

Profesoras y profesores. Un análisis entre sexos de la aceptación y uso de la web

MANUEL JESÚS SÁNCHEZ FRANCO
ÁNGEL FRANCISCO VILLAREJO RAMOS
FÉLIX ANTONIO MARTÍN VELICIA¹
Universidad de Sevilla

RESUMEN

Una propuesta basada en el modelo de aceptación de la tecnología (TAM) se diseña para describir la utilidad y la facilidad de uso y sus influencias en la aceptación y uso de la Web entre profesores y profesoras universitarios. Concretamente, 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 por los profesores de Administración y Dirección de Empresas de la Universidad española.

Entre los principales resultados citamos que el sexo influye significativamente en la actitud e intención de uso de la Web y modera también las relaciones claves del modelo examinado; los profesores y las profesoras no valoran de igual modo los motivos: utilidad y facilidad de uso percibidas.

Palabras clave: Modelo de Aceptación de la Tecnología; sexo; Partial Least Squares.

1. INTRODUCCIÓN

Las tecnologías de la información, especialmente las computerizadas, así como el aprendizaje basado en Internet (i.e. *e-learning*) adquieren en los últimos años una importancia creciente en el campo de la educación universitaria, y ofrecen nuevas ventajas competitivas que confluyen en mejores resultados (véase Kekkonen-Moneta y Moneta, 2002). Con más centros de educación asumiendo los retos de asistir a distancia la enseñanza por los profesores y el aprendizaje de los estudiantes en los diferentes niveles educativos, debemos pues considerar sus implicaciones de diseño e implantación desde una perspectiva basada en las diferencias individuales (véase, por ejemplo, Acker y Oakley, 1993; Bryson y de Castell, 1999; Durnell y Lightbody, 1993; Shashaani, 1993).

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 tecnologías de la información –específicamente, la Web–, la importancia relativa del sexo como moderador en un

¹ Departamento de Administración de Empresas. Avda. Ramón y Cajal, 1. 41018. Sevilla. majesus@us.es, curro@us.es, velicia@us.es

Modelo de Aceptación de la Tecnología (TAM, *Technology Acceptance Model*) –el modelo más ampliamente utilizado sobre el comportamiento del usuario en Internet– es un objetivo reciente de investigación (véase Gefen y Straub, 1997; Venkatesh y Morris, 2000); de hecho, cuando se presenta el modelo TAM a mediados de los años ochenta (véase Davis, 1986, 1989), no se hace mención de las posibles diferencias entre hombres y mujeres; es escasa también la aportación bibliográfica que analiza la influencia del sexo en la aceptación y uso de las tecnologías de la información 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 por el usuario de las tecnologías de la información pese a que el sexo podría ayudar a explicar cómo los hombres y las mujeres toman sus decisiones de aceptación y uso (véase además Venkatesh y Morris, 2000).

La aceptación y uso adecuado de las tecnologías de la información dependen parcialmente de las actitudes de los usuarios y de sus niveles de confianza en su uso correcto; el desarrollo de habilidades y actitudes positivas hacia el uso de las mismas se considera un factor esencial en su integración, aceptación y uso (véase Yuen *et al.*, 1999). Diversos estudios ya señalan que las actitudes de los usuarios así como sus conocimientos y habilidades en el uso de tecnologías computacionales (1) constituirán factores esenciales que incidirán en su uso inicial y en su uso futuro (recuérdese Koohang, 1989; Violato *et al.*, 1989) y, como señalan numerosos autores, (2) diferirán en función del sexo (véase, por ejemplo, Comber *et al.*, 1997; Durndell y Thomson, 1997; Harrison y Rainer, 1992; Whiteley, 1997). Concretamente, Harrison y Rainer (1992) evidencian que los varones se asocian con mayores habilidades en el uso de los ordenadores. Whiteley (1997), por su parte, señala que los varones y los niños exhiben niveles de auto-eficacia superiores al público femenino; las diferencias son además significativas en sus actitudes hacia los ordenadores, en sus conocimientos sobre ellos así como en sus habilidades operativas.

En el contexto *online* –como área específica de estudio en nuestro artículo–, las mujeres tenderían pues a evidenciar una menor confianza en el uso de la Web y una mayor aversión al riesgo; mostrarían además una orientación –en sus motivos de uso– más expresiva y social, y una elaboración de la información más comprensiva y menos intuitiva; por el contrario, los hombres puntuarían con valores superiores en sus actitudes e intenciones de uso y en sus motivos instrumentales de aceptación y uso de la Web (véase, por ejemplo, Briton y Hall, 1995; Hess *et al.*, 2003). Por tanto, el diagnóstico de la utilidad y la facilidad de uso percibida en la Web (i.e. creencias básicas del modelo TAM) debe constituir un primer paso para:

- La posible corrección de las desviaciones y el fomento adecuado del uso de la Web en la docencia e investigación universitaria por profesores y profesoras; en caso contrario, no diagnosticar la aceptación y uso de la Web preserva las barreras –dependientes del sexo– de su adopción y uso en las actividades universitarias.
- El adecuado diseño de los entornos *online* para dar respuesta a las diferentes motivaciones entre profesores y profesoras que dote a las aplicaciones de los motivos *buscados* y *adaptados* en el uso de la Web por ambos grupos de análisis.

En definitiva, pese al inicio de la investigación centrada en el sexo y las tecnologías de la información a comienzos de los años ochenta, la escasa *densidad* de trabajos y la ausencia de resultados consensuados, concretamente en el área específica de la Web y los profesores –en nuestra investigación, profesores universitarios–, argumentan este trabajo. Nuestro principal objetivo se resume pues 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 por los profesores de Administración y Dirección de Empresas de la Universidad española –dentro del marco conceptual establecido por el modelo TAM– como primer paso para su aceptación y uso.

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 válido de referencia para comprender la aceptación de las aplicaciones computerizadas así como la propia adopción y uso de Internet y, específicamente, la Web; esta teoría se revela como un marco ideal sobre el que sustentar aquellas investigaciones que pretendan examinar el efecto de otras variables psicográficas no incluidas en la formulación original, si bien la bibliografía que emplea el modelo TAM para explicar y predecir el uso de la Web en los sistemas de aprendizaje electrónicos –i.e. objetivo de nuestra investigación– es escasa.

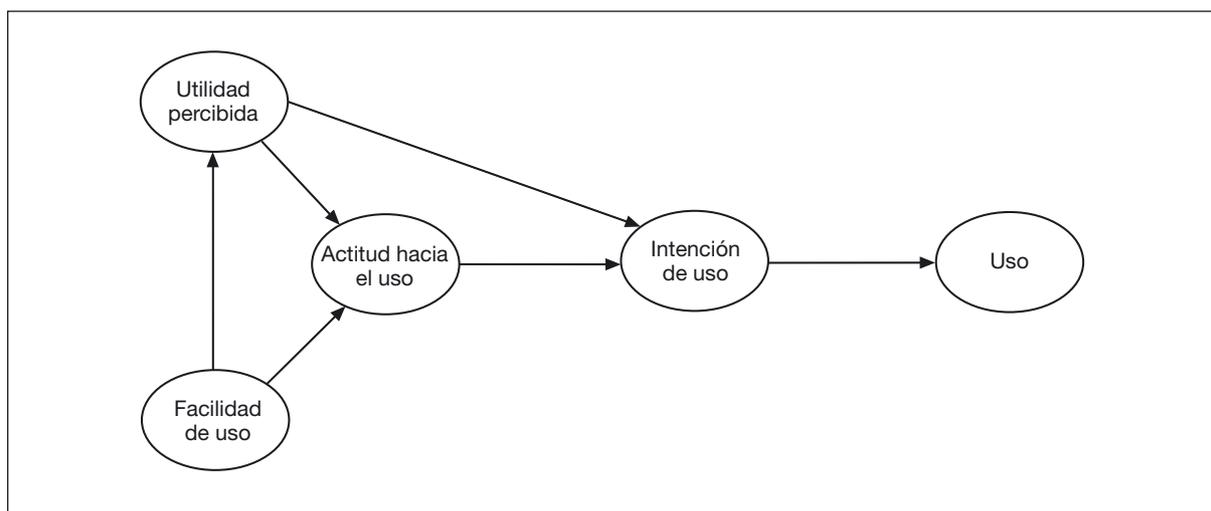
Como señalan Rodríguez y Herrero (2005), en las fases iniciales de desarrollo de Internet las investigaciones basadas en el modelo TAM se centran básicamente en el uso del correo electrónico; una de las primeras aplicaciones de Internet en alcanzar una masa crítica relevante. A medida que Internet se desarrolla y su uso se generaliza, el interés de los investigadores se traslada al uso de la Web (véase Agarwal y Karahanna, 1998; Agarwal y Prasad, 1998; Fenech, 1998; Johnson e Hignite, 2000; Moon y Kim, 2001; Sánchez y Roldán, 2005; Teo *et al.*, 1999) o el uso de navegadores específicos (véase Morris y Dillon, 1997). Concretamente, los investigadores han empleado el modelo TAM para investigar los diferentes contextos de la Web para predecir su aceptación y uso. Por ejemplo, se han estudiado el uso de los sitios web (Lederer *et al.*, 2002; Lin y Lu, 2002; Van der Heijden, 2003), la venta *online* (Chen *et al.*, 2002; O’Cass y Fenech, 2003) o las intenciones de compra en la Web (Van der Heijden *et al.*, 2003).

