estilos de procesamiento cognitivo de los profesores y profesoras argumentan parcialmente el distinto peso de las creencias analizadas (es decir, utilidad y facilidad de uso percibidas) sobre las actitudes y las intenciones de uso de la Web.

Específicamente, los hallazgos del estudio señalan, por una parte, que la utilidad percibida de la Web es un factor esencial y principal en su aceptación y uso por los profesores de uno y otro sexo; resultado que contraviene nuestra hipótesis inicial de diferencia entre sexos. Por un lado, en ambas muestras la importancia de la utilidad percibida es superior a la facilidad de uso en la formación

de las actitudes hacia el uso de la Web. Se explicaría parcialmente por las muestras seleccionadas; corresponden a grupos profesionales que usan la Web dirigidos por un objetivo. Desde una perspectiva práctica, la planificación y el diseño de la Web y sus concreciones en sitios Web deben pues favorecer *expresamente* el logro de los objetivos previstos por sus usuarios. Además, es esencial elaborar por las administraciones políticas de comunicación que enlacen la Web y las utilidades derivadas de su uso. Por otro lado, la importancia de la facilidad de uso es superior en la muestra de profesoras. La diferencia induce a un diseño de la Web —y sus concreciones en sitios Web— tendentes al ahorro de esfuerzos en su uso y la ausencia de complejidad en las primeras etapas de iniciación; como hemos comentado, la facilidad de uso se asocia tradicionalmente con la reducción de la ansiedad. Recomendamos, en este sentido, medidas que apoyen el control percibido del individuo; es decir, la disponibilidad de reglas claras, procedimientos de gestión así como de aquellos aspectos legales que reduzcan los niveles de incertidumbre asociados a la Web. Más aún, debe fomentarse el desarrollo de comunicaciones que transmitan la percepción de competencia, integridad y benevolencia del sitio Web que contribuya decisivamente a la percepción de confianza. El sitio Web promoverá pues la comprensión de las necesidades del profesor así como la capacidad de articular compromisos mutuos. En este sentido, es necesaria la habilitación de secciones de apoyo que combinen el trato con el usuario y la información precisa, sencilla y comprensible, evitando la utilización de

tecnicismos innecesarios y fomentando la claridad y cortesía. En definitiva, el diseño de propuestas estructuradas y predecibles en su uso fomentará la sensación de control y la comodidad de la relación. Conviene resaltar la diferente visión que sobre la Web muestra cada sexo; en este sentido, la adaptación de «los interfaces» evitará la masculinización *online* de las mujeres. El incremento de las percepciones de eficacia regulará la ansiedad a través de su impacto sobre la conducta de manejo; es decir, a mayor sensación de control percibido de la Web por las mujeres, mayor tendencia a enfrentarse a situaciones problemáticas que pudieran generar estrés.

No obstante, pese a las conclusiones señaladas, debemos recoger ciertas limitaciones. En primer lugar, el estudio realizado es transversal; en la medida que las actitudes y las intenciones cambian con el tiempo es interesante medirlas en diferentes momentos. En segundo lugar, el modelo debe ser reexaminado con medidas objetivas de uso de la Web; en nuestra investigación, como ya fue señalado, las medidas son subjetivas. La diferente percepción del tiempo mientras navega el usuario por la Web, especialmente entre aquellos usuarios que experimentan estados de flujo, podría generar errores de medida en la variable uso de la Web. En tercer lugar, las respuestas al estudio fueron voluntarias; por este motivo, es más probable que individuos implicados con la investigación hayan respondido en mayor proporción. Por último, sería conveniente correlacionar los resultados alcanzados con los obtenidos en mues-

tras donde la segmentación se establezca a partir de los constructos culturales de feminidad y masculinidad.

