



La calidad del servicio percibida en entornos virtuales de formación superior

María Jesús Martínez Argüelles

ADVERTIMENT. La consulta d'aquesta tesi queda condicionada a l'acceptació de les següents condicions d'ús: La difusió d'aquesta tesi per mitjà del servei TDX (www.tdx.cat) ha estat autoritzada pels titulars dels drets de propietat intel·lectual únicament per a usos privats emmarcats en activitats d'investigació i docència. No s'autoritza la seva reproducció amb finalitats de lucre ni la seva difusió i posada a disposició des d'un lloc aliè al servei TDX. No s'autoritza la presentació del seu contingut en una finestra o marc aliè a TDX (framing). Aquesta reserva de drets afecta tant al resum de presentació de la tesi com als seus continguts. En la utilització o cita de parts de la tesi és obligat indicar el nom de la persona autora.

ADVERTENCIA. La consulta de esta tesis queda condicionada a la aceptación de las siguientes condiciones de uso: La difusión de esta tesis por medio del servicio TDR (www.tdx.cat) ha sido autorizada por los titulares de los derechos de propiedad intelectual únicamente para usos privados enmarcados en actividades de investigación y docencia. No se autoriza su reproducción con finalidades de lucro ni su difusión y puesta a disposición desde un sitio ajeno al servicio TDR. No se autoriza la presentación de su contenido en una ventana o marco ajeno a TDR (framing). Esta reserva de derechos afecta tanto al resumen de presentación de la tesis como a sus contenidos. En la utilización o cita de partes de la tesis es obligado indicar el nombre de la persona autora.

WARNING. On having consulted this thesis you're accepting the following use conditions: Spreading this thesis by the TDX (www.tdx.cat) service has been authorized by the titular of the intellectual property rights only for private uses placed in investigation and teaching activities. Reproduction with lucrative aims is not authorized neither its spreading and availability from a site foreign to the TDX service. Introducing its content in a window or frame foreign to the TDX service is not authorized (framing). This rights affect to the presentation summary of the thesis as well as to its contents. In the using or citation of parts of the thesis it's obliged to indicate the name of the author.



LA CALIDAD DEL SERVICIO PERCIBIDA

EN ENTORNOS VIRTUALES DE

FORMACIÓN SUPERIOR

Tesis doctoral: María Jesús Martínez Argüelles

Director: Dr. José María Castán Farrero

Departamento de Economía y Organización de Empresas

Universidad de Barcelona

Barcelona, Enero de 2006

CAPÍTULO 8. ANÁLISIS Y RESULTADOS DE LA INVESTIGACIÓN

“No dudo que los ingeniosos y versados matemáticos me apoyarán si están dispuestos a reconocer y a sopesar, no de forma superficial sino con la profundidad necesaria, aquellas pruebas que he aducido en este trabajo para demostrar mis teorías.”

Nicolás Copérnico

8.1. Introducción

En el capítulo anterior de esta tesis han quedado definidos los objetivos e hipótesis que constituyen el objeto de esta investigación, así como los datos que serán utilizados para el contraste de dichas hipótesis. Procedemos ahora al desarrollo de cada uno de los objetivos en un apartado que comienza con una breve descripción de las hipótesis a contrastar y de la metodología estadística que se aplicará para efectuar dicho contraste. A continuación se explica, justificando la oportunidad de su elección, el método de análisis estadístico aplicado y, por último, se exponen los resultados obtenidos en relación con cada hipótesis objeto de análisis, dando cuenta, por último, en relación con cada una de ellas, si procede, a la vista de los resultados obtenidos, su aceptación o su rechazo.

8.2. Análisis de las dimensiones que conforman la calidad del servicio percibida en la formación superior *online*

8.2.1. Introducción

El objetivo fundamental de este apartado es determinar cuáles son las dimensiones de la calidad del servicio percibida en la formación superior *online*. Con tal propósito aplicamos una medida directa de la calidad del servicio percibida, basada en el análisis de las percepciones de los estudiantes de programas de grado. La elección de este tipo de enfoque se ha justificado en el capítulo 7 de esta tesis por referencia, *in extenso*, al marco teórico expuesto en el capítulo 3, a cuyo tenor las medidas directas, basadas en las percepciones de la calidad del servicio, gozan de mayor eficacia y validez predictiva que las inspiradas en el paradigma disconfirmatorio. El contraste de la fiabilidad y la validez del instrumento de medida así obtenido, así como el examen de su capacidad explicativa, permitirá, en última instancia, ratificar la oportunidad de esa elección en el ámbito de estudio que nos ocupa.

Para alcanzar el objetivo que acabamos de exponer se realizó, en primer lugar, un análisis factorial de los datos, con el objetivo de comprobar si existe una estructura latente que permita subsumir el conjunto de 30 atributos sobre los que se ha encuestado a los estudiantes en un número más reducido de dimensiones o si, por el contrario, esos atributos deben ser directamente considerados en su totalidad al analizar la calidad del servicio percibida. Previamente se examina la adecuación de los datos disponibles a la aplicación del análisis factorial y, si los resultados son favorables, se procede a realizar el análisis factorial exploratorio y, seguidamente, el análisis factorial confirmatorio, que permitirá contrastar la validez del análisis exploratorio previamente realizado.

8.2.2. Adecuación del análisis factorial

Inicialmente se procede a examinar si los datos disponibles son adecuados para la aplicación de un análisis factorial de carácter exploratorio, ya que *a priori* se desconoce el número de componentes de la escala. En este momento se pretende aplicar este análisis al conjunto de 30 atributos relativos a la percepción que los estudiantes de programas de grado tienen sobre la calidad del servicio recibido. En la tabla 8.1 se muestra la media del nivel de calidad que consideran haber recibido los estudiantes en relación con los 30 atributos.

Los atributos se han ordenado en función decreciente del valor medio del nivel de calidad percibida. Cabe remarcar que todas las variables presentan valoraciones que oscilan entre 1 y 5, fluctuando la desviación típica de las medias de cada variable entre 0,728 y 1,128. El número de individuos que contesta a cada variable oscila entre el total de miembros de la muestra (1.870) y los 1.666 que han respondido a la cuestión referente al nivel de calidad de los servicios complementarios. Como se puede observar la media de prácticamente todas las variables (28) se sitúa por encima de 3, situándose incluso 7 atributos por encima de 4, es decir, de una *valoración elevada* del nivel de calidad del servicio recibida. Los atributos cuyo nivel de calidad se percibe como superior son los relativos a la amabilidad del personal docente, del personal administrativo y al sistema de evaluación. Por contra, las valoraciones más bajas se refieren a las actividades síncronas, los servicios complementarios y las compensaciones percibidas. Finalmente, destacar que la media global –relativa a las 30 variables– asciende a 3,725, próxima, por tanto, a un nivel *elevado* de calidad percibida.

Tabla 8.1. Estadísticos descriptivos de las percepciones de los atributos

Percepciones	Media	Mínimo	Máximo	Desviación típica	N
Amabilidad docentes	4,273	1	5	0,728	1865
Amabilidad administrativos	4,200	1	5	0,804	1862
Sistema de evaluación	4,129	1	5	0,772	1867
Información fidedigna	4,064	1	5	0,756	1865
Coherencia evaluación	4,041	1	5	0,776	1861
Planificación del programa	4,004	1	5	0,833	1866
Conectividad	4,003	1	5	0,831	1869
Navegabilidad	3,990	1	5	0,763	1869
Contribución de las actividades	3,957	1	5	0,808	1866
Cumplimiento plazos materiales	3,920	1	5	0,941	1863
Competencias docentes	3,919	1	5	0,830	1870
Seguridad	3,918	1	5	0,990	1867
Resolución problemas docentes	3,857	1	5	0,871	1858
Diseño del programa	3,855	1	5	0,747	1848
Solidez	3,852	1	5	0,879	1865
Simplicidad trámites administrativos	3,770	1	5	0,898	1858
Facilidad para reclamar	3,758	1	5	0,987	1856
Orientación del estudiante	3,688	1	5	0,943	1849
Rapidez navegación	3,673	1	5	0,871	1867
Resolución problemas informáticos	3,664	1	5	0,975	1836
Resolución problemas administrativos	3,610	1	5	1,038	1857
Materiales y recursos didácticos	3,602	1	5	0,990	1868
Cumplimiento plazos administrativos	3,535	1	5	1,030	1817
Feedback de las actividades	3,493	1	5	1,010	1868
Interacción entre estudiantes	3,432	1	5	1,007	1836
Biblioteca	3,428	1	5	1,009	1834
Actividades presenciales	3,319	1	5	1,001	1775
Compensaciones	3,195	1	5	1,118	1708
Servicios complementarios	2,975	1	5	0,982	1666
Actividades síncronas	2,615	1	5	1,074	1694

Una vez obtenida una impresión general sobre las valoraciones relativas a esos 30 atributos, se procede a examinar su adecuación para el análisis factorial. Es preciso recordar que el investigador no debe utilizar el análisis factorial para muestras inferiores a las 50 observaciones y, de hecho, el tamaño muestral debería ser, preferiblemente, de 100 o más individuos. En el caso que nos ocupa, el número de individuos que compone la muestra es de 1.870, por lo que se supera con creces el límite mínimo de observaciones. Por otra parte, este tipo de análisis únicamente debe emplearse cuando el número de observaciones sea, por lo menos, cinco veces mayor que el número de variables a analizar, considerándose aceptable una ratio de diez a uno (Hair *et al.*, 2004; pág. 88). En nuestro caso, el número de observaciones representa más de 60 veces el número de variables objeto de encuesta, por lo que también esta segunda restricción queda sobradamente salvada.

Para valorar la fiabilidad inicial de la escala,³⁶² se ha calculado el Alpha de Cronbach para el total de la muestra de estudiantes y el total de las 30 preguntas sobre percepciones. El resultado obtenido es de 0,9422. Este resultado evidencia la elevada fiabilidad de la escala aplicada, teniendo en cuenta que se recomienda que este coeficiente sea, por lo menos, de aproximadamente 0,70 para convenir que una escala es consistente internamente; siendo esa consistencia, además, más elevada a medida que el Alpha se aproxima a uno (Hair *et al.*, 2004).

A continuación se procede a refinar la escala eliminando aquellas variables que presentan una baja comunalidad –entendida ésta como la proporción de la varianza con la que cada una de las variables contribuye a la solución final– y/o una reducida ponderación en todos los factores del factorial (Hair *et al.*, 2004; pág. 101). Como resultado de este proceso de refinamiento se decide excluir del análisis ulterior las variables relativas a la seguridad, la información fidedigna, las compensaciones, la planificación del programa y la biblioteca.³⁶³ Por lo tanto, nos quedamos con una escala compuesta por 24 atributos, cuyas comunalidades son las que se indican a continuación.

Tabla 8.2. Comunalidades

Variables	Comunalidad		Variables	Comunalidad	
	Inicial	Extraída		Inicial	Extraída
Conectividad	1,000	0,723	Diseño del programa	1,000	0,539
Navegabilidad	1,000	0,533	Orientación del estudiante	1,000	0,501
Rapidez navegación	1,000	0,712	Materiales y recursos didácticos	1,000	0,527
Solidez	1,000	0,684	Competencias docentes	1,000	0,670
Facilidad para reclamar	1,000	0,681	Contribución de las actividades	1,000	0,597
Resolución problemas informáticos	1,000	0,661	Feedback de las actividades	1,000	0,585
Resolución problemas administrativos	1,000	0,721	Sistema de evaluación	1,000	0,569
Resolución problemas docentes	1,000	0,580	Coherencia evaluación	1,000	0,592
Amabilidad administrativos	1,000	0,579	Interacción entre estudiantes	1,000	0,485
Amabilidad docentes	1,000	0,568	Actividades presenciales	1,000	0,583
Simplicidad trámites administrativos	1,000	0,484	Actividades sincronicas	1,000	0,723
Cumplimiento plazos administrativos	1,000	0,470	Servicios complementarios	1,000	0,697

³⁶² Para realizar el análisis factorial se utiliza el paquete estadístico SPSS, versión 11.0.

³⁶³ De acuerdo con la denominación adoptada, este análisis supone la exclusión de las siguientes variables relativas a las percepciones: v5, v6, v15, v16, v19 y v27.

A pesar de que algunas de las comunalidades extraídas se sitúan por debajo del nivel inicialmente recomendado (0,50), las variables a las que hacen referencia se consideran de suficiente trascendencia como para ser mantenidas en el análisis ya que, por otra parte, no están pobremente representadas en la solución factorial (Hair *et al.*, 2004; pág. 102).

El examen de la matriz de correlaciones entre todas las variables permite comprobar que los atributos de partida están correlacionados. De hecho, una somera inspección visual pone de manifiesto la existencia de un número sustancial de correlaciones superiores a 0,3. Esta constatación, junto con el análisis del resto de indicadores recogidos en la siguiente tabla, permiten confirmar la idoneidad de la aplicación del análisis factorial exploratorio (Hair *et al.*, 2004).

Tabla 8.3. Indicadores de asociación entre las variables

Indicadores	Resultados
Matriz de correlaciones	VARIABLES CORRELACIONADAS
Determinante de la matriz de correlaciones	0,000004760
Índice de Kaiser-Meyer-Olkin	0,943
Test de esfericidad de Barlett	18617,726 (gl=276). Sig = 0,000
Medida de adecuación del análisis	Próxima a 1 para cada variable

Por un lado, el determinante de la matriz de correlaciones se aproxima a cero –sin ser exactamente igual–, lo que demuestra que las variables están linealmente correlacionadas, lo que constituye un buen síntoma de la idoneidad del análisis. Además, el resultado del test de esfericidad de Barlett, que contrasta la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones es una matriz identidad –en cuyo caso no existirían correlaciones significativas entre las variables y el análisis factorial no sería pertinente–, permite rechazar dicha hipótesis nula y confirmar la existencia de correlaciones entre las variables.

Por otro lado, la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin contrasta si las correlaciones parciales entre las variables son suficientemente pequeñas, comparando la magnitud de los coeficientes de correlación observados con la magnitud de los coeficientes de correlación parcial. Este índice oscila entre 0 y 1 y si excede de 0,9, como en este caso, se considera que la situación es excelente para la aplicación del análisis factorial. Adicionalmente, el análisis de la diagonal de la matriz de correlaciones anti-imagen cuyos valores están próximos a uno (oscilan entre 0,894 y 0,974) –valores superiores a 0,8 se consideran sobresalientes (Hair *et al.*, 2004; pág. 88)–, así como del resto de valores de dicha matriz (que son mayoritariamente reducidos y próximos a cero)

nos permiten confirmar la adecuación muestral para cada variable individualmente considerada.

En definitiva, el examen de todos estos indicadores permite corroborar la idoneidad de la aplicación del análisis factorial exploratorio (Pardo y Ruiz, 2001; Hair *et al.*, 2004).

8.2.3. Análisis factorial exploratorio

Seguidamente se procede a aplicar un análisis factorial de componentes principales con un sistema de rotación ortogonal varimax. La aplicación de este análisis proporciona una reducción considerable de variables con una pérdida aceptable de información, ya que permite pasar de 24 variables a 4 factores que explican el 60,27% de la varianza.

La elección del análisis de componentes principales se justifica porque permite incluir tantos factores como son posibles en el análisis. A la hora de seleccionar la estrategia de rotación más adecuada, se ha aplicado la rotación ortogonal varimax porque minimiza el número de variables que presentan elevadas “cargas” en cualquiera de los factores, permitiendo así una identificación más fácil de cada variable con un único factor. Además, si se pretende, como es el caso, reducir un gran número de variables a un conjunto pequeño de variables incorrelacionadas para un uso posterior en el análisis de regresión u otras técnicas de predicción, la solución ortogonal es la más adecuada (Hair *et al.*, 2004; pág. 99). Por otra parte, la rotación ortogonal de los atributos incrementa la posibilidad de generalizar los resultados obtenidos en la investigación, lo cual es fundamental en cualquier investigación empírica (Rennie *et al.*, 1997; Sohail y Shaikh, 2004).

Únicamente los atributos con una carga de 0,450³⁶⁴ o superior fueron considerados significativos a la hora de interpretar los factores. Además, para seleccionar el número de grupos de factores a considerar se adoptó el criterio de Kaiser. De acuerdo con este criterio son seleccionados todos los componentes con autovalores (*eigenvalues*) superiores a uno. Así, siguiendo este criterio fueron elegidos cuatro factores (*vid.* tabla 8.4). Dicha selección también resulta óptima de acuerdo con el criterio del gráfico de sedimentación o criterio del contraste de caída.³⁶⁵

³⁶⁴ Carga factorial notablemente superior a 0,30, que es la recomendada para tamaños muestrales superiores a 350 individuos (Hair *et al.*, 2004; pág. 100).

³⁶⁵ A través del examen del gráfico de sedimentación, de izquierda a derecha, se ha de buscar el punto de inflexión en el que los autovalores dejan de formar una pendiente significativa –lo que refleja que explican una cantidad sustancial de la varianza– y comienzan a describir una caída de poca inclinación (Pardo y Ruiz, 2001; pág. 434). En nuestro caso, este hecho se produce después del

Si el análisis ha sido fructífero la mayoría de las correlaciones reproducidas, aquellas que es posible reproducir utilizando tan sólo la información contenida en la solución factorial, se parecerán a las correlaciones observadas y los residuos –que muestran la diferencia existente entre la correlación observada y la predecida– serán muy pequeños (Pardo y Ruiz, 2001; pág. 429). El examen de la matriz de correlaciones reproducida y de la matriz residual permite afirmar que la solución factorial alcanzada es buena, puesto que sólo un grupo relativamente reducido de residuos (23%) no redundantes presenta valores absolutos superiores a 0,05.

Tabla 8.4. Matriz de componentes rotada, varianza explicada y fiabilidad

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Competencias docentes	0,773	0,214	0,153	0,060
Contribución de las actividades	0,725	0,148	0,163	0,154
Sistema de evaluación	0,704	0,120	0,120	0,213
Coherencia evaluación	0,692	0,171	0,120	0,265
Feedback de las actividades	0,675	0,191	0,293	0,077
Materiales y recursos didácticos	0,630	0,147	0,279	0,174
Amabilidad docentes	0,628	0,147	0,279	0,174
Resolución problemas docentes*	0,547	0,500	0,145	0,100
Diseño del programa	0,533	0,315	0,228	0,320
Orientación del estudiante	0,479	0,337	0,379	0,121
Resolución problemas administrativos	0,186	0,795	0,186	0,143
Facilidad para reclamar	0,220	0,746	0,188	0,200
Resolución problemas informáticos	0,140	0,735	0,210	0,239
Amabilidad administrativos	0,322	0,684	0,020	0,084
Simplicidad trámites administrativos	0,225	0,591	0,193	0,218
Cumplimiento plazos administrativos	0,188	0,535	0,340	0,181
Actividades síncronas	0,134	0,115	0,826	0,100
Servicios complementarios	0,166	0,206	0,785	0,104
Actividades presenciales	0,183	0,227	0,696	0,113
Interacción entre estudiantes	0,296	0,137	0,596	0,152
Conectividad	0,158	0,162	0,046	0,819
Solidez	0,132	0,158	0,124	0,792
Rapidez navegación	0,175	0,175	0,226	0,774
Navegabilidad	0,175	0,175	0,226	0,774
Valor propio inicial	9,548	1,772	1,639	1,506
Valor propio rotado	4,758	3,912	2,944	2,851
Porcentaje de la varianza explicada	19,825	16,300	12,267	11,877
Porcentaje de la var. exp. acumulado	19,825	36,125	48,392	60,269
Alpha de Cronbach	0,897	0,862	0,801	0,828

*Esta variable pondera alto en dos de los factores.

cuarto factor. Los autovalores quinto y siguientes, forman una planicie de poca inclinación, frente a la fuerte pendiente formada por los autovalores que explican la mayor parte de la varianza disponible, es decir, los cuatro primeros.

El porcentaje de la varianza acumulada explicado por la solución adoptada –que supone agrupar las variables en cuatro factores– alcanza el 60,27%, un porcentaje que se considera satisfactorio en el ámbito de las ciencias sociales (Hair *et al.*, 2004; pág. 93).³⁶⁶ Además, la fiabilidad tanto del conjunto de los 24 atributos como de cada uno de los factores es adecuada, como pone de manifiesto el hecho de que el Alpha de Cronbach para el conjunto de la escala sea de 0,9317, superando, además, en todos y cada uno de los factores el 0,80. Por tanto, se puede afirmar que los cuatro factores obtenidos son consistentes internamente.

De acuerdo con el análisis factorial exploratorio realizado, las 24 variables se agrupan en cuatro factores, cuya composición se describe a continuación:

Factor 1: En este factor se subsumen las variables que hacen referencia a las competencias de los docentes; a la contribución de las actividades al aprendizaje; al sistema de evaluación; a su coherencia; al *feedback* recibido por los estudiantes en relación con las actividades; a los materiales y recursos didácticos; a la amabilidad de los docentes; a la resolución de los problemas docentes; al diseño del programa y a la orientación recibida por los estudiantes. Este factor explica el 19,82% de la varianza.

Factor 2: En este factor se incluyen las variables relativas a la rapidez y eficacia en la resolución de dudas, incidencias y problemas administrativos; la facilidad para comunicar problemas, reclamaciones y dudas; la rapidez y eficacia en la resolución de dudas, incidencias y problemas informáticos; la amabilidad del personal administrativo; la simplicidad y claridad de los trámites administrativos y, por último, el cumplimiento del plazo de entrega de los documentos administrativos. Este factor explica el 16,30% de la varianza.

Factor 3: Este factor subsume los ítems relativos a las actividades síncronas; los servicios complementarios; las actividades presenciales y, por último, la existencia de espacios virtuales de interacción entre estudiantes. Este factor presenta una capacidad explicativa del 12,27% de la varianza.

Factor 4: Este factor engloba aspectos como la conectividad; la solidez, la rapidez de navegación y la navegabilidad del campus o aula virtual. Este factor es el que contribuye a explicar un menor porcentaje de la varianza, el 11,88%.

³⁶⁶ Aunque no existe un umbral absoluto definido a nivel general, en el ámbito de las ciencias sociales, en las que la información acostumbra a ser menos precisa “es normal considerar una solución que represente el 60 por ciento de la varianza total (y en algunos casos incluso menos) como satisfactoria” (Hair *et al.*, 2004; pág. 93).

8.2.4. Análisis factorial confirmatorio

El análisis factorial de componentes principales constituye una técnica fundamentalmente exploratoria, ya que proporciona un control limitado sobre las variables consideradas indicadores del constructo latente o factor (Hair *et al.*, 2004; pág. 643). Es por ello que, a continuación, se procede a validar el resultado obtenido por medio de un análisis factorial confirmatorio, instrumento éste que resulta especialmente útil a la hora de validar las escalas de medida de constructos específicos (Steenkamp y van Trijp, 1991). Para desarrollar el análisis factorial confirmatorio se aplica el modelo de ecuaciones estructurales,³⁶⁷ por cuanto que permite obtener un test estadístico de la calidad del ajuste para la solución confirmatoria del factorial propuesta, así como un control completo sobre la especificación de los indicadores de cada factor o variable latente (Hair *et al.*, 2004; pág. 643).

La estrategia de modelización confirmatoria consiste en la especificación de un modelo por parte del investigador y el análisis de la adecuación de dicho modelo a través de las diferentes medidas de ajuste –global, de medida y estructural– (Del Barrio y Luque, 2000; pág. 527). Sin embargo, los tests más rigurosos de los modelos de ecuaciones estructurales se consiguen comparando modelos rivales (Hair *et al.*, 2004; pág. 618). De hecho, esta comparación de modelos es la opción deseable para reforzar los argumentos de elección final de un modelo (Del Barrio y Luque, 2000; pág. 527). Por ello, para proceder a confirmar el análisis factorial realizado con anterioridad, no sólo se especifica un modelo y se contrasta su validez, sino que se comparan dos modelos,³⁶⁸ el primero de ellos unidimensional, es decir, conformado por todas las variables asociadas a un único factor global³⁶⁹ y, el segundo, integrado por las 24 variables asociadas a los cuatro factores o variables latentes, de acuerdo con la solución del factorial exploratorio identificada con anterioridad (Capelleras y Veciana, 2001).

³⁶⁷ Para la estimación del modelo de ecuaciones estructurales se utiliza el paquete estadístico AMOS, versión 5.0.

³⁶⁸ De igual manera que en los cálculos realizados anteriormente con el SPSS se excluían del análisis los individuos con valores perdidos, actualmente se ha optado por considerar únicamente a los individuos que habían respondido a todas y cada una de las cuestiones relativas a las percepciones, ya que sino no es posible calcular, con el paquete estadístico AMOS, los índices de modificación ni determinados índices incrementales del ajuste. Por tanto, en vez de aplicar alguna estrategia para sustituir dichos valores perdidos, se ha optado por eliminar dichos individuos. El tamaño muestral es suficientemente elevado y no se observa ningún patrón de homogeneidad entre los individuos que presentan valores perdidos. Por otra parte, esta alternativa permite mantener en mayor medida la coherencia con el análisis previamente desarrollado.

³⁶⁹ Este análisis se desarrolló tanto con las 30 variables iniciales como con las 24 que forman parte de la escala final. Los resultados obtenidos son similares, mostrándose en el texto únicamente los correspondientes al modelo de las 24 variables.

El primer modelo (M0, en adelante) se define en función de las siguientes hipótesis: 1) Todas las variables pueden venir explicadas por un único factor. 2) Cada uno de los ítems presenta una carga factorial significativamente diferente de cero en relación con el factor. 3) Los términos de error asociados a cada variable no están correlacionados.

El segundo modelo (M1, en adelante) se construye bajo las siguientes hipótesis: 1) Todas las variables pueden venir explicadas a través de cuatro factores. 2) Cada uno de los ítems presenta una carga factorial significativamente diferente de cero en relación con uno de los factores e igual a cero en el resto de los factores. 3) Los cuatro factores están correlacionados entre sí. 4) Los términos de error asociados a cada variable no están correlacionados entre sí.

Para estimar los modelos se aplican los sistemas más habituales en este tipo de análisis (Hair *et al.*, 2004; pág. 632), es decir, el método de estimación de máxima verosimilitud, con un proceso de estimación directo. El procedimiento de estimación de máxima verosimilitud es eficiente e insesgado cuando se cumplen los supuestos de normalidad. En este caso, el valor crítico de la curtosis de las diferentes variables es inferior a dos salvo en dos de ellas (v_{11} y v_{29}). En estos dos casos alcanza un valor próximo a 3,5, lo que indica una moderada no-normalidad³⁷⁰ que puede ser considerada negligible. De igual manera, el coeficiente de normalidad multivariante se sitúa ligeramente por encima del nivel recomendado. Considerando, no obstante, que las referidas desviaciones no son excesivamente significativas se opta, tal y como recomiendan diversos autores (Del Barrio y Luque, 2000; pág. 489), por aplicar el método de máxima verosimilitud.³⁷¹

Una vez identificado y estimado el modelo, es preciso evaluar en qué medida los datos se ajustan al modelo propuesto. Esta evaluación se ha de realizar a tres niveles: (1) examen del ajuste del modelo global, (2) del modelo de medida y (3) del ajuste del modelo estructural (Del Barrio y Luque, 2000; pág. 513). El *iter* de dicha evaluación es el siguiente:

(1) En primer lugar, y para evaluar la calidad del ajuste del modelo global –es decir, la correspondencia entre la matriz de covarianzas o correlación observada y la que se predice mediante el modelo propuesto– se analizan tres tipos de medidas del ajuste: absoluto, incremental y de parsimonia. Como quiera que para evaluar cada uno de estos

³⁷⁰ Se considera no-normalidad severa, cuando este valor crítico excede de diez.

³⁷¹ En una situación de este tipo la estrategia más prudente consiste en comparar los resultados alcanzados con los que se obtendrían aplicando otros métodos, como el de la función asintóticamente libre de distribución (Bollen, 1989; pág. 432). En este sentido, los resultados de la aplicación de este método alternativo no modifican las principales conclusiones obtenidas con el método de máxima verosimilitud.

tipos de medidas existen múltiples criterios, a continuación se explican brevemente los más empleados en la literatura y, finalmente, se procede a su aplicación a los dos modelos anteriormente reseñados.

a) Las medidas absolutas permiten evaluar el ajuste global del modelo. Así, la Chi-cuadrado constituye una medida de la distancia entre la matriz de datos inicial y la matriz estimada por el modelo. Un nivel de significación superior a 0,05 pone de manifiesto la inexistencia de diferencias significativas entre la matriz reproducida y la observada. Esta medida es la única estadísticamente fundamentada de la bondad del ajuste disponible en los modelos de ecuaciones estructurales. Sin embargo, presenta un grave problema, puesto que es muy sensible al tamaño muestral, especialmente cuando la muestra supera los 200 individuos. Para salvar este problema, resulta necesario completar esta medida con otras que se vean menos influenciadas por el tamaño muestral, como el parámetro de no centralidad (NCP),³⁷² que es el resultado de la búsqueda de una ratio basada en la χ^2 que se vea menos afectada por la dimensión muestral –se calcula restando los grados de libertad a la χ^2 –. En las comparaciones entre modelos alternativos, cuanto menor sea el valor de este parámetro, mejor es el ajuste. Otro índice, habitualmente utilizado para evaluar la calidad del ajuste global, es el índice de bondad del ajuste (GFI) que se fundamenta en la comparación de los residuos al cuadrado de la predicción con los datos efectivos. Toma valores desde el 0 (mal ajuste) al 1 (ajuste perfecto) y aunque no se ha establecido un umbral mínimo absoluto, se considera que el nivel de ajuste es aceptable si el GFI es igual o superior a 0,9.