En línea con el razonamiento que subyace a los modelos basados en la Teoría de Acción Razonada (Fishbein y Ajzen, 1975; Ajzen y Fishbein, 1980; véase Figura 1) –como un modelo de predicción del comportamiento–, el modelo TAM, en su análisis de la Web, 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 un apoyo empírico para las relaciones descritas. En la Figura 1 podemos ver cómo las creencias (i.e. utilidad y facilidad de uso percibidas) determinan la actitud hacia el uso; a su vez, la intención de uso es influida por la actitud y la utilidad percibida. Finalmente, la intención lleva al uso de la Web.

Específicamente, la utilidad percibida se define como el grado en que una persona cree que el uso de un sistema particular (i.e. la Web) mejora el resultado de sus tareas o actividades (Davis, 1989). La utilidad percibida influye en el uso a través de la actitud y la intención de uso. 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 (Davis, 1989). 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 afectaría a la utilidad. 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 elegiría aquella menos compleja* (véase Davis *et al.*, 1989). Como señala Davis (1993), la relación inversa no se sostiene.

Una vez presentado el modelo TAM, introducimos las distintas propuestas que argumentan la influencia moderadora del sexo en la relación de los motivos de aceptación y uso (i.e. utilidad y facilidad de uso percibidas) y la actitud e intención de uso de la Web.

FIGURA 1
Modelo TAM



3. SEXO, ACEPTACIÓN Y USO DE LA WEB

En general, diferentes investigaciones ya concluyen que los hombres manifiestan un mayor grado de orientación extrínseca –en sus motivos de aceptación y uso– en comparación con las mujeres; los hombres están más motivados por sus necesidades de auto-realización; son más independientes y asertivos (véase Hess *et al.*, 2003). Por el contrario, las mujeres son más expresivas, más hábiles en el envío y decodificación de mensajes no verbales (véase Briton y Hall, 1995); las mujeres son más conscientes de los sentimientos de los demás; se preocupan en mayor grado por la armonía, la construcción de consensos y las interdependencias y en menor grado por los motivos de carácter instrumental. Por ejemplo y como anécdota, Lin y Hyde (1989) concluyen que la principal diferencia entre los hombres y las mujeres en su interés por las matemáticas residen en las utilidades percibidas –a favor de los hombres–.

Con relación al tema de nuestro estudio, las mujeres muestran tradicionalmente una menor percepción de habilidad para su uso (i.e. control percibido o auto-eficacia). Concretamente, el control percibido se evidencia como un factor esencial que condiciona las actitudes hacia el uso y sus dimensiones (véase Bandura *et al.* 1977, Barling y Beattie 1983, Webster y Martocchio 1992). Anderson (1996), desde la perspectiva de la experiencia de uso, también señala que la experiencia previa en el uso de los ordenadores es uno de los factores esenciales en determinar las actitudes hacia éstos. Así pues, analizando la influencia del sexo en los valores alcanzados por las actitudes hacia el uso, a pesar de que ambos colectivos muestran actitudes positivas de uso, los niveles actitudinales hacia los ordenadores serían inferiores entre las mujeres y, por el contrario, superiores sus niveles de ansiedad computacional (véase también Comber *et al.*, 1997; Kirkpatrick y Cuban, 1998). La investigación de Anderson (1997) asume también la existencia de mayores niveles de aversión al riesgo entre las mujeres; concretamente, Russell y Bradley (1997) señalan que los profesores muestran una confianza significativamente superior a la evidenciada por las profesoras.

En definitiva, entre las mujeres se han constatado (1) menores percepciones de habilidad percibida –i.e. auto-eficacia– (véase Busch, 1995; Whitley, 1997); (2) mayores preocupaciones por los riesgos asociados con las tecnologías de la información (véase Siegrist 2000); y, con ello, (3) mayores niveles de ansiedad (véase Igarria y Chakrabarti, 1990; Okebukola y Woda 1993, Whitley 1997). En definitiva, menores niveles de actitud e intención de uso de la Web.

H_A: La actitud hacia el uso será superior entre los profesores que entre las profesoras.

H_I: La intención de uso será superior entre los profesores que entre las profesoras.

Por tanto, derivado de los menores niveles de control y los mayores riesgos asociados al comportamiento de uso de las tecnologías de la información (en nuestro estudio, la Web) así como de los menores niveles actitudinales de uso, las mujeres no se comprometerán en comportamientos de uso sin previamente elaborar sus actitudes, y dedicarán ‘un mayor tiempo’ para *decidir intentar* usar la Web. En definitiva, las mujeres son menos *intuitivas* en la aceptación y uso (véase Agor, 1986; Kirton, 1989; Allinson *et al.*, 1996). Las actitudes hacia el uso serán pues un mediador relevante y significativo y, por ello, una etapa intermedia esencial entre las percepciones y la intención de uso. Por el contrario y por comparación con las mujeres, la relevancia y significado del papel mediador de las actitudes hacia el uso de la Web será menor entre los hombres, quienes muestran tradicionalmente una mayor asunción de riesgos en la aceptación de nuevas tecnologías de información.

Por otro lado, enlazando con los comentarios anteriores y avanzando hacia un contexto de elaboración de la información y formación de las actitudes como mediador entre las creencias (i.e. utilidad y facilidad de uso percibidas) y la intención de uso, y siguiendo las propuestas de Meyers-Levy (1989), las mujeres emplean un proceso de elaboración de *la información comprensiva*; mientras que los hombres muestran una menor probabilidad de elaboración de toda la información disponible como base para la formación de sus actitudes (véase además Meyers-Levy y Maheswaran 1991, Meyers-Levy y Sternthal 1991). Además y relacionado con las propuestas de Meyers-Levy, diversos estudios clásicos (por ejemplo, Witkin *et al.*, 1954) señalan que los varones se relacionan con un estilo cognitivo de naturaleza independiente (i.e. *field-independent*). Concretamente, Witkin *et al.* (1977) definieron 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 –al que se enfrentan analíticamente–; lo perciben como una unidad discreta en un entorno de elementos distractores. Por otro lado, los individuos que siguen el estilo cognitivo dependiente (i.e. *field-dependent*) recuperan mejor la información social (i.e. conversaciones y relaciones); se enfrentan a los problemas globalmente y perciben el entorno como un todo y no como la suma de unidades discretas. En suma:

- Las mujeres buscan asimilar la información disponible antes de la formación de sus actitudes; es decir, evalúan y relacionan las claves con sus experiencias y conocimientos previos antes de la toma de decisiones; por ejemplo, el *intento* de la Web.
- Los hombres seleccionan claves notorias y disponibles en lugar de proceder a una elaboración detallada del entorno; es decir, se comprometen en comportamientos –más arriesgados– sin formar previa y detalladamente sus actitudes, tomando sus decisiones –también relativas al *intento* de uso de la Web– en un menor tiempo.

Una vez señalado que los hombres (1) son más independientes en sus estilos cognitivos y sus comportamientos; (2) valoran significativamente más sus necesidades de auto-realización así como sus motivos extrínsecos (i.e. utilidad percibida); y (3) tienden a no elaborar comprensivamente todas las claves informativas para razonar sus actitudes y comportamientos, la utilidad percibida ejercerá –entre los hombres– una mayor influencia directa sobre la intención de uso y, sin embargo, una menor influencia –en su comparación con las mujeres– a través de las actitudes de uso. Los hombres *intentarán* la Web por la mejora en la eficacia y la eficiencia que les supone para el logro de sus objetivos (i.e. motivación extrínseca), incluso en situaciones donde sus actitudes no son relevantes o donde aún no elaboraron todas las claves informativas.

Por el contrario, las mujeres (relacionadas tradicionalmente con un uso de las tecnologías de la información 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 su tendencia a elaborar inicial y comprensivamente las claves informativas (i.e. las actitudes hacia el uso de la Web) sino también de las particularidades sociales y expresivas propias de la misma. Podemos colegir pues –entre las mujeres– un incremento de las importancias relativas de las creencias formativas de la aceptación de la Web (i.e. facilidad de uso y utilidad percibida) sobre las actitudes hacia el uso.

Más aún, considerando los bajos niveles de control percibido, las mujeres valorarán desfavorablemente una tecnología de la información que sea compleja en su uso o carezca de utilidad (véase además Venkatesh y Morris, 2000). Como Chau y Hu (2001) comentan, cuanto más compleja es percibida la tecnología, menos relevante es la experiencia y una menor relación se evidencia entre la utilidad percibida y la intención de uso. También Taylor y Todd (1995) señalan que en muestras experimentadas (tradicionalmente, hombres) la utilidad percibida se sitúa como el mayor predictor de la intención de uso.