Dirección del autor: Manuel J. Sánchez-Franco, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Departamento de Administración de Empresas y Marketing, Avda. Ramón y Cajal, n.º 1, 41018 Sevilla (España). E-mail: majesus@us.es

Fecha de recepción de la versión definitiva de este artículo: 15.V.2007

Bibliografía

- ACKER, S. y OAKLEY, K. (1993) Gender issues in education for science and technology: Current situation and prospects for change, *Canadian Journal of Education*, 18:3, pp. 255-272.
- ALLINSON, C. W. y HAYES, J. (1996) The Cognitive Style Index: A measure of intuition-analysis for organizational research, *Journal of Management Studies*, 33:1, pp. 119-135.
- ALLOY, L. B. y ABRAMSON, L. Y. (1988) Depressive realism: Four theoretical perspectives, en ALLOY, L. B. (ed.) *Cognitive processes in depression* (Nueva York, Guilford Press) pp. 223-265.
- ANDERSON, A. A. (1996) Predictors of computer anxiety and performance in Information Systems, *Computers and Human Behavior*, 12, pp. 61-77.
- BANDURA, A.; ADAMS, N. E. y BEYER, J. (1977) Cognitive processes mediating behavioural change, *Journal of Personality and Social Psychology*, 35, pp. 125-139.
- BOLLEN, K. A. (1984) Multiple indicators: Internal consistency or no necessary relationship?, *Quality and Quantity*, 18, pp. 377-385.
- BRITON, N. J. y HALL J. (1995) Beliefs about female and male nonverbal communication, *Sex Roles: A Journal of Research*, 32:1-2, pp. 79-90.
- BRYSON, M. y DE CASTELL, S. (1998) Gender, new technologies, and the culture of primary schooling: Imagining teachers as luddites indeed, *Journal of Policy Studies*, 12:5, pp. 542-67.
- BUSCH, T. (1995) Attitudes towards computers, *Journal of Educational Computing Research*, 12:2, pp. 147-158.

- CARMINES, E. G. y ZELLER, R. A. (1979) Reliability and validity assessment, *Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences*, 07-017 (Beverly Hills, CA, Sage).
- CHAU, P. Y. K. y HU, P. J. (2001) Information Technology acceptance by individual professionals: A model comparison approach, *Decision Sciences*, 32:4, pp. 699-719.
- CHEUNG, C. M. K. y LIMAYEM, M. (2005) Drivers of University students' continued use of advanced Internet-based learning technologies, *Proceedings of the Eighteenth Bled eConference*, Bled, Slovenia, 6-8 June, pp. 1-12.
- CHIN, W. W. (2000) *Partial Least Square for researchers: An overview and presentation of recent advances using the PLS approach*. Ver <http://disc-nt.cba.uh.edu/chin/indx.html> (Consultado el 14.X.2006).
- COHEN, J. (1998) *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (Hillsdale, NJ, Lawrence Erlbaum).
- COMBER, C.; COLLEY, A.; HARGREAVES, D. J. y DORN, L. (1997) The effects of age, gender, and computer experience upon computer attitudes, *Educational Research*, 39:2, pp. 123-133.
- DAVIS, F. D. (1986) *A Technology Acceptance Model for empirically testing new end user Information System: Theory and results*, Unpublished Doctoral Dissertation, Massachusetts Institute of Technology, Massachusetts.
- DAVIS, F. D. (1989) Perceived usefulness, perceived ease of use and user acceptance of information, *MIS Quarterly*, 13:3, pp. 319-342.
- DAVIS, F. D.; BAGOZZI, R. P. y WARSAW, P. R. (1989) User acceptance of computer technology: A comparison of two theoretical models, *Management Science*, 35:8, pp. 983-1003.
- DURNEDELL, A. y LIGHTBODY, P. (1993) Gender and computing: Change over time?, *Computers & Education*, 21:4, pp. 16-25.
- FISHBEIN, M. y AJZEN, I. (1975) *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research* (Reading, MA, Addison-Wesley).
- FORNELL, C. y LARCKER, D. F. (1981) Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error, *Journal of Marketing Research*, 18, febrero, pp. 39-50.
- GARGALLO LÓPEZ, B.; SUÁREZ RODRÍGUEZ, J. y ALMERICH CERVERÓ, G. (2006) La influencia de las actitudes de los profesores en el uso de las nuevas tecnologías, *revista española de pedagogía*, 233, pp. 21-44.
- GEFEN, D. y STRAUB, D. W. (1997) Gender differences in the perception and use of e-mail: An extension to the Technology Acceptance Model, *MIS Quarterly*, 21:4, pp. 389-400.
- HESS, T. J.; FULLER, M. A. y MATHEW, J. (2003) Gender and personality in media rich interfaces. Do birds of a feather flock together?, *Proceedings of the Second Annual Workshop on HCI Research in MIS*, Seattle, WA, December, pp. 22-26.
- IGBARIA, M. y CHAKRABARTI, A. (1990) Computer anxiety and attitudes towards computer use, *Behavior & Information Technology*, 9:3, pp. 229-241.
- JACKSON, L. A.; ERVIN, K. S.; GARDNER, P. D. y SCHMITT, N. (2001) Gender and the Internet: Women communicating and men searching, *Sex Roles*, 44:5, pp. 363.
- KEIL, M.; TAN, B. C. Y.; WEI, K. K.; SAARINEN, T.; TUUNAINEN, V. y WAASENAAR, A. (2000) A cross-cultural study on escalation of commitment behaviour in software projects, *MIS Quarterly*, 24:2, pp. 299-325.
- KEKKONEN-MONETA, S. y MONETA, G. (2002) E-Learning in Hong Kong: Comparing learning outcomes in online multimedia and lecture versions of an introductory computing course, *British Journal of Educational Technology*, 33:4, pp. 423-433.
- KIRKPATRICK, H. y CUBAN, L. (1998) Should we be worried? What the research says about gender differences in access, use, attitudes, and achievement with computers, *Educational Technology*, julio-agosto, pp. 56-61.
- KOOHANG, A. A. (1989) A study of attitudes toward computers: Anxiety, confidence, liking and perception of usefulness, *Journal of Research on Computing in Education*, 22:2, pp. 137-150.
- LIN, J. C. C. y LU, H. (2000) Towards an understanding of the behavioural intention to use a web site, *International Journal of Information Management*, 20:3, pp. 197-208.
- MEIER, S. T. y LAMBERT, M. E. (1991) Psychometric properties and correlates of three computer aversion scales, *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 23:1, pp. 9-15.