El residuo cuadrático medio (RMR) es igual a la raíz cuadrada de la media de los residuos al cuadrado y constituye, por tanto, un estudio de la discrepancia entre las matrices de entrada estimadas y las observadas. El examen empírico de diferentes medidas ha demostrado que el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) –que se diferencia del anterior porque examina las discrepancias existentes no sólo en términos de la muestra, sino también de la población– se ajusta mejor para su uso en los análisis confirmatorios o de modelos rivales con grandes muestras (Hair *et al.*, 2004; pág. 682), como ocurre en nuestro caso. A tal efecto se consideran aceptables aquellos modelos cuyo RMSA se sitúa por debajo de 0,05 o al menos de 0,08. Finalmente, resaltar que

³⁷² Se utilizan los acrónimos de las denominaciones en inglés, ya que son las que se acostumbra a utilizar en la literatura, incluso en castellano.

el índice de validación cruzada esperada (ECVI) constituye una aproximación a la bondad del ajuste que el modelo estimado conseguiría en otra muestra del mismo tamaño. Para este índice, al igual que ocurre con el RMR y el NCP, no se ha establecido un rango aceptable de valores, pero permite la comparación de modelos, indicando una mejor calidad del ajuste del modelo a medida que toma valores más reducidos.

b) Las medidas del ajuste incremental comparan el modelo propuesto con otro modelo de referencia o modelo nulo especificado por el investigador. Las principales medidas de este tipo son el índice ajustado de bondad del ajuste (AGFI) que es una extensión del GFI –ajustado éste por el ratio entre los grados de libertad del modelo propuesto y los del modelo de referencia–, el índice de Tucker-Lewis (TLI) –también denominado índice de ajuste no normado–, el índice de ajuste normado (NFI) y el índice de ajuste comparado (CFI). Todos estos índices, que permiten comparar el modelo estimado y el modelo nulo, presentan valores entre 0 y 1. Si bien no se establecen umbrales absolutos aceptables de estas medidas, normalmente se recomienda que tomen valores iguales o superiores a 0,9 (Hair *et al.*, 2004; pág. 682).

c) Las medidas de ajuste de parsimonia relacionan la calidad del ajuste del modelo con el número de coeficientes que es necesario estimar para conseguir dicho ajuste. Entre los diferentes índices que nos permiten examinar el ajuste de parsimonia disponemos del índice de ajuste normado de parsimonia (PNFI), que constituye un ajuste del NFI, a través de la consideración del número de grados de libertad necesarios para conseguir el ajuste. Se utiliza para comparar modelos alternativos y no existen niveles recomendados de este índice, aunque resultan aconsejables niveles altos del mismo. Además, cuando se comparan modelos alternativos se considera que diferencias en su PNFI de entre 0,06 y 0,09 son sustanciales. El índice de calidad del ajuste de parsimonia (PGFI) ajusta el GFI de manera similar al AGFI pero basándose en la parsimonia del modelo estimado. El valor del índice varía entre cero y uno, con valores elevados indicando una mayor parsimonia del modelo. El criterio de información de Akaike (AIC) es una medida que permite comparar modelos con diferente número de constructos. Conforme a este criterio los modelos que presenten valores más cercanos a cero indican un mejor ajuste y una mayor parsimonia. Finalmente, el índice transformación de Bozdogan (CAIC) y el criterio de información de Bayes (BIC) –medidas similares al índice AIC pero que penalizan en mayor medida la complejidad de los modelos– son

especialmente útiles cuando se trata de comparar modelos alternativos, siendo más adecuados aquellos modelos que exhiban menor valor de estos índices.

Tabla 8.5. Comparativa de modelos factoriales confirmatorios: medidas del ajuste

Medidas		Modelo 0 (M0)	Modelo 1 (M1)	Modelo 2 (M2)
		Unidimensional	4 factores correlacionados	4 factores correlacionados modificado*
Medidas del ajuste absoluto	χ^2 (g.l.) (p)	5.441,583 (252) (0,000)	2.208,556 (246) (0,000)	1.663,289 (244) (0,000)
	NCP	5.189,583	1.962,566	1.419,289
	GFI	0,713	0,881	0,907
	RMR	0,068	0,045	0,042
	RMSEA	0,118	0,073	0,063
	ECVI	3,721	1,557	1,193
Medidas del ajuste incremental	AGFI	0,658	0,855	0,885
	TLI	0,685	0,878	0,911
	NFI	0,703	0,879	0,909
	CFI	0,712	0,891	0,921
Medidas de ajuste de parsimonia	PNFI	0,642	0,784	0,804
	PGFI	0,599	0,723	0,738
	AIC	5.537,583	2.316,566	1.775,289
	BIC	5.792,265	2.603,083	2.072,417
	CAIC	5.840,265	2.657,083	2.128,417

*Incorporación de correlaciones entre los errores de las variables v11-v12 y v24-v25.

Según se puede observar en la tabla comparativa de los modelos factoriales, el modelo M1 (tetradimensional) presenta un mejor ajuste global que el modelo M0 (unidimensional). Todas las medidas del ajuste absoluto, incremental y del ajuste de parsimonia reflejan un mejor comportamiento del modelo conformado por los cuatro factores, frente al modelo unidimensional. En concreto, la Chi-cuadrado en ambos casos toma un valor inferior a 0,05, lo que indica que parecen existir diferencias significativas entre la matriz de datos inicial y la estimada por el modelo. Sin embargo, este resultado puede ser consecuencia del elevado tamaño muestral,³⁷³ lo que obliga a considerar otras medidas del ajuste absoluto, como el índice de bondad del ajuste (GFI). Éste presenta un mejor comportamiento en el caso del modelo de cuatro dimensiones (toma el valor 0,88 frente al valor 0,71 que alcanza en el modelo 0), situándose muy próximo a los niveles habitualmente considerados aceptables (0,9). Además, en el modelo unidimensional el RMSA no se sitúa por debajo de los niveles aceptables (0,05 o como mínimo 0,08), circunstancia que sí se produce en el caso del modelo tetradimensional, que toma el valor

³⁷³ El uso de la Chi-cuadrado (χ^2) es apropiado para tamaños muestrales de entre 100 y 200 individuos, haciéndose menos fiable cuando los tamaños muestrales caen fuera de este rango (Hair *et al.*, 2004; pág 681), como es el caso que nos ocupa.

0,073. Tanto el RMR como el NCP alcanzan valores más reducidos en el modelo de cuatro dimensiones, lo que contribuye a poner de manifiesto un mejor ajuste absoluto del mismo.

Las medidas del ajuste incremental—AGFI, TLI, NFI y CFI— presentan valores más elevados y próximos a 0,9 en el caso del M1, lo que demuestra su mejor ajuste incremental. Finalmente, y en relación con las medidas del ajuste de parsimonia, se puede observar, por un lado, que el AIC, BIC y CAIC alcanzan valores más reducidos en el modelo de cuatro dimensiones y, por otro lado, que tanto el PGFI como el PNFI presentan valores más elevados en el modelo de cuatro factores, existiendo además una diferencia sustancial entre los PNFI de los dos modelos. En definitiva, y a modo de conclusión parcial, podemos afirmar que todas las medidas del ajuste de parsimonia presentan un peor comportamiento en el modelo unidimensional que en el modelo cuatridimensional.

Los índices que acabamos de enunciar permiten evaluar el grado de ajuste global de un modelo de ecuaciones estructurales. Sin embargo, si sólo se analizan dichos índices, se puede alcanzar un ajuste global aceptable pero con algunos de los parámetros no significativos, lo que obliga a revisar por separado el ajuste del modelo de medida y el del modelo estructural (Del Barrio y Luque, 2000; pág. 523).

(2) En relación con el ajuste del modelo de medida, se procede a examinar, por un lado, la significación estadística de cada carga obtenida entre el indicador y la variable latente y, por otro lado, la fiabilidad de la especificación de los indicadores o variables latentes de cada factor. Se evalúa la significación estadística de cada carga, considerando que el indicador no contribuye significativamente a explicar la variable latente si el valor de t es inferior a 1,96 (siendo $\alpha = 0,05$ y el test de 2 colas),³⁷⁴ en cuyo caso es pertinente su eliminación o transformación para mejorar el ajuste.

Una vez comprobada la significación y la fiabilidad de los diferentes indicadores, se debe evaluar la fiabilidad de cada constructo a través del cálculo de la fiabilidad compuesta y de la varianza extraída para cada una de las dimensiones. La fiabilidad compuesta es una medida de la consistencia interna de los indicadores del constructo que refleja el grado en que éstos “indican” el constructo latente. Un valor umbral del indicador

³⁷⁴ El valor de t debe ser inferior a 1,645 si el test es de una cola (es decir, el investigador impone un signo concreto al parámetro a estimar). No obstante, se pueden fijar otros niveles de significación en función del tamaño muestral y el grado de significación que el investigador desee establecer. De hecho, dadas las características del estimador de máxima verosimilitud se anima a los investigadores a ser más conservadores en la especificación del nivel de significación, eligiendo niveles inferiores (0,025 ó 0,010) en lugar del tradicional 0,05 (Hair *et al.*, 2004; pág. 639).

comúnmente aceptado para admitir la hipótesis de fiabilidad es de 0,7.³⁷⁵ La varianza extraída muestra la cantidad total de la varianza de los indicadores explicada por el constructo latente, de forma que valores más elevados de la varianza extraída se asocian con indicadores verdaderamente representativos del constructo latente. En general y por convención se sugiere que el valor de esta varianza debería exceder de 0,5.

Tabla 8.6. Ponderaciones estandarizadas, valor *t*, fiabilidad compuesta y varianza extraída del modelo cuatridimensional

Factor	Indicador	Ponder. estand.	t*	Fiabil. comp.	Varianza extraída
Factor_1	Competencias docentes	0,763	27,476	0,905	0,488
	Contribución de las actividades	0,712	25,729		
	Sistema de evaluación	0,674	24,405		
	Coherencia evaluación	0,699	-.**		
	Feedback de las actividades	0,719	25,964		
	Materiales y recursos didácticos	0,684	24,744		
	Amabilidad docentes	0,652	23,635		
	Resolución problemas docentes	0,712	25,719		
	Diseño del programa	0,702	25,391		
	Orientación del estudiante	0,662	23,978		
Factor_2	Resolución problemas administrativos	0,805	24,589	0,864	0,519
	Facilidad para reclamar	0,810	24,677		
	Resolución problemas informáticos	0,784	24,137		
	Amabilidad administrativos	0,643	20,834		
	Simplicidad trámites administrativos	0,627	20,437		
	Cumplimiento plazos administrativos	0,622	-.**		
Factor_3	Actividades síncronas	0,760	27,414	0,809	0,516
	Servicios complementarios	0,779	-.**		
	Actividades presenciales	0,712	25,844		
	Interacción entre estudiantes	0,613	22,216		
Factor_4	Conectividad	0,769	27,341	0,831	0,554
	Solidez	0,741	-.**		
	Rapidez navegación	0,807	28,414		
	Navegabilidad	0,650	23,312		

* Todas las estimaciones son significativas (nivel de significación igual a 0,001).

** Valor no calculado (el parámetro se fijó igual a uno para establecer la escala de la variable latente).

En la tabla anterior (8.6) se exhiben los resultados obtenidos al evaluar el ajuste del modelo de medida. Como se puede observar, todas las cargas factoriales son significativas, en tanto que todos los ítems contribuyen de manera relevante a explicar la variable latente que conforman, además todas ellas alcanzan un valor

³⁷⁵ Si la investigación tiene carácter exploratorio, pueden considerarse aceptables valores inferiores a 0,70 (Hair *et al.*, 2004; pág. 638).

sustancialmente superior al mínimo recomendado (0,50). Cabe remarcar que, si comparamos los resultados del análisis factorial exploratorio calculado previamente con los ahora obtenidos en el factorial confirmatorio, aparecen algunas diferencias en el valor absoluto de la ponderación de los ítems en las variables latentes, que conllevan incluso modificaciones en su importancia relativa en relación con la variable latente. Por otro lado, la fiabilidad compuesta excede el nivel de 0,7 en todas y cada una de las dimensiones y, además, la varianza extraída supera el valor 0,5 en todas las dimensiones, exceptuando la primera que, no obstante, se sitúa muy próxima a ese valor (0,49). Por tanto, el ajuste de medida del modelo puede considerarse aceptable.

(3) Por último, aún cuando las medidas del ajuste global indiquen unos valores aceptables, se procede a examinar el ajuste del modelo estructural. En este sentido, cualquier parámetro debería ser estadísticamente significativo, ya que si no lo es refleja que la relación propuesta no tiene ningún efecto sustancial, por lo que debería ser eliminada y el modelo reformulado. El nivel de exigencia más elevado supondría no aceptar el modelo estructural salvo que todos los parámetros fueran significativos y lo fueran en el sentido esperado (Del Barrio y Luque, 2000; pág. 524).

Anteriormente tuvimos ocasión de comprobar que todas las regresiones de los ítems en relación con sus variables latentes eran significativas. Además, el resto de relaciones establecidas en el modelo cuatridimensional también lo son, lo que parece corroborar la razonabilidad del ajuste del modelo estructural.

Una vez examinadas las medidas del ajuste, el investigador debe evaluar los resultados y su correspondencia con la teoría propuesta (Hair *et al.*, 2004; pág. 640), valorando la conveniencia de reespecificar el modelo. En este sentido, únicamente deben realizarse modificaciones del modelo original cuando existan fundamentos teóricos que justifiquen dichos cambios y tras una consideración deliberada (Hair *et al.*, 2004; pág. 641), evitando realizar cambios que no se fundamenten en la teoría, incluso aunque resulten estadísticamente relevantes.

Las posibles modificaciones del modelo propuesto se pueden identificar por medio del examen de los residuos normalizados y los índices de modificación. La matriz de residuos estandarizados muestra la diferencia existente entre la matriz de las observaciones y la estimada por el modelo. Siendo el nivel de significación del 0,01, aquellos residuos superiores a $\pm 2,58$ (test de dos colas) reflejan diferencias significativas entre los valores observados y los estimados. Además, para considerar que el modelo se ajusta bien a los datos observados, se establece generalmente que no más del 5% de dichos residuos sean

significativos.³⁷⁶ Los índices de modificación –también denominados multiplicadores de Lagrange– se calculan para cada relación no estimada. El valor de estos índices corresponde aproximadamente a la reducción en la chi-cuadrado que se produciría si el coeficiente fuera estimado. Si el valor del índice de modificación es igual a 7,88 o superior se obtiene una reducción estadísticamente significativa en la chi-cuadrado cuando se estima el coeficiente.³⁷⁷ Sin embargo, una estrategia habitual, aunque arbitraria, consiste en considerar añadir aquellas relaciones asociadas con parámetros cuyo índice de modificación exceda de 100³⁷⁸ o simplemente añadir el parámetro con el índice más elevado, aunque éste sea inferior a cien, y ver sus efectos sobre la chi-cuadrado.³⁷⁹ En cualquier caso, todos estos cambios deben realizarse únicamente si existen razones teóricas que los justifiquen.

El análisis de la matriz de residuos estandarizados del modelo tetradimensional muestra que un porcentaje aproximado del 20% de los valores son superiores a 2,58. Además, si se examinan los índices de modificación observamos que existen relaciones no estimadas en el modelo cuya introducción en el mismo produciría reducciones significativas en la chi-cuadrado. Teniendo en cuenta los índices más elevados, se opta por ir incorporando modificaciones en el modelo de manera progresiva, paso a paso, ya que cada cambio realizado modifica la estructura del modelo y un parámetro no significativo en un paso puede serlo en otro posterior (Del Barrio y Luque, 2000; pág. 524). Así, se procede a añadir en primer lugar una correlación entre los errores de las variables 24 y 25 y a reestimar el modelo. Tras su examen se incorpora otra correlación, en este caso, entre los errores de las variables 11 y 12. Después de esta última modificación se determina no continuar cambiando el modelo porque, exceptuando un índice de modificación superior a 100,³⁸⁰ los demás índices son inferiores a este valor –tanto los relativos a las correlaciones como a las relaciones causales– y, además, porque los posibles cambios que sugiere el examen de los índices de modificación no parecen justificables desde el punto de vista teórico.

³⁷⁶ Si las muestras son grandes, incluso pequeños residuos resultarán significativos. Por ello la regla del 5% debe aplicarse con cautela (Del Barrio y Luque, 2000; pág. 525).

³⁷⁷ El valor de 7,88 es el obtenido para la distribución chi-cuadrado con un nivel de significación de 0,005 y un grado de libertad.

³⁷⁸ *Vid.*, en este sentido, <<http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/structur.htm>>.

³⁷⁹ Para consultar otras estrategias alternativas que es posible adoptar a la hora de considerar la introducción de cambios de acuerdo con la información que proveen los índices de modificación *vid.* Del Barrio y Luque, 2000 (pág. 526).

³⁸⁰ Este índice sugiere la incorporación de una correlación entre los errores de las variables 7 y 8. Sin embargo, se decide no incluir esta modificación en el modelo, porque aun siendo significativa, presenta un nivel de significación reducido (0,362).

El modelo obtenido (que denominaremos M2 en adelante) presenta, en definitiva, las siguientes características: 1) Todas las variables pueden venir explicadas a través de cuatro factores. 2) Cada uno de los ítems presenta una carga factorial significativamente diferente de cero en relación con uno de los factores e igual a cero en el resto de los factores. 3) Los cuatro factores están correlacionados entre sí. 4) Los términos de error asociados a las variables 24 y 25 están correlacionados entre sí. 5) Los términos de error asociados a las variables 11 y 12 están correlacionados entre sí. 6) El resto de términos de error asociados a cada variable no están correlacionados entre sí.

La correlación entre los errores puede ser consecuencia del contenido redundante de los dos ítems, de sesgos en el método o de la omisión de un factor exógeno –ello ocurre cuando los dos indicadores comparten una causa común no incorporada al modelo–.³⁸¹ En este caso, la correlación entre los errores de las v24 y v25 puede ser debida a un contenido redundante de los dos ítems, ya que uno de los ítems se refiere al sistema de evaluación (v24) y el otro a la coherencia del sistema de evaluación con los objetivos del programa (v25). La correlación entre los errores de las variables relativas a la amabilidad de los administrativos (v11) y los docentes (v12) puede ser fruto de la omisión de un factor exógeno, como podría ser la amabilidad del personal de la institución en general.³⁸²

La bondad de este modelo es similar, aunque ligeramente mejor que la del modelo M1, ya que los diversos indicadores reflejan un mejor ajuste absoluto, incremental y de parsimonia (*vid.* tabla 8.5). Por ejemplo, la reducción en la Chi-cuadrado es significativa, el GFI pasa de 0,881 a 0,907 (situándose por encima del nivel recomendado de 0,9), el CFI se incrementa hasta alcanzar el nivel de 0,921 (anteriormente era igual a 0,891), el RMSA se reduce de 0,073 a 0,063 y el ECVI de 1,559 a 1,193. Además, todos los ítems contribuyen de manera relevante a explicar la variable latente que conforman, puesto que todas las cargas factoriales son significativas. Por otra parte, apenas se observan diferencias en las cargas en relación con el M1. Además, la fiabilidad compuesta excede el nivel de 0,7 en todas y cada una de las dimensiones y la varianza extraída supera el valor 0,5 en todas las dimensiones, exceptuando la primera en la que, sin embargo, se sitúa muy próxima a ese valor (0,48) (*vid.* tabla 8.7).

La modificación introducida en el modelo supone incluir correlaciones entre diversos errores. Aunque este cambio permite mejorar el ajuste del modelo –siendo además las correlaciones entre los errores en todos los casos significativas– el nivel de correlación

³⁸¹ *Vid.* <<http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/structur.htm>>.

³⁸² Se creó un modelo en el que se incorporaron las variables 24 y 25 como variables latentes de un quinto factor. El modelo obtenido no presentaba mejores ajustes que el modelo M2.

entre los errores de las variables no es excesivamente elevado, pues es igual a 0,467 (entre el e24-e25) y 0,399 (entre el e11-e12). Las modificaciones que se han incorporado en el modelo suponen una reespecificación del mismo (análisis *post hoc*). Este proceso puede suponer la extrapolación de unos resultados basados en unos datos particulares y, por tanto, el resultado obtenido puede ser estadísticamente significativo pero de escasa generalizabilidad (Hair *et al.*, 2004; pág. 651). Para solventar este problema es posible recurrir a un proceso de *cross-validation*, por medio del cual se valida la escala obtenida con otras muestras independientes de estudiantes. Este proceso de validación cruzada será realizado con posterioridad, en la medida en que se valora la adecuación de este modelo a los estudiantes de programas de postgrado.

Tabla 8.7. Ponderaciones estandarizadas, valor *t*, fiabilidad compuesta y varianza extraída del modelo cuatridimensional modificado

Factor	Indicador	Ponder. estand.	t*	Fiabil. comp.	Varianza extraída
Factor_1	Competencias docentes	0,769	25,913	0,902	0,480
	Feedback de las actividades	0,727	24,739		
	Resolución problemas docentes	0,723	24,621		
	Contribución de las actividades	0,706	24,082		
	Diseño del programa	0,699	23,914		
	Materiales y recursos didácticos	0,685	23,500		
	Orientación del estudiante	0,669	23,008		
	Coherencia evaluación	0,662	..**		
	Amabilidad docentes	0,648	22,549		
	Sistema de evaluación	0,635	30,189		
Factor_2	Resolución problemas administrativos	0,809	25,388	0,864	0,517
	Facilidad para reclamar	0,761	24,719		
	Resolución problemas informáticos	0,730	24,660		
	Simplicidad trámites administrativos	0,653	20,432		
	Amabilidad administrativos	0,651	20,794		
	Cumplimiento plazos administrativos	0,646	..**		
Factor_3	Servicios complementarios	0,779	..**	0,809	0,516
	Actividades síncronas	0,760	27,467		
	Actividades presenciales	0,712	25,857		
	Interacción entre estudiantes	0,613	22,243		
Factor_4	Rapidez navegación	0,807	28,403	0,831	0,554
	Conectividad	0,769	27,330		
	Solidez	0,741	..**		
	Navegabilidad	0,650	23,296		

* Todas las estimaciones son significativas (nivel de significación igual a 0,001).

** Valor no calculado (el parámetro se fijó igual a uno para establecer la escala de la variable latente).

A la vista de todo lo expuesto en este apartado, se confirma el carácter multidimensional de la escala y, por tanto,

SE ACEPTA la Hipótesis H1a: *La escala obtenida a partir de las percepciones de los estudiantes de programas de grado virtuales (e-SERVPERF) presenta un carácter multidimensional.*

Esta escala multidimensional está conformada por cuatro factores que, en línea con las conclusiones obtenidas por Grönroos (1990, 1994), Grönroos *et al.* (2000), Liljander *et al.* (2002) y van Riel *et al.* (2001, 2004), podemos denominar como sigue:

- Factor 1: Servicio esencial: la docencia.
- Factor 2: Servicios facilitadores.
- Factor 3: Servicios de apoyo.
- Factor 4: Interfaz del usuario.

Estos factores están correlacionados entre sí de forma significativa. El nivel de correlación más elevado se alcanza entre los tres primeros factores. En este sentido, cabe resaltar el alto grado de correlación entre los dos primeros, que alcanza el 0,720, aunque la correlación entre el primer factor y el tercero no es en modo alguno desdeñable (0,618), al igual que la existente entre el segundo y el tercero (0,591). Sin embargo, la correlación entre estos tres primeros factores y el cuarto es más reducida, especialmente entre el tercero y el cuarto (0,462), lo cual es lógico si se tiene en cuenta que algunas de las actividades que forman parte de los servicios de apoyo no se realizan necesariamente a través de la interfaz del usuario.

(1) Como no podría ser de otra manera, el servicio esencial lo constituye lo que, por convención, hemos denominado “docencia”. Este factor subsume diez indicadores. De ellos, el que contribuye en mayor medida a determinar la variable latente es el relativo a los conocimientos, experiencia y capacidad pedagógica de los docentes, seguido de cerca por el *feedback* que los estudiantes obtienen de las actividades que realizan, y, en tercer lugar, por la rapidez y eficacia en la resolución de dudas relacionadas con la docencia. A continuación, por orden de importancia, se sitúan la contribución al aprendizaje de las actividades realizadas a lo largo del curso (prácticas, trabajos, ejercicios y debates, entre otras), la estructura, objetivos y características del programa, y el formato y contenido de los materiales y recursos didácticos. Finalmente aparecen el resto de indicadores: la orientación al estudiante (por ejemplo, proporcionando técnicas de estudio, orientación

académica y profesional), la coherencia del sistema de evaluación con los objetivos del programa y las actividades realizadas a lo largo del curso, la amabilidad y corrección en el trato de los docentes, y el propio sistema de evaluación en sí mismo.

(2) El factor que refleja los servicios facilitadores o auxiliares está conformado por seis variables relacionadas básicamente con aspectos de carácter “administrativo”. Como Grönroos (1990) indica se trata de servicios accesorios pero imprescindibles para la obtención del servicio esencial. Así, por orden de influencia, configuran este factor los siguientes indicadores: la rapidez y eficacia en la resolución de dudas, incidencias y problemas administrativos (matrícula, envío de documentación), la facilidad para comunicar problemas, quejas, reclamaciones y dudas (servicio telefónico, ayuda *online*), la rapidez y eficacia en la resolución de dudas, incidencias y problemas informáticos (conexión, virus, etc.), la simplicidad y claridad de los trámites administrativos (por ejemplo, de matrícula y de gestión del expediente), la amabilidad y corrección en el trato del personal administrativo de la institución y, finalmente, el cumplimiento de los plazos de entrega de documentación administrativa (certificados y títulos, entre otros). Dentro de esta variable latente parecen presentar una mayor relevancia los indicadores relativos a la resolución de problemas (administrativos e informáticos) y a la facilidad para realizar reclamaciones, es decir, lo que Zeithaml *et al.* (2004) y Parasuraman *et al.* (2005) denominan “capacidad de respuesta”, que los atributos intrínsecos del servicio (simplicidad de los trámites administrativos, amabilidad de los administrativos y cumplimiento de los plazos administrativos).

(3) Al aludir a los servicios de apoyo o complementarios nos referimos a aquellos que, no siendo de prestación obligatoria, contribuyen, no obstante, a diferenciar la oferta formativa de una institución. Se consideran como tales cuatro ítems: el integrado por lo que la propia encuesta se denominaban servicios complementarios (bolsa de trabajo, prácticas en empresas o instituciones, actividades extra-académicas); las actividades de carácter síncrono (como las videoconferencias o chats); las actividades presenciales (encuentros, jornadas y tutorías presenciales, entre otras) y, por último, los espacios virtuales de interacción entre estudiantes como, por ejemplo, los foros y los grupos de debate.

(4) Por último, los indicadores de la interfaz del usuario son cuatro, enunciados por orden de importancia relativa: la rapidez en la navegación y en la carga y descarga de páginas y archivos; la posibilidad de conectarse al campus con rapidez y en todo momento; la solidez del campus (si “se cae” o bloquea al cargar y descargar páginas y archivos) y, por último, la sencillez e intuitividad de la navegación por el campus. De entre ellos, el que presenta una mayor influencia es el relativo a la rapidez en la

navegación y el que tiene un menor peso es el relativo a la intuición y sencillez en la navegación, es decir, a la facilidad para localizar la información que se busca. Probablemente el hecho de que se trate de un servicio que requiere un uso frecuente y reiterado de la interfaz hace que los aspectos relativos a la rapidez en la navegación, conectividad y solidez adquieran una importancia preponderante frente aquellos relativos a la sencillez o facilidad de uso, ya que el uso habitual de la interfaz genera sin duda cierto “efecto experiencia” que facilita su uso. Esta dimensión se corresponde con lo que algunos autores (Zeithaml *et al.*, 2004; Parasuraman *et al.*, 2005) denominan “fiabilidad” o “disponibilidad del sistema”, es decir, con el funcionamiento técnico de la *web site*, como expresión de que ésta permanece disponible y funciona correctamente.

Para finalizar parece conveniente remarcar que aunque, de los modelos analizados, es éste el que exhibe en su conjunto mejores ajustes, no es, empero, el único posible. De hecho, aún existe cierto margen de mejora, puesto que el examen de la matriz de los residuos estandarizados evidencia un porcentaje ligeramente elevado de residuos cuyo valor es superior a 2,58.