H1: *La actitud hacia el uso de la Web influirá significativamente la intención de uso.*

H1a: *La actitud hacia el uso de la Web influirá más significativamente la intención de uso entre las profesoras que entre los profesores.*

H2: *La utilidad percibida de la Web influirá significativamente la actitud hacia el uso.*

H2a: *La utilidad percibida de la Web influirá más significativamente la actitud hacia el uso entre las profesoras que entre los profesores.*

H3: *La facilidad de uso percibida de la Web influirá significativamente la actitud hacia el uso.*

H3a: *La facilidad de uso percibida de la Web influirá más significativamente la actitud hacia el uso entre las profesoras que entre los profesores.*

H4: *La utilidad percibida de la Web influirá significativamente la intención de uso.*

H4a: *La utilidad percibida de la Web influirá menos significativamente la intención de uso entre las profesoras que entre los profesores.*

Los hombres –(1) más comprometidos con la resolución de sus objetivos y tareas y la productividad derivada (véase Minton y Schneider, 1980) y (2) tradicionalmente relacionados con motivaciones extrínsecas e instrumentales– desean no ser distraídos durante su proceso de navegación. Su motivación extrínseca no *tolera* la irritación –surgida en el uso de una tecnología– por ser inhibidor del logro de sus objetivos. Busca, como ya señalamos anteriormente, la consecución eficiente de los mismos (véase también Babin *et al.*, 1994). La facilidad de uso percibida, como un factor facilitador del logro eficiente, será valorada pues en mayor grado por los hombres y menos por las mujeres –más comprometidas con usos sociales y expresivos de la Web–; la facilidad de uso reduce el esfuerzo de ejecución de una tarea y, con ello, una mayor utilidad percibida de la Web.

Las tecnologías fáciles de entender y usar se asocian con el ahorro de esfuerzos (i.e. eficiencia) y la instrumentalidad de las mismas; es decir, las tecnologías que ahorran esfuerzos se relacionan con una mayor utilidad; entre dos propuestas que ofrecen igual funcionalidad, hemos comentado anteriormente que un usuario elegiría aquella menos compleja. Más aún, como recoge Venkatesh (1999), la evidencia empírica sugiere que el efecto de la facilidad de uso percibida durante las primeras etapas de aprendizaje y uso evolucionará; la influencia sobre la utilidad percibida será pues cada vez mayor en públicos de mayor experiencia (véase Davis *et al.*, 1989; Szajna, 1996).²

H5: *La facilidad de uso percibida de la Web influirá significativamente la utilidad percibida.*

H5a: *La facilidad de uso percibida de la Web influirá menos significativamente la utilidad percibida entre las profesoras que entre los profesores.*

² No obstante, pese a sus propuestas teóricas, Venkatesh y Morris (2000) no evidencian diferencias significativas en la relación entre la facilidad de uso y la utilidad percibidas. En este sentido, solicitamos una mayor investigación de esta relación.

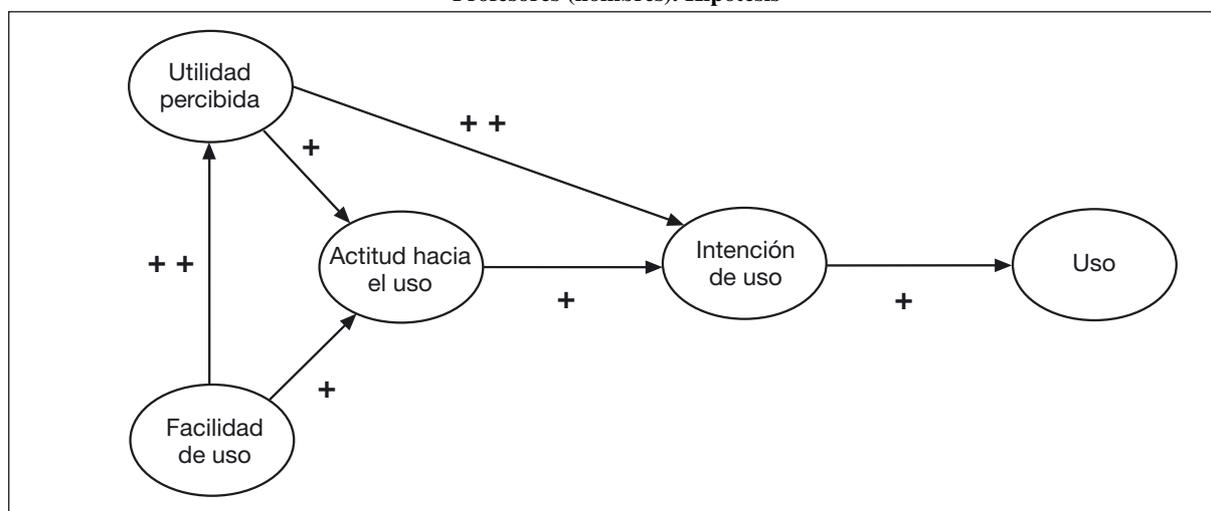
Finalmente, presentamos el Cuadro 1 y las Figuras 2 y 3 que resumen las hipótesis derivadas de las argumentaciones anteriores. Incluimos la hipótesis H6 que no establece diferencias entre hombres y mujeres pero que completa el modelo TAM, base del trabajo emprendido.

CUADRO 1
Hipótesis

H ₀			
Act → Int	H1		– La actitud hacia el uso de la Web influirá positiva y significativamente la intención de uso.
Uti → Act	H2		– La utilidad percibida de la Web influirá positiva y significativamente la actitud hacia el uso.
Fac → Act	H3		– La facilidad de uso percibida de la Web influirá positiva y significativamente la actitud hacia el uso.
Uti → Int	H4		– La utilidad percibida de la Web influirá positiva y significativamente la intención de uso.
Fac → Uti	H5		– La facilidad de uso percibida de la Web positiva y influirá significativamente la utilidad percibida.
Int → Uso	H6		– La intención de uso de la Web influirá positiva y significativamente el uso de la web.
H ₀			
Act → Int	H1a	M > H	– La actitud hacia el uso de la Web influirá más significativamente la intención de uso entre las profesoras que entre los profesores.
Uti → Act	H2a	M > H	– La utilidad percibida de la Web influirá más significativamente la actitud hacia el uso entre las profesoras que entre los profesores.
Fac → Act	H3a	M > H	– La facilidad de uso percibida de la Web influirá más significativamente la actitud hacia el uso entre las profesoras que entre los profesores.
Uti → Int	H4a	M < H	– La utilidad percibida de la Web influirá menos significativamente la intención de uso entre las profesoras que entre los profesores.
Fac → Uti	H5a	M < H	– La facilidad de uso percibida de la Web influirá menos significativamente la utilidad percibida entre las profesoras que entre los profesores.
H ₀			
Actitud	H _A	M < H	– La actitud hacia el uso será superior entre los profesores que entre las profesoras.
Intención	H _I	M < H	– La intención de uso será superior entre los profesores que entre las profesoras.

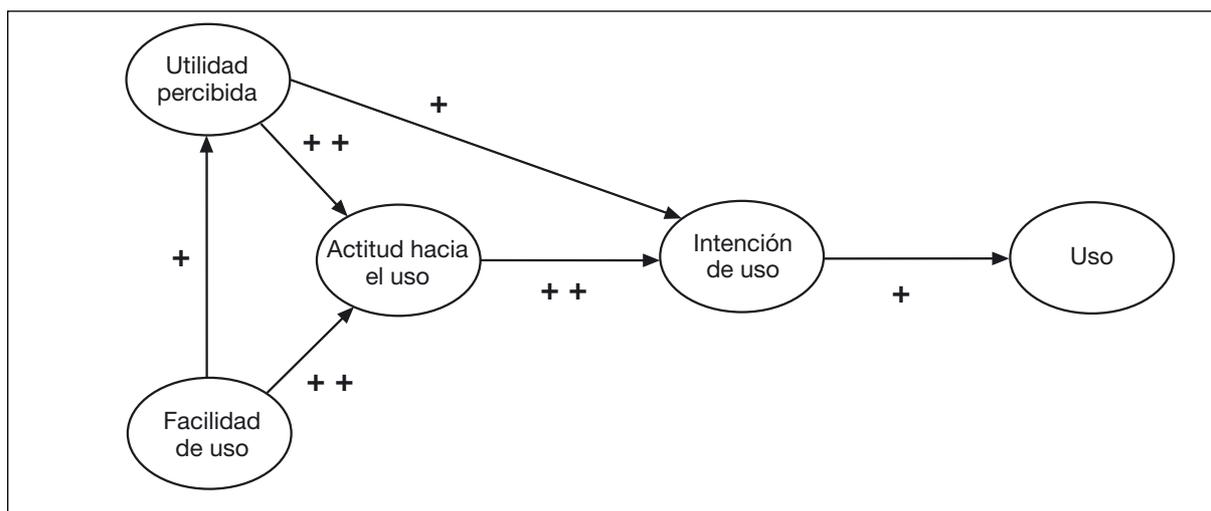
Act: actitud; Int: intención; Uti: utilidad percibida; Fac: facilidad de uso percibida | M = mujeres | H = hombres

FIGURA 2
Profesores (hombres). Hipótesis



Nota: (++) en Hombres –figura 2– significa una intensidad de la relación superior a (+) en Mujeres –figura 3–

FIGURA 3
Profesores (mujeres). Hipótesis



Nota: (++) en Hombres –figura 2– significa una intensidad de la relación superior a (+) en Mujeres –figura 3–

4. MÉTODO

El modelo teórico y las hipótesis discutidas en la sección anterior se validan a través de un método de muestreo no probabilístico. Se envió un correo electrónico de participación a profesores de Administración y Dirección de Empresas de la Universidad española cuyas direcciones de correo habían sido validadas en investigaciones previas.