- MEYERS-LEVY, J. (1989) Gender differences in information processing: A selectivity interpretation, en CAFFERATA, P. y TYBOUT, A. (eds.) *Cognitive and Affective Responses to Advertising* (Lexington, MA, Lexington Books) pp. 219-260.
- MEYERS-LEVY, J. y MAHESWARAN, D. (1991) Exploring differences in males' and females' processing strategies, *Journal of Consumer Research*, 18, pp. 63-70.
- MEYERS-LEVY, J. y STERNTHAL, B. (1991) Gender differences in the use of message cues and judgments, *Journal of Marketing Research*, 28, pp. 84-96.
- NOVAK, T. P.; HOFFMAN, D. L. y YUNG, Y. (2000) Measuring the customer experience in online environments: A structural modelling approach, *Marketing Science*, 19:1, pp. 22-42.
- NUNNALLY, J. (1978) *Psychometric theory*, 3.^a edición (New York, McGraw-Hill).
- OKEBUKOLA, P. A. y WODA, A. B. (1993) The gender factor in computer anxiety and interest among some Australian high school students, *Educational Research*, 35:2, pp. 181-189.
- RUSSELL, G. y BRADLEY, G. (1997) Teachers' computer anxiety: Implications for professional development, *Education and Information Technologies*, 2:1, pp. 17-30.
- SÁNCHEZ-FRANCO, M. J. y RODRÍGUEZ-BOBADA REY, J. (2004) Personal factors affecting users' web session lengths, *Internet Research-Electronic Networking Applications and Policy*, 14:1, pp. 62-80.
- SHASHAANI, L. (1993) Gender-based differences toward computers, *Computers & Education*, 20:2, pp. 169-181.
- SIEGRIST, M. (2000) The influence of trust and perceptions of risk and benefits on the acceptance of gene technology, *Risk Analysis*, 20:2, pp. 195-203.
- TAYLOR, S. y TODD, P. (1995) Assessing IT usage: The role of prior experience, *MIS Quarterly*, 19:4, pp. 561-570.
- TEJEDOR TEJEDOR, F. J. y GARCÍA-VALCÁRCEL MUÑOZ-REPISO, A. (2006) Competencias de los profesores para el uso de las TIC en la enseñanza. Análisis de sus conocimientos y actitudes, **revista española de pedagogía**, 233, pp. 45-66.
- TRIANDIS, H. C. (1980) Values, attitudes, and interpersonal behavior, en PAGE, M. M. (ed.) *Beliefs, attitudes, and values* (Nueva York, Press Lincoln) pp. 195-259.
- VAN DER HEIJDEN, H. (2003) Factors influencing the usage of websites: The case of a generic portal in The Netherlands, *Information & Management*, 40:6, pp. 541-549.
- VAN SLAMBROUCK, P. (2000) Web acquires more women's touches, *Christian Science Monitor*, 92:184, p. 1.
- VENKATESH, V. y DAVIS, F. D. (2000) Theoretical extension of the technology acceptance model: Four longitudinal field studies, *Management Science*, 46:2, pp. 186-204.
- VENKATESH, V. y MORRIS, M. (2000) Why don't men ever stop to ask for directions? Gender, social influence, and their role in technology acceptance and usage behavior, *MIS Quarterly*, 24:1, pp. 115-139.
- VIOLATO, C.; MARINIZ, A. y HUNTER, W. (1989) A confirmatory analysis of a four-factor model of attitudes toward computers: A study of pre-service teachers, *Journal of Research on Computers in Education*, in-vierno, pp. 199-213.
- WHITLEY, B. E., JR. (1997) Gender differences in computer related attitudes and behaviour: A meta analysis, *Computers in Human Behavior*, 13:1, pp. 1-22.
- WITKIN, H. A. y GOODENOUGH, D. R. (1981) Cognitive Styles: Essence and origins, field dependence and field independence, *Psychological Issues*, 14:51, pp. 1-141.
- WITKIN, H. A.; LEWIS, H. B.; HERTZMAN, M.; MACHOVER, K.; MEISSNER, P. B. y KARP, S. A. (1954) *Personality through perception* (New York, Harper).
- WITKIN, H. A.; MOORE, C. A.; GOODENOUGH, D. R. y COX, P. W. (1977) Field-dependent and field-independent cognitive styles and their educational implications, *Review of Educational Research*, 1, pp. 1-64.
- YOUNG, B. J. (2000) Gender differences in student attitudes toward computers, *Journal of Research on Computing in Education*, 33:2, pp. 204-216.
- YUEN, H. K.; LAW, N. y CHAN, H. (1999) Improving IT training for serving teachers through evaluation, en CUMMING, G. L.; OKAMOTO, T. y GOMEZ, L. (eds.) *Advanced Research in Computers and Communications in Education* (Amsterdam, IOS Press) pp. 441-448.