8.3. Fiabilidad y validez de la escala

8.3.1. Introducción

A continuación se procede a contrastar las propiedades psicométricas de la escala. En primer lugar, se comprueba su fiabilidad, para asegurarnos de que carece de errores aleatorios. En segundo lugar, se comprueba su validez de construcción, lo que desde un punto de vista operativo implica contrastar su validez convergente, discriminante y nomológica (Sánchez y Sarabia, 1999; pág. 385). Por último, se contrasta la validez predictiva de la escala, en este caso concurrente, ya que todos los datos han sido obtenidos en un mismo momento del tiempo.

8.3.2. Fiabilidad

La fiabilidad del instrumento de medida, es decir, su consistencia interna, ha sido satisfactoriamente evaluada con anterioridad. Cuando se realizó el análisis factorial exploratorio se comprobó, por medio del Alpha de Cronbach, que tanto la escala globalmente considerada como cada una de las dimensiones eran consistentes internamente. Esta conclusión fue corroborada con posterioridad, en el contexto del análisis factorial confirmatorio, al comprobar que todas las cargas factoriales de los

ítems en relación con su variable latente eran significativas y al calcular la fiabilidad compuesta de cada uno de los factores y evidenciar que en todos los casos alcanzaba un valor superior a 0,70.

Por tanto, **SE ACEPTA la Hipótesis H1b: La escala (e-SERVPERF) es fiable.**

8.3.3. Validez convergente

La validez convergente nos permite contrastar si es posible corroborar el concepto objeto de estudio mediante procedimientos alternativos, que pueden consistir tanto en un tipo diferente de escala como en valoraciones procedentes de diferentes tipos de sujetos en relación con el mismo concepto (Sánchez y Sarabia, 1999; pág. 385). A continuación, se desarrollan ambas aproximaciones para evaluar la validez convergente de la escala previamente obtenida.

1a) Aplicación de una escala diferente: Análisis de la varianza (ANOVA)

Inicialmente, siguiendo a Bigné *et al.* (1997) y Capelleras y Veciana (2001), se comprueba este tipo de validez a través de un análisis de la varianza (ANOVA). Este análisis permite comparar varios grupos en relación a una variable cuantitativa o *factor* (Pardo y Ruiz, 2001). En nuestro análisis se consideran como *factores*, por un lado, el nivel de calidad global percibido por los estudiantes y, por otro, la satisfacción general derivada de los servicios recibidos, lo que, además, permite observar si la escala es capaz de distinguir entre las respuestas a estas variables o factores (Capelleras y Veciana, 2001).³⁸³ Teniendo en cuenta las frecuencias de cada una de las alternativas de respuesta a estas preguntas, se configuran, en primer lugar, tres grupos de individuos integrados por aquellos que presentan, respectivamente, un nivel *muy elevado*, *elevado* y *bajo* de la calidad global percibida. En segundo lugar, se conforman tres grupos de individuos en función de su nivel de satisfacción (*muy elevado*, *elevado* y *bajo*).

A continuación, se desarrolla con detalle dicho análisis, en primer lugar, para la calidad global y, en una segunda etapa, para la satisfacción:

1a1) Calidad global

En primer lugar, y tal y como se acaba de anticipar, se configuran tres grupos de individuos, cuya composición se indica en la tabla 8.8. Como puede observarse, estos tres grupos son heterogéneos en cuanto al número de individuos que los componen. El primer

³⁸³ El comprobar esta validez considerando como factor tanto la calidad como la satisfacción nos permite analizar también, como tendremos ocasión de exponer, la validez nomológica.

grupo esta formado por los estudiantes con una percepción de la calidad global baja: aquellos cuyas puntuaciones fueron 1, 2 ó 3 en la cuestión relativa a su valoración de la calidad global del servicio recibido. El segundo grupo lo integran aquellos estudiantes que otorgaron una puntuación de cuatro a la calidad global y, por último, el tercer grupo está compuesto por los que otorgaron la puntuación más elevada, es decir, cinco. Se observa así mismo que la mayor parte de los estudiantes tienen una percepción de la calidad global elevada –la mayoría (59,5%)– o muy elevada (el 23,6%).

Tabla 8.8. Grupos de individuos en función de la calidad global percibida

Calidad global					
Datos iniciales			Grupos		
Nivel	N	%	Grupo	N	%
Muy baja	5	0,3	Baja	316	16,9
Baja	19	1			
Media	292	15,6			
Alta	1.113	59,5	Elevada	1.113	59,5
Muy Alta	441	23,6	Muy elevada	441	23,6
Total	1.870	100	Total	1.870	100

Por otro lado, teniendo en cuenta las variables que integran cada una de las cuatro dimensiones identificadas con anterioridad en el análisis factorial, para cada una de ellas se crea una nueva variable definida por la media de las valoraciones otorgadas a cada una de las variables que componen dicha dimensión. En la tabla siguiente (8.9) se exhiben los estadísticos descriptivos de estas nuevas variables para el conjunto de la población muestral y en relación con la calidad global.

Tabla 8.9. Estadísticos descriptivos de las dimensiones factoriales

Factores	N	Media	Mínimo	Máximo	Desviación típica
Factor_1	1870	3,88	1,60	5,00	0,61
Factor_2	1870	3,76	1,00	5,00	0,74
Factor_3	1856	3,12	1,00	5,00	0,82
Factor_4	1870	3,88	1,25	5,00	0,68
Factor_T*	1870	3,73	1,75	5,00	0,57

*T: representa al conjunto de las 24 variables que se consideran en el análisis factorial.

En el caso de la calidad global, considerando cada uno de los grupos conformados, se obtienen los estadísticos descriptivos para cada factor que aparecen reflejados en la tabla 8.10. A primera vista se aprecia que la media de todos y cada uno de los factores es creciente con los grupos de calidad creados; es decir, que para todos los factores la valoración media de los estudiantes que configuran el grupo de calidad elevada es superior a la del grupo de calidad baja e intermedia. Ahora se trata de analizar, además,

si estas diferencias entre las medias son o no significativamente diferentes, a cuyo efecto se aplica el análisis de la varianza ANOVA de un factor.

Tabla 8.10. Relación entre los grupos de calidad y las dimensiones factoriales: estadísticos descriptivos

Factores	Grupos calidad	N	Media	Desv. típica	Error típico	95% Interv. conf. para la diferencia		Mínimo	Máximo
						Inferior	Superior		
Factor_1	Baja	316	3,18	0,53	0,03	3,12	3,24	1,60	5,00
	Elevada	1113	3,85	0,46	0,01	3,83	3,88	1,70	5,00
	Muy elevada	441	4,46	0,41	0,02	4,42	4,50	2,70	5,00
	Total	1870	3,88	0,61	0,01	3,85	3,91	1,60	5,00
Factor_2	Baja	316	3,08	0,76	0,04	3,00	3,17	1,00	5,00
	Elevada	1113	3,72	0,61	0,02	3,69	3,76	1,33	5,00
	Muy elevada	441	4,33	0,55	0,03	4,28	4,38	1,67	5,00
	Total	1870	3,76	0,74	0,02	3,73	3,79	1,00	5,00
Factor_3	Baja	313	2,52	0,73	0,04	2,43	2,60	1,00	5,00
	Elevada	1107	3,10	0,73	0,02	3,06	3,14	1,00	5,00
	Muy elevada	436	3,63	0,80	0,04	3,56	3,71	1,00	5,00
	Total	1856	3,13	0,82	0,02	3,09	3,16	1,00	5,00
Factor_4	Baja	316	3,32	0,73	0,04	3,24	3,41	1,25	5,00
	Elevada	1113	3,84	0,57	0,02	3,81	3,87	2,00	5,00
	Muy elevada	441	4,37	0,55	0,03	4,32	4,43	2,25	5,00
	Total	1870	3,88	0,68	0,02	3,85	3,91	1,25	5,00
Factor_T	Baja	316	3,07	0,47	0,03	3,02	3,13	1,75	5,00
	Elevada	1113	3,70	0,41	0,01	3,67	3,72	1,92	5,00
	Muy elevada	441	4,28	0,41	0,02	4,24	4,32	2,46	5,00
	Total	1870	3,73	0,57	0,01	3,70	3,75	1,75	5,00

La hipótesis nula que se contrasta con la ANOVA de un factor es que las medias son iguales. En nuestro caso, la hipótesis nula es que la media de la valoración de cada una de las dimensiones o factores es igual para cada uno de los tres grupos identificados anteriormente para la calidad global. Este contraste se realiza a través del estadístico F, que refleja el grado de parecido existente entre las medias que se están comparando. Cuanto más diferentes sean las medias, mayor será el valor de F. Si el nivel crítico asociado al estadístico F es menor que 0,05 rechazaremos la hipótesis nula de igualdad de medias y concluiremos que no todas las medias poblacionales comparadas son iguales. En caso contrario, no podremos rechazar la hipótesis de igualdad de medias.

En la tabla 8.11 se presentan los resultados obtenidos mediante la aplicación del análisis de la ANOVA.³⁸⁴ Como se puede observar, en todos los casos el valor crítico del

³⁸⁴ Adicionalmente se realizaron comparaciones de tendencia de carácter polinómico que permitieron confirmar que el tipo de relación entre la variable independiente y dependiente es lineal y no cuadrática.

estadístico F es menor que 0,050. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula de igualdad de medias y se puede concluir que para cada una de las dimensiones del factorial, las poblaciones definidas por la variable grupos de calidad global no poseen la misma valoración media de las mismas y, además, es posible alcanzar esta misma conclusión para el conjunto de las variables que integran el análisis factorial. Asimismo, estas diferencias entre las valoraciones medias son más acusadas en el caso del primer factor y cuando se consideran todas las variables en su conjunto.

Tabla 8.11. Análisis de la ANOVA de los grupos de calidad global

Factor	Variación	Suma de cuadrados	gl.	Media cuadrática	F	Sig.
Factor_1	Inter-grupos	301,836	2	150,918	698,094	0,000
	Intra-grupos	403,618	1867	0,216		
	Total	705,454	1869			
Factor_2	Inter-grupos	289,652	2	144,826	370,747	0,000
	Intra-grupos	729,313	1867	0,391		
	Total	1018,965	1869			
Factor_3	Inter-grupos	229,357	2	114,679	206,457	0,000
	Intra-grupos	1029,267	1853	0,555		
	Total	1258,625	1855			
Factor_4	Inter-grupos	207,017	2	103,508	293,893	0,000
	Intra-grupos	657,553	1867	0,352		
	Total	864,570	1869			
Factor_T	Inter-grupos	271,156	2	135,578	765,187	0,000
	Intra-grupos	330,800	1867	0,177		
	Total	601,956	1869			

Para aplicar el estadístico F y, por tanto, extraer las conclusiones citadas con anterioridad, se han de cumplir dos condiciones, la normalidad de las poblaciones muestrales y la homocedasticidad o igualdad de sus varianzas. El cumplimiento de la primera de estas condiciones no plantea especiales dificultades en la medida en que, como el tamaño de cada uno de los grupos es elevado, el estadístico F tiende a comportarse sensiblemente bien, incluso con distribuciones poblacionales sensiblemente alejadas de la normalidad. Sin embargo, la homocedasticidad debe ser cuidadosamente estudiada, ya que los grupos objeto de análisis presentan un tamaño o dimensión heterogénea (Pardo y Ruiz, 2001; pág. 254).

Tabla 8.12. Test de Levene de homogeneidad de las varianzas

Factor	Estadístico de Levene	gl1	gl2	Sig.
Factor_1	6,617	2	1867	0,001
Factor_2	18,045	2	1867	0,000
Factor_3	3,867	2	1853	0,021

Factor_4	18,442	2	1867	0,000
Factor_T	1,140	2	1867	0,320

Para examinar el cumplimiento de esta última condición se calcula el estadístico de Levene (*vid.* tabla 8.12), el cual permite contrastar la hipótesis nula de que las varianzas poblacionales son iguales. En aquellos casos en los que el nivel crítico es menor que 0,05 se debe rechazar la hipótesis nula de igualdad de las varianzas. Por tanto, para cada una de las cuatro dimensiones se debe considerar que las varianzas de las poblaciones definidas por la variable grupos de calidad global no son iguales. Por ello, en los análisis subsiguientes se han de aplicar tests más robustos que nos permitan salvar esta circunstancia. En concreto aplicaremos dos test que son más idóneos que el estadístico F cuando existe heterocedasticidad: el test de Welch y el de Brown-Forsythe. Sus resultados ratifican el resultado obtenido con anterioridad, ya que en todos los casos sigue rechazándose la hipótesis nula de igualdad de medias (*vid.* tabla 8.13).

Tabla 8.13. Tests robustos de igualdad de las medias

Factor	Tests*	Estadístico	gl1	gl2	Sig.
Factor_1	Welch	688,301	2	717,317	0,000
	Brown-Forsythe	668,961	2	930,557	0,000
Factor_2	Welch	351,875	2	701,316	0,000
	Brown-Forsythe	335,515	2	847,156	0,000
Factor_3	Welch	196,962	2	707,072	0,000
	Brown-Forsythe	200,261	2	1077,395	0,000
Factor_4	Welch	267,359	2	687,529	0,000
	Brown-Forsythe	258,103	2	850,647	0,000
Factor_T	Welch	719,416	2	706,861	0,000
	Brown-Forsythe	723,236	2	983,040	0,000

*Distribuida F asintóticamente.

Los estadísticos de la ANOVA que se acaban de calcular permiten rechazar, en relación con cada uno de los factores, la hipótesis nula general de que las medias de las poblacionales definidas por la variable grupos de calidad global son iguales. Sin embargo, para completar el análisis es preciso analizar si todas las medias son diferentes entre sí y en qué medida concreta difieren unas de otras. Con este objetivo se realizan un conjunto de contrastes o comparaciones múltiples *post hoc* o comparaciones *a posteriori*. Estos contrastes permiten controlar la tasa de error al efectuar varios contrastes utilizando las mismas medias, evitando así que se incurra en el error de rechazar la hipótesis nula cuando no se debería rechazar (errores tipo D).

Tabla 8.14. Método Games-Howell de comparaciones múltiples del procedimiento ANOVA de un factor

Variable dependiente	(I) Grupos calidad global	(J) Grupos calidad global	Diferencia de medias (I-J)	Error típico	Sig.	Intervalo de confianza al 95%	
						Límite inferior	Límite superior
Factor_1	Baja	Elevada	-0,672*	0,033	0,000	-0,749	-0,595
		Muy elevada	-1,276*	0,036	0,000	-1,360	-1,192
	Elevada	Baja	0,672*	0,033	0,000	0,595	0,749
		Muy elevada	-0,604*	0,024	0,000	-0,660	-0,547
	Muy elevada	Baja	1,276*	0,036	0,000	1,192	1,360
		Elevada	0,604*	0,024	0,000	0,547	0,660
Factor_2	Baja	Elevada	-0,639*	0,047	0,000	-0,749	-0,530
		Muy elevada	-1,247*	0,050	0,000	-1,365	-1,129
	Elevada	Baja	0,639*	0,047	0,000	0,530	0,749
		Muy elevada	-0,608*	0,032	0,000	-0,683	-0,533
	Muy elevada	Baja	1,247*	0,050	0,000	1,129	1,365
		Elevada	0,608*	0,032	0,000	0,533	0,683
Factor_3	Baja	Elevada	-0,582*	0,046	0,000	-0,692	-0,473
		Muy elevada	-1,117*	0,056	0,000	-1,249	-0,985
	Elevada	Baja	0,582*	0,046	0,000	0,473	0,692
		Muy elevada	-0,535*	0,044	0,000	-0,638	-0,431
	Muy elevada	Baja	1,117*	0,056	0,000	0,985	1,249
		Elevada	0,535*	0,044	0,000	0,431	0,638
Factor_4	Baja	Elevada	-0,516*	0,044	0,000	-0,621	-0,412
		Muy elevada	-1,050*	0,049	0,000	-1,164	-0,936
	Elevada	Baja	0,516*	0,044	0,000	0,412	0,621
		Muy elevada	-0,534*	0,031	0,000	-0,607	-0,461
	Muy elevada	Baja	1,050*	0,049	0,000	0,936	1,164
		Elevada	0,534*	0,031	0,000	0,461	0,607
Factor_T	Baja	Elevada	-0,623*	0,029	0,000	-0,691	-0,555
		Muy elevada	-1,207*	0,033	0,000	-1,284	-1,131
	Elevada	Baja	0,623*	0,029	0,000	0,555	0,691
		Muy elevada	-0,584*	0,023	0,000	-0,638	-0,530
	Muy elevada	Baja	1,207*	0,033	0,000	1,131	1,284
		Elevada	0,584*	0,023	0,000	0,530	0,638

*La diferencia entre medias es significativa al nivel 0,05.

Como en este caso las varianzas poblacionales no son iguales, se aplica el método de Games-Howell, similar al de Tukey,³⁸⁵ y uno de los mejores procedimientos para controlar la tasa de error ante diferentes situaciones (Pardo y Ruiz, 2001; pág. 258).

Adicionalmente, y siguiendo a Capelleras y Veciana (2001), se ha calculado el coeficiente de correlación de Pearson entre las dimensiones del factorial y los grupos de calidad

³⁸⁵ Éste es el método aplicado con más frecuencia en el caso de homocedasticidad. En este caso, únicamente sería adecuado aplicarlo cuando se consideran conjuntamente el total de las variables.

global.³⁸⁶ Este coeficiente, que es el más utilizado para estudiar el grado de relación lineal entre dos variables cuantitativas, toma valores comprendidos entre -1 y 1 . Se ha de tener en cuenta que este coeficiente no refleja causalidad, sino únicamente el grado de relación lineal entre las variables. En este caso se contrasta la hipótesis nula de independencia lineal entre las variables, aceptando esta hipótesis cuando el nivel crítico es superior al nivel de significación establecido. En la tabla siguiente se muestran los resultados obtenidos. Como se puede observar, en todos los casos rechazamos la hipótesis nula de independencia entre las variables, lo que confirma que existe una relación lineal positiva y significativa entre las diferentes dimensiones y los grupos de calidad global. La intensidad de esta relación no es excesivamente elevada, ya que oscila entre $0,427$ y $0,654$, aunque es análoga o incluso superior a la observada en otros estudios similares.³⁸⁷

Tabla 8.15. Correlación entre las dimensiones del factorial y los grupos de calidad global

Grupos calidad global	Factor_1	Factor_2	Factor_3	Factor_4
Correlación de Pearson	0,654**	0,533**	0,427**	0,489**
Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000
N	1870	1870	1856	1870

*La correlación es significativa al nivel $0,01$ (bilateral).

En conclusión, como acabamos de comprobar, en relación con el conjunto de la escala y con cada uno de los factores o dimensiones, las diferencias entre las medias de cada grupo de calidad global son significativas, tanto cuando se contrastan a escala global (método F, Welch y Brown-Forsythe), como cuando se realizan comparaciones múltiples, dos a dos, entre cada grupo, a través del método Games-Howell. Además, se verifica la existencia de una correlación positiva y significativa entre cada uno de los factores y la variable grupos de calidad global.

³⁸⁶ Este cálculo se realiza, además, bajo otros supuestos. En primer lugar, considerando como variables, los factores tal y como están siendo contemplados actualmente (es decir, como media de las valoraciones otorgadas a cada una de las variables que componen dicho factor) y la calidad global (sin constituir grupos). En segundo lugar, considerando como variables los regresores de los factores, y los grupos de calidad global y la calidad global, propiamente dicha, respectivamente. En todos los casos se observa, por un lado, una relación lineal positiva y significativa entre las variables y, por otro, un grado de correlación diverso, que oscila entre $0,225$ y $0,667$.

³⁸⁷ Por ejemplo, el grado de correlación observado en el estudio de Capelleras y Veciana (2001), oscila entre $0,301$ y $0,580$.

Tabla 8.16. Medias de las valoraciones de las dimensiones según los grupos de calidad global

Grupos de calidad global	Factor_1	Factor_2	Factor_3	Factor_4	Factor_T
Baja	3,18	3,08	2,52	3,32	3,07
Elevada	3,85	3,72	3,10	3,84	3,70
Muy elevada	4,46	4,33	3,63	4,37	4,28
Total	3,88	3,76	3,13	3,88	3,73

Por tanto, una valoración *muy elevada* de la calidad global se corresponde con una valoración *muy elevada* del conjunto de la escala y de cada uno de los factores; una valoración *elevada* de la calidad global se relaciona con una valoración *elevada* del conjunto de la escala y de cada uno de los factores y, finalmente, una valoración *baja* de la calidad global se corresponde con una valoración *baja* en el conjunto de la escala y en cada uno de los factores.

Por tanto, **SE ACEPTA la Subhipótesis H1c₁**. *Las valoraciones de la escala son significativamente diferentes entre los estudiantes con valoraciones superiores, intermedias e inferiores de la calidad global del servicio.*

1a₂) Satisfacción

El análisis que se realiza en este apartado es análogo al que acabamos de describir en relación con la calidad global, pero centrado ahora en el estudio de la satisfacción. Las características fundamentales del análisis aplicado, así como los resultados obtenidos, se exponen a continuación.

Tabla 8.17. Grupos de individuos en función de la satisfacción

Satisfacción					
Datos iniciales			Grupos		
Nivel	N	%	Grupo	N	%
Muy baja	8	0,4	Baja	296	15,8
Baja	34	1,8			
Media	254	13,6			
Alta	1.052	56,3	Elevada	1.052	56,3
Muy Alta	522	27,9	Muy elevada	522	27,9
Total	1.870	100	Total	1.870	100

En primer lugar, se aplica el mismo criterio de agrupación empleado en las respuestas sobre la percepción de la calidad global del servicio recibido, a las respuestas aportadas por los estudiantes a la cuestión de su satisfacción global con el servicio recibido. En función de dicho criterio se configuran tres grupos de estudiantes, aquellos que

muestran un nivel de satisfacción bajo (15,8%), aquellos estudiantes que muestran una satisfacción elevada (56,3%) y aquellos que tienen un nivel de satisfacción muy elevado (27,9%). En relación con los grupos conformados con anterioridad, relativos a la calidad global, se observa un porcentaje ligeramente más reducido de estudiantes con satisfacción baja (15,8%) –frente a un 16,9% en el caso de la calidad percibida– y, sobre todo, un mayor porcentaje de estudiantes muy satisfechos –27,9% frente al 23,6%, que percibían un nivel de calidad muy elevado–.

Teniendo en cuenta estos grupos, para cada factor –definido como la media de las valoraciones otorgadas a cada una de las variables que configuran dicho factor–, se obtienen los estadísticos descriptivos que se indican en la tabla 8.18.

Tabla 8.18. Relación entre los grupos de satisfacción y las dimensiones factoriales: estadísticos descriptivos

Factores	Grupos de calidad	N	Media	Desv. típica	Error típico	95% Intervalo de confianza para la diferencia		Mínimo	Máximo
						Inferior	Superior		
Factor_1	Baja	296	3,24	0,59	0,03	3,17	3,31	1,60	5,00
	Elevada	1052	3,82	0,48	0,01	3,79	3,85	1,70	5,00
	Muy elevada	522	4,37	0,46	0,02	4,33	4,41	2,60	5,00
	Total	1870	3,88	0,61	0,01	3,85	3,91	1,60	5,00
Factor_2	Baja	296	3,06	0,79	0,05	2,97	3,15	1,00	5,00
	Elevada	1052	3,68	0,60	0,02	3,64	3,71	1,40	5,00
	Muy elevada	522	4,32	0,54	0,02	4,27	4,36	2,33	5,00
	Total	1870	3,76	0,74	0,02	3,73	3,79	1,00	5,00
Factor_3	Baja	294	2,55	0,76	0,04	2,46	2,63	1,00	5,00
	Elevada	1045	3,04	0,72	0,02	3,00	3,09	1,00	5,00
	Muy elevada	517	3,62	0,78	0,03	3,55	3,69	1,00	5,00
	Total	1856	3,13	0,82	0,02	3,09	3,16	1,00	5,00
Factor_4	Baja	296	3,36	0,73	0,04	3,28	3,45	1,25	5,00
	Elevada	1052	3,81	0,59	0,02	3,78	3,85	2,00	5,00
	Muy elevada	522	4,31	0,55	0,02	4,26	4,36	2,00	5,00
	Total	1870	3,88	0,68	0,02	3,85	3,91	1,25	5,00
Factor_T	Baja	296	3,10	0,50	0,03	3,05	3,16	1,75	5,00
	Elevada	1052	3,66	0,42	0,01	3,63	3,68	1,92	4,96
	Muy elevada	522	4,23	0,42	0,02	4,19	4,26	2,88	5,00
	Total	1870	3,73	0,57	0,01	3,70	3,75	1,75	5,00

Al igual que ocurría en el caso de la calidad global, a primera vista se observa que la media de todos y cada uno de los factores es creciente con los grupos de satisfacción creados. Ello quiere decir que para todos los factores la media del grupo de satisfacción

elevada es superior al de la baja e inferior al de la muy elevada. Ahora se trata de analizar si estas diferencias entre las medias son o no estadísticamente significativas. Con este objetivo, se procede a aplicar, de nuevo, el análisis de la varianza ANOVA de un factor. Los resultados de este análisis (*vid.* tabla 8.19) evidencian que en todos los casos el valor crítico del estadístico F^{388} es inferior a 0,050. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula de igualdad de medias, concluyendo que, para cada una de las dimensiones del factorial, las poblaciones definidas por la variable grupos de satisfacción no poseen la misma valoración media de las dimensiones y, además, es posible alcanzar esta misma conclusión para el conjunto de las variables que integran el análisis factorial. Asimismo, estas diferencias entre las valoraciones medias son más acusadas cuando consideramos todas las variables en su conjunto y cuando nos referimos a los factores relativos al servicio esencial y a los servicios facilitadores.

Tabla 8.19. Análisis de la ANOVA de los grupos de satisfacción

Factor	Variación	Suma de cuadrados	gl.	Media cuadrática	F	Sig.
Factor_1	Inter-grupos	248,966	2	124,483	509,126	0,000
	Intra-grupos	456,488	1867	0,245		
	Total	705,454	1869			
Factor_2	Inter-grupos	313,085	2	156,543	414,044	0,000
	Intra-grupos	705,880	1867	0,378		
	Total	1018,965	1869			
Factor_3	Inter-grupos	232,491	2	116,245	209,917	0,000
	Intra-grupos	1026,134	1853	0,554		
	Total	1258,625	1855			
Factor_4	Inter-grupos	181,536	2	90,768	248,104	0,000
	Intra-grupos	683,034	1867	0,366		
	Total	864,570	1869			
Factor_T	Inter-grupos	249,898	2	124,949	662,619	0,000
	Intra-grupos	352,058	1867	0,189		
	Total	601,956	1869			

Como ya se ha comentado, la aplicación del estadístico F es adecuada si se cumplen dos condiciones: la normalidad de las poblaciones muestrales y la homocedasticidad. Al igual que ocurría en el caso anterior, el supuesto de normalidad no plantea excesivos problemas dado el tamaño muestral. Sin embargo, la homocedasticidad debe ser objeto de análisis pormenorizado, ya que los grupos de poblaciones muestrales presentan una dimensión sustancialmente heterogénea, a cuyo efecto se considera pertinente calcular el estadístico de Levene. El análisis del nivel crítico de este estadístico asociado a cada

³⁸⁸ Además se realizaron comparaciones de tendencia de carácter polinómico que permitieron confirmar que el tipo de relación entre la variable independiente y dependiente es lineal y no cuadrática.

factor lleva a rechazar la hipótesis nula de igualdad de varianzas. Por tanto, para cada una de las cuatro dimensiones y para el conjunto de las variables se debe considerar que las varianzas de las poblaciones definidas por los grupos de satisfacción no son iguales.

Tabla 8.20. Test de Levene de homogeneidad de las varianzas

Factor	Estadístico de Levene	g1	g2	Sig.
Factor_1	10,313	2	1867	0,000
Factor_2	24,906	2	1867	0,000
Factor_3	3,970	2	1853	0,019
Factor_4	11,953	2	1867	0,000
Factor_T	4,466	2	1867	0,012

Es por ello que procedemos a aplicar tests más robustos que el estadístico F –el de Welch y el de Brown-Forsythe– y que tengan en cuenta esta circunstancia. Los resultados obtenidos con estos tests no modifican las conclusiones alcanzadas tras la aplicación del estadístico F, ya que, de acuerdo con estos tests, también se puede aceptar la hipótesis alternativa de desigualdad de medias. Los estadísticos descritos permiten rechazar, en relación con cada uno de los factores analizados, la hipótesis nula general de que las medias de las poblacionales definidas por la variable satisfacción son iguales.

Tabla 8.21. Tests robustos de igualdad de las medias

Factor	Test*	Estadístico	g1	g2	Sig.
Factor_1	Welch	468,617	2	709,500	0,000
	Brown-Forsythe	457,038	2	863,386	0,000
Factor_2	Welch	387,793	2	700,441	0,000
	Brown-Forsythe	354,076	2	763,666	0,000
Factor_3	Welch	195,060	2	719,682	0,000
	Brown-Forsythe	201,198	2	1077,889	0,000
Factor_4	Welch	236,127	2	708,429	0,000
	Brown-Forsythe	221,003	2	840,371	0,000
Factor_T	Welch	603,667	2	708,147	0,000
	Brown-Forsythe	599,301	2	915,685	0,000

*Distribuida F asintóticamente.