Los encuestados aptos accedieron a un cuestionario *online* entre el 7 de febrero y el 24 de febrero de 2005. Los cuestionarios *online* presentan diversas ventajas frente al sistema de encuesta *off line*: menores costes y rapidez en la respuesta. Por estos motivos, los cuestionarios *online* comienzan a ser frecuentes en las investigaciones sobre tecnologías de la información (véase Bhattacharjee, 2001; Tan y Teo, 2000). La exclusión de cuestionarios inválidos debido a duplicaciones o campos vacíos da como resultado una muestra final de 362 profesores y 408 profesoras.

Además, 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, como paso previo hemos llevado a cabo un análisis de la varianza de un único factor, ANOVA, entre los dos grupos: profesores y profesoras; con ello determinamos las posibles diferencias significativas en los niveles de habilidad evidenciados por ambos grupos.

Como se observa en la Tabla 1 y Tabla 2, existen diferencias significativas en los indicadores de habilidad elegidos (véase Sánchez-Franco y Rodríguez, 2004): (1) ¿desde cuándo navega por la Web?; (2) ¿cuánto tiempo estima que dedica cada semana a navegar por la Web?; y (3) ¿con qué frecuencia navega por la Web? –medidas adaptadas de la 10th GVVU Web User Survey. Según Alba y Hutchinson (1987), el carácter experto y la familiaridad –indicadas por las medidas de uso de la Web (véase Legris *et al.*, 2003; Sánchez y Rodríguez, 2004, Venkatesh y Davis, 1996, 2000)– son dos componentes primarios de la experiencia del individuo en el uso de la Web.

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 0,05³. Por el contrario, las diferencias se evidencian estadísticamente, siendo los profesores quienes alcanzan puntuaciones superiores en los tres

³ Para las tres variables no se rechaza la hipótesis de homogeneidad de varianzas ($p < 0,05$), habiendo aplicado la prueba de Levene, exceptuando la variable “Navegación semanal”. Véase tabla 3.

indicadores; comenzaron sus navegaciones con anterioridad, navegan más horas cada semana y lo hacen con mayor frecuencia diaria; en definitiva, la mayor experiencia acumulada por los profesores y los conocimientos derivados se consideran indicadores fiables y válidos de su mayor habilidad y control percibido.

Más aún, con relación a las variables medidoras de la actitud y la intención de uso de la Web (véanse las escalas empleadas: Davis, 1989; Novak *et al.*, 2000; Van der Heijden, 2003; véanse tablas 4 y 5), exceptuando la variable INTENCIÓN4, muestran diferencias estadísticamente significativas entre las muestras de profesores y profesoras; específicamente, la muestra de profesores alcanza puntuaciones superiores y evidencia las propuestas teóricas formuladas en las secciones previas relativas a la actitud y la intención de uso. Las hipótesis nulas que proponen la ausencia de diferencias significativas entre profesores y profesoras, no pueden ser pues aceptadas⁴. Por el contrario, las diferencias se evidencian estadísticamente, siendo los profesores quienes alcanzan puntuaciones superiores en los indicadores señalados; se aceptan pues las hipótesis H_A y H_I , con la salvedad de la variable INTENCIÓN4.

En suma y derivado parcialmente de los bajos niveles de habilidad percibida y los riesgos y ansiedad asociados, las profesoras valoran en menor grado la Web y sus intenciones de uso son inferiores a las manifestadas por los profesores.

TABLA 1
Descriptivos

		N	Media	Desviación típica	Error típico	Intervalo de confianza para la media al 95%		Mínimo	Máximo
						Límite inferior	Límite superior		
Comienzo del uso de la Web	profesores	362	4,54	0,618	0,032	4,47	4,60	2	5
	profesoras	404	4,16	0,728	0,036	4,09	4,23	2	5
	Total	766	4,34	0,704	0,025	4,29	4,39	2	5
Navegación semanal	profesores	352	4,03	1,428	0,076	3,88	4,18	1	7
	profesoras	396	3,25	1,612	0,081	3,09	3,41	1	7
	Total	748	3,62	1,576	0,058	3,50	3,73	1	7
Frecuencia navegación	profesores	360	5,08	1,155	0,061	4,96	5,19	1	7
	profesoras	404	4,67	1,092	0,054	4,57	4,78	1	7
	Total	764	4,86	1,139	0,041	4,78	4,94	1	7

TABLA 2
ANOVA

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Comienzo del uso de la Web	Inter-grupos	27,607	1	27,607	59,950	0,000
	Intra-grupos	351,820	764	0,460		
	Total	379,427	765			
Navegación semanal	Inter-grupos	112,184	1	112,184	48,029	0,000
	Intra-grupos	1742,463	746	2,336		
	Total	1854,647	747			
Frecuencia navegación	Inter-grupos	30,723	1	30,723	24,390	0,000
	Intra-grupos	959,846	762	1,260		
	Total	990,569	763			

⁴ Para las variables no se rechaza la hipótesis de homogeneidad de varianzas ($p < 0,05$), habiendo aplicado la prueba de Levene, exceptuando la variable INTENCIÓN1. Véase tabla 6.

TABLA 3
Prueba de homogeneidad de varianzas

	Estadístico de Levene	g1	g2	Sig.
Comienzo del uso de la Web	1,719	1	764	0,190
Navegación semanal	11,186	1	746	0,001
Frecuencia navegación	0,374	1	762	0,541

TABLA 4
Descriptivos

		N	Media	Desviación típica	Error típico	Intervalo de confianza para la media al 95 %		Mínimo	Máximo
						Límite inferior	Límite superior		
ACTITUD1	profesores	359	4,48	0,624	0,033	4,41	4,54	2	5
	profesoras	408	4,31	0,642	0,032	4,25	4,38	2	5
	Total	767	4,39	0,639	0,023	4,34	4,44	2	5
ACTITUD2	profesores	362	3,95	0,881	0,046	3,86	4,04	2	5
	profesoras	408	3,80	0,920	0,046	3,71	3,89	1	5
	Total	770	3,87	0,904	0,033	3,81	3,94	1	5
INTENCIÓN1	profesores	362	3,83	1,036	0,054	3,72	3,94	1	5
	profesoras	408	3,36	1,047	0,052	3,26	3,46	1	5
	Total	770	3,58	1,067	0,038	3,51	3,66	1	5
INTENCIÓN2	profesores	359	3,14	1,192	0,063	3,02	3,26	1	5
	profesoras	408	2,86	1,198	0,059	2,75	2,98	1	5
	Total	767	2,99	1,203	0,043	2,91	3,08	1	5
INTENCIÓN3	profesores	359	3,54	1,147	0,061	3,42	3,66	1	5
	profesoras	404	3,31	1,168	0,058	3,19	3,42	1	5
	Total	763	3,42	1,164	0,042	3,34	3,50	1	5
INTENCIÓN4	profesores	357	3,86	1,202	0,064	3,74	3,99	1	5
	profesoras	404	3,84	1,151	0,057	3,73	3,95	1	5
	Total	761	3,85	1,174	0,043	3,77	3,94	1	5

TABLA 5
ANOVA

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
ACTITUD1	Inter-grupos	5,049	1	5,049	12,565	0,000
	Intra-grupos	307,392	765	0,402		
	Total	312,441	766			
ACTITUD1	Inter-grupos	4,265	1	4,265	5,245	0,022
	Intra-grupos	624,515	768	0,813		
	Total	628,781	769			
ACTITUD1	Inter-grupos	41,651	1	41,651	38,368	0,000
	Intra-grupos	833,695	768	1,086		
	Total	875,345	769			
ACTITUD1	Inter-grupos	14,603	1	14,603	10,218	0,001
	Intra-grupos	1093,350	765	1,429		
	Total	1107,953	766			
ACTITUD1	Inter-grupos	10,609	1	10,609	7,907	0,005
	Intra-grupos	1021,021	761	1,342		
	Total	1031,630	762			
ACTITUD1	Inter-grupos	,085	1	,085	0,061	0,804
	Intra-grupos	1048,136	759	1,381		
	Total	1048,221	760			

TABLA 6
Prueba de homogeneidad de varianzas

	Estadístico de Levene	gl1	gl2	Sig.
ACTITUD1	0,062	1	765	0,803
ACTITUD2	2,370	1	768	0,124
INTENCION1	4,211	1	768	0,041
INTENCION2	3,366	1	765	0,067
INTENCION3	0,215	1	761	0,643
INTENCION4	0,099	1	759	0,754

4.1. Medidas

Los constructos se midieron adaptando escalas similares a las ya propuestas y validadas en la literatura (véase, como se señaló anteriormente, 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 2), salvo los indicadores que miden el ‘uso de la Web’ (medidas adaptadas de la 10th GVVU Web User Survey), las cuales se midieron subjetivamente debido a la dificultad inherente en el registro de comportamientos objetivos *online*. En este sentido, Venkatesh y Davis (2000) señalan que ambas medidas de comportamiento (i.e. objetivos y subjetivas) correlacionan adecuadamente.