Resumen:**El modelo TAM y la enseñanza superior. Una investigación del efecto moderador del sexo**

Un cuerpo creciente de la investigación estudia el sexo del usuario en las interacciones con las tecnologías de la información; precisamente en nuestro estudio analizamos empíricamente la influencia del sexo del usuario en la aceptación y uso de la Web entre profesores y profesoras. En primer lugar, la técnica *Partial Least Squares* se emplea para la estimación de los parámetros del modelo propuesto. En segundo lugar, se valida el modelo de medida y el modelo estructural. Los resultados empíricos apoyan las hipótesis propuestas, demostrando que los varones y las mujeres difieren en su aceptación y uso de la Web y destacando el papel que la facilidad de uso y la utilidad desempeña en la aceptación de la Web.

Descriptor: Modelo de Aceptación de la Tecnología; TAM; diferencia entre los sexos; utilidad percibida; facilidad de uso percibida; *Partial Least Squares*.

Summary:**The TAM model and higher learning: a study on the moderating effect of gender**

A growing body of research related to the role of gender in human interactions with information technology has emerged in recent years. In this paper we analyse the web acceptance and usage between male professors and female professors. Partial least-squares (PLS), a second-

generation multivariate analysis technique, was used to estimate the parameters of the proposed models. First, the scale psychometric characteristics were tested (validity and reliability). Second, the structural model was tested. The empirical results provided strong support for the hypotheses, demonstrating how male professors and female professors differ in their 'web acceptance and usage' processes; and highlighting the roles of ease of use and usefulness in determining the use of the web among them.

Key Words: Technology Acceptance Model; gender differences; perceived usefulness; perceived ease of use; Partial Least Squares.