Para completar este análisis, estudiando si todas las medias difieren entre sí y en qué medida lo hacen unas de otras, se realiza un conjunto de contrastes o comparaciones múltiples *post hoc* o comparaciones *a posteriori*. Además, como las varianzas poblacionales no son iguales, se aplica el método de Games-Howell de comparaciones múltiples, que permite examinar todas las posibles combinaciones dos a dos entre los niveles o categorías de la variable satisfacción. La tabla siguiente (8.22) pone de manifiesto que todos los promedios comparados difieren significativamente. Por tanto,

podemos concluir que los estudiantes que muestran un nivel de satisfacción *muy elevada*, conceden también una valoración media más elevada al servicio esencial (dimensión o factor 1), que los estudiantes con una satisfacción *elevada* y éstos, a su vez, mayor que aquéllos que consideran que presentan un nivel de satisfacción *bajo*. Este mismo patrón de comportamiento se observa en relación con el resto de los factores y para todas las variables consideradas en su conjunto.

Tabla 8.22. Método Games-Howell de comparaciones múltiples del procedimiento ANOVA de un factor

Variable dependiente	(I) Grupos satisfacción	(J) Grupos satisfacción	Diferencia de medias (I-J)	Error típico	Sig.	Intervalo de confianza al 95%	
						Límite inferior	Límite superior
Factor_1	Baja	Elevada	-0,585*	0,037	0,000	-0,673	-0,497
		Muy elevada	-1,128*	0,040	0,000	-1,222	-1,035
	Elevada	Baja	0,585*	0,037	0,000	0,497	0,673
		Muy elevada	-0,543*	0,025	0,000	-0,602	-0,485
	Muy elevada	Baja	1,128*	0,040	0,000	1,035	1,222
		Elevada	0,543*	0,025	0,000	0,485	0,602
Factor_2	Baja	Elevada	-0,617*	0,049	0,000	-0,733	-0,501
		Muy elevada	-1,255*	0,051	0,000	-1,376	-1,134
	Elevada	Baja	0,617*	0,049	0,000	0,501	0,733
		Muy elevada	-0,638*	0,030	0,000	-0,708	-0,568
	Muy elevada	Baja	1,255*	0,051	0,000	1,134	1,376
		Elevada	0,638*	0,030	0,000	0,568	0,708
Factor_3	Baja	Elevada	-0,498*	0,050	0,000	-0,614	-0,381
		Muy elevada	-1,075*	0,056	0,000	-1,207	-0,943
	Elevada	Baja	0,498*	0,050	0,000	0,381	0,614
		Muy elevada	-0,577*	0,041	0,000	-0,673	-0,481
	Muy elevada	Baja	1,075*	0,056	0,000	0,943	1,207
		Elevada	0,577*	0,041	0,000	0,481	0,673
Factor_4	Baja	Elevada	-0,449*	0,046	0,000	-0,558	-0,340
		Muy elevada	-0,949*	0,049	0,000	-1,064	-0,835
	Elevada	Baja	0,449*	0,046	0,000	0,340	0,558
		Muy elevada	-0,500*	0,030	0,000	-0,571	-0,429
	Muy elevada	Baja	0,949*	0,049	0,000	0,835	1,064
		Elevada	0,500*	0,030	0,000	0,429	0,571
Factor_T	Baja	Elevada	-0,556*	0,032	0,000	-0,631	-0,481
		Muy elevada	-1,123*	0,035	0,000	-1,204	-1,042
	Elevada	Baja	0,556*	0,032	0,000	0,481	0,631
		Muy elevada	-0,567*	0,022	0,000	-0,620	-0,514
	Muy elevada	Baja	1,123*	0,035	0,000	1,042	1,204
		Elevada	0,567*	0,022	0,000	0,514	0,620

*La diferencia entre medias es significativa al nivel 0,05.

Finalmente, se ofrece una clasificación de los grupos basada en el grado de parecido entre sus medias. El análisis de las diferentes tablas de subgrupos homogéneos del

procedimiento ANOVA de un factor permite corroborar que las medias correspondientes a cada grupo de satisfacción difieren significativamente entre sí en todos y cada uno de los factores, así como para el conjunto de las variables del factorial. Además, del análisis gráfico se deduce que la media de cada grupo de satisfacción es creciente con la valoración media del factor correspondiente.

Tabla 8.23. Correlación entre las dimensiones del factorial y los grupos de satisfacción

Grupos satisfacción	Factor_1	Factor_2	Factor_3	Factor_4
Correlación de Pearson	0,594**	0,554**	0,429**	0,458**
Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000
N	1870	1870	1856	1870

*La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

Como complemento al análisis previo, y siguiendo a Capelleras y Veciana (2001), se calcula el coeficiente de correlación de Pearson entre las dimensiones del factorial y los grupos de satisfacción creados con anterioridad.³⁸⁹ En la tabla 8.23 se muestran los resultados obtenidos. A partir de ellos, se rechaza la hipótesis nula de independencia entre cada una de los factores y los grupos de satisfacción creados con anterioridad, puesto que el nivel crítico es menor que el nivel de significación establecido en todos y cada uno de los casos. Por tanto, existe una relación lineal positiva y significativa entre las variables, que, sin ser muy elevada, ya que oscila entre 0,429 y 0,594, es plenamente homologable o incluso superior a la obtenida en otros estudios.³⁹⁰

Tabla 8.24 Medias de las valoraciones de las dimensiones según los grupos de satisfacción

Grupos de satisfacción	Factor_1	Factor_2	Factor_3	Factor_4	Factor_T
Baja	3,24	3,06	2,55	3,36	3,10
Elevada	3,82	3,68	3,04	3,81	3,66
Muy elevada	4,37	4,32	3,62	4,31	4,23
Total	3,88	3,76	3,13	3,88	3,73

En resumen, en relación con el conjunto de la escala y cada uno de los factores, las diferencias entre las medias de cada grupo de satisfacción son significativas, tanto cuando se contrastan a escala global (método F, Welch y Brown-Forsythe), como cuando

³⁸⁹ Este cálculo se realiza también bajo otros supuestos. En primer lugar, considerando como variables los factores –como media de las valoraciones otorgadas a cada una de las variables que componen dicho factor– y la satisfacción (sin constituir grupos). En segundo lugar, considerando como variables los regresores de los factores, y los grupos de satisfacción y la satisfacción, propiamente dicha, respectivamente. En todos los casos se encuentra una relación lineal positiva y significativa entre las variables, oscilando el grado de correlación entre 0,251 y 0,602.

³⁹⁰ En el de Capelleras y Veciana (2001) oscila entre 0,139 y 0,470.

se realizan contrastes múltiples, dos a dos, entre cada grupo, a través del método Games-Howell. Adicionalmente, se observa la existencia de una correlación positiva y significativa entre cada uno de los factores y la variable grupos de satisfacción. En definitiva, una satisfacción *muy elevada* se corresponde con una valoración *muy elevada* del conjunto de la escala y de cada uno de los factores; una satisfacción *elevada* se relaciona con una valoración *elevada* del conjunto de la escala y de cada uno de los factores y, finalmente, una *baja* satisfacción se corresponde con una valoración *baja* del conjunto de la escala y de cada uno de los factores.

Por tanto, **SE ACEPTA la Subhipótesis H1c₂**. *Las valoraciones de la escala son significativamente diferentes entre los estudiantes con valoraciones superiores, intermedias e inferiores del grado de la satisfacción del servicio.*

1b) Aplicación de la escala a otros individuos: Estudiantes de postgrado

Como ya hemos tenido ocasión de exponer, un procedimiento alternativo que permite comprobar la validez convergente de la escala consiste en aplicarla a otro tipo de sujetos y evaluar los resultados obtenidos. En nuestro caso, emplearemos los datos obtenidos en la encuesta efectuada a los estudiantes de postgrado, que, como ya hemos explicado en el capítulo anterior presentan ciertas peculiaridades en relación con los estudiantes de grado.

En la tabla siguiente se muestra el análisis descriptivo básico de los atributos relativos a las percepciones de los estudiantes de postgrado. La valoración media global –de las 30 variables– asciende a 3,736; muy similar a la que presentan los estudiantes de grado (3,725), aunque existen diferencias significativas en la percepción media de la mitad de los atributos relativos a las percepciones, tal y como se indicó en el apartado 7.5.4.

En primera instancia se realiza un estudio factorial de carácter exploratorio, para verificar qué resultados se obtienen si se aplica directamente un factorial exploratorio a los datos obtenidos de los estudiantes de postgrado. En este sentido conviene recalcar que, si bien el tamaño de la muestra es, en este caso, únicamente aceptable en comparación con el número de variables sujetas al análisis, los datos disponibles se consideran adecuados para el análisis factorial exploratorio.

Tabla 8.25. Estadísticos descriptivos de las percepciones de las variables: estudiantes postgrado

	Percepciones	Media	Mín.	Máx.	Desv. típica	N
1	Amabilidad docentes	4,374	2	5	0,728	238
2	Amabilidad administrativos	4,249	1	5	0,803	237
3	Conectividad (7)	4,231	1	5	0,872	238
4	Seguridad (12)	4,143	1	5	0,800	237
5	Información fidedigna (4)	4,110	1	5	0,775	236
6	Navegabilidad (8)	4,059	1	5	0,855	238
7	Solidez (15)	4,055	1	5	0,891	238
8	Competencias docentes (11)	3,992	1	5	0,844	237
9	Coherencia evaluación (5)	3,971	1	5	0,765	238
10	Facilidad para reclamar (17)	3,966	1	5	0,941	238
11	Sistema de evaluación (3)	3,962	1	5	0,761	237
12	Resolución problemas docentes (13)	3,958	1	5	0,887	237
13	Diseño programa (14)	3,945	2	5	0,743	237
14	Contribución de las actividades (9)	3,920	1	5	0,812	237
15	Rapidez navegación (19)	3,840	1	5	0,892	237
16	Planificación del programa (6)	3,824	1	5	0,911	238
17	Simplicidad trámites administrativos (16)	3,814	1	5	0,878	237
18	Resolución problemas informáticos (20)	3,783	1	5	0,943	235
19	Materiales y recursos didácticos (22)	3,782	1	5	0,911	238
20	Interacción entre estudiantes (25)	3,736	1	5	0,947	238
21	Resolución problemas administrativos	3,689	1	5	1,013	235
22	Orientación del estudiante (18)	3,679	1	5	0,905	235
23	Biblioteca (26)	3,584	1	5	0,916	234
24	Feedback de las actividades	3,580	1	5	0,981	233
25	Cumplimiento plazos administrativos (23)	3,384	1	5	1,054	232
26	Cumplimiento plazos materiales (10)	3,371	1	5	1,178	237
27	Compensaciones (28)	3,171	1	5	1,108	222
28	Actividades presenciales (27)	2,739	1	5	1,048	211
29	Servicios complementarios	2,718	1	5	1,088	209
30	Actividades síncronas	2,465	1	5	1,080	217

Nota: Entre paréntesis aparece reseñada, si es diferente, la posición que ocupa ese ítem en el ranking establecido para los estudiantes de grado.

Tras la aplicación del análisis de componentes principales con rotación ortogonal se obtiene una solución consistente en agrupar las variables en cinco factores o dimensiones, todas y cada una de ellas fiables, que explican el 64,38% de la varianza (*vid.* tabla 8.26). Del análisis comparativo de esta solución y la conseguida para los estudiantes de grado, cabe destacar los siguientes aspectos:

- a) El proceso de refinamiento de la escala, realizado a través de la evaluación de las comunalidades y las cargas de los atributos en los factores, implica, en este caso, la exclusión de tres variables, resultando, por tanto, una escala compuesta por 27 ítems. Las variables excluidas son las relativas a la seguridad, los espacios virtuales de interacción entre estudiantes y la biblioteca. Dos de estas variables –la seguridad y la biblioteca– fueron también excluidas cuando se realizó el factorial con la muestra constituida por los

estudiantes de grado. Sin embargo, el atributo relativo a la existencia de espacios virtuales de interacción entre estudiantes que antes formaba parte de la escala ha sido ahora descartado. En cambio, se han incorporado cuatro variables – información fidedigna, cumplimiento de plazos de los materiales, compensaciones y planificación del programa– que habían sido excluidas de la escala obtenida con los datos procedentes de la muestra de los estudiantes de grado.

Tabla 8.26. Matriz de componentes rotada, varianza explicada y fiabilidad: postgrado

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5
Sistema de evaluación	0,780	0,148	0,039	0,182	0,027
Feedback de las actividades	0,745	0,038	0,145	0,165	0,151
Contribución de las actividades	0,742	0,186	0,296	0,066	0,166
Coherencia evaluación	0,724	0,181	0,166	0,111	0,154
Competencias docentes	0,713	0,177	0,243	0,005	0,087
Planificación del programa	0,622	0,198	0,097	0,394	0,039
Resolución problemas docentes*	0,596	0,002	0,497	0,070	0,159
Materiales y recursos didácticos	0,586	0,332	0,116	0,050	0,337
Amabilidad docentes*	0,569	0,258	0,453	-0,113	-0,144
Orientación del estudiante	0,544	0,155	0,164	0,327	0,223
Diseño del programa	0,510	0,387	0,236	0,254	0,123
Conectividad	0,105	0,831	0,191	0,135	0,059
Rapidez navegación	0,117	0,823	0,092	0,180	0,117
Solidez	0,223	0,717	0,064	0,162	0,139
Navegabilidad	0,286	0,709	0,303	-0,033	-0,004
Información fidedigna	0,397	0,512	0,308	0,090	0,021
Resolución problemas administr.	0,191	0,047	0,800	0,269	0,176
Resolución problemas informáticos	0,169	0,262	0,694	0,158	0,203
Amabilidad administrativos	0,343	0,247	0,675	-0,073	-0,088
Facilidad para reclamar	0,241	0,244	0,627	0,365	0,030
Simplicidad trámites administr.	0,200	0,224	0,542	0,377	0,006
Cumplimiento plazos materiales	0,197	0,103	0,021	0,820	0,096
Compensaciones	0,049	0,099	0,259	0,695	0,223
Cumplimiento plazos administr.	0,191	0,164	0,219	0,679	0,139
Actividades síncronas	0,070	0,045	0,145	0,148	0,851
Servicios complementarios	0,211	0,141	0,076	0,069	0,802
Actividades presenciales	0,195	0,063	-0,028	0,188	0,775
Valor propio inicial	10,267	2,260	1,934	1,647	1,274
Valor propio rotado	20,263	12,869	12,584	9,504	9,156
Porcentaje de la varianza explicada	20,263	33,132	45,717	55,220	64,376
Porcentaje de la var. exp. acumul.	0,905	0,837	0,848	0,761	0,833
Alpha de Cronbach	10,267	2,260	1,934	1,647	1,274

*Estas variables ponderan alto en dos de los factores.

b) El análisis factorial exploratorio de postgrado reduce los 27 atributos a cinco variables latentes o factores, frente a los cuatro que obtuvimos en el primer caso. La primera explica un 20% de la varianza, la segunda y la tercera aproximadamente un 13% –cada una– y un 9% corresponde a cada una de las restantes dimensiones. La primera de las dimensiones, la relativa al servicio esencial, es muy similar en ambos casos –la única diferencia radica en la agregación del indicador relativo a la planificación del programa, que antes no formaba parte de la escala– y, además, explica un porcentaje similar de la varianza (el 20%). La segunda dimensión obtenida para los estudiantes de postgrado es muy similar a la cuarta de los estudiantes de grado –la interfaz de usuario– aunque incorpora un indicador adicional relativo al grado en que la información que aparece en el campus es completa, fidedigna y actualizada. De igual forma, la quinta dimensión es similar a la denominada “servicios de apoyo”, con la salvedad de que en este caso no se incorpora el atributo relacionado con la interacción virtual entre estudiantes, puesto que había sido excluido de la escala.

c) La variable latente relativa a los “servicios facilitadores” está conformada por prácticamente los mismos indicadores que la tercera dimensión del factorial exploratorio relativo a los estudiantes de postgrado. Sólo se excluye de esta última la variable cumplimiento de los plazos de entrega de la documentación administrativa. Esta variable, junto a los atributos que indican el cumplimiento de los plazos de entrega de los materiales y los recursos didácticos y las compensaciones que se obtienen si se producen problemas o defectos en el servicio, configuran la cuarta dimensión del factorial obtenida a partir de los datos de los estudiantes de postgrado. Por tanto, la diferencia fundamental consiste en la existencia de una nueva dimensión que coincide con lo que en entornos *online* se suele denominar “fiabilidad” o cumplimiento de los compromisos de entrega.

A continuación se procedió a realizar, por medio del análisis factorial confirmatorio, un contraste de la fiabilidad del factorial y un análisis comparativo de los resultados que se obtienen con la estructura factorial actual y con la anterior –estudiantes de grado– aplicada ahora a los datos de postgrado (*vid.* tabla 8.27).

Tabla 8.27. Comparativa de modelos factoriales confirmatorios de postgrado: medidas del ajuste

Medidas		Modelo A (MA)	Modelo B (MB)	Modelo 0b (M0b)	Modelo 1b (M1b)	Modelo 2b (M2b)
		Unidimens. (27 v.)	5 factores correl.	Unidimens. (24 v.)	4 factores correl.	4 factores correl. modificado*
Medidas del ajuste absoluto	χ^2 (g.l.) (p)	1.172,492 (299) (0,000)	628,226 (289) (0,000)	1.016,023 (252) (0,000)	558,491 (246) (0,000)	491,031 (244) (0,000)
	NCP	873,492	339,226	746,023	312,491	247,031
	GFI	0,635	0,798	0,652	0,805	0,827
	RMR	0,093	0,057	0,086	0,071	0,070
	RMSEA	0,124	0,079	0,126	0,082	0,073
	ECVI	6,718	3,959	5,853	3,508	3,174
Medidas del ajuste incremental	AGFI	0,572	0,755	0,586	0,762	0,787
	TLI	0,633	0,853	0,641	0,849	0,880
	NFI	0,598	0,784	0,610	0,786	0,811
	CFI	0,663	0,869	0,672	0,866	0,894
Medidas de ajuste de parsimonia	PNFI	0,550	0,697	0,557	0,700	0,717
	PGFI	0,541	0,657	0,548	0,660	0,672
	AIC	1.276,492	752,226	1.112,023	666,491	603,031
	BIC	1.445,610	953,867	1.268,132	842,114	785,158
	CAIC	1.497,610	1.015,867	1.316,132	896,114	841,158

*Incorporación de correlaciones entre los errores de las variables v11-v12 y v24-v25.

Se puede observar que las medidas del ajuste absoluto, incremental y de parsimonia presentan un mejor comportamiento cuando el modelo está conformado por los cinco factores correlacionados que cuando presenta un carácter unidimensional. Por tanto, se puede afirmar que la escala de medida tiene carácter multidimensional. No obstante, los índices, en general, no presentan un comportamiento sobresaliente. Por ejemplo, el índice de bondad del ajuste alcanza un valor reducido (0,798) en relación con lo que habitualmente se considera aceptable. De ahí que se haya examinado cómo se adapta la estructura factorial obtenida con los datos de los estudiantes de grado a los datos de los estudiantes de postgrado. Los resultados que se alcanzan con la estructura de los cuatro factores (M1b) muestran un mejor ajuste que los obtenidos con la estructura de los cinco factores. Y el ajuste –absoluto, incremental y de parsimonia– aún es mejor cuando se aplica el modelo de los cuatro factores modificado (M2b), puesto que el GFI, por ejemplo, se eleva en este caso a 0,827, próximo al valor mínimo que se suele considerar aceptable (0,9).

Estos análisis nos permiten obtener una primera impresión sobre las características del análisis factorial aplicado a los estudiantes de postgrado. No obstante, para contrastar de manera rigurosa la equivalencia entre la estructura factorial de diferentes grupos de

individuos, así como su estructura latente subyacente, se debe aplicar un análisis multigrupo a través del modelo de ecuaciones estructurales (Byrne, 2001; pág. 174). En definitiva, se trata de comprobar la no varianza de la estructura factorial entre los grupos (*multigroup invariance*) configurados por un lado, por los estudiantes de programas de grado y, por otro, de postgrado.

Para contrastar la equivalencia entre grupos, es necesario comprobar la similitud entre: 1) la trayectoria de las cargas factoriales, 2) las varianzas/covarianzas de los factores, 3) el sentido de la regresión estructural y 4) las varianzas/covarianzas de los términos de error. Actualmente, sin embargo, se considera que establecer la equivalencia entre la varianzas de los términos de error supone restringir en exceso el modelo, motivo por el cual no se suelen fijar este tipo de restricciones (Byrne, 2001; pág. 175). En cualquier caso, si lo que se pretende contrastar es la equivalencia entre las estructuras factoriales, los aspectos fundamentales a comprobar son el patrón de relación entre los indicadores y las variables latentes (a través de las cargas factoriales) y las relaciones estructurales entre los factores (Byrne, 2001; pág. 176).

La hipótesis a contrastar es que la estructura factorial obtenida para los estudiantes de grado es aplicable a los estudiantes de postgrado. Por ello, a continuación es necesario imponer restricciones de igualdad entre los diferentes parámetros y analizar simultáneamente los datos procedentes de los dos grupos para obtener estimaciones eficientes (Bentler, 1995; Joreskog y Sorbom, 1996).³⁹¹ Por defecto establecemos la estructura factorial del modelo M2 –caracterizado por las 4 dimensiones y la correlación entre dos pares de errores de los atributos– e inicialmente, fijamos la condición más restrictiva, es decir, que todos los parámetros a estimar (las cargas factoriales, las varianzas de los factores, las covarianzas de los factores, las dos covarianzas entre los dos pares de errores y las varianzas de los errores) son iguales en los dos grupos.³⁹²

Como se trata de modelos anidados, para comprobar la invarianza entre grupos se han de comparar los valores que alcanza la Chi-cuadrado (considerando sus correspondientes grados de libertad) cuando en el modelo no se introducen las restricciones de igualdad de los parámetros (modelo no restringido) y cuando éstas se incorporan. Si esta comparación pone de manifiesto que existe una diferencia entre estos valores estadísticamente significativa (el *p-valor* es inferior a 0,05) ello implica que algunas de

³⁹¹ Inicialmente, para fijar el marco de referencia, es costumbre establecer y analizar los modelos de referencia (*baseline models*) separadamente para cada grupo (Byrne, 2001; pág. 175). Como acabamos de realizar este análisis nos remitimos a lo dicho anteriormente en relación con el análisis factorial confirmatorio de los estudiantes de postgrado y pasamos directamente a desarrollar el análisis multigrupo.

³⁹² El análisis se realiza a través de la opción “análisis multigrupo” del módulo AMOS.

las restricciones de igualdad entre los parámetros incorporadas en el modelo no son correctas (Byrne, 2001; pág. 187). De ahí la necesidad de examinar con detalle los modelos para detectar dónde radican las diferencias entre ambos.

En nuestro caso, suponiendo que el modelo no restringido es correcto, la variación en la Chi-cuadrado ($\Delta \chi^2$) es estadísticamente significativa. Por tanto, se ha de rechazar la hipótesis de que todos los parámetros son iguales en las dos poblaciones. Para conocer dónde radican las diferencias se procede a incorporar de manera progresiva y acumulativa las diferentes restricciones (Byrne, 2001; pág. 192). En la tabla siguiente (*vid.* tabla 8.28) se muestran los resultados que se han ido alcanzando en el curso de este proceso y, a continuación, se explica de manera somera el procedimiento seguido.

Tabla 8.28. Test de invarianza entre grupos: bondad del ajuste

Supuestos del modelo	Nº parám.	χ^2	g.l.	p	$\Delta \chi^2$	Δ g.l.	Signif. estad.*
No restringido	112	2154,319	488	0,000	-	-	-
Totalmente restringido	56	2259,610	544	0,000	105,290	56	0,000
Cargas factoriales iguales	92	2201,789	508	0,000	47,478	20	0,001
Cargas factoriales F1 iguales	103	2167,705	497	0,000	13,386	9	0,146
Cargas factoriales F1 y F2 iguales	98	2172,171	502	0,000	17,852	14	0,214
Cargas factoriales F1, F2 y F4 iguales	95	2178,375	505	0,000	24,056	17	0,118
Cargas factoriales F1, F2, F4 y v28	94	2178,470	506	0,000	24,151	18	0,150
Cargas factoriales F1, F2, F4, v28 y v29	93	2178,559	507	0,000	24,239	19	0,187
Cargas factoriales F1, F2, F4, v28, v29 y covar. entre factores	87	2183,945	513	0,000	29,626	25	0,239
Cargas factoriales F1, F2, F4, v28, v29, covar. entre factores y covar. entre errores	85	2189,761	515	0,000	35,441	27	0,128
Cargas factoriales F1, F2, F4, v28, v29, covar. factores, covar. errores y var. de cada factor	81	2202,769	519	0,000	48,449	31	0,024
Cargas factoriales F1, F2, F4, v28, v29, covar. factores, covar. errores y var. de cada factor (excluido F3)	82	2195,119	518	0,000	40,800	30	0,090
Cargas factoriales F1, F2, F4, v28, v29, covar. factores, covar. errores, var. de cada factor (sin F3) y var. errores	58	2232,398	542	0,000	78,079	54	0,018
Cargas factoriales F1, F2, F4, v28, v29, covar. factores, covar. errores, var. de cada factor (sin F3) y var. errores (sin error v.26)	59	2229,166	541	0,000	74,847	53	0,026
Cargas factoriales F1, F2, F4, v28, v29, covar. factores, covar. errores, var. de cada factor (sin F3) y var. errores (sin error v.26 y v.7)	60	2217,017	540	0,000	62,698	52	0,147

*Si este *p-valor* es inferior a 0,050 la diferencia estadística es significativa.

Una vez alcanzada la conclusión de que todos los parámetros no eran iguales en los dos grupos, se diseñó un nuevo modelo en el que las únicas restricciones introducidas significaban establecer que todas las cargas factoriales eran iguales. El resultado obtenido tras la comparación con el modelo no restringido indicaba que esta igualdad no se mantenía para todos los parámetros. Por tanto, se procedió a realizar el análisis factor a factor. El resultado de este proceso evidencia que todas las restricciones de igualdad se cumplían, excepción hecha de la relativa a la variable 26 –espacios virtuales de interacción entre estudiantes– que en el modelo original formaba parte de la tercera dimensión –servicios complementarios–. A continuación, se añadieron a este modelo –en el que se había excluido la condición de igualdad entre los pesos de la regresión de la v26 en relación con el tercer factor– las restricciones relativas a la igualdad de las covarianzas de los factores, confirmando los resultados que la hipótesis de igualdad entre estos parámetros podía ser rechazada. Seguidamente, se agregaron las restricciones relacionadas con las covarianzas de los términos de error de las variables 24 y 25, por un lado, y de las variables 11 y 12, por otro, confirmando de nuevo los resultados obtenidos la hipótesis de igualdad. La incorporación a este modelo de las restricciones de igualdad de las varianzas de los factores, evidenció que esta restricción no se verificaba para el tercer factor –donde estaba ubicada la variable 26–. Finalmente, y aunque como se ha indicado anteriormente, no se suelen incluir estas restricciones por ser excesivamente rigurosas, se estableció un modelo en el que a las anteriores restricciones se añadieron las relativas a la igualdad de las varianzas de los errores. Éstas se cumplen también de manera mayoritaria, ya que se verifican para todos los términos de error, excepción hecha de la variable 26 –obviamente– y del relativo a la variable 7 –facilidad para reclamar–. Además se comprueba que los modelos estimados se ajustan de manera adecuada.

En definitiva, el instrumento de medida directa obtenido con los datos procedentes de los estudiantes de programas de grado se adapta también de manera bastante adecuada a los estudiantes de postgrado. En este último grupo, el atributo relativo a los espacios virtuales de interacción entre estudiantes (foros, grupos de debate y chats, entre otros) no constituye un buen indicador de la variable latente “servicios complementarios o de apoyo”. El examen de las cargas factoriales y los índices de modificación parece evidenciar que esta variable puede constituir un indicador más adecuado del servicio esencial que de los complementarios. Por lo tanto, parece que los estudiantes de postgrado consideran como un atributo del servicio esencial la posibilidad de interactuar

virtualmente con otros estudiantes y no como un atributo de los servicios complementarios.