CUADRO 2

Encuesta

Act – Inten [1, muy en desacuerdo – 5, muy de acuerdo]*ACT1. Mi actitud hacia el uso de la Web es favorable**ACT2. Me gusta navegar por la Web**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 [1, muy en desacuerdo – 5, muy de acuerdo]***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 [1, muy en desacuerdo – 5, muy de acuerdo]***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***4.2. Análisis del modelo**

Un modelo de ecuaciones lineales estructurales se propone para establecer las relaciones entre los constructos y también el poder predictivo del modelo estructural. Más 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 desarrollo; la técnica PLS ha ido ganando aceptación e interés entre los investigadores en sistemas de información (véase Aubert *et al.*, 1994; Chin y Gopal 1995; Compeau y Higgins 1995). Por otra parte, en nuestro estudio la variable ‘uso de la Web’ se mide con dos indicadores formativos (i.e. 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 (véase Diamantopoulos y Winklhofer, 2001). Siendo un constructo emergente y no latente, no puede ser fácilmente modelado usando LISREL u otras propuestas basadas en la covarianza ya que éstas asumen implícitamente que los indicadores deben ser reflectivos.

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

La validez de contenido la asumimos al analizarse el contenido de la escala de medida con éxito en otros trabajos. Más aún, la revisión de la literatura afín a las escalas empleadas ha sido metodológicamente rigurosa y los procedimientos empleados tanto en lo que se refiere a la creación como a la evaluación de su fiabilidad y validez precisos para el objetivo.

Los resultados obtenidos son aceptables considerando la naturaleza exploratoria del estudio. En los constructos diseñados con indicadores reflectivos (constructos latentes) examinamos la fiabilidad del indicador a través de las cargas factoriales, que deben ser interpretadas de la misma manera que las cargas factoriales en un análisis de componentes principales; es decir, como las correlaciones entre el indicador reflectivo y el componente (véase Tabla 4 y 5). 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 (i.e. profesores y profesoras), los indicadores reflectivos superan el nivel crítico propuesto (salvo UTI1 y FAC3; muestra de profesores-; FAC3; muestra de profesoras-), habiendo eliminando, no obstante, las variables FAC2 y FAC6 que alcanzaban valores inferiores a 0,6. Por otro lado, dos indicadores formativos causan el constructo uso de la Web –constructo emergente-; se resumen también sus valores en las Tablas 7 y 8. 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).

Además, hemos comprobado la significación de las cargas con el procedimiento de re-muestreo (500 sub-muestras) para obtener los estadísticos t. Todas las cargas factoriales son significativas. Conviene, no obstante, destacar que la frecuencia de uso de la Web (i.e. indicador formativo del uso de la Web) –en la muestra de mujeres– no es significativo.

La fiabilidad del constructo se estima mediante la fiabilidad compuesta o consistencia interna (ρ_c). Nunnally (1978) sugiere el valor 0,7 como ratio crítico en estadios iniciales de la investigación. En nuestro estudio, los constructos latentes son fiables. Todos ellos presentan medidas de consistencia interna que exceden el valor 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 restantes elementos de su fila y columna correspondiente –correlaciones entre constructos– (Barclay *et al.*, 1995). En los modelos planteados, los constructos satisfacen la condición impuesta. Por la razón señalada, aceptamos la validez discriminante. Véanse tablas 9 y 10.

TABLE 7
Profesores. Fiabilidad individual del ítem, y del constructo. Validez convergente

Constructos	Variables	Cargas	ρ_c	AVE	Error estándar	Estadístico T
Utilidad	UTI1	0,6904	0,903	0,609	0,0420	16,4120
	UTI2	0,7409			0,0436	17,1608
	UTI3	0,8067			0,0379	21,3606
	UTI4	0,7808			0,0257	30,4971
	UTI5	0,8547			0,0170	50,1546
	UTI6	0,7886			0,0217	36,4158
Facilidad de uso	FAC1	0,8194	0,885	0,608	0,0211	38,7797
	FAC3	0,6715			0,0392	17,2601
	FAC4	0,8353			0,0206	40,5728
	FAC5	0,7678			0,0282	27,1968
	FAC7	0,7872			0,0283	27,9747
Actitud	ACT1	0,9046	0,864	0,761	0,0117	77,5961
	ACT2	0,8352			0,0256	32,7631
Intención	INT1	0,8397	0,912	0,721	0,0166	50,3975
	INT2	0,8123			0,0308	26,3119
	INT3	0,9012			0,0107	84,4446
	INT4	0,8426			0,0162	51,8967
Constructos	Variables	Cargas	ρ_c	AVE	Error estándar	Estadístico T
Uso	Uso semanal	0,6919			0,1488	4,6502
	Frecue. uso	0,4289			0,1634	2,6250

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

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

TABLE 8
Profesoras. Fiabilidad individual del ítem, y del constructo. Validez convergente

Constructos	Variables	Cargas	ρ_c	AVE	Error estándar	Estadístico T
Utilidad	UTI1	0,7320	0,942	0,730	0,0222	33,0884
	UTI2	0,8638			0,0152	56,6760
	UTI3	0,8876			0,0130	68,4592
	UTI4	0,8677			0,0121	71,7751
	UTI5	0,8773			0,0127	68,9532
	UTI6	0,8847			0,0128	69,1950
Facilidad de uso	FAC1	0,7364	0,856	0,544	0,0255	28,9172
	FAC3	0,6735			0,0412	16,6090
	FAC4	0,7923			0,0202	39,0929
	FAC5	0,7518			0,0252	29,9116
	FAC7	0,7120			0,0357	20,0849
Actitud	ACT1	0,9017	0,877	0,781	0,0082	110,3503
	ACT2	0,8682			0,0136	63,6196
Intención	INT1	0,7931	0,877	0,641	0,0229	34,5713
	INT2	0,7676			0,0224	34,2504
	INT3	0,8750			0,0126	69,5015
	INT4	0,7654			0,0231	33,1751
Constructos	Variables	Cargas	ρ_c	AVE	Error estándar	Estadístico T
Uso	Uso semanal	0,9215			0,0704	13,0952
	Frecue. uso	0,1447			0,1007	1,4364

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, no asterisco = 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 9
Profesores. Validez discriminante

Constructos	Utilidad	Facilidad	Actitud	Intención	Uso
Utilidad	0,780				
Facilidad	0,418	0,780			
Actitud	0,506	0,339	0,872		
Intención	0,396	0,341	0,504	0,849	
Uso	0,194	0,036	0,218	0,414	–

Nota: Para simplificar la comparación, los elementos de la diagonal principal –en cursiva y negrita– corresponden a la raíz cuadrada de los valores AVE. Los elementos restantes corresponden a las correlaciones entre constructos. Para asumir la validez discriminante, el elemento de la diagonal principal debe ser superior a los elementos de su fila y columna.

TABLA 10
Profesoras. Validez discriminante

Constructos	Utilidad	Facilidad	Actitud	Intención	Uso
Utilidad	0,854				
Facilidad	0,429	0,738			
Actitud	0,629	0,485	0,884		
Intención	0,399	0,206	0,621	0,801	
Uso	0,372	0,212	0,455	0,564	–

Nota: Para simplificar la comparación, los elementos de la diagonal principal –en cursiva y negrita– corresponden a la raíz cuadrada de los valores AVE. Los elementos restantes corresponden a las correlaciones entre constructos. Para asumir la validez discriminante, el elemento de la diagonal principal debe ser superior a los elementos de su fila y columna.

5.2. Modelo estructural

Consistente con Chin (1998), el procedimiento de remuestreo bootstrap (500 submuestras) se emplea para generar los errores estándares y los valores t, que nos permiten dotar de significación estadística a los coeficientes β s, que presentamos a continuación en las Figuras 4 y 5. Más aún, las hipótesis formuladas sobre las intensidades de las relaciones entre ambas muestras (i.e. profesores y profesoras) se examinan estadísticamente mediante la comparación de los coeficientes β s del modelo estructural. La comparación estadística se ejecuta siguiendo el procedimiento sugerido por Chin (2000) para desarrollar un análisis multi-grupo e implementado en Keil *et al.* (2000) (véanse Ecuaciones 1 y 2). Los resultados se recogen en las Tablas 11 y 12.