A la vista de lo expuesto, **SE ACEPTA PARCIALMENTE la Subhipótesis H1c₃**: *Las escala e-SERVPERF es aplicable a otros entornos de formación online: los programas de postgrado online.*

8.3.4. Validez discriminante

El análisis factorial confirmatorio realizado evidenció que los diferentes ítems sólo determinan una variable latente. Por tanto, en la medida en que sólo y exclusivamente forman parte de una de las variables latentes se comprueba su validez discriminante (Capelleras y Veciana, 2001). La validez discriminante se alcanza, además, si las correlaciones entre diferentes constructos, medidas a través de sus respectivos indicadores, son relativamente débiles. De acuerdo con Hacher (1994) este tipo de validez se puede contrastar a través del examen del test basado en la variación de la Chi-cuadrado entre el modelo no restringido –aquel en el que se permite que todos los constructos covaríen– y el restringido –modelo igual al no restringido, exceptuando la correlación entre los dos constructos de interés, que se fija igual a la unidad–.

Si la diferencia en la Chi-cuadrado (con un grado de libertad) es significativa se pone de manifiesto que el modelo en el cual los dos constructos fueron considerados como factores distintos –pero correlacionados– es superior (Li y Ding, 2005).

Tabla 8.29. Test de Bonferroni de la validez discriminante.

Supuestos del modelo	Nº parám.	χ^2	g.l.	p	$\Delta \chi^2$	Δ g.l.	Signif. estad.*
No restringido	56	1663,289	244	0,000	-	-	-
Covar (F1-F2) = 1	55	2206,723	245	0,000	543,434	1	***
Covar (F1-F3) = 1	55	2204,918	245	0,000	541,629	1	***
Covar (F1-F4) = 1	55	2354,255	245	0,000	690,966	1	***
Covar (F2-F3) = 1	55	2044,037	245	0,000	380,748	1	***
Covar (F2-F4) = 1	55	2156,204	245	0,000	492,919	1	***
Covar (F3-F4) = 1	55	2163,825	245	0,000	500,536	1	***

* Para un $\alpha = 0,01$, el test de Bonferroni presenta un nivel crítico igual a 13,83.

En este caso se debe contrastar la validez discriminante de los cuatro factores. Siguiendo la aproximación de Li y Ding (2005) se aplica el test de Bonferroni, método más conservador que el consistente en analizar directamente la Chi-cuadrado, ya que tiene en cuenta el número de contrastes estadísticos realizados simultáneamente sobre el

mismo conjunto de datos. Como se puede observar en la tabla siguiente, todos los estadísticos basados en la diferencia entre las Chi-cuadrado exceden del valor crítico, lo que permite afirmar que se alcanza la validez discriminante.

Por tanto, **SE ACEPTA la subhipótesis H1c₄**: La escala presenta validez discriminante.

8.3.5. Validez nomológica

La validez nomológica indica el grado en que la escala se correlaciona con las medidas de conceptos diferentes pero teóricamente relacionados (Sánchez y Sarabia, 1999; pág. 386). En definitiva, se trata de determinar si el instrumento de medida se comporta según lo esperado con respecto a otras construcciones con las cuales está teóricamente relacionado.

Los conceptos de calidad global y satisfacción son dos conceptos fuertemente ligados que están correlacionados de manera estadísticamente significativa, siendo el nivel de correlación lineal igual a 0,688.

Tabla 8.30. Correlación entre la calidad global y la satisfacción

Correlación	Calidad global y Satisfacción
Correlación de Pearson	0,688**
Sig. (bilateral)	0,000
N	1870

**La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

A través de las diversas subhipótesis, se ha podido corroborar que en la escala aquí obtenida:

- 1) Las valoraciones de la escala son significativamente diferentes entre los estudiantes con valoraciones superiores, intermedias e inferiores de la calidad del servicio percibida y del grado de satisfacción con el servicio (*vid.* apartado 8.3.3. validez convergente).
- 2) La correlación entre la calidad global y la escala es positiva y significativa (coeficiente de Pearson igual a 0,680) (*vid.* apartado 8.3.6. validez concurrente).
- 3) La correlación entre la satisfacción y la escala es también positiva y significativa (igual a 0,650).

Por tanto, **SE ACEPTA las Subhipótesis H1c₅**: *La escala es válida desde un punto de vista nomológico.*

Tras contrastar la validez convergente, discriminante y nomológica de la escala, se puede afirmar que la escala obtenida a través de la medición directa de las percepciones de los estudiantes de grado presenta validez de construcción.

SE ACEPTA las Hipótesis H1c: *La escala e-SERVPERF presenta validez de construcción.*

8.3.6. Validez concurrente

Para completar el contraste de la validez de la escala, se analiza su validez concurrente. lo que nos permitirá determinar si existe correlación entre dos variables distintas del mismo fenómeno. En este caso, la validez concurrente se mide a través de la correlación entre la media de los valores de los ítems de la escala con la valoración, en primer lugar, de la calidad global y, en segundo lugar, de la satisfacción (Capelleras y Veciana, 2001). Para analizar esta correlación se aplica el coeficiente de correlación de Pearson,³⁹³ concluyendo que existe una relación lineal positiva y significativa entre la escala y la calidad global, por un lado, y la satisfacción, por otro.

Tabla 8.31. Correlación entre la escala, y la calidad global y la satisfacción

Correlación		Escala de medida
Calidad global	Correlación de Pearson	0,680**
	Sig. (bilateral)	0,000
	N	1870
Satisfacción	Correlación de Pearson	0,650**
	Sig. (bilateral)	0,000
	N	1870

*La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

Por tanto, **SE ACEPTAN las Subhipótesis H1d₁**: *La correlación entre la calidad global y la escala es positiva y significativa-* y **H1d₂** - *La correlación entre la satisfacción y la escala es positiva y significativa.*

³⁹³ Se calculó, además, la correlación entre la escala de medida y, por un lado, los grupos de calidad global y, por otro, los grupos de satisfacción. En ambos casos se observa una relación lineal significativa entre las variables, siendo el grado de correlación en estos casos de 0,671 y 0,644, respectivamente.

Además, el grado de correlación entre la escala y la calidad global (0,680) es ligeramente superior al que se observa entre la escala y la satisfacción (0,650).

La verificación de las dos subhipótesis anteriores permite **CONFIRMAR la Hipótesis H1d**: La escala e-SERVPERF presenta validez predictiva (concurrente).

8.4. Capacidad explicativa de la escala

A continuación se procede a realizar un análisis de regresión con un doble objetivo: a) contrastar en relación tanto con la calidad global, como con la satisfacción, por un lado, la capacidad explicativa de la escala de medida, y, b) determinar el grado de importancia relativa de cada una de las dimensiones identificadas.

8.4.1. De la calidad global

En primer lugar, se realiza el análisis considerando a la calidad global como variable dependiente y a los regresores de los factores identificados en la escala anterior como variables independientes. Así, la ecuación del modelo de regresión lineal múltiple se expresaría como sigue:

$$\text{Calidad global}_i = \beta_0 + \beta_1 F_{1i} + \beta_2 F_{2i} + \beta_3 F_{3i} + \beta_4 F_{4i} + \varepsilon_i$$

Donde, F_{ji} son los regresores de los factores. ($j = 1, 2, 3, 4; i = 1, \dots, N$).

β_j son los coeficientes que indican el peso relativo de cada variable, dimensión, en la ecuación. ($j = 1, 2, 3, 4$).

β_0 es la constante.

ε_i es el residuo o componente aleatorio.

Una vez especificado el modelo de regresión múltiple, se procede a estimar los parámetros de dicho modelo. El procedimiento aplicado será el método de mínimos cuadrados ordinarios, que consiste en minimizar la suma de los cuadrados de los residuos. Además, se aplica el método *introducir*, según el cual se construye la ecuación de regresión incorporando todas las variables independientes desde un primer momento, en un único paso.

Tras la aplicación de este método,³⁹⁴ el modelo estimado en este caso concreto se expresa como sigue:

$$\text{Calidad global } e = 4,037 + 0,332 F_1 + 0,218 F_2 + 0,148 F_3 + 0,195 F_4$$

Tabla 8.32. Coeficientes de regresión parcial

	Coef. No estandarizados		Coef. estand. Beta	t	Sig.	Intervalo de confianza para beta al 95%		Correlaciones		
	Beta	Error Típico				Límite inferior	Límite superior	Orden cero	Parcial	Semi-parcial
(Cte)	4,037	0,012		343,557	0,000	4,014	4,060			
F₁	0,332	0,012	0,504	27,772	0,000	0,308	0,355	0,502	0,582	0,504
F₂	0,218	0,012	0,331	18,235	0,000	0,194	0,241	0,328	0,425	0,331
F₃	0,148	0,012	0,229	12,587	0,000	0,125	0,171	0,222	0,308	0,228
F₄	0,195	0,012	0,300	16,519	0,000	0,172	0,218	0,300	0,391	0,300

Las pruebas *t* y los niveles críticos obtenidos (inferiores a 0,05) para cada variable nos permiten rechazar la hipótesis nula, consistente en que el coeficiente de regresión vale cero en la población. Así, las cuatro variables poseen coeficientes significativamente diferentes de cero y, por tanto, todas ellas contribuyen de forma significativa a explicar la variable dependiente. Además, los intervalos de confianza de cada uno de los coeficientes estandarizados no son muy amplios, lo que permite concluir que las estimaciones obtenidas son bastantes precisas.

Tal y como se desprende de la tabla anterior, y teniendo en cuenta que las betas representan la importancia relativa de cada variable en la ecuación, el primer factor, relativo al *core service*, es el que tiene una mayor capacidad explicativa (36,95%) de la calidad del servicio percibida, seguido del referido a los servicios facilitadores (24,27%), de la interfaz del usuario (21,99%) y de los servicios de apoyo (16,79%), respectivamente. Otra forma de averiguar la importancia relativa de cada coeficiente estimado consiste en el análisis del coeficiente de correlación parcial de la variable dependiente respecto de cada variable independiente (Luque, 2000). Así, la importancia vendría medida por el grado de proporción de las variaciones de las variables independientes que viene explicada por cada variable independiente y que no explica el resto de variables independientes del modelo. En este caso, las conclusiones obtenidas tras el análisis de

³⁹⁴ Se procede a una depuración de los datos, lo que supone la eliminación de 15 casos atípicos. Se eliminan estos individuos porque, por un lado, representan un pequeño porcentaje del tamaño muestral, no mostrando además un perfil uniforme, y, por otro lado, porque nuestro objetivo es construir una ecuación para entender lo que ocurre con los casos típicos, no con los casos atípicos (Pardo y Ruiz, 2001).

las correlaciones parciales, mostradas en la tabla anterior, no difieren significativamente de las obtenidas previamente.

Del análisis de los coeficientes de correlación parcial, semiparcial y de orden cero³⁹⁵ se deduce que cada una de las cuatro variables es relevante, es decir, que en ningún caso existen relaciones triviales –relaciones que podrían venir explicadas por el resto de variables– entre alguna de las variables independientes incorporadas en el modelo y la variable dependiente.

La bondad del ajuste estimado se analiza a través del coeficiente de determinación r^2 , medida que goza de gran aceptación en el contexto del análisis de regresión (Pardo y Ruiz, 2001), y que es igual al cuadrado del coeficiente de correlación múltiple. Se trata de una medida estandarizada, que toma valores entre 0 (variables independientes) y 1 (variables entre las que existe relación perfecta), y que expresa la proporción de la varianza de la variable dependiente que está explicada por la variable independiente. En el caso que nos ocupa, se utiliza la r^2 corregida, ya que resulta más aconsejable cuando se trata de comparar modelos (Luque, 2000). La r^2 corregida constituye una corrección a la baja de la r^2 , pues tiene en cuenta el número de casos y de variables independientes. No obstante, en este caso, como el número de individuos es muy elevado, prácticamente no se observan diferencias entre el coeficiente de determinación corregido y no corregido.

Tabla 8.33. Bondad del ajuste

R	R ²	R ² correg.	Error típico de la estimación	Estadísticos del cambio					Durbin-Watson
				Cambio R ²	Cambio F	g11	g12	Sig. Cambio F	
0,709	0,503	0,501	0,457	0,503	381,371	4	1509	0,000	1,981

De la estimación realizada, se concluye que las cuatro variables independientes consideradas conjuntamente explican un 50,1% de la varianza de la calidad global, pues la r^2 corregida es igual a 0,501. La bondad del ajuste no es excesivamente elevada, y así lo pone de manifiesto también el relativamente alto error típico de la estimación, que representa una medida de la parte de variabilidad de la variable dependiente que no es explicada por la recta de regresión.

³⁹⁵ El coeficiente de correlación *parcial* expresa el grado de relación existente entre la variable dependiente y una de las variables independientes, tras eliminar de ambas el efecto debido al resto de variables independientes incluidas en el modelo. El coeficiente de correlación *semiparcial* expresa el grado de relación existente entre la variable dependiente y la parte de cada variable independiente que no está explicada por el resto de variables independientes. Las correlaciones de *orden cero* son los coeficientes de correlación calculados sin tener en cuenta la presencia de terceras variables.

Además, a través del estadístico F se puede contrastar la hipótesis nula de que el valor poblacional de r es cero, lo que permite evaluar si existe una relación lineal significativa entre la variable dependiente y el conjunto de variables independientes, globalmente consideradas. En la siguiente tabla de resumen de la ANOVA, se muestra el valor del nivel crítico obtenido (*Sig.*= 0,000), que lleva al rechazo de la hipótesis nula y pone de manifiesto la existencia de una relación lineal significativa entre dichas variables.

Tabla 8.34. Resumen de la ANOVA

	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Regresión	318,827	4	79,707	381,371	0,000
Residual	315,382	1509	0,209		
Total	634,209	1513			

Los supuestos del modelo de regresión lineal, es decir, las condiciones que deben darse para garantizar la validez del modelo son la linealidad, la independencia, la homocedasticidad, la normalidad y la ausencia de colinealidad.

a) El incumplimiento del supuesto de linealidad pondría de manifiesto un error de especificación del modelo. A través de los diagramas de regresión parcial se puede obtener una primera idea de qué forma adopta la relación. Estos diagramas, a diferencia de los de dispersión, no están basados en las variables originales, sino en los residuos obtenidos. Puesto que en ellos se controla el efecto del resto de variables, nos muestran la relación *neto* entre las variables representadas. El anexo VI.1 revela la existencia de una relación lineal entre la calidad global y cada una de las variables independientes, consideradas una a una.

b) La independencia o ausencia de autocorrelación supone que los residuos son independientes. Uno de los estadísticos fundamentales para el estudio de este supuesto es el de Durbin-Watson (1951).³⁹⁶ Este estadístico oscila entre 0 y 4 y toma el valor 2 cuando los residuos son independientes. Se puede asumir independencia entre los residuos cuando este estadístico toma valores entre 1,5 y 2,5 (Pardo y Ruiz, 2001). En nuestro caso, este estadístico alcanza el valor de 1,981, así que, por tanto, se cumple el supuesto de independencia entre los residuos.

³⁹⁶ Durbin, J. y Watson, G.S. (1951). "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II". *Biometrika*, 38, 159-178.

c) El cumplimiento del supuesto de homocedasticidad implica que la varianza de los residuos es constante para cada valor de la variable independiente o para cada combinación de valores de las variables independientes. Para analizar este supuesto se elabora el diagrama de dispersión de las variables ZPRED (pronósticos tipificados) y ZRESID (residuos tipificados). Si existe homocedasticidad este diagrama de dispersión no debe mostrar ninguna pauta de asociación entre los residuos y los pronósticos tipificados y por tanto la varianza de los residuos debe ser independiente del tamaño de los pronósticos, esto es, uniforme en todo el rango de valores pronosticados.

En nuestro caso, *vid.* anexo VI.1, no queda clara, a simple vista, ni la existencia ni la ausencia de una pauta de asociación entre los pronósticos y los residuos. Por tanto, se procede a calcular el grado de correlación entre los valores pronosticados de la variable dependiente y los valores absolutos de los residuos estándar (Etxebarria, 1999; pág. 103). El examen del coeficiente de correlación pone de manifiesto una relación lineal significativa entre ambos valores al nivel de significación del 0,01 bilateral. No obstante, el valor absoluto del coeficiente de correlación de Pearson, en este caso es igual a $-0,090$, lo que pone de manifiesto una relación negativa muy débil entre ambas variables.³⁹⁷ Por tanto, no parece existir un problema relevante de heterocedasticidad.

d) El supuesto de normalidad significa que para cada valor de la variable independiente –o combinación de valores de las variables independientes–, los residuos se distribuyen normalmente con media cero. Como se puede contrastar en la siguiente tabla la media de los residuos es cero.

Tabla 8.35. Estadísticos descriptivos de los residuos

	Mínimo	Máximo	Media	Desviación típica	N
Pronóstico	2,395	5,028	4,043	0,459	1514
Residuo	-1,342	1,314	0,000	0,456	1514
Pronóstico tipificado	-3,591	2,147	0,000	1,000	1514
Residuo tipificado	-2,935	2,875	0,000	0,999	1514

En el anexo VI.1 se recoge el histograma de los residuos tipificados y el gráfico de probabilidad normal de los residuos. El histograma de los residuos muestra una distribución que se asemeja sustancialmente a una normal y en el gráfico

³⁹⁷ La relación entre las variables es intensa en la medida que el coeficiente de Pearson, en términos absolutos, se aproxima a 1 y es débil en la medida que dicho valor se aproxima a 0. Habitualmente, valores inferiores a 0,3 son considerados como indicativos de correlaciones muy débiles entre las variables.

de probabilidad normal los puntos se ubican mayoritariamente sobre la diagonal del gráfico. Por tanto, del análisis de estos dos gráficos se deduce que el supuesto de normalidad parece verificarse en este caso. Además, se ha comprobado la normalidad de los residuos a través del cálculo del estadístico de Kolmogorov-Smirnov, que permite contrastar la hipótesis nula de que los residuos se distribuyen normalmente. La aplicación de este estadístico nos permite aceptar la hipótesis nula, en la medida en que el nivel crítico (sig.) es superior a 0,050.

Tabla 8.36. Test de normalidad de los residuos

Kolmogorov-Smirnov*	Estadístico	gl	Sig.
	0,019	1524	0,200**

* Corrección de la significación de Lilliefors

** Límite inferior de la verdadera significación

e) El supuesto de no-colinealidad implica la ausencia de relación lineal exacta o elevada entre las variables independientes. Si existe colinealidad perfecta, de forma que una de las variables independientes se relaciona de forma perfectamente lineal con una o más del resto de las variables independientes de la ecuación, no es posible estimar los coeficientes de la ecuación de regresión. Si la colinealidad es parcial, en cuyo caso entre todas o algunas de las variables explicativas del modelo existen correlaciones elevadas, se generan estimaciones de los coeficientes de regresión muy inestables. Una primera aproximación al estudio de la colinealidad lo proporciona el análisis de las correlaciones entre las variables explicativas. Si se observan (*vid.* anexo VI.1) las correlaciones entre las variables independientes, podemos afirmar que éstas son nimias. Sin embargo, el estudio de estas correlaciones no es suficiente para afirmar que no existe multicolinealidad, ya que únicamente se comparan las variables explicativas dos a dos, y podría existir colinealidad entre grupos de variables. Por eso, a continuación, para completar el análisis de la posible existencia de multicolinealidad se utilizan dos estadísticos, el nivel de tolerancia³⁹⁸ y el factor de inflación de la varianza (FIV).³⁹⁹ En este caso, el estudio de estos dos

³⁹⁸ El nivel de tolerancia de una variable se obtiene restando a 1 el coeficiente de determinación (r^2) que resulta al regresar esa variable sobre el resto de variables independientes. Valores próximos a cero indican que esa variable puede ser explicada por una combinación lineal del resto de variables, es decir que existe multicolinealidad. Por contra, valores próximos a 1 indican ausencia de multicolinealidad.

³⁹⁹ Los factores de inflación de la varianza (FIV) son los inversos de los niveles de tolerancia. Cuanto mayor es el FIV de una variable mayor es la varianza del coeficiente de regresión. Así, valores superiores a 4 indican presencia de multicolinealidad grave y próximos a 1, ausencia de ella.

estadísticos revela que estamos ante una situación de ausencia de multicolinealidad, ya que en todas las variables independientes ambos son iguales a 1 –el valor ideal de estos estadísticos– como expresión de la ausencia de multicolinealidad.⁴⁰⁰

Para finalizar, se analizan los puntos de influencia, es decir, se estudian con detalle aquellos casos que pueden afectar de forma sustancial al valor de la ecuación de regresión. Para ello se consideran la distancia de Mahalanobis, la distancia de Cook y los valores de influencia.⁴⁰¹ En general, no se observan valores de influencia problemáticos ya que ninguno presenta una distancia de Cook superior a 1 –de hecho, su valor máximo es 0,018– y los valores de influencia son como máximo iguales a 0,16, considerándose poco problemáticos los valores inferiores a 0,2 (Pardo y Ruiz, 2001).

En definitiva, podemos confirmar que en este caso se cumplen todos los supuestos en los que se fundamenta la validez del modelo de regresión lineal estimado y por ello:

SE ACEPTA la hipótesis H1e: *Cada una de las dimensiones de la escala tiene un efecto positivo y significativo sobre la calidad del servicio percibida.*

8.4.2. De la satisfacción

Una vez desarrollado el análisis de regresión en relación con la calidad global, se procede a realizar este mismo análisis considerando la satisfacción como variable dependiente.⁴⁰² Por tanto, el modelo de regresión lineal múltiple se expresaría ahora como sigue:

$$\text{Satisfacción}_i = \beta_0 + \beta_1 F_{1i} + \beta_2 F_{2i} + \beta_3 F_{3i} + \beta_4 F_{4i} + \varepsilon_i$$

Donde, F_{ji} son los regresores de los factores. ($j = 1, 2, 3, 4; i = 1, \dots, N$).

β_j son los coeficientes que indican el peso relativo de cada variable, dimensión, en la ecuación. ($j = 1, 2, 3, 4$).

β_0 es la constante.

⁴⁰⁰ En el SPSS se obtienen otros estadísticos de colinealidad que también se muestran en el anexo VI.1. No se explican ahora con detalle pues los estadísticos ya analizados confirman la ausencia de colinealidad y únicamente ratifican los resultados obtenidos.

⁴⁰¹ La distancia de Mahalanobis mide el grado de distanciamiento de cada caso respecto de los promedios del conjunto de variables independientes. La distancia de Cook mide el cambio que se produce en las estimaciones de los coeficientes de regresión al ir eliminando cada caso de la ecuación de regresión. Los valores de influencia son una medida normalizada del grado de distanciamiento de un punto respecto del centro de su distribución y representan, por tanto, una medida de la influencia potencial de cada caso.

⁴⁰² En este apartado, en la medida en que se repite el análisis anterior, no se explica con tanto detalle el procedimiento estadístico seguido. En su lugar, nos centramos en exponer los resultados obtenidos y su correspondiente interpretación.

ε_i es el residuo o componente aleatorio.

Una vez especificada la ecuación de regresión, se procede a estimar los parámetros de dicha ecuación a través del método de mínimos cuadrados ordinarios (método *introducir*). La aplicación de este método,⁴⁰³ permite estimar el siguiente modelo:

$$\text{Satisfacción } \varepsilon = 4,092 + 0,284 F_1 + 0,245 F_2 + 0,173 F_3 + 0,193 F_4$$

Tabla 8.37. Coeficientes de regresión parcial

	Coef. no estandarizados		Coef. estand.	t	Sig.	Intervalo de confianza para beta al 95%		Correlaciones		
	Beta	Error Típico	Beta			Límite inferior	Límite superior	Orden cero	Parcial	Semi-parcial
(Cte)	4,092	0,013		318,241	0,000	4,067	4,117			
F₁	0,284	0,013	0,419	21,882	0,000	0,258	0,309	0,418	0,491	0,419
F₂	0,245	0,013	0,359	18,738	0,000	0,219	0,270	0,361	0,435	0,359
F₃	0,173	0,013	0,256	13,396	0,000	0,147	0,198	0,250	0,326	0,256
F₄	0,193	0,013	0,284	14,826	0,000	0,168	0,219	0,282	0,357	0,284

De acuerdo con las pruebas *t* y los niveles críticos obtenidos, se puede afirmar que las cuatro variables independientes contribuyen de forma significativa a explicar la satisfacción de los estudiantes. Además, del análisis de los coeficientes de correlación parcial, semiparcial y de orden cero se deduce que cada una de las cuatro variables es relevante, es decir, que en ningún caso existen relaciones triviales entre alguna de las variables independientes incorporadas en el modelo y la variable dependiente. Por otro lado, los intervalos de confianza de cada uno de los coeficientes estandarizados no son muy amplios, lo que permite concluir que las estimaciones obtenidas para cada coeficiente son bastantes precisas.

Del análisis de la importancia relativa de cada coeficiente estandarizado, se deduce que la primera dimensión es la que tiene una mayor capacidad explicativa (31,79%) de la satisfacción del estudiante, seguida de la segunda (27,24%), la cuarta (21,55%) y la tercera (19,42%), respectivamente. Esta conclusión es muy similar a la que se obtiene si se analiza el coeficiente de correlación parcial de cada variable dependiente respecto de cada variable independiente (Luque, 2000).

Por otra parte, el análisis del estadístico *F* permite confirmar la existencia de una relación lineal significativa entre la variable dependiente y las variables independientes, conjuntamente consideradas.

⁴⁰³ En este caso la depuración de los datos supone la eliminación de 20 casos atípicos.

Tabla 8.34. Resumen de la ANOVA

	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Regresión	305,484	4	76,371	306,139	0,000
Residual	375,196	1504	0,249		
Total	680,680	1508			

El estudio de la bondad del ajuste se realiza a través de la r^2 corregida, que nos muestra que las cuatro dimensiones globalmente consideradas explican el 44,7% de la satisfacción de los estudiantes. Al igual que ocurría con anterioridad, e incluso de una manera más acusada, este resultado, junto con el error típico de la estimación, ponen de manifiesto las limitaciones del modelo, aunque los resultados obtenidos son, no obstante, similares a los de otros estudios.

Tabla 8.35. Bondad del ajuste

R	R ²	R ² correg.	Error típico de la estimación	Estadísticos del cambio					Durbin-Watson
				Cambio R ²	Cambio F	gl1	gl2	Sig. Cambio F	
0,670	0,449	0,447	0,499	0,449	306,139	4	1504	0,000	2,067

Para finalizar, se comprueba el cumplimiento de los diferentes supuestos que deben garantizar la validez del modelo de regresión lineal.⁴⁰⁴

El análisis de los diagramas de regresión parcial permite confirmar el cumplimiento del supuesto de linealidad, ya que estos muestran la existencia de una relación lineal entre la calidad global y cada una de las variables independientes, individualmente consideradas. Además, la ausencia de autocorrelación se deduce del análisis del estadístico de Durbin-Watson, que toma un valor muy próximo a 2 (2,067).

Por otro lado, el cumplimiento del supuesto de homocedasticidad se contrasta a través del examen del diagrama de dispersión en el que se relacionan los pronósticos y los residuos tipificados, y de la correlación entre los pronósticos y el valor absoluto de los residuos estándar. Tras la observación del diagrama de dispersión y los resultados del análisis de correlación (coeficiente de correlación de Pearson igual a -0,156), se puede colegir la ausencia de problemas de heterocedasticidad significativos.

⁴⁰⁴ Véase el anexo VII.1 donde aparecen todos los gráficos y las tablas en las que se fundamentan las conclusiones que se alcanzan en este apartado.

Como ya se ha comentado con anterioridad, el supuesto de normalidad significa que para cada valor de la variable independiente, los residuos se distribuyen normalmente con media cero. Como se observa en la siguiente tabla la media de los residuos es cero. Además, el histograma de los residuos tipificados y el gráfico de probabilidad normal de los residuos (*vid.* anexo VII.1), permiten deducir que los residuos siguen una distribución que se puede asimilar a una normal.

Tabla 8.36. Estadísticos descriptivos de los residuos

	Mínimo	Máximo	Media	Desviación típica	N
Pronóstico	2,522	5,107	4,097	0,450	1509
Residuo	1,493	1,484	0,000	0,499	1509
Pronóstico tipificado	3,499	2,243	0,000	1,000	1509
Residuo tipificado	2,990	2,971	0,000	0,999	1509

Esta deducción se corrobora tras la aplicación del estadístico de Kolmogorov-Smirnov, el cual permite aceptar la hipótesis nula de normalidad de los residuos, tal y como se puede observar a continuación.

Tabla 8.37. Test de normalidad de los residuos

Kolmogorov-Smirnov*	Estadístico	gl	Sig.
	0,019	1509	0,200**

* Corrección de la significación de Lilliefors

** Límite inferior de la verdadera significación

El cumplimiento del supuesto de no-colinealidad se ha podido verificar tanto a través del análisis de las correlaciones entre las variables explicativas, como de los estadísticos de nivel de tolerancia y del factor de inflación de la varianza (FIV), que toman su valor ideal –la unidad– para todas y cada una de las variables independientes.

Finalmente, reseñar que el análisis de los puntos de influencia no ha permitido detectar ningún valor de influencia problemático.

En resumen, la ausencia de valores atípicos y de puntos de influencia, así como el cumplimiento de los supuestos de linealidad, independencia, homocedasticidad, normalidad y la ausencia de multicolinealidad permiten confirmar la validez del modelo de regresión lineal estimado. Por tanto,

SE ACEPTA la hipótesis H1f: *Cada una de las dimensiones de la escala tiene un efecto positivo y significativo en el grado de satisfacción del estudiante con el servicio.*

8.4.3. De la calidad *versus* satisfacción

Tal y como quedó establecido inicialmente, el objetivo de este análisis de regresión que se ha desarrollado era doble:

- a) contrastar la capacidad explicativa de la escala de medida y la importancia relativa de cada una de las dimensiones identificadas, y,
- b) hacerlo en relación tanto con la calidad global, como con la satisfacción.

En este sentido, se ha podido comprobar que las cuatro dimensiones identificadas tienen una influencia significativa y positiva sobre la variable a explicar, tanto en el caso de la calidad global percibida como en el de la satisfacción de los estudiantes. Además, se ha comprobado que la capacidad explicativa de estas dimensiones no es homogénea. El primer factor, es decir, el servicio esencial, presenta una mayor capacidad explicativa que el segundo, y éste, a su vez, mayor que el cuarto y éste, a su vez, mayor que el tercero. Este orden es el mismo tanto cuando se considera como variable dependiente la calidad como la satisfacción, aunque el grado de importancia relativa de los factores no es el mismo en uno y en otro caso. La importancia relativa del primer factor, el servicio esencial, en la calidad global es de casi un 37%, mientras que los servicios de apoyo representan menos de la mitad que éste –apenas un 17%– y los otros dos factores un 24 y un 22%, respectivamente. Sin embargo, en el caso de la satisfacción, el peso relativo del primer factor, el *core service*, se reduce a poco más de un 31%, mientras que aumenta el peso de los factores relativos a los servicios facilitadores y de apoyo, y se mantiene básicamente estable el peso del cuarto factor, la interfaz del usuario.

Tabla 8.38. Resumen de los resultados derivados del análisis de regresión

Variables		Beta	% β	t	Sig.	R	R ²	R ² ajustada
Calidad global	(Constante)	4,037	-	343,56	0,000	0,709	0,503	0,501
	F ₁	0,504*	36,95	27,77	0,000			
	F ₂	0,331*	24,27	18,23	0,000			
	F ₃	0,229*	16,79	12,59	0,000			
	F ₄	0,300*	21,99	16,52	0,000			
Satisfacción	(Constante)	4,092	-	318,24	0,000	0,670	0,449	0,447
	F ₁	0,419*	31,79	21,88	0,000			
	F ₂	0,359*	27,24	18,74	0,000			
	F ₃	0,256*	19,42	13,40	0,000			
	F ₄	0,419*	21,55	14,83	0,000			

*Coeficiente estandarizado.

El análisis, por otra parte, permite contrastar la capacidad explicativa de la escala. Si se considera el coeficiente de determinación ajustado como un indicador de dicha capacidad, se observa que la escala explica el 50% de la calidad global percibida por los estudiantes y aproximadamente el 45% de su satisfacción. Así mismo, se puede concluir que la escala conformada por las cuatro dimensiones presenta una capacidad explicativa de la calidad global percibida ligeramente superior que de la satisfacción de los estudiantes.

Por tanto, **SE ACEPTA la hipótesis H1g**: *La escala presenta una mayor capacidad explicativa de la calidad del servicio percibida que de la satisfacción.*

8.5. Análisis comparativo de las escalas de medida directas y de las disconfirmatorias: e-SERVPERF versus e-SERVQUAL

En este apartado, con el objetivo de comparar las escalas de medida directas de las percepciones y las disconfirmatorias, se procede a replicar el análisis desarrollado con anterioridad, pero siguiendo ahora el paradigma disconfirmatorio. En primer lugar, se realiza un análisis factorial –exploratorio y confirmatorio– que permita determinar las dimensiones “disconfirmatorias” de la calidad del servicio percibida por los estudiantes de programas de grado, para, a continuación, pasar a analizar la fiabilidad, la validez y la capacidad explicativa de dicha escala. Finalmente se comparan los resultados obtenidos siguiendo el paradigma disconfirmatorio con los obtenidos utilizando una medida directa de las percepciones de los estudiantes.

8.5.1. Dimensiones de la escala disconfirmatoria

Para conocer las dimensiones de la calidad del servicio percibida de acuerdo con el paradigma disconfirmatorio, debe crearse una nueva variable, definida como la diferencia entre las percepciones y las expectativas de cada atributo. Las características descriptivas de esta nueva variable se muestran a continuación, ordenando las variables de menor a mayor diferencia media entre las percepciones y las expectativas.

Tabla 8.39. Estadísticos descriptivos de las variables disconfirmatorias

Percepciones - Expectativas	Media	Mínimo	Máximo	Desviación típica	N
Actividades presenciales	-0,038	-4,00	4,00	0,951	1761
Amabilidad administrativos	-0,080	-4,00	3,00	0,783	1857
Amabilidad docentes	-0,097	-4,00	3,00	0,734	1857
Sistema de evaluación	-0,185	-3,00	3,00	0,740	1864
Orientación del estudiante	-0,196	-4,00	3,00	0,993	1836
Contribución de las actividades	-0,197	-4,00	3,00	0,823	1859
Diseño del programa	-0,212	-3,00	4,00	0,808	1837
Navegabilidad	-0,213	-4,00	4,00	0,870	1867
Planificación del programa	-0,228	-4,00	3,00	0,824	1862
Servicios complementarios	-0,242	-4,00	4,00	1,024	1647
Coherencia evaluación	-0,262	-4,00	2,00	0,776	1858
Competencias docentes	-0,273	-4,00	2,00	0,902	1867
Información fidedigna	-0,274	-4,00	2,00	0,763	1860
Simplicidad trámites administrativos	-0,279	-4,00	4,00	0,959	1847
Interacción entre estudiantes	-0,284	-4,00	4,00	1,020	1825
Rapidez navegación	-0,295	-4,00	4,00	1,031	1865
Facilidad para reclamar	-0,298	-4,00	4,00	1,035	1844
Resolución problemas docentes	-0,300	-4,00	3,00	0,958	1854
Cumplimiento plazos materiales	-0,313	-4,00	3,00	0,903	1855
Biblioteca	-0,315	-4,00	3,00	0,986	1827
Conectividad	-0,321	-4,00	3,00	0,833	1868
Cumplimiento plazos administrativos	-0,341	-4,00	3,00	1,100	1803
Actividades síncronas	-0,341	-4,00	4,00	1,157	1674
Resolución problemas informáticos	-0,348	-4,00	3,00	1,036	1833
Resolución problemas administrativos	-0,369	-4,00	4,00	1,123	1849
Solidez	-0,381	-4,00	3,00	0,904	1857
Seguridad	-0,428	-4,00	4,00	0,958	1865
Compensaciones	-0,438	-4,00	4,00	1,205	1682
Materiales y recursos didácticos	-0,454	-4,00	3,00	1,077	1862
Feedback de las actividades	-0,479	-4,00	4,00	1,149	1864

Como se puede observar, todas las diferencias son negativas, es decir, en todas las variables se produce un *gap* negativo por cuanto que las expectativas medias son superiores a las percepciones medias. Para el conjunto de las variables, la diferencia media es de $-0,283$, oscilando entre $-0,038$ y $-0,479$. Las variables que presentan un menor *gap* son las referidas a las actividades presenciales y a la amabilidad y corrección en el trato del personal administrativo y docente. Por contra, las diferencias más acusadas se producen en las variables relativas al *feedback* recibido por los estudiantes en relación con las actividades que realizan, al formato y contenido de los materiales y recursos didácticos, a las compensaciones y a la seguridad del campus virtual.⁴⁰⁵

⁴⁰⁵ Cuando estas diferencias se ponderan atendiendo a la importancia que los estudiantes otorgan a cada atributo, en general, el orden no cambia de forma sustancial. Nueve de los atributos no

A continuación se procede a aplicar un análisis factorial exploratorio, suponiendo, por tanto, que *a priori* se desconocen el número de componentes de la escala. Las variables disponibles y las características fundamentales de la muestra ponen de manifiesto la idoneidad de la aplicación de este tipo de análisis en este caso concreto. Por un lado, la muestra es sustancialmente superior a los 100 individuos, superando, además, la proporción aceptable de 10 observaciones por variable analizada (Hair *et al.*, 2004; pág. 88). Por otro lado, la escala es fiable, ya que el Alpha de Cronbach toma el valor de 0,9315, para el total de la muestra de estudiantes de grado y el total de las 30 variables, definidas como la diferencia entre las percepciones y las expectativas.

Tabla 8.40. Comunalidades

Variables	Comunalidad		Variables	Comunalidad	
	Inicial	Extraída		Inicial	Extraída
Conectividad	1,000	0,586	Materiales y recursos didácticos	1,000	0,599
Navegabilidad	1,000	0,436	Competencias docentes	1,000	0,651
Rapidez navegación	1,000	0,612	Contribución de las actividades	1,000	0,432
Solidez	1,000	0,456	<i>Feedback</i> de las actividades	1,000	0,609
Facilidad para reclamar	1,000	0,596	Sistema de evaluación	1,000	0,482
Resolución problemas informáticos	1,000	0,592	Coherencia evaluación	1,000	0,477
Resolución problemas administrativos	1,000	0,645	Interacción entre estudiantes	1,000	0,462
Resolución problemas docentes	1,000	0,524	Biblioteca	1,000	0,435
Amabilidad administrativos	1,000	0,685	Actividades presenciales	1,000	0,555
Amabilidad docentes	1,000	0,597	Actividades síncronas	1,000	0,668
Cumplimiento plazos administrativos	1,000	0,452	Servicios complementarios	1,000	0,582
Compensaciones	1,000	0,476			

El proceso de refinamiento de la escala, en el curso del cual se eliminan aquellas variables que presentan una baja comunalidad y/o una reducida ponderación en todas las dimensiones del factorial,⁴⁰⁶ implica la exclusión de las variables referidas a la

modifican su posición, 11 sólo cambian una posición, 5 cambian dos posiciones y sólo el resto lo hacen en mayor medida. La rapidez de navegación y el cumplimiento de los plazos de entrega de los materiales pierden tres posiciones cada uno. La interacción entre los estudiantes gana cuatro posiciones en el ranking, mientras que las competencias docentes las pierden. Finalmente, la modificación más notable se produce en el caso del ítem referido a las actividades síncronas, que pasa de la posición 23 a la 12 cuando se pondera por la importancia la diferencia entre las percepciones y las expectativas.

⁴⁰⁶ Adicionalmente, en este proceso de depuración se ha tenido en cuenta la recomendación de que la escala y cada factor o dimensión presente un Alpha de Cronbach superior a 0,70, que puede reducirse a 0,60 en la investigación exploratoria (Hair *et al.*, 2004; pág. 105).

seguridad, la información fidedigna, la simplicidad de los trámites administrativos, el cumplimiento de los plazos de materiales, el diseño del programa, la orientación del estudiante y la planificación del programa.⁴⁰⁷ Por lo tanto, a partir de este momento, se hace referencia a una escala compuesta por 23 atributos,⁴⁰⁸ que presentan las comunalidades indicadas en la tabla anterior.⁴⁰⁹

Tabla 8.41. Indicadores de asociación entre las variables

Indicadores	Resultados
Matriz de correlaciones	Variables correlacionadas
Determinante de la matriz de correlaciones	0,0001223
Índice de Kaiser-Meyer-Olkin	0,934
Test de esfericidad de Barlett	12643,90 (gl=253). Sig = 0,000
Medida de adecuación del análisis	Próxima a 1 para cada variable

Finalmente, el análisis de los indicadores recogidos en la tabla 8.41 permite acabar de confirmar la idoneidad de la aplicación del análisis factorial exploratorio. Por un lado, el examen de la matriz de correlaciones entre todas las variables permite comprobar que los atributos de partida están correlacionados, existiendo un número sustancial de correlaciones superiores a 0,3. Además, el análisis del determinante de la matriz de correlaciones y el resultado del test de esfericidad de Barlett confirman la existencia de correlación lineal entre las variables. Por otro lado, la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin toma un valor superior a 0,9, lo que constituye una situación excelente para la aplicación del análisis factorial. Finalmente, el análisis de la diagonal de la matriz de correlaciones anti-imagen, cuyos valores están próximos a uno –oscilan entre 0,784 y 0,972, siendo todos ellos, exceptuando tres, superiores a 0,917–, así como el examen del resto de valores de la matriz, que son mayoritariamente reducidos, permiten confirmar la adecuación muestral para cada variable.

Una vez confirmada la idoneidad del análisis factorial exploratorio, se procede a aplicar un análisis factorial de componentes principales con un sistema de rotación ortogonal varimax. Para seleccionar el número de grupos de factores a considerar se adoptó el criterio de Kaiser complementado con el análisis del gráfico de sedimentación. Además,

⁴⁰⁷ De acuerdo con la denominación adoptada, este proceso supone la exclusión de las variables disconfirmatorias: v5, v6, v13, v15, v17, v18 y v19.

⁴⁰⁸ En este caso las variables que se eliminan no son exactamente las mismas que en el caso de la escala directa de las percepciones. Las diferencias estriban en que actualmente se han eliminado tres variables –la simplicidad de los trámites administrativos, el diseño, y la planificación del programa– que no se eliminaron anteriormente y, por contra, se pasan a considerar dos atributos excluidos previamente –las compensaciones y la biblioteca–.

⁴⁰⁹ Las variables que presentan comunalidades inferiores a 0,5 se mantienen en el análisis porque son conceptualmente relevantes y están bien representadas en la solución factorial.

únicamente los atributos con una cargas de 0,468⁴¹⁰ o superiores se consideraron como significativos a la hora de interpretar los factores. La aplicación de este análisis permite una reducción considerable de variables, ya que se pasa de 23 variables a 4 factores⁴¹¹ que explican el 54,8% de la varianza.

Tabla 8.42. Matriz de componentes rotada, varianza explicada y fiabilidad

Variable	D_Factor 1	D_Factor 2	D_Factor 3	D_Factor 4
Conectividad	0,724	0,203	0,114	-0,088
Rapidez navegación	0,718	0,236	0,183	-0,084
Resolución problemas informáticos	0,648	0,154	0,131	0,364
Solidez	0,636	0,169	0,147	-0,037
Navegabilidad	0,628	0,188	0,075	0,014
Facilidad para reclamar	0,589	0,138	0,133	0,460
Resolución problemas administrativos	0,579	0,171	0,173	0,500
Compensaciones	0,517	0,214	0,336	0,223
Cumplimiento plazos administrativos	0,496	0,153	0,333	0,267
Competencias docentes	0,263	0,721	0,154	0,193
Sistema de evaluación	0,097	0,662	0,162	0,086
Feedback de las actividades	0,372	0,662	0,165	0,070
Coherencia evaluación	0,194	0,648	0,118	0,076
Materiales y recursos didácticos	0,426	0,618	0,177	0,060
Contribución de las actividades	0,071	0,595	0,219	0,156
Resolución problemas docentes	0,358	0,468	0,075	0,413
Actividades síncronas	0,309	0,189	0,731	0,042
Actividades presenciales	0,010	0,036	0,708	0,229
Servicios complementarios	0,262	0,190	0,687	0,069
Interacción entre estudiantes	0,070	0,190	0,647	0,051
Biblioteca	0,252	0,262	0,549	0,044
Amabilidad administrativos	0,036	0,047	0,172	0,807
Amabilidad docentes	-0,069	0,318	0,069	0,697
Valor propio inicial	8,023	1,691	1,501	1,390
Valor propio rotado	4,263	3,355	2,800	2,186
Porcentaje de la varianza explicada	18,535	14,588	12,176	9,505
Porcentaje de la var. expl. acumulado	18,535	33,123	45,299	54,804
Alpha de Cronbach	0,8590	0,8264	0,7681	0,6812

El porcentaje de la varianza acumulada explicado por la solución adoptada alcanza el 55%, ligeramente inferior al considerado como satisfactorio (60%) en el ámbito de las ciencias sociales (Hair *et al.*, 2004; pág. 99). La fiabilidad del conjunto de los 23 atributos es excelente, como pone de manifiesto el hecho de que su Alpha de Cronbach sea de 0,9134. Así mismo, se puede afirmar que las cuatro dimensiones obtenidas son

⁴¹⁰ Carga factorial notablemente superior a la recomendada (0,30) para tamaños muestrales superiores a 350 individuos (Hair *et al.*, 2004; pág. 100).

⁴¹¹ De ahora en adelante se identifican estos factores anteponiendo una “D” a la denominación del factor, para poner de manifiesto que son los factores obtenidos a través del análisis disconfirmatorio.

consistentes internamente, ya que tres de ellas presentan un Alpha de Cronbach superior a 0,70, y la cuarta toma un valor próximo a dicha cifra (0,68) y, en todo caso, superior a 0,60, que constituye el mínimo recomendando en la investigaciones exploratorias.

Se obtienen los cuatro factores reflejados en la tabla anterior y que subsumen cada uno de ellos los siguientes ítems:

D_Factor 1: En este factor se incluyen las variables relativas a la conectividad, la rapidez de navegación, la rapidez y eficacia en la resolución de dudas, incidencias y problemas informáticos, la solidez y la navegabilidad del *campus virtual*, la facilidad para comunicar problemas, reclamaciones y dudas, la rapidez de navegación, la rapidez y eficacia en la resolución de dudas, incidencias y problemas administrativos, las compensaciones, y el cumplimiento del plazo de entrega de la documentación administrativa. Este factor explica el 18,53 de la varianza.

D_Factor 2: Esta dimensión hace referencia a las competencias de los docentes, al *feedback* recibido por los estudiantes en relación a las actividades que realizan, al sistema de evaluación, a su coherencia, a los materiales y recursos didácticos, así como a la contribución de las actividades al aprendizaje y la rapidez y eficacia en la resolución de dudas y problemas relacionados con la docencia. Este factor es capaz de explicar el 14,58 de la varianza.

D_Factor 3: En este factor se recogen aspectos tales como las actividades síncronas, las actividades presenciales, los servicios complementarios, la existencia de espacios virtuales de interacción entre estudiantes y la biblioteca. Este factor explica el 12,17 de la varianza.

D_Factor 4: Esta dimensión, que explica el 9,5 de la varianza, engloba aspectos relativos a la amabilidad y corrección en el trato del personal de la institución, tanto administrativo como docente.

Como ya hemos visto, el análisis factorial de componentes principales constituye una técnica fundamentalmente exploratoria y por ello resulta imprescindible validar el resultado obtenido por medio de un ulterior análisis factorial confirmatorio. Este análisis proporcionará un test estadístico de la calidad del ajuste para la solución factorial propuesta y un control de la especificación de los indicadores de cada factor –variable latente–. Como quiera que los test más rigurosos de los modelos de ecuaciones estructurales se consiguen comparando modelos rivales, a continuación se contrastan

dos modelos. El primero de ellos se caracteriza por su unidimensionalidad y se fundamenta en las siguientes hipótesis: 1) Las 23 variables pueden venir explicadas a través de un único factor. 2) Cada uno de los indicadores presenta una carga factorial significativamente diferente de cero en relación con el factor. 3) Los términos de error asociados a cada variable no están correlacionados. A su vez, el segundo modelo se configura en función de las siguientes hipótesis: 1) Todos los atributos se pueden explicar a través de 4 factores. 2) Cada uno de los indicadores presenta una carga factorial significativamente diferente de cero en relación con uno de los factores e igual a cero en el resto de factores. 3) Las cuatro dimensiones está correlacionadas entre sí. 4) Los términos de error asociados a cada variables no están correlacionados entre sí.

Tabla 8.43. Comparativa de modelos factoriales confirmatorios: medidas del ajuste

Medidas		Modelo (MD0)	Modelo 1 (MD1)	Modelo 2 (MD2)
		Unidimensional (23 variables)	4 factores correlacionados	4 factores correlacionados modificado*
Medidas del ajuste absoluto	χ^2 (g.l.) (p)	3.247,917 (230) (0,000)	1.637,511 (224) (0,000)	1.483,007 (223) (0,000)
	NCP	3.017,917	1.413,511	1.260,007
	GFI	0,793	0,890	0,904
	RMR	0,067	0,049	0,048
	RMSEA	0,098	0,068	0,064
Medidas del ajuste incremental	ECVI	2,436	1,270	1,159
	AGFI	0,752	0,864	0,881
	TLI	0,729	0,870	0,883
	NFI	0,740	0,869	0,881
Medidas de ajuste de parsimonia	CFI	0,753	0,884	0,897
	PNFI	0,673	0,769	0,777
	PGFI	0,661	0,722	0,730
	AIC	3.339,917	1.741,511	1.589,007
	BIC	3.580,223	2.013,160	1.865,881
	CAIC	3.626,223	2.065,160	1.918,881

*Incorpora la correlación entre los errores de las variables v1-v3.

En el marco del modelo de ecuaciones estructurales, se obtiene la siguiente conclusión fundamental: el ajuste absoluto, incremental y de parsimonia es mejor en el modelo cuatridimensional que en el modelo unidimensional. En relación con el ajuste absoluto, la Chi-cuadrado no muestra un buen ajuste en ninguno de los dos casos, debido a la baja fiabilidad que presenta esta medida cuando se trabaja con grandes muestras. Sin embargo, el índice de bondad del ajuste (GFI) alcanza el valor mínimo aceptable en el modelo MD1 (0,9), circunstancia que no se produce en el MD0 (0,8). El RMSEA, que en el modelo unidimensional se situaba fuera del rango aceptable (0,05-0,08), presenta un valor adecuado en el modelo cuatridimensional. Además, los índices RMR, ECVI y CNP

toman valores más reducidos en el modelo MD1, lo que evidencia un mejor ajuste absoluto del modelo. De igual manera, este modelo (MD1) presenta un mejor ajuste incremental, ya que tanto el AGFI, como el TLI, como el NFI y como el CFI alcanzan valores más próximos a la unidad en él que en el modelo MD0. Añadir, finalmente, que el modelo cuatridimensional se caracteriza por una mayor parsimonia, como pone de manifiesto el hecho de que el PGFI tome valores más próximos a uno, que el AIC, BIC y CAIC adquieran valores más reducidos en dicho modelo y que, además, la diferencia entre los valores del PNFI sea sustancial (igual a 0,09).

Por otro lado, en relación con el ajuste del modelo de medida del modelo cuadrimensional, todos los indicadores cargan de manera significativa en la variable latente que conforman y la fiabilidad compuesta de todas las dimensiones se sitúa por encima del umbral mínimo comúnmente aceptado del 0,7. No obstante, la varianza extraída se sitúa por debajo del nivel inicialmente recomendado de 0,5 en tres de los cuatro factores. En relación con el ajuste del modelo estructural se comprueba que todas las relaciones establecidas en el modelo estructural son estadísticamente significativas. Sin embargo, el porcentaje de residuos estandarizados significativos excede del nivel recomendado del 5% y se observan dos índices de modificación superiores a 100. Teniendo en cuenta esta información se decide incorporar en el modelo una correlación entre los términos de error asociados a las variables 1 y 3. La correlación entre estas dos variables puede ser consecuencia del contenido redundante de los dos ítems, en la medida en que la variable 1 se refiere a la conectividad, es decir, a la posibilidad de conectarse al campus con rapidez y en todo momento y la variable 3 a la rapidez en la navegación y en la carga y descarga de páginas y archivos.

Como se observa en la tabla anterior, la bondad de este modelo de cuatro factores en el que se ha incorporado la correlación entre los errores de esas dos variables (MD2) muestra un ajuste ligeramente mejor que el modelo MD1, tanto en lo que se refiere al ajuste absoluto, como al incremental y al de parsimonia. Además, presenta un aceptable ajuste del modelo de medida, puesto que todos los indicadores contribuyen de manera significativa a definir la variable latente de la que forman parte, excediendo de 0,7 el valor de la fiabilidad compuesta en todas las dimensiones; si bien la varianza extraída no alcanza el valor mínimo que se suele recomendar –0,5– en tres de las cuatro dimensiones.

Tabla 8.44. Ponderaciones estandarizadas, valor *t*, fiabilidad compuesta y varianza extraída del modelo disconfirmatorio cuatridimensional modificado

Factor	Indicador	Ponder. estand.	t*	Fiabil. comp.	Varianza extraída
D_Factor_1	Resolución problemas administrativos	0,733	23,560	0,865	0,418
	Resolución problemas informáticos	0,724	23,304		
	Facilidad para reclamar	0,699	22,637		
	Compensaciones	0,666	-.**		
	Cumplimiento plazos administrativos	0,638	20,908		
	Rapidez navegación	0,631	20,679		
	Conectividad	0,597	19,678		
	Solidez	0,554	18,421		
	Navegabilidad	0,544	18,117		
D_Factor_2	Competencias docentes	0,770	20,747	0,865	0,455
	Feedback de las actividades	0,745	20,344		
	Materiales y recursos didácticos	0,744	20,337		
	Resolución problemas docentes	0,658	18,807		
	Coherencia evaluación	0,575	-.**		
	Contribución de las actividades	0,545	16,446		
	Sistema de evaluación	0,545	16,438		
D_Factor_3	Actividades síncronas	0,790	24,610	0,817	0,433
	Servicios complementarios	0,714	-.**		
	Biblioteca	0,583	19,135		
	Actividades presenciales	0,546	17,993		
	Interacción entre estudiantes	0,546	17,979		
D_Factor_4	Amabilidad docentes	0,783	-.**	0,701	0,541
	Amabilidad administrativos	0,685	12,220		

* Todas las estimaciones son significativas (nivel de significación igual a 0,001).

** Valor no calculado (el parámetro se fijó igual a uno para establecer la escala de la variable latente).

En relación con el ajuste del modelo estructural se comprueba que todas las regresiones establecidas entre las diferentes variables del modelo son significativas, lo que corrobora la razonabilidad del ajuste estructural. Además, aunque el porcentaje de residuos significativos es todavía elevado, no existe ningún índice de modificación superior a cien.

Por tanto, se confirma el carácter multidimensional de la escala disconfirmatoria.

Esta escala multidimensional está constituida por cuatro factores que, siguiendo la aproximación de Zeithaml *et al.* (2000, 2002), Parasuraman *et al.* (2005), y Grönroos (1990), podríamos denominar como:

- Factor 1: Capacidad de respuesta y fiabilidad.
- Factor 2: Servicio esencial.
- Factor 3: Servicios complementarios.
- Factor 4: Contacto personal.

Las cuatro dimensiones están correlacionadas entre sí de una manera significativa, alcanzándose el nivel de correlación más elevado entre los tres primeros factores. Entre los dos primeros se eleva a 0,770, entre el primero y el tercero a 0,682 y entre el segundo y el tercero a 0,640. No obstante, la correlación entre estos tres primeros factores y el cuarto es más débil, especialmente la que se produce entre el tercero y el cuarto (0,327).

a) El primero de los factores, que hemos etiquetado como “capacidad de respuesta y fiabilidad”, queda determinado por nueve indicadores. La –en cierto modo– “doble etiqueta” se justifica porque en esta dimensión se agrupan ítems que de acuerdo con la literatura en la materia (Zeithaml *et al.*, 2004; Parasuraman *et al.*, 2005) suelen configurar dos dimensiones diferenciadas. La primera de ellas, la capacidad de respuesta (*responsiveness*), está relacionada con la capacidad de gestionar y resolver los problemas con rapidez e incluye atributos como la rapidez y eficacia en la resolución de dudas, incidencias y problemas administrativos –matrícula, envío de documentación–, informáticos –conexión, virus–, la facilidad para comunicar problemas, quejas, reclamaciones y dudas –servicio telefónico, ayuda *online*–, las compensaciones – si se producen problemas o defectos en el servicio, tales como el retraso en la entrega de materiales o un mal funcionamiento del campus– y el cumplimiento de los plazos de entrega de documentación administrativa –certificados y títulos, entre otros–.

Como se puede observar, la capacidad de respuesta y el cumplimiento de los plazos están relacionados con los servicios facilitadores o auxiliares y no con el servicio esencial. Por ello, estas dimensiones se corresponden en gran medida con lo que en la escala directa constituía la segunda dimensión –servicios facilitadores–. Las diferencias en relación con esta dimensión serían la exclusión de una variable que no conforma la escala disconfirmatoria –la simplicidad de los trámites administrativos–, de otra variable que ahora pasa a configurar el cuarto factor – la amabilidad de los administrativos– y la inclusión de las compensaciones ante fallos en la prestación del servicio. De hecho, este

último aspecto constituye una dimensión diferenciada (*compensation*) dentro de la escala *E-ResS-Qual*.