Al tratarse de un estudio *cross-sectional*, manifestamos prudencia en los resultados alcanzados y evitamos aseverar categóricamente causalidades entre constructos.

- La actitud hacia el uso influye significativamente la intención de uso de la Web; en ambos modelos la relación es significativa y el valor alcanzado en la muestra de hombres es inferior a la muestra de mujeres, no rechazando las hipótesis H1 y H1a. La actitud hacia el uso es pues un mediador significativo en ambas muestras, si bien su influencia es superior en la muestra de mujeres que deciden no *intentar* la Web hasta haber formado sus actitudes tras una evaluación y relación con sus creencias y experiencias previas.

- La utilidad percibida y la facilidad de uso influyen significativamente la actitud hacia el uso; los valores apoyan las hipótesis H2 y H3. Además, se comprueba satisfactoriamente la hipótesis H3a que establece que la relación entre la facilidad de uso y la actitud es significativamente superior en la muestra de profesoras. No obstante, la hipótesis H2a que establece que la relación entre la utilidad percibida y la actitud es significativamente mayor entre las mujeres, no se corrobora; nuestro resultado indica que no existen diferencias estadísticamente significativas.
- La utilidad percibida influye significativamente la intención de uso en la muestra de hombres; no obstante, la relación no es significativa en la muestra de mujeres. El resultado apoya parcialmente la hipótesis H4. Además, el resultado corrobora la hipótesis H4a; esta última establece una relación superior en la muestra de hombres, los cuales deciden emprender una acción incluso en situaciones que incrementan las recompensas externas y la actitud no ha sido *ajustada comprensivamente*.
- La facilidad de uso percibida influye significativamente la utilidad percibida, apoyando H5. No obstante, la relación propuesta por la hipótesis H5a es rechazada; el valor no es significativamente superior en la muestra de profesores. Los valores en ambas muestras no difieren estadísticamente. Una posible explicación reside en (1) 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 (2) el hecho de que ambas muestras corresponden a un perfil profesional con necesidades de eficacia en el cumplimiento de sus tareas y actividades. En este sentido, los resultados alcanzados en nuestro estudio corresponden a los evidenciados por Venkatesh y Morris (2000) en su estudio sobre el sexo y la aceptación y uso de una nueva tecnología. Solicitamos una mayor investigación de esta relación
- Finalmente, la intención de uso influye significativamente el uso de la Web en ambas muestras, confirmando H6.

TABLA 11
Resultados del análisis del modelo estructural

		Profesoras		Profesores		
H ₀		β	t-estadíst. (bootstrap)	β	t-estadíst. (bootstrap)	Hipótesis
Act → Int	H1	0,611***	11,8776	0,408***	7,3489	Aceptada
Uti → Act	H2	0,516***	11,9899	0,442***	9,7915	Aceptada
Fac → Act	H3	0,263***	7,3817	0,154***	3,7801	Aceptada
Uti → Int	H4	0,014	0,2647	0,189***	3,7060	Aceptada parcialmente
Fac → Uti	H5	0,429***	12,1943	0,418***	8,1879	Aceptada
Int → Uso	H6	0,564***	16,3886	0,414***	9,3585	Aceptada

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, no asterisco = no significativo (basado en t₍₂₄₀₎, dos colas)
 t_(0.001; 499) = 3,319543035; t_(0.01; 499) = 2,590452926; t_(0.05; 499) = 1,967007242

Ecuación 1
T-estadístico con m + n-2 grados de libertad

$$t = \frac{\beta_{profesores} - \beta_{profesoras}}{Sp \times \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}}$$

Ecuación 2.

Estimador para la varianza

$$Sp = \sqrt{\frac{(m-1)^2}{(m+n-2)} \times SE_{profesores}^2 + \frac{(n-1)}{(m+n-2)} \times SE_{profesoras}^2}$$

TABLA 12
Resultados del análisis multi-grupo

H ₀		Error estándar (SE)		Sp	β _M - β _V	T-Estadístico	Hipótesis
		Profesoras	Profesores				
Act → Int	H1a M > H	0,0514	0,0555	0,07547	0,203	2,690	Aceptada
Uti → Act	H2a M > H	0,0426	0,0451	0,06197	0,074	1,194	No aceptada
Fac → Act	H3a M > H	0,0356	0,0407	0,05376	0,109	2,027	Aceptada
Uti → Int	H4a M < H	0,0529	0,0510	0,07381	-0,175	-2,371	Aceptada
Fac → Uti	H5a M < H	0,0352	0,0511	0,06085	0,011	0,181	No aceptada

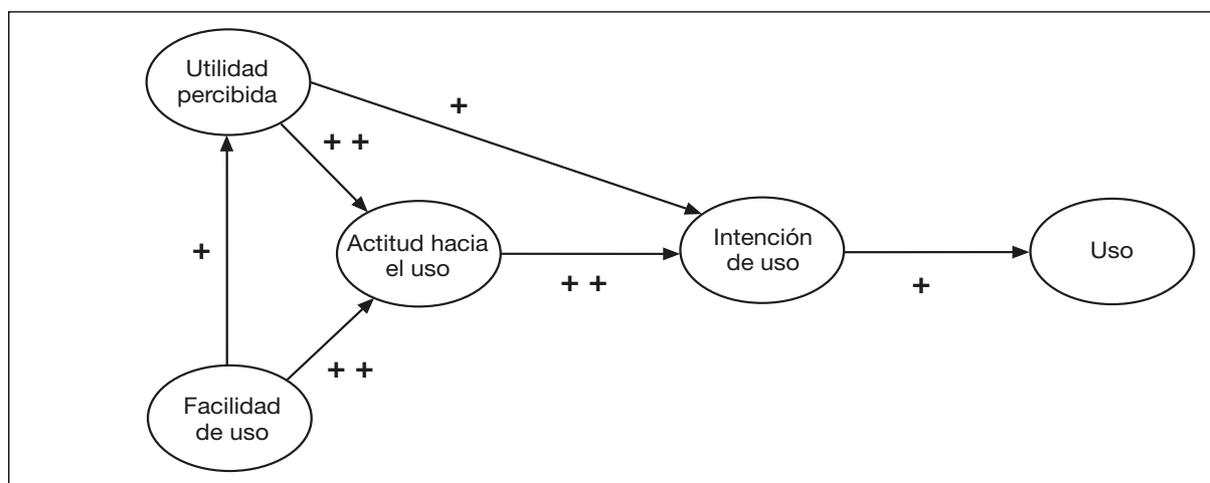
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, no asterisco = no significativo (basado en t₍₂₄₀₎, dos colas)
 t_(0.001; 768) = 3,319543035; t_(0.01; 768) = 2,590452926; t_(0.05; 768) = 1,967007242

TABLA 13
Impacto de las creencias sobre la actitud hacia el uso

Variables	Muestras	R ² completo	R ² excluido	f ²
Utilidad	Profesoras	0,453	0,240	0,3893
	Profesores	0,276	0,125	0,2085
Facilidad de uso	Profesoras	0,453	0,398	0,1005
	Profesores	0,276	0,257	0,0262

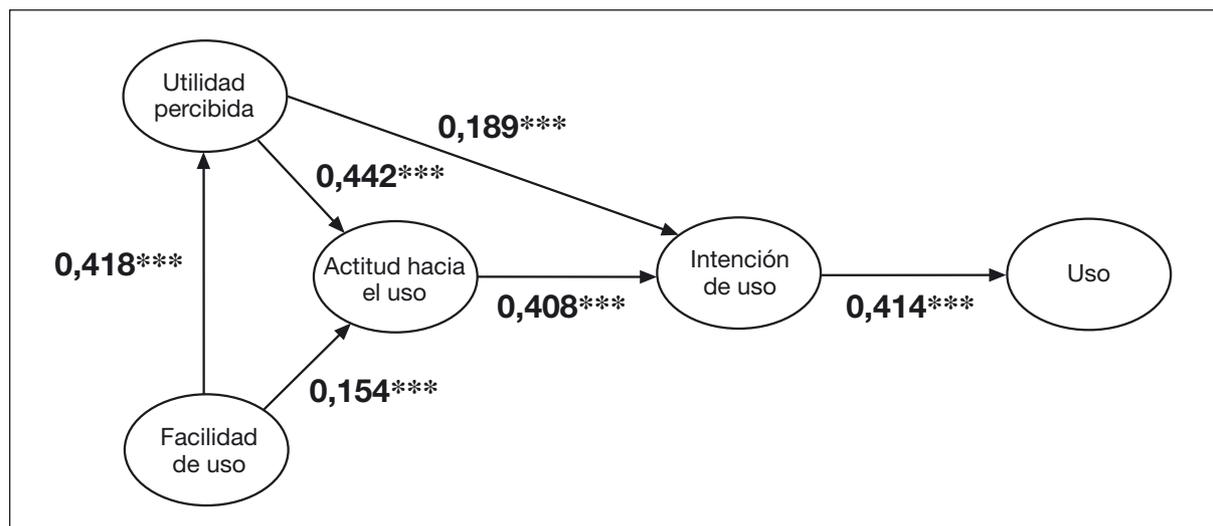
*Reducido: 0.02; **medio: 0.15; ***alto: 0.35; ns: no significativo

FIGURA 3
Profesores. Resultados



*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, no asterisco = 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

FIGURA 4
Profesoras. Resultados



*** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, no asterisco = 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 en la sección anterior permiten concluir, por un lado, que los profesores y profesoras aceptan y usan la Web por motivos con diferente importancia relativa; por otro lado, el modelo propuesto es fiable y válido.

El papel del sexo (i.e. profesores y profesoras) influye en la actitud e intención de uso de la Web (a favor de los profesores) y modera significativamente las relaciones claves del modelo examinado; los profesores y las profesoras no valoran de igual modo los motivos: utilidad y facilidad de uso percibidas.

En general, asumimos que las actitudes de los profesores y sus habilidades percibidas en el uso de las tecnologías que asisten la enseñanza y el aprendizaje, son factores esenciales en la aceptación inicial y sus comportamientos futuros de uso asociados (véase también Violato *et al.*, 1989; Koohang, 1989). Podemos concluir que los profesores muestran una mayor confianza con la Web, lo cual (1) influye decisivamente en sus niveles de actitud e intención de uso y (2) obliga a tener en cuenta las necesidades singulares del colectivo de profesoras. Por otro lado, los profesores centran su atención en el proceso de toma de decisiones; en particular, los profesores intentan la Web sin una elaboración comprensiva de sus actitudes –véase la relación entre utilidad percibida e intención– y asumen en ocasiones comportamientos por su instrumentalidad derivada sin una valoración previa integral de las claves informativas previstas. Por otro lado, las profesoras equilibran sus decisiones valorando las creencias sobre utilidad y facilidad de uso y formando sus actitudes comprensivamente, no asumiendo comportamientos sin un análisis detallado, valoración y relación de las claves informativas.

En definitiva, considerando los resultados alcanzados y las creencias analizadas, podemos concluir que el modo de procesamiento de la información entre los profesores y las profesoras (i.e. sus estilos de procesamiento cognitivo) argumentan el peso de las creencias analizadas (i.e. utilidad y facilidad de uso percibidas) sobre las actitudes y las intenciones de uso de la Web.

En este contexto y más allá del resultado mostrado por la hipótesis H_{2a} en el análisis multigrupo, excluyendo la variable utilidad percibida del modelo propuesto, comprobamos –en las muestras de profesores y profesoras– una reducción del valor $R^2_{actitud}$ hasta los niveles 0,125 y 0,240, respectivamente (véase Tabla 13). El impacto relativo de la utilidad percibida sobre la actitud hacia el uso de la Web es

superior pues en la muestra de profesoras ($f^2 = 0,3893$) que en la muestra de profesores ($f^2 = 0,2085$). El impacto relativo de la facilidad de uso sobre la actitud hacia el uso de la Web es también superior en la muestra de profesoras ($f^2 = 0,1005$) que en la muestra de profesores ($f^2 = 0,0262$). En otras palabras, la actitud hacia el uso sería un mediador de mayor entidad en la muestra de profesoras.

Más aún, los hallazgos del estudio señalan que la utilidad percibida es un factor esencial y principal en la aceptación y uso de la Web. Desde una perspectiva práctica, la planificación y el diseño de la Web y sus concreciones en sitios web deben favorecer el logro de los objetivos y tareas previstas por los profesores y las profesoras; en ambas muestras, la utilidad percibida alcanza β s superiores a la facilidad de uso en la formación de las actitudes hacia el uso de la Web. Se explica por las muestras seleccionadas; ambas corresponden a grupos profesionales y el uso interpretado de la Web corresponde a comportamientos instrumentales dirigidos por un objetivo. Por otra parte, la facilidad de uso alcanza un valor β superior y significativo en la muestra de profesoras ($\beta_{\text{profesoras}}: 0,263 > \beta_{\text{profesores}}: 0,154$); ello induce a un diseño de la Web –y sus concreciones en páginas web– fácil de usar; es decir, tendente al ahorro de esfuerzos en su uso y la ausencia de complejidad en las primeras etapa de la iniciación.

No obstante, pese a las conclusiones señaladas, debemos recoger un conjunto de limitaciones. En primer lugar, el estudio realizado es de carácter transversal; en la medida que las actitudes y las intenciones pueden cambiar con el tiempo sería interesante medirlas en diferentes momentos. En segundo lugar, el modelo necesita ser examinado con medidas objetivas de uso de la Web; en nuestra investigación, como ya fue señalado, las medidas son subjetivas. Como señalan Sánchez-Franco y Rodríguez (2004), existen problemas metodológicos asociados con tales medidas; por ejemplo, la diferente percepción del tiempo mientras se navega por la Web, especialmente entre aquellos usuarios que experimentan estados de flujo (i.e. distorsión del tiempo). En tercer lugar, las respuestas al estudio fueron voluntarias; por este motivo, es más probable que individuos implicados con el tema de la investigación hayan respondido en mayor proporción. Por último, sería conveniente correlacionar los resultados alcanzados con los obtenidos en muestras donde la segmentación se establezca a partir de los constructos de feminidad y masculinidad.

7. Referencias bibliográficas

- ACKER, S. y OAKLEY, K. (1993): “Gender issues in education for science and technology: Current situation and prospects for change”, *Canadian Journal of Education*, vol. 18, nº 3, pp. 255-272.
- AGARWAL R. y PRASAD, J. (1998): “A conceptual and operational definition of personal innovativeness in the domain of information Technology”, *Information System Research: A Journal of Institute of Management Sciences*, june, vol. 9, nº 2, pp. 204-215.
- AGARWAL, R. y KARAHANNA, E. (2000): “Time flies when you’re having fun: Cognitive absorption and beliefs about information technology usage”, *MIS Quarterly*, vol. 24, nº 4, pp. 665-694.
- AGOR, W. H. (1986): *The logic of intuitive decision Making. a research-based approach for top management*. New York, NY. Quorum Books.
- AJZEN, I. y FISHBEIN, M. (1980): *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, Inc.
- ALBA, J. W. y HUTCHINSON, W. J. (1987): “Dimensions of consumer expertise”, *Journal of Consumer Research*, vol. 13, marzo, pp. 411-454.
- ALLINSON, C. W. y HAYES, J. (1996): “The Cognitive Style Index a measure of intuition-analysis for organizational research”, *Journal of Management Studies*, vol. 33, nº 1, pp. 119-135
- ANDERSON, A. A. (1996): “Predictors of computer anxiety and performance in information systems”, *Computers and Human Behavior*, vol. 12, pp. 61-77.
- ANDERSON, R. E. (1997): “A research agenda for computing and the social sciences”, *Social Science Computer Review*, vol. 15, pp. 123-134.
- AUBERT, B. A.; RIVARD, S. y PATRY, M. (1994): “Development of measures to assess dimension of IS operation transactions”, en DeGross, J. I., Huff, S. L. y Munro, M. C. (Eds.), *Proceedings of the 15th. International Conference on Information Systems*, Vancouver, British Columbia, pp. 13-26.