Los cuatro últimos indicadores de esta dimensión relativos al funcionamiento técnico de la *web site* se corresponden con lo que algunos autores (Zeithaml *et al.*, 2004; Parasuraman *et al.*, 2005) denominan “fiabilidad” (*reliability*) o “disponibilidad del sistema”. Estos ítems son la rapidez en la navegación y en la carga y descarga de páginas y archivos, la posibilidad de conectarse al campus con rapidez y en todo momento, la solidez del campus –si no “se cae” o bloquea al cargar y descargar páginas y archivos– y la sencillez e intuitividad de la navegación. De hecho, estos indicadores coinciden exactamente, incluso en el orden de importancia, con lo que en la escala directa configuraba la cuarta dimensión –denominada entonces interfaz del usuario–.

b) El segundo de los factores lo constituye lo que, al igual que en el caso de la escala directa, podemos denominar servicio esencial: la docencia. Los siete indicadores que subsume esta dimensión están relacionados con la docencia y el aprendizaje del estudiante. De ellos los que contribuyen en mayor medida a la configuración de esta variable latente son, por orden de importancia, los conocimientos, experiencia y capacidad pedagógica de los docentes, el *feedback* que los estudiantes obtienen de las actividades que realizan, y el formato y contenido de los materiales y recursos didácticos. A continuación por su importancia, aparece el atributo relacionado con la rapidez y eficacia en al resolución de dudas relacionadas con la docencia. Finalmente, se sitúan tres atributos relativos, respectivamente, a la coherencia del sistema de evaluación con los objetivos del programa y las actividades realizadas a lo largo del curso, la contribución al aprendizaje de las actividades realizadas a lo largo del curso, y el propio sistema de evaluación. Todas estos indicadores formaban también parte de la dimensión servicio esencial de la escala de medida directa, pero esta última incorporaba, además, otros tres indicadores: dos de ellos no forman parte ahora de la escala disconfirmatoria –diseño del programa y orientación del estudiante– y el otro – amabilidad de los docentes– ha pasado a configurar la dimensión relativa al trato personal.

c) La tercera de las dimensiones de esta escala disconfirmatoria –denominada servicios de apoyo o complementarios– está integrada por los mismos ítems que conformaban la dimensión del mismo nombre de la escala directa, es decir, las actividades de carácter síncrono –como pueden ser las videoconferencias o chats–, los servicios complementarios –bolsa de trabajo, prácticas en empresas

o instituciones, actividades extra-académicas–, las actividades presenciales –encuentros, jornadas, tutorías presenciales, entre otras–, y los espacios virtuales de interacción entre estudiante –por ejemplo, foros y los grupos de debate–. Pero a estos ítems se añade ahora uno más, la biblioteca, que no formaba parte de la escala de medida directa de percepciones. Finalmente remarcar que el orden entre los atributos es prácticamente el mismo, la única diferencia radica en que las actividades síncronas pasan a ser las más importantes dentro de este factor y que la biblioteca se incorpora en un tercer lugar por orden de importancia.

d) La cuarta variable latente –contacto personal– está integrada por dos indicadores relacionados con la amabilidad y corrección en el trato del personal de la institución que interactúa directamente con los estudiantes: el personal docente –con una mayor importancia relativa– y el personal administrativo.

Finalmente destacar que éste es el modelo disconfirmatorio de los analizados que presenta mejores ajustes. Sin embargo, no es el único posible y, de hecho, aún existe margen para la mejora. Así lo evidencia el hecho de que la varianza extraída en el análisis factorial es reducida y, en segundo lugar, la constatación de que el examen de la matriz de los residuos estandarizados evidencia un porcentaje elevado de residuos significativos.

8.5.2. Fiabilidad de la escala disconfirmatoria

Del análisis expuesto se puede concluir que el instrumento de medida disconfirmatorio es fiable, en el sentido de que está dotado de consistencia interna. El análisis factorial exploratorio permitió comprobar, por medio del Alpha de Cronbach, que tanto la escala globalmente considerada como cada una de las dimensiones eran consistentes internamente. Esta conclusión fue corroborada mediante el análisis factorial confirmatorio, que puso de manifiesto que todas las cargas factoriales de los ítems en relación con su variable latente eran significativas y mediante el cálculo de la fiabilidad compuesta de cada una de las dimensiones, que en todos los casos alcanzaba un valor superior a 0,70.

8.5.3. Validez de construcción de la escala disconfirmatoria

Además de la fiabilidad se ha de contrastar la validez –convergente, discriminante y nomológica– de construcción de la escala y su validez predictiva, en este caso concurrente, ya que todos los datos han sido obtenidos en un mismo momento del tiempo.

a) Validez convergente

Al igual que se hizo con anterioridad, siguiendo a, se comprueba la validez convergente de la escala a través de un doble procedimiento. En primer lugar, utilizando un tipo de escala diferente –basada en el análisis de la varianza– y comprobando si se alcanzan resultados consistentes (Bigné *et al.*, 1997; Capelleras y Veciana, 2001). En segundo lugar, aplicando el instrumento de medida a un grupo de individuos diferente, en este caso los estudiantes de programas de postgrado, y analizando el grado de aplicabilidad del instrumento de medida en este nuevo contexto.

a1) Aplicación de una escala diferente: Análisis de la ANOVA

Al igual que hicimos anteriormente en el caso de la escala directa, en el análisis de la varianza consideramos como *factores*, por un lado, la calidad del servicio percibida y, por otro, la satisfacción.

a1a) Calidad global

Como recordamos se habían configurado tres grupos de individuos, cuya composición venía recogida en la tabla 8.8, integrados por estudiantes con una percepción de la calidad global baja, eleva y muy elevada, respectivamente. Por otro lado, teniendo en cuenta los atributos que integran cada uno de los factores identificados con anterioridad, para cada dimensión se crea una nueva variable definida por la media de las valoraciones otorgadas a cada una de las variables –definidas como la diferencia entre las percepciones y las expectativas– que componen dicha dimensión.

Tabla 8.45. Estadísticos descriptivos de las dimensiones factoriales disconfirmatorias

Factores	N	Media	Mínimo	Máximo	Desviación típica
D_Factor_1	1870	-0,33	-3,11	2,22	0,70
D_Factor_2	1870	-0,31	-3,29	2,57	0,65
D_Factor_3	1867	-0,24	-3,60	3,00	0,74
D_Factor_4	1869	-0,09	-3,00	3,00	0,66
D_Factor_T*	1870	-0,28	-2,65	2,30	0,56

*T: representa al conjunto de las 23 variables que se consideran en el análisis factorial.

En la tabla anterior se reflejan los estadísticos descriptivos de estas nuevas variables para el conjunto de la población muestral y en relación con la calidad global.

En el caso de la calidad global, y considerando cada uno de los grupos conformados de acuerdo con la percepción de la calidad global de los estudiantes, tenemos los siguientes estadísticos descriptivos para cada factor:

Tabla 8.46. Relación entre los grupos de calidad y las dimensiones factoriales disconfirmatorias: estadísticos descriptivos

Factores	Grupos calidad	N	Media	Desv. típica	Error típico	95% Interv. conf. para la diferencia		Mínimo	Máximo
						Inferior	Superior		
D_Factor_1	Baja	316	-0,75	0,92	0,05	-0,85	-0,65	-3,11	2,22
	Elevada	1113	-0,33	0,63	0,02	-0,37	-0,29	-3,11	2,00
	Muy elevada	441	-0,03	0,46	0,02	-0,07	0,01	-2,11	1,67
	Total	1870	-0,33	0,70	0,02	-0,36	-0,30	-3,11	2,22
D_Factor_2	Baja	316	-0,72	0,89	0,05	-0,82	-0,63	-3,29	2,57
	Elevada	1113	-0,30	0,59	0,02	-0,33	-0,26	-2,57	1,43
	Muy elevada	441	-0,03	0,40	0,02	-0,07	0,01	-1,43	2,00
	Total	1870	-0,31	0,65	0,02	-0,34	-0,28	-3,29	2,57
D_Factor_3	Baja	316	-0,54	0,99	0,06	-0,65	-0,43	-3,60	3,00
	Elevada	1111	-0,24	0,67	0,02	-0,28	-0,20	-3,60	2,40
	Muy elevada	440	-0,02	0,62	0,03	-0,07	0,04	-2,40	3,00
	Total	1867	-0,24	0,74	0,02	-0,27	-0,20	-3,60	3,00
D_Factor_4	Baja	316	-0,34	0,84	0,05	-0,44	-0,25	-3,00	2,50
	Elevada	1112	-0,06	0,63	0,02	-0,10	-0,03	-2,00	2,00
	Muy elevada	441	0,04	0,54	0,03	-0,01	0,09	-2,00	3,00
	Total	1869	-0,09	0,66	0,02	-0,12	-0,06	-3,00	3,00
D_Factor_T	Baja	316	-0,66	0,76	0,04	-0,75	-0,58	-2,61	2,30
	Elevada	1113	-0,28	0,49	0,01	-0,31	-0,25	-2,65	1,68
	Muy elevada	441	-0,02	0,35	0,02	-0,05	0,01	-1,30	1,65
	Total	1870	-0,28	0,56	0,01	-0,31	-0,26	-2,65	2,30

A simple vista se aprecia que en todos y cada uno de los factores el grado de disconformidad es decreciente con los grupos de calidad creados, es decir, para todos los factores la disconformidad media del grupo de calidad elevada es inferior al de la baja y superior al de la muy elevada. Para analizar si estas diferencias entre las medias son o no estadísticamente significativas, se aplica el análisis de la varianza de un factor.⁴¹²

En la tabla siguiente se observa que en todos los casos el valor crítico del estadístico F es inferior a 0,005. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula de igualdad de medias,

⁴¹² Adicionalmente se realizaron comparaciones de tendencia de carácter polinómico. En este caso, se pone de manifiesto que las relaciones entre la variable independiente y alguno de los factores – en concreto el segundo y el cuarto, así como el global– podría ser cuadrática.

concluyendo que para todas y cada una de las dimensiones del factorial, las poblaciones definidas por la variable grupos de calidad global no poseen el mismo grado de disconformidad medio y, además, es posible alcanzar esta misma conclusión para el conjunto de las variables que integran el análisis factorial. Asimismo, estas diferencias entre la disconformidad media son más acusadas en los factores segundo y primero y cuando consideramos todas las variables en su conjunto.

Tabla 8.47. Análisis de la ANOVA de los grupos de calidad global

Factor	Variación	Suma de cuadrados	gl.	Media cuadrática	F	Sig.
D_Factor_1	Inter-grupos	95,319	2	47,659	109,957	0,000
	Intra-grupos	809,224	1867	0,433		
	Total	904,543	1869			
D_Factor_2	Inter-grupos	89,228	2	44,614	119,119	0,000
	Intra-grupos	699,253	1867	0,375		
	Total	788,481	1869			
D_Factor_3	Inter-grupos	50,317	2	25,159	48,526	0,000
	Intra-grupos	966,405	1864	0,518		
	Total	1016,722	1866			
D_Factor_4	Inter-grupos	28,720	2	14,360	33,866	0,000
	Intra-grupos	791,238	1866	0,424		
	Total	819,958	1868			
D_Factor_T	Inter-grupos	75,825	2	37,912	140,385	0,000
	Intra-grupos	504,202	1867	0,270		
	Total	580,026	1869			

Como ya se puso de manifiesto con anterioridad, la aplicación de este estadístico, presupone el cumplimiento de dos condiciones: la normalidad de las poblaciones muestrales y la homocedasticidad o igualdad de sus varianzas. Dada la configuración de los grupos –todos ellos relativamente numerosos, pero heterogéneos– el cumplimiento de la primera de las condiciones no es problemático, pero no ocurre lo mismo en relación con la segunda de ellas. Por ello, a continuación, se procede a calcular el estadístico de Levene.

Tabla 8.48. Test de Levene de homogeneidad de las varianzas

Factor	Estadístico de Levene	gl1	gl2	Sig.
D_Factor_1	122,577	2	1867	0,000
D_Factor_2	144,763	2	1867	0,000
D_Factor_3	46,700	2	1864	0,000
D_Factor_4	45,302	2	1866	0,000
D_Factor_T	155,114	2	1867	0,000

Los resultados de este cálculo llevan a rechazar la hipótesis nula de igualdad de las varianzas, concluyendo que para cada una de las cuatro dimensiones las varianzas de las poblaciones definidas por la variable grupos de calidad global son heterogéneas. Por tanto, en los análisis subsiguientes se aplican tests más robustos que permiten salvar esta circunstancia.

Tabla 8.49. Tests robustos de igualdad de las medias

Factor	Tests*	Estadístico	gl1	gl2	Sig.
D_Factor_1	Welch	104,800	2	708,884	0,000
	Brown-Forsythe	92,263	2	638,567	0,000
D_Factor_2	Welch	110,604	2	711,583	0,000
	Brown-Forsythe	97,573	2	595,995	0,000
D_Factor_3	Welch	39,627	2	674,380	0,000
	Brown-Forsythe	39,328	2	715,043	0,000
D_Factor_4	Welch	25,462	2	696,660	0,000
	Brown-Forsythe	29,451	2	763,629	0,000
D_Factor_T	Welch	128,827	2	704,463	0,000
	Brown-Forsythe	113,370	2	600,425	0,000

*Distribuida F asintóticamente.

No obstante, los resultados alcanzados tras la aplicación del test de Welch y el de Brown-Forsythe ratifican el resultado obtenido con el estadístico F, ya que en todos los casos sigue rechazándose la hipótesis nula de igualdad de medias.

Para completar el análisis, estudiando si todas las medias son diferentes entre sí y en qué medida concreta difieren unas de otras, se desarrollan un conjunto de contrastes o comparaciones múltiples *post hoc* o comparaciones *a posteriori*. El resultado de la aplicación del método de Games-Howell,⁴¹³ de comparaciones múltiples, se evidencia en la 8.50. En ella se puede apreciar que todos los promedios comparados difieren significativamente. Por tanto, podemos concluir que los estudiantes que otorgan una valoración muy elevada al nivel de calidad global recibido, presentan también un grado de disconformidad medio menor en relación con el factor 1, que los estudiantes con una valoración elevada de la calidad global y éstos, a su vez, menor que aquéllos que consideran que el nivel de calidad global es bajo. Este mismo patrón de comportamiento se observa en relación con el resto de los factores y para todos los atributos considerados en su conjunto.

⁴¹³ Método idóneo en presencia de heterocedasticidad.

Tabla 8.50. Método Games-Howell de comparaciones múltiples del procedimiento ANOVA de un factor

Variable dependiente	(I) Grupos calidad global	(J) Grupos calidad global	Diferencia de medias (I-J)	Error típico	Sig.	Intervalo de confianza al 95%	
						Límite inferior	Límite superior
D_Factor_1	Baja	Elevada	-0,420*	0,055	0,000	-0,550	-0,290
		Muy elevada	-0,720*	0,056	0,000	-0,852	-0,587
	Elevada	Baja	0,420*	0,055	0,000	0,290	0,550
		Muy elevada	-0,300*	0,029	0,000	-0,368	-0,232
	Muy elevada	Baja	0,720*	0,056	0,000	0,587	0,852
		Elevada	0,300*	0,029	0,000	0,232	0,368
D_Factor_2	Baja	Elevada	-0,426*	0,053	0,000	-0,550	-0,302
		Muy elevada	-0,695*	0,053	0,000	-0,821	-0,570
	Elevada	Baja	0,426*	0,053	0,000	0,302	0,550
		Muy elevada	-0,269*	0,026	0,000	-0,330	-0,209
	Muy elevada	Baja	0,695*	0,053	0,000	0,570	0,821
		Elevada	0,269*	0,026	0,000	0,209	0,330
D_Factor_3	Baja	Elevada	-0,304*	0,059	0,000	-0,442	-0,165
		Muy elevada	-0,523*	0,063	0,000	-0,671	-0,375
	Elevada	Baja	0,304*	0,059	0,000	0,165	0,442
		Muy elevada	-0,220*	0,036	0,000	-0,303	-0,136
	Muy elevada	Baja	0,523*	0,063	0,000	0,375	0,671
		Elevada	0,220*	0,036	0,000	0,136	0,303
D_Factor_4	Baja	Elevada	-0,282*	0,051	0,000	-0,402	-0,162
		Muy elevada	-0,385*	0,054	0,000	-0,512	-0,258
	Elevada	Baja	0,282*	0,051	0,000	0,162	0,402
		Muy elevada	-0,103*	0,032	0,004	-0,178	-0,028
	Muy elevada	Baja	0,385*	0,054	0,000	0,258	0,512
		Elevada	0,103*	0,032	0,004	0,028	0,178
D_Factor_T	Baja	Elevada	-0,385*	0,045	0,000	-0,491	-0,280
		Muy elevada	-0,642*	0,046	0,000	-0,749	-0,534
	Elevada	Baja	0,385*	0,045	0,000	0,280	0,491
		Muy elevada	-0,256*	0,022	0,000	-0,309	-0,204
	Muy elevada	Baja	0,642*	0,046	0,000	0,534	0,749
		Elevada	0,256*	0,022	0,000	0,204	0,309

*La diferencia entre medias es significativa al nivel 0,05.

Finalmente, se desarrolla el análisis por subgrupos homogéneos, la observación de las diferentes tablas generadas a través del procedimiento ANOVA de un factor, permite ratificar que las medias correspondientes a cada grupo de calidad global difieren significativamente entre sí en todos y cada uno de los factores, así como para el conjunto de variables. Por otra parte, la media de cada grupo de calidad es creciente con la conformidad media del factor correspondiente.

Además, se ha calculado el coeficiente de correlación de Pearson entre las dimensiones obtenidos a través del análisis factorial y los grupos de calidad global.⁴¹⁴ Este coeficiente permite concluir que existe una relación lineal positiva y significativa entre las variables, aunque ésta sea muy reducida, ya que oscila entre 0,175 y 0,322.

Tabla 8.51. Correlación entre las dimensiones del factorial y los grupos de calidad global

Grupos calidad global	D_Factor_1	D_Factor_2	D_Factor_3	D_Factor_4
Correlación de Pearson	0,322**	0,331**	0,221**	0,175**
Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000
N	1870	1870	1867	1869

*La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

En conclusión, como se acaba de comprobar, en relación con el conjunto de la escala y cada uno de los factores, las diferencias entre las medias de cada grupo de calidad global son significativas, tanto cuando se contrastan a nivel global –método F, Welch y Brown-Forsythe–, como cuando se realizan comparaciones múltiples, dos a dos, entre cada grupo, a través del método Games-Howell. Además, se verifica la existencia de una correlación positiva y significativa entre cada uno de los factores y la variable grupos de calidad global. En definitiva, por tanto, una valoración *muy elevada* de la calidad global se corresponde con el grado de conformidad más elevado para el conjunto de la escala y en relación con cada una de las dimensiones; una valoración *elevada* en la calidad global se relaciona con una conformidad elevada en el conjunto de la escala y en cada uno de los factores y, finalmente, una valoración *baja* de la calidad global se corresponde con el mayor grado de disconformidad en el conjunto de la escala y en cada uno de los factores.

Tabla 8.51. Medias de las valoraciones de las dimensiones según los grupos de calidad global

Grupos de calidad global	D_Factor_1	D_Factor_2	D_Factor_3	D_Factor_4	D_Factor_T
Baja	-0,75	-0,72	-0,54	-0,34	-0,66
Elevada	-0,33	-0,30	-0,24	-0,06	-0,28
Muy elevada	-0,03	-0,03	-0,02	-0,04	-0,02
Total	-0,75	-0,72	-0,54	-0,34	-0,66

Las valoraciones de la escala disconfirmatoria son significativamente diferentes entre los estudiantes con valoraciones superiores, intermedias e inferiores de la calidad global del servicio.

⁴¹⁴ Adicionalmente, este cálculo se realiza bajo otros supuestos (*vid.* nota 385). En todos los casos se observa, por un lado, una relación lineal positiva y significativa entre las variables y, por otro, un grado de correlación diverso, pero siempre reducido, que oscila entre 0,345 y 0,126.

a1b) Satisfacción

Replicaremos ahora el análisis que acabamos de exponer, pero en relación con la satisfacción. Se parte, por un lado, de los tres grupos de estudiantes (*vid.* tabla 8.17), configurados en función de su grado de satisfacción, y, por otro, de la valoración media de cada una de las dimensiones factoriales (tabla 8.45). A continuación se exhiben los estadísticos descriptivos obtenidos en este caso.

Tabla 8.53. Relación entre los grupos de satisfacción y las dimensiones factoriales disconfirmatorias: estadísticos descriptivos

Factores	Grupos satisfacción	N	Media	Desv. típica	Error típico	95% Interv. conf. para la diferencia		Mínimo	Máximo
						Inferior	Superior		
D_Factor_1	Baja	296	-0,71	0,94	0,05	-0,82	-0,61	-3,11	2,22
	Elevada	1052	-0,37	0,65	0,02	-0,41	-0,33	-3,11	1,67
	Muy elevada	522	-0,03	0,46	0,02	-0,07	0,01	-2,11	2,00
	Total	1870	-0,33	0,70	0,02	-0,36	-0,30	-3,11	2,22
D_Factor_2	Baja	296	-0,65	0,90	0,05	-0,76	-0,55	-3,29	2,57
	Elevada	1052	-0,33	0,60	0,02	-0,37	-0,30	-3,00	1,14
	Muy elevada	522	-0,05	0,44	0,02	-0,09	-0,01	-2,14	2,00
	Total	1870	-0,31	0,65	0,02	-0,34	-0,28	-3,29	2,57
D_Factor_3	Baja	295	-0,47	0,92	0,05	-0,58	-0,37	-3,40	3,00
	Elevada	1052	-0,28	0,70	0,02	-0,32	-0,24	-3,60	2,40
	Muy elevada	520	-0,01	0,63	0,03	-0,07	0,04	-2,60	3,00
	Total	1867	-0,24	0,74	0,02	-0,27	-0,20	-3,60	3,00
D_Factor_4	Baja	296	-0,34	0,80	0,05	-0,43	-0,25	-3,00	2,00
	Elevada	1051	-0,07	0,66	0,02	-0,11	-0,03	-2,50	3,00
	Muy elevada	522	0,03	0,52	0,02	-0,01	0,07	-2,00	2,00
	Total	1869	-0,09	0,66	0,02	-0,12	-0,06	-3,00	3,00
D_Factor_T	Baja	296	-0,61	0,75	0,04	-0,70	-0,53	-2,61	2,30
	Elevada	1052	-0,31	0,51	0,02	-0,34	-0,28	-2,65	1,14
	Muy elevada	522	-0,03	0,38	0,02	-0,06	0,00	-1,78	1,68
	Total	1870	-0,28	0,56	0,01	-0,31	-0,26	-2,65	2,30

A priori, al igual que ocurría en el caso de la calidad global, la media de todos y cada uno de los factores es creciente con los grupos de satisfacción creados, es decir, para todos los factores la media del grupo de satisfacción elevada es superior al de la baja e inferior al de la muy elevada. Esta impresión se ve confirmada a través del análisis de la ANOVA de un factor, tabla siguiente, ya que en todos los casos el valor crítico del estadístico F^{415} es inferior a 0,005. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula de igualdad de medias, concluyendo que para cada una de las dimensiones del factorial, las poblaciones

⁴¹⁵ Además se realizaron comparaciones de tendencia de carácter polinómico que evidenciaron que el tipo de relación entre las variables independientes y dependientes es lineal en todos los casos, excepto el relativo al cuarto factor, que podría ser cuadrática.

definidas por la variable grupos de satisfacción no poseen un mismo nivel de satisfacción y, además, es posible alcanzar esta misma conclusión para el conjunto de las variables que integran el análisis. Estas diferencias entre las valoraciones medias son más acusadas cuando consideramos todas las variables en su conjunto y cuando nos referimos a los factores primero y segundo.

Tabla 8.54. Análisis de la ANOVA de los grupos de satisfacción

Factor	Variación	Suma de cuadrados	gl.	Media cuadrática	F	Sig.
D_Factor_1	Inter-grupos	90,877	2	45,438	104,261	0,000
	Intra-grupos	813,666	1867	0,436		
	Total	904,543	1869			
D_Factor_2	Inter-grupos	70,792	2	35,396	92,079	0,000
	Intra-grupos	717,690	1867	0,384		
	Total	788,481	1869			
D_Factor_3	Inter-grupos	44,798	2	22,399	42,958	0,000
	Intra-grupos	971,924	1864	0,521		
	Total	1016,722	1866			
D_Factor_4	Inter-grupos	26,719	2	13,360	31,427	0,000
	Intra-grupos	793,239	1866	0,425		
	Total	819,958	1868			
D_Factor_T	Inter-grupos	66,629	2	33,314	121,150	0,000
	Intra-grupos	513,397	1867	0,275		
	Total	580,026	1869			

Al igual que previamente, para contrastar la hipótesis nula de que las varianzas poblacionales son iguales, se procede a calcular el estadístico de Levene. El análisis del estadístico asociado a cada factor supone rechazar la hipótesis nula de igualdad de varianzas, por tanto, para cada una de las cuatro dimensiones y para el conjunto de las variables se ha de considerar que las varianzas de las poblaciones definidas por los grupos de satisfacción son heterocedásticas.

Tabla 8.55. Test de Levene de homogeneidad de las varianzas

Factor	Estadístico de Levene	g1	g2	Sig.
D_Factor_1	134,530	2	1867	0,000
D_Factor_2	131,623	2	1867	0,000
D_Factor_3	25,111	2	1864	0,000
D_Factor_4	44,490	2	1866	0,000
D_Factor_T	140,668	2	1867	0,000

Es por ello que, a continuación, se aplican los test de Welch y Brown-Forsythe, que nos permiten concluir que, aun cuando existe heterocedasticidad, las diferencias observadas entre las medias son significativas.

Tabla 8.56. Tests robustos de igualdad de las medias

Factor	Tests*	Estadístico	g1	g2	Sig.
D_Factor_1	Welch	109,365	2	703,696	0,000
	Brown-Forsythe	84,251	2	602,385	0,000
D_Factor_2	Welch	92,348	2	699,056	0,000
	Brown-Forsythe	72,605	2	588,378	0,000
D_Factor_3	Welch	42,640	2	697,050	0,000
	Brown-Forsythe	36,661	2	759,847	0,000
D_Factor_4	Welch	26,280	2	722,846	0,000
	Brown-Forsythe	28,725	2	780,620	0,000
D_Factor_T	Welch	123,178	2	699,235	0,000
	Brown-Forsythe	96,210	2	599,727	0,000

*Distribuida F asintóticamente.

Estos estadísticos permiten rechazar, en relación con cada uno de los factores analizados, la hipótesis nula global de que las medias de las poblacionales definidas por la variable satisfacción son iguales. Para completar este análisis, se realizan un conjunto de comparaciones múltiples *post hoc*, a través del método de Games-Howell (*vid.* tabla 8.57). A través de este análisis se pone de manifiesto que todos los promedios comparados difieren significativamente. Por tanto, podemos concluir que los estudiantes que muestran un nivel de satisfacción muy elevada, presentan un menor grado de disconformidad media en relación con el primer factor, que los estudiantes con una satisfacción elevada y éstos, a su vez, menor que aquéllos que muestran un nivel de satisfacción bajo. Esta conclusión se puede hacer extensible al resto de los factores y para el conjunto de los ítems considerados.

Adicionalmente, la clasificación de los grupos basada en el grado de parecido entre sus medias permite concluir que las medias correspondientes a cada grupo de satisfacción difieren significativamente entre sí en todos y cada uno de los factores, así como para el conjunto de las variables del factorial. Además, la media de cada grupo de satisfacción es creciente con la valoración media del factor correspondiente.

Finalmente, como complemento al análisis previo, se calcula el coeficiente de correlación de Pearson entre las dimensiones del factorial y los grupos de satisfacción creados con anterioridad.⁴¹⁶

⁴¹⁶ Este cálculo se realiza también bajo otros supuestos (*vid.* nota 388). En todos los casos se encuentra una relación lineal positiva y significativa –reducida, eso sí– entre las variables, oscilando el grado de correlación entre 0,109 y 0,318.

Tabla 8.57. Método Games-Howell de comparaciones múltiples

Variable dependiente	(I) Grupos satisfacción	(J) Grupos satisfacción	Diferencia de medias (I-J)	Error típico	Sig.	Intervalo de confianza al 95%	
						Límite inferior	Límite superior
D_Factor_1	Baja	Elevada	-0,347*	0,058	0,000	-0,484	-0,211
		Muy elevada	-0,680*	0,058	0,000	-0,817	-0,543
	Elevada	Baja	0,347*	0,058	0,000	0,211	0,484
		Muy elevada	-0,333*	0,029	0,000	-0,400	-0,266
	Muy elevada	Baja	0,680*	0,058	0,000	0,543	0,817
		Elevada	0,333*	0,029	0,000	0,266	0,400
D_Factor_2	Baja	Elevada	-0,319*	0,055	0,000	-0,449	-0,188
		Muy elevada	-0,603*	0,056	0,000	-0,734	-0,473
	Elevada	Baja	0,319*	0,055	0,000	0,188	0,449
		Muy elevada	-0,285*	0,027	0,000	-0,347	-0,222
	Muy elevada	Baja	0,603*	0,056	0,000	0,473	0,734
		Elevada	0,285*	0,027	0,000	0,222	0,347
D_Factor_3	Baja	Elevada	-0,193*	0,058	0,003	-0,329	-0,057
		Muy elevada	-0,461*	0,061	0,000	-0,604	-0,319
	Elevada	Baja	0,193*	0,058	0,003	0,057	0,329
		Muy elevada	-0,268*	0,035	0,000	-0,351	-0,186
	Muy elevada	Baja	0,461*	0,061	0,000	0,319	0,604
		Elevada	0,268*	0,035	0,000	0,186	0,351
D_Factor_4	Baja	Elevada	-0,271*	0,051	0,000	-0,391	-0,151
		Muy elevada	-0,373*	0,052	0,000	-0,495	-0,250
	Elevada	Baja	0,271*	0,051	0,000	0,151	0,391
		Muy elevada	-0,102*	0,031	0,003	-0,174	-0,030
	Muy elevada	Baja	0,373*	0,052	0,000	0,250	0,495
		Elevada	0,102*	0,031	0,003	0,030	0,174
D_Factor_T	Baja	Elevada	-0,298*	0,046	0,000	-0,408	-0,189
		Muy elevada	-0,583*	0,047	0,000	-0,693	-0,473
	Elevada	Baja	0,298*	0,046	0,000	0,189	0,408
		Muy elevada	-0,284*	0,023	0,000	-0,338	-0,231
	Muy elevada	Baja	0,583*	0,047	0,000	0,473	0,693
		Elevada	0,284*	0,023	0,000	0,231	0,338

*La diferencia entre medias es significativa al nivel 0,05.