- BABIN, B. J.; WILLIAM R. D. y GRIFFINN, M. (1994): "Work and/or fun: Measuring hedonic and utilitarian shopping value en *Journal of Consumer Research*, vol. 20, marzo, pp. 644-656.
- BANDURA, A.; ADAMS, N. E. y BEYER, J. (1977): "Cognitive processes mediating behavioural change", *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 35, pp. 125-139
- BARCLAY, D.; HIGGINS, C. y THOMPSON, R. (1995): "The Partial Least Squares (PLS) approach to causal modelling: Personal computer adoption and use as an illustration. Technology Studies", *Special Issue on Research Methodology*, vol. 2, n° 2, pp. 285-309.
- BARLING, J. y BEATTIE, R. (1983): "Self-efficacy beliefs and sales performance", *Journal of Organizational Behavior Management*, vol. 5, pp. 41-51.
- BHATTACHERJEE, A. (2001): "An empirical analysis of the antecedents of electronic commerce service continuance", *Decision Support Systems*, vol. 32, n° 2, pp. 201-214.
- BOLLEN, K. A. (1984): "Multiple indicators: Internal consistency or no necessary relationship?", en *Quality and Quantity*, vol. 18, pp. 377-385.
- BRITON, N. J. y HALL J. (1995): "Beliefs about female and male nonverbal communication", *Sex Roles: A Journal of Research*, vol. 32, n°s 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*, vol. 12, n° 5, pp. 542-67.
- BUSCH, T. (1995): Attitudes towards computers, *Journal of Educational Computing Research*, vol. 12, n° 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*, vol. 32, n° 4, pp. 699-719.
- CHEN, L.; GILLENSON, M. L. y SHERRELL, D. L. (2002): "Enticing online consumers: An extended technology acceptance perspective", *Information & Management*, vol. 39, pp. 705-719.
- CHIN, W. W. (2004): *Frequently Asked Questions - Partial Least Squares and PLS-Graph 2000*. Disponible. (17 marzo 2004): <http://disc-nt.cba.uh.edu/chin/plsfaq/plsfaq.htm>.
- CHIN, W. W. (1998): "The Partial Least Squares approach for structural equation modelling", Marcoulides, G.A. (ed.), *Modern Methods for Business Research*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.
- CHIN, W. W. y GOPAL, A. (1995): "Adoption intention in GSS: Relative importance of beliefs", *DataBase: The DataBase for Advances in Information Systems*, vol. 26, n°s 2-3, pp. 42-64.
- COMBER, C.; COLLEY, A.; HARGREAVES, D. J. y DORN, L. (1997): "The effects of age, gender, and computer experience upon computer attitudes", *Educational Research*, vol. 39, n° 2, pp. 123-133.
- COMPEAU, D. y HIGGINS, C. (1995): "Application of social cognitive theory to training for computer skills", *Information Systems Research*, vol. 6, n° 2, pp. 118-143.
- DAVIS, F. D. (1989): "Perceived usefulness, perceived ease of use and user acceptance of information", *MIS Quarterly*, vol. 13, n° 3, pp. 319-342.
- DAVIS, F. D. (1993): "User acceptance of information technology: System characteristics, user perceptions and behavioral impacts", *International Journal of Man-Machine Studies*, vol. 38, pp. 475-487.
- 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.; BAGOZZI, R. P. y WARSAW, P. R. (1989): "User acceptance of computer technology: A comparison of two theoretical models", *Management Science*, vol. 35, n° 8, pp. 983-1003.
- DIAMANTOPOULOS, A. y WINKLHOFFER, H. M. (2001): "Index construction with formative indicators: An alternative to scale development", *Journal of Marketing Research*, vol. 38, pp. 269-277.
- DURNDELL, A. y LIGHTBODY, P. (1993): "Gender and computing: Change over time?", *Computers & Education*, vol. 21, n° 4, pp. 16-25.
- DURNDELL, A. y THOMSON, K. (1997): "Gender and computing: A decade of change?", *Computers & Education*, vol. 28, n° 1, pp. 1-9.
- FENECH, T. (1998): "Using perceived ease of use and perceived usefulness to predict acceptance of the World Wide Web", *Computer Networks and ISDN Systems*, vol. 30, pp. 629-630.
- 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*, vol. 18, febrero, pp. 39-50.
- 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*, vol. 21, n° 4, pp. 389-400.
- HARRISON, A. W. y R. K. RAINER, JR. (1992): "The influence of individual differences on skill in end-user computing", en *Journal of Management Information Systems*, vol. 9, n° 1, pp. 93-111.
- 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, Diciembre, 22-26.
- IGBARIA, M. y CHAKRABARTI, A. (1990): "Computer anxiety and attitudes towards computer use", *Behavior & Information Technology*, vol. 9, n° 3, pp. 229-241.
- JOHNSON, R. A. y HIGNITE, M. A. (2000): "Student usage of the World Wide Web: A comparative study", *Journal of Computer Information Systems*, vol. 40, n° 4, pp. 93-97.
- 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*, vol. 33, n° 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.
- KIRTON, M. J. (1989): "Adaptors and innovators at work", Kirton M.J. (ed.), *Adaptors and Innovators: Styles of Creativity and Problem-Solving*, pp. 56-78, Routledge, London.
- KOOHANG, A. A. (1989): "A study of attitudes toward computers: Anxiety, confidence, liking and perception of usefulness", *Journal of Research on Computing in Education*, vol. 22, n° 2, pp. 137-150.
- LEDERER, A. L.; MAUPIN, D. J.; SENA, M. P. y ZHUANG, Y. (2000): "The technology acceptance model and the World Wide Web", *Decision Support Systems*, vol. 29, n° 3, pp. 269-282.
- LEGRIS, P.; INGHAM, J. y COLLERETTE, P. (2003): "Why do people use information technology? A critical review of the technology acceptance model", *Information and Management*, vol. 40, pp. 191-204.
- 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*, vol. 20, n° 3, pp. 197-208.
- LINN, M. D. y HYDE, J. S. (1989): "Gender, mathematics and science", *Educational Researcher*, vol. 31, pp. 27-35.
- MEYERS-LEVY, J. (1989): "Gender differences in information processing: A selectivity interpretation", Cafferata, P. and 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*, vol. 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*, vol. 28, pp. 84-96.
- MINTON, H. L. y SCHNEIDER, F. W. (1980): *Differential psychology*. Prospect Heights, IL: Waveland Press.
- MOON, J. y KIM, Y. (2001): "Extending the TAM for a World-Wide-Web context", *Information and Management*, vol. 38, pp. 217-230.
- MORRIS M. y DILLON, A. (1997): "How user perceptions influence software use", *IEEE Software*, vol. 14, n° 4, pp. 58-65
- NOVAK T. P.; HOFFMAN, D. L. y YUNG, Y. (2000): "Measuring the customer experience in online environments: A structural modeling approach", *Marketing Science*, vol. 19, n° 1, pp. 22-42.
- NUNNALLY, J. (1978): *Psychometric theory*, 3ª edición. New York: McGraw-Hill.
- O'CASS, A. y FENECH, T. (2003): "Web retailing adoption: Exploring the nature of internet users web retailing behavior", *Journal of Retailing and Consumer Services*, vol. 10, pp. 81-94.
- OKEBUKOLA, P. A. y WODA, A.B. (1993): "The Gender factor in computer anxiety and interest among some Australian high school students", *Educational Research*, vol. 35, n° 2, pp. 181-189.
- RUSSELL, G. y BRADLEY, G. (1997): "Teachers' computer anxiety: Implications for professional development", *Education and Information Technologies*, vol. 2, n° 1, pp. 17-30.
- SÁNCHEZ-FRANCO, M. J. y RODRÍGUEZ-BOBADA REY, J. (2004): "Personal factors affecting users' web session lengths en *Internet Research-Electronic Networking Applications and Policy*, vol. 14, n° 1, pp. 62-80.

- SÁNCHEZ-FRANCO, M. J. y ROLDÁN, J. L. (2005): "Web acceptance and usage model: A comparison between goal-directed and experiential web users", *Internet Research-Electronic Networking Applications and Policy*, vol. 15, nº 1, pp. 21-48.
- SHASHAANI, L. (1993): "Gender-based differences toward computers", en *Computers & Education*, vol. 20, nº 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*, vol. 20, nº 2, pp. 195-203.
- SZAJNA, B. (1996): "Empirical evaluation of the revised Technology Acceptance Model", *Management Science*, vol. 42, nº 1, pp. 85-92.
- TAN, M. y TEO, T. S. H. (2000): "Factors influencing the adoption of Internet banking", *Journal of Association for Information Systems*, vol. 1, nº 1, pp. 1-42.
- TAYLOR, S. y TODD, P.A. (1995A): "Understanding Information Technology Usage: A test of competing models" en *Information Systems Research*, vol. 6, nº 1, pp. 144-176.
- TAYLOR, S. y TODD, P. (1995b): "Assessing IT usage: The role of prior experience en *MIS Quarterly*, vol. 19, nº 4, pp. 561-570.
- TEO, T.; LIM, V. y LAI, R. (1999): "Intrinsic and extrinsic motivation in internet usage", *Omega, International Journal of Management Science*, vol. 27, nº 1, pp. 25-37.
- VAN DER HEIJDEN, H. (2003): "Factors influencing the usage of websites: The case of a generic portal in The Netherlands", *Information & Management*, vol. 40, nº 6, pp. 541-549.
- VAN DER HEIJDEN, H.; VERHAGEN, T. y CREEMERS, M. (2003): "Understanding online purchase intentions: Contributions from technology and trust perspectives", *European Journal of Information Systems*, vol. 12, pp. 41-48.
- VENKATESH, V. y DAVIS, F.D. (1996): "A model of the antecedents of perceived ease of use: Development and test", *Decision Sciences*, vol. 27, nº 3, pp. 451-481.
- VENKATESH, V. y DAVIS, F.D. (2000): "Theoretical extension of the technology acceptance model: Four longitudinal field studies", *Management Science*, vol. 46, nº 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*, vol. 24, nº 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*, invierno, pp. 199-213.
- WEBSTER, J. y MARTOCCHIO, J. J. (1992): "Microcomputer playfulness: Development of a measure with workplace implications", *MIS Quarterly*, vol. 16, nº 2, pp. 201-226.
- WHITELY, B. E., Jr. (1997): "Gender differences in computer related attitudes and behaviour: A meta analysis", *Computers in Human Behavior*, vol. 13, nº 1, 1-22.
- WITKIN, H. A. y GOODENOUGH, D. R. (1981): "Cognitive Styles: Essence and origins, field dependence and field independence", *Psychological Issues*, vol. 14, nº 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*, vol. 1, pp. 1-64.
- YUEN, H. K.; LAW, N. y CHAN, H. (1999): "Improving IT training for serving teachers through evaluation", G. Cumming, T. Okamoto y L. Gomez (Eds.), *Advanced Research in Computers and Communications in Education* (pp. 441-448): Amsterdam: IOS Press.