Los resultados obtenidos (vid. tabla 8.58) permiten rechazar la hipótesis nula de independencia entre cada una de los factores y los grupos de satisfacción. Por tanto, existe una relación lineal positiva y significativa entre todas y cada una las dimensiones consideradas y los grupos de satisfacción. Ahora bien, esta relación es reducida, ya que el coeficiente de correlación de Pearson oscila entre 0,275 y 0,395.

A modo de resumen apuntar, en relación con el conjunto de la escala y con cada uno de los factores, que las diferencias entre las medias de cada grupo de satisfacción son significativas, tanto cuando se contrastan a nivel global –método F, Welch y Brown-Forsythe–, como cuando se realizan contrastes múltiples, dos a dos, entre cada grupo, a

través del método Games-Howell. Adicionalmente, se observa la existencia de una correlación lineal positiva y significativa –aunque reducida– entre cada uno de los factores y la variable grupos de satisfacción.

Tabla 8.58. Correlación entre las dimensiones del factorial y los grupos de satisfacción

Grupos satisfacción	D_Factor_1	D_Factor_2	D_Factor_3	D_Factor_4
Correlación de Pearson	0,395**	0,347**	0,251**	0,275**
Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000
N	1870	1870	1856	1870

*La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

Por tanto, una satisfacción *muy elevada* se corresponde con un grado de disconformidad muy reducida en el conjunto de la escala y en cada uno de los factores, una satisfacción *elevada* se relaciona con una disconformidad reducida en el conjunto de la escala y en cada uno de los factores y, por último, una *baja* satisfacción se corresponde con una elevada disconformidad en el conjunto de la escala y en cada uno de los factores.

Tabla 8.59. Medias de las valoraciones de las dimensiones según los grupos de satisfacción

Grupos satisfacción	D_Factor_1	D_Factor_2	D_Factor_3	D_Factor_4	D_Factor_T
Baja	-0,71	-0,65	-0,47	-0,34	-0,61
Elevada	-0,37	-0,33	-0,28	-0,07	-0,31
Muy elevada	-0,03	-0,05	-0,01	-0,03	-0,03
Total	-0,33	-0,31	-0,24	-0,09	-0,28

Las valoraciones de la escala disconfirmatoria son significativamente diferentes entre los estudiantes con niveles de satisfacción superiores, intermedios e inferiores.

a2) Aplicación de la escala a otros individuos: Estudiantes de postgrado

Para contrastar de manera rigurosa la equivalencia entre la estructura factorial de los grupos de estudiantes (de grado y de postgrado), así como su estructura latente subyacente, se aplica a continuación el análisis multigrupo a través del modelo de ecuaciones estructurales (Byrne, 2001; pág. 174). La hipótesis a contrastar es que la estructura factorial disconfirmatoria obtenida para los estudiantes de grado es aplicable a los estudiantes de postgrado. Al tratarse de modelos anidados, se comprueba la invarianza entre grupos a través de la variación en la Chi-cuadrado cuando en el modelo no se introducen las restricciones de igualdad de los parámetros (modelo no restringido) y cuando éstas se incorporan. Si la variación es estadísticamente significativa (el *p-valor*

es inferior a 0,05), algunas de las restricciones de igualdad entre los parámetros incorporadas en el modelo no son correctas (Byrne, 2001; pág. 187).

Por defecto establecemos la estructura factorial del modelo MD2 –caracterizado por las 4 dimensiones y la correlación entre un par de errores de los atributos– e inicialmente, fijamos la condición más restrictiva, es decir, que todos los parámetros a estimar (las cargas factoriales, las varianzas de los factores, las covarianzas de los factores, la covarianza entre el par de errores, así como las varianzas de los errores) son iguales en los dos grupos de estudiantes. Como se puede observar en la tabla 8.60, suponiendo que el modelo no restringido es correcto, la variación en la Chi-cuadrado ($\Delta \chi^2$) es estadísticamente significativa. Por tanto, se ha de rechazar la hipótesis de que todos los parámetros son iguales en las dos poblaciones. Para conocer dónde residen las diferencias se procede a incorporar de manera progresiva y acumulativa las diferentes restricciones de igualdad (Byrne, 2001; pág. 192). A continuación, se explica de manera somera el procedimiento seguido, así como los principales resultados que se han ido alcanzando (*vid.* tabla 8.60).

Tabla 8.60. Test de invarianza entre grupos: bondad del ajuste

Supuestos del modelo	Nº parám.	χ^2	g.l.	p	$\Delta \chi^2$	Δ g.l.	Signif. estad.*
No restringido	152	1948,953	446	0,000	-	-	-
Totalmente restringido	76	2226,130	522	0,000	277,177	76	0,000
Cargas factoriales iguales	133	2015,832	465	0,000	66,878	19	0,000
Cargas factoriales F1 iguales	144	1956,069	454	0,000	7,116	8	0,524
Cargas factoriales F1 y F2 iguales	137	1982,457	461	0,000	33,504	15	0,004
Cargas factoriales F1 y F3 iguales	140	1990,431	458	0,000	41,478	12	0,000
Cargas factoriales F1 y F4 iguales	143	1956,966	455	0,000	8,013	9	0,533
Cargas factoriales F1, F4 y v10	142	1956,978	456	0,000	8,025	10	0,626
Cargas factoriales F1, F4, v10 y v22	141	1959,884	457	0,000	10,931	11	0,449
Cargas factoriales F1, F4, v10, v22 y v23	140	1962,079	458	0,000	13,126	12	0,360
Cargas factoriales F1, F4, v10, v22, v23 y v24	139	1964,338	459	0,000	15,385	13	0,284
Cargas factoriales F1, F4, v10, v22, v23, v24 y v21	138	1971,747	460	0,000	22,794	14	0,064
Cargas factoriales F1, F4, F2 (sin v20) y v28	137	1971,791	461	0,000	22,837	15	0,088
Cargas factoriales F1, F4, F2 (sin v20), v28 y v27	136	1994,020	462	0,000	45,067	16	0,000
Cargas factoriales F1, F4, F2 (sin v20), v28 y v26	137	1993,465	461	0,000	44,512	15	0,000
Cargas factoriales F1, F4, F2 (sin v20), v28 y v29	137	1974,486	461	0,000	25,533	15	0,043
Cargas factoriales F1, F4, F2 (sin v20), v28 y cov. entre errores	136	1971,850	462	0,000	22,897	16	0,117

*Si este *p-valor* es inferior a 0,050 la diferencia estadística es significativa.

En primer lugar, se establece como única restricción que todas las cargas factoriales son iguales en ambos grupos. El resultado obtenido tras la comparación con el modelo no restringido indica que esta igualdad no es correcta. Por tanto, se procede a realizar el análisis factor a factor. El resultado de este proceso evidencia que todas las restricciones de igualdad se cumplen en el caso del primer y cuarto factor. En el caso del segundo factor, se cumplen para todas las cargas factoriales, excepción hecha de la relativa a la variable v20 –materiales y recursos didácticos– que no parece formar parte de esta dimensión cuando nos referimos al grupo de estudiantes de postgrado. En el caso del tercer factor existen diferencias sustanciales, ya que sólo se mantiene la restricción de igualdad en relación a una de las cuatro variables que lo componen, la variable v28, relativa a las actividades presenciales. Seguidamente, se agregó la restricción relacionada con las covarianzas de los términos de error de las variables v1 y v3, confirmando los resultados obtenidos la hipótesis de igualdad entre estas covarianzas.

En definitiva, la estructura factorial obtenida siguiendo el paradigma disconfirmatorio con los datos procedentes de los estudiantes de postgrado no es aplicable a los estudiantes de postgrado, ya que se observan diferencias significativas en un número sustancial de variables.

La escala disconfirmatoria alcanzada no es aplicable a otros entornos de formación online, como es el constituido por los programas de postgrado online.

b) Validez discriminante

En primer lugar, es necesario remarcar que se ha contrastado la validez discriminante de la escala de medida a través del análisis factorial confirmatorio, el cual evidenció que los diversos indicadores determinan única y exclusivamente una variable latente. Asimismo, para corroborar la validez discriminante, se ha de comprobar si las correlaciones entre los diferentes constructos, dimensiones, medidas a través de sus respectivos indicadores, son relativamente débiles. Siguiendo la aproximación de Li y Ding (2005) se aplica el test de Bonferroni a los cuatro factores, contrastando la variación de la Chi-cuadrado entre el modelo no restringido –en el que todos los constructos co-varían– y el restringido –igual al no restringido, exceptuando la correlación entre los dos constructos de interés, que se fija igual a la unidad–.

Como se puede observar en la tabla siguiente todos los estadísticos basados en la diferencia entre las Chi-cuadrado son significativos, pues exceden del valor crítico del test de Bonferroni, lo que permite comprobar que se alcanza la validez discriminante. El modelo no restringido –en el que los dos factores están correlacionados pero son

considerados distintos— es superior al modelo restringido —en el que se supone que estos dos factores están perfectamente correlacionados— para todos los pares de factores.

Tabla 8.61. Test de Bonferroni de la validez discriminante.

Supuestos del modelo	Nº parám.	χ^2	g.l.	p	$\Delta \chi^2$	Δ g.l.	Signif. estad.*
No restringido	53	1481,427	223	0,000	-	-	-
Covar (F1-F2) = 1	52	1861,427	224	0,000	380,000	1	***
Covar (F1-F3) = 1	52	1670,850	224	0,000	189,423	1	***
Covar (F1-F4) = 1	52	1968,397	224	0,000	486,970	1	***
Covar (F2-F3) = 1	52	2006,646	224	0,000	525,219	1	***
Covar (F2-F4) = 1	52	2306,311	224	0,000	824,884	1	***
Covar (F3-F4) = 1	52	2088,983	224	0,000	607,556	1	***

* Para un $\alpha = 0,01$, el test de Bonferroni presenta un nivel crítico igual a 13,905.

La escala presenta validez discriminante.

c) Validez nomológica

Determinar la validez nomológica del instrumento de medida supone contrastar si éste se comporta según lo esperado con respecto a otras construcciones con las cuales está teóricamente relacionado. Como hemos visto, los conceptos de calidad global y satisfacción son dos conceptos fuertemente ligados que están correlacionados de manera estadísticamente significativa, siendo el nivel de correlación lineal igual a 0,688.

A través de las diversas subhipótesis, se ha podido corroborar que la valoraciones de la escala disconfirmatoria son significativamente diferentes entre los estudiantes con valoraciones superiores, intermedias e inferiores de la calidad del servicio percibida y del grado de satisfacción con el servicio. Aunque la correlación entre la calidad global y la escala es positiva y significativa, al igual que entre la satisfacción y la escala, en ambos casos esta correlación es de reducida intensidad y de nivel similar.

La escala presenta validez nomológica.

d) Validez concurrente

El examen de la validez concurrente se realiza mediante análisis de la correlación entre la media de los valores de los ítems de la escala con la valoración, en primer lugar, de la calidad global y, en segundo lugar, de la satisfacción. Para analizar esta correlación se aplica el coeficiente de correlación de Pearson,⁴¹⁷ concluyendo que existe una relación

⁴¹⁷ Se calculó, además, la correlación entre la escala de medida y, por un lado, los grupos de calidad global y, por otro, los grupos de satisfacción. En ambos casos se observa una relación lineal

lineal positiva, significativa y débil entre la escala y la calidad global, por un lado, y la satisfacción, por otro. Además, el grado de correlación entre la escala disconfirmatoria y la calidad global (0,367) es ligeramente superior al que se observa entre dicha escala y la satisfacción (0,342).

Tabla 8.62. Correlación entre la escala disconfirmatoria, y la calidad global y la satisfacción

Correlación		Escala disconfirmatoria
Calidad global	Correlación de Pearson	0,367**
	Sig. (bilateral)	0,000
	N	1870
Satisfacción	Correlación de Pearson	0,342**
	Sig. (bilateral)	0,000
	N	1870

*La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

La correlación lineal entre la calidad global y la escala disconfirmatoria es positiva y significativa, aunque de nivel reducido. De igual manera, la correlación entre la satisfacción y la escala es positiva y significativa, aunque muy débil.

La escala disconfirmatoria es fiable y presenta validez de construcción, aunque su grado de fiabilidad y validez es inferior al que se alcanzaba anteriormente con la escala basada en la medida directa del resultado o el rendimiento. Además, al analizar la validez convergente, si bien ésta condición se satisfacía cuando realizábamos el análisis de la ANOVA, concluimos que esta escala no era aplicable al ámbito de los estudiantes de programas de postgrado *online*.

8.5.4. Capacidad explicativa de la escala: análisis de regresión

A pesar de los resultados obtenidos, se continúa con el análisis a fin de contrastar, a través de un análisis de regresión lineal múltiple, la capacidad explicativa de este instrumento de medida disconfirmatorio en relación tanto con la calidad global, como con la satisfacción. Así mismo, este análisis permitiría conocer la importancia relativa de cada una de las dimensiones identificadas en relación con las dos variables endógenas: calidad percibida y satisfacción.

significativa entre las variables, siendo el grado de correlación en estos casos de 0,357 y 0,339 respectivamente.

a) Calidad global

En primer lugar, se realiza el análisis considerando a la calidad global como variable dependiente y a los regresores de los factores identificados en la escala anterior como variables independientes. Por tanto, la ecuación del modelo de regresión lineal múltiple se expresaría como sigue:

$$\text{Calidad global}_i = \beta_0 + \beta_1 D_F_{1i} + \beta_2 D_F_{2i} + \beta_3 D_F_{3i} + \beta_4 D_F_{4i} + \varepsilon_i$$

Donde, D_F_j son los regresores de los factores *disconfirmatorios*. ($j = 1, 2, 3, 4$; $i = 1, \dots, N$).

β_j son los coeficientes que indican el peso relativo de cada dimensión, en la ecuación. ($j = 1, 2, 3, 4$).

β_0 es la constante.

ε_i es el residuo o componente aleatorio.

Para estimar el modelo especificado se aplica el método de mínimos cuadrados ordinarios.⁴¹⁸ Tras la aplicación de este método,⁴¹⁹ el modelo estimado en este caso concreto se expresa como sigue:

$$\text{Calidad global } e = 4,043 + 0,167D_F_1 + 0,174D_F_2 + 0,094D_F_3 + 0,086D_F_4$$

Tabla 8.63. Coeficientes de correlación parcial

	Coef. no estandarizados		Coef. estandarizados	t	Sig.	Intervalo de confianza para beta al 95%		Correlaciones		
	Beta	Error Típico				Beta	Límite inferior	Límite superior	Orden cero	Parcial
(Cte)	4,043	0,016		260,284	0,000	4,013	4,074			
D_F ₁	0,167	0,016	0,259	10,643	0,000	0,136	0,198	0,254	0,274	0,259
D_F ₂	0,174	0,016	0,270	11,095	0,000	0,143	0,205	0,266	0,285	0,270
D_F ₃	0,094	0,016	0,146	6,007	0,000	0,063	0,125	0,144	0,159	0,146
D_F ₄	0,086	0,016	0,133	5,483	0,000	0,055	0,116	0,127	0,145	0,133

Las pruebas t y los niveles críticos obtenidos –inferiores a 0,05– para cada variable permiten concluir que las cuatro variables contribuyen de forma significativa a explicar la variable dependiente. Los intervalos de confianza de cada uno de los coeficientes estandarizados no son muy amplios, lo que indica que las estimaciones obtenidas son bastantes precisas.

Teniendo en cuenta que los coeficientes beta estandarizados representan la importancia relativa de cada variable en la ecuación, se puede afirmar que el segundo factor es el que

⁴¹⁸ Se aplica el método *introducir* en el SPSS.

⁴¹⁹ Se procede a una depuración de los datos, lo que supone la eliminación de 17 casos atípicos.

tiene una mayor capacidad explicativa (33,05%) de la calidad global, seguido muy de cerca del primero (32,05%), mientras que el tercer y cuarto factor explican el 18,07% y 16,46%, respectivamente.

Del análisis de los coeficientes de correlación parcial, semiparcial y de orden cero se deduce que cada una de las cuatro variables es relevante, es decir, que en ningún caso existen relaciones entre alguno de los factores incorporados en el modelo y la variable dependiente.

La bondad del ajuste estimado se evalúa a través del coeficiente de determinación r^2 corregido, del que se desprende que las cuatro variables independientes, conjuntamente consideradas, explican sólo el 17,3% de la varianza de la calidad global.

Tabla 8.64. Bondad del ajuste

R	R cuadrado	R cuadrado corregido	Error típico de la estimación	Estadísticos del cambio					Durbin-Watson
				Cambio R cuadrado	Cambio F	gl1	gl2	Sig. Cambio F	
0,419	0,176	0,173	0,58037	0,176	74,074	4	1391	0,000	1,986

Por tanto, a pesar de que la tabla de la ANOVA permite confirmar la existencia de una relación lineal significativa entre la variable dependiente y el conjunto de variables independientes, la bondad del ajuste es muy reducida y así lo pone de manifiesto también el relativamente alto error típico de la estimación.

Tabla 8.65. Resumen de la ANOVA

	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Regresión	99,802	4	24,951	74,074	0,000
Residual	468,532	1391	0,337		
Total	568,335	1395			

Como ya hemos tenido ocasión de explicar, la validez del modelo de regresión lineal depende de que se cumplan las condiciones de linealidad, independencia, homocedasticidad, normalidad y ausencia de colinealidad. Los aspectos más destacados en relación con el cumplimiento de estas condiciones son los siguientes (*vid.* anexo VI.2).

El análisis de los diagramas de regresión parcial y el contraste Reset ponen de manifiesto el incumplimiento del supuesto de linealidad entre la calidad del servicio percibida y cada una de las variables independientes consideradas de manera individual. Por tanto, se evidencia la necesidad de reespecificar el modelo con el objetivo de

determinar cuál es la relación entre las variables.⁴²⁰ Además, el examen del supuesto de normalidad permite concluir que esta condición también se incumple en el modelo de regresión propuesto. Aunque, como se observa (*vid. infra*) la media de los residuos es cero, el histograma de los residuos muestra una distribución que se separa sustancialmente de una normal y, además, en el gráfico de probabilidad normal un número muy reducido de puntos se ubica sobre la diagonal del mismo.

Tabla 8.66. Estadísticos descriptivos de los residuos

	Mínimo	Máximo	Media	Desviación típica	N
Pronóstico	2,976	4,958	4,044	0,267	1396
Residuo	1,467	3,418	0,000	0,579	1396
Pronóstico tipificado	3,990	3,418	0,000	1,000	1396
Residuo tipificado	-2,838	2,345	0,000	0,999	1396

Finalmente, la aplicación del estadístico de Kolmogorov-Smirnov corrobora el incumplimiento del supuesto de normalidad.

Tabla 8.67. Test de normalidad de los residuos

Kolmogorov-Smirnov*	Estadístico	gl	Sig.
	0,109	1524	0,000**

* Corrección de la significación de Lilliefors

** Límite inferior de la verdadera significación

En cambio, se confirma la inexistencia de autocorrelación entre las variables independientes –el análisis del estadístico de Durbin-Watson alcanza el valor 1,986– y de colinealidad –prácticamente no existe ningún grado de correlación parcial entre las variables explicativas–, y los estadísticos del nivel de tolerancia y del factor de inflación de la varianza (FIV) toman un valor igual a la unidad–. En cuanto a la homocedasticidad, la observación del diagrama de dispersión entre lo pronósticos y los residuos tipificados no permite alcanzar ningún resultado concluyente. El examen de la correlación entre los valores pronosticados de la variable y los valores absolutos de los residuos estándar evidencia una correlación lineal significativa de nivel muy reducido (-0,082), así que no parece existir un problema relevante de heterocedasticidad. Finalmente, remarcar que tampoco se observan valores de influencia especialmente problemáticos.

Por lo tanto, a modo de conclusión de este apartado, es preciso reiterar que en este caso no se cumplen dos de los supuestos básicos en los que se fundamenta la validez del

⁴²⁰ El análisis de este objetivo excede en este momento del ámbito de estudio de esta tesis pero constituye una de las futuras líneas de investigación a desarrollar.

modelo de regresión lineal estimado: la linealidad de las relaciones y la normalidad de los residuos.

b) Satisfacción

Una vez desarrollado el análisis de regresión en relación con la calidad global, se procede a realizar este análisis considerando la satisfacción como variable dependiente. Es decir, el modelo de regresión lineal múltiple se expresaría ahora como:

$$\text{Satisfacción}_i = \beta_0 + \beta_1 D_{F1i} + \beta_2 D_{F2i} + \beta_3 D_{F3i} + \beta_4 D_{F4i} + \varepsilon_i$$

Donde, D_{Fj} son los regresores de los factores *disconfirmatorios*. ($j = 1, 2, 3, 4; i = 1, \dots, N$).

β_j son los coeficientes que indican el peso relativo de cada variable, dimensión, en la ecuación. ($j = 1, 2, 3, 4$).

β_0 es la constante.

ε_i es el residuo o componente aleatorio.

Una vez especificado el modelo, se procede a estimar los parámetros de dicho modelo a través del método de mínimos cuadrados ordinarios –método *introducir*⁴²¹ el cual permite estimar el siguiente modelo:

$$\text{Satisfacción}_e = 4,097 + 0,173D_{F1} + 0,153D_{F2} + 0,082D_{F3} + 0,097D_{F4}$$

Tabla 8.68. Coeficientes de correlación parcial

	Coef. no estandarizados		Coef. estand.	t	Sig.	Intervalo de confianza para beta al 95%		Correlaciones		
	Beta	Error Típico	Beta			Límite inferior	Límite superior	Orden cero	Parcial	Semiparcial
(Cte)	4,097	0,016		251,682	0,000	4,065	4,129			
D_F1	0,173	0,016	0,260	10,524	0,000	0,141	0,206	0,256	0,272	0,260
D_F2	0,153	0,016	0,232	9,403	0,000	0,121	0,185	0,228	0,245	0,232
D_F3	0,082	0,016	0,124	5,021	0,000	0,050	0,114	0,120	0,134	0,124
D_F4	0,097	0,016	0,146	5,917	0,000	0,065	0,129	0,142	0,157	0,146

De acuerdo con las pruebas *t* y los niveles críticos obtenidos, se puede afirmar que las cuatro variables independientes contribuyen de forma significativa a explicar la satisfacción de los estudiantes. Además, del análisis de los coeficientes de correlación parcial, semiparcial y de orden cero se deduce que cada una de las cuatro variables es relevante, es decir, que en ningún caso existen relaciones triviales entre alguna de las variables independientes incorporadas al modelo y la variable dependiente. Por otro

⁴²¹ En este caso la depuración de los datos supone la eliminación de 22 casos atípicos.

lado, los intervalos de confianza de cada uno de los coeficientes estandarizados no son muy amplios, lo que permite concluir que las estimaciones obtenidas para cada coeficiente son bastantes precisas.

Del análisis de la importancia relativa de cada coeficiente estandarizado se deduce que el primer factor es el que tiene una mayor capacidad explicativa (34,12%) de la satisfacción del estudiante, seguido del segundo (30,45%), el cuarto (19,16%) y el tercero (16,27%), respectivamente. Esta conclusión es muy similar a la que se obtiene si se analiza el coeficiente de correlación parcial de cada variable dependiente respecto de cada variable independiente (Luque, 2000).

Por otra parte, el análisis del estadístico F permite confirmar la existencia de una relación lineal significativa entre la variable dependiente y las variables independientes, conjuntamente consideradas.

Tabla 8.69. Resumen de la ANOVA

	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Regresión	93,755	4	23,439	63,539	0,000
Residual	510,948	1386	0,369		
Total	604,703	1390			

El estudio de la bondad del ajuste se realiza a través de la r^2 corregida, que nos muestra que las cuatro dimensiones globalmente consideradas explican el 15,3% de la satisfacción de los estudiantes. Al igual que ocurría con anterioridad, e incluso de una manera más acusada, este resultado, junto con el error típico de la estimación, ponen de manifiesto las limitaciones que presenta este modelo.

Tabla 8.70. Bondad del ajuste

R	R cuadrado	R cuadrado corregida	Error típico de la estimación	Estadísticos del cambio					Durbin-Watson
				Cambio R cuadrado	Cambio F	gl1	gl2	Sig. Cambio F	
0,394	0,155	0,153	0,60716	0,155	63,580	4	1386	0,000	2,071

La evaluación de los diferentes supuestos que deben garantizar la validez del modelo de regresión lineal conduce a las siguientes conclusiones (*vid.* anexo VII.2).

Se verifica la condición relativa a la ausencia de autocorrelación, ya que el estadístico de Durbin-Watson alcanza un valor muy próximo a 2 (2,071). Además, el análisis del diagrama de dispersión entre los pronósticos y los residuos tipificados y de su coeficiente de correlación de Pearson (-0,135) permite afirmar que no existen problemas

significativos de heterocedasticidad. De igual manera, se verifica la ausencia de colinealidad, tanto a través del análisis de las correlaciones entre las variables explicativas, como de los estadísticos de nivel de tolerancia y FIV, que toman su valor ideal, la unidad, para todas y cada una de las variables independientes. Además, no aparecen valores atípicos ni de influencia problemáticos.

En cambio, se incumplen los supuestos de linealidad y normalidad. Por un lado, el examen de los diagramas de regresión parcial y el contraste Reset ponen de manifiesto la ausencia de linealidad en la relación entre la satisfacción y cada una de las variables independientes consideradas de manera individual. Por otro lado, aunque la media de los residuos es cero, el histograma de los residuos muestra una distribución que se separa sustancialmente de una normal y son escasos los puntos ubicados sobre la diagonal del gráfico de probabilidad normal. Adicionalmente, la aplicación del estadístico de Kolmogorov-Smirnov corrobora el incumplimiento del supuesto de normalidad.

Tabla 8.71. Test de normalidad de los residuos

Kolmogorov-Smirnov*	Estadístico	gl	Sig.
	0,110	1395	0,000**

* Corrección de la significación de Lilliefors

** Límite inferior de la verdadera significación

Por tanto, a la luz de lo que acabamos de exponer, no ha sido posible verificar todos los supuestos en los que se fundamenta la validez del modelo de regresión establecido, por lo que sería necesaria una reespecificación futura del mismo.

A modo de conclusión parcial cabe recordar que la finalidad última de los dos análisis de regresión desarrollados era, además de contrastar la capacidad explicativa de la escala disconfirmatoria y la importancia relativa de cada una de las dimensiones identificadas –en relación tanto con la calidad global y con la satisfacción– comparar su capacidad explicativa de las escalas de medida directas con la de las escalas que siguen el paradigma disconfirmatorio. En este sentido:

- a) Por lo que se refiere al primer objetivo, se ha podido comprobar que las cuatro dimensiones identificadas tienen una influencia significativa y positiva sobre la variable a explicar, ya sea ésta la calidad global percibida o la satisfacción de los estudiantes. Los factores relativos al servicio esencial (segundo factor), y la capacidad de respuesta y fiabilidad (primer factor) exhiben una mayor importancia relativa a la hora de explicar la calidad global percibida y prácticamente de igual peso (33% y 32%). La importancia de los otros dos factores se reduce al 18% y al 16%, según se trate del tercer (servicios

complementarios) o cuarto factor (contacto personal). En el caso de la satisfacción, presenta una mayor capacidad explicativa el primer factor (34%) seguido del segundo (30%), mientras las dimensiones cuarta y tercera presentan también una menor capacidad explicativa (19% y 16%, respectivamente).

Sin embargo, la capacidad para explicar la calidad del servicio percibida y la satisfacción a través del establecimiento de una relación lineal entre estas variables endógenas y el comportamiento de los cuatro factores disconfirmatorios es muy reducida, ya que apenas si alcanza el 17,3% en el caso de la CSP y el 15,3% en el de la satisfacción. Adicionalmente, del examen de los supuestos en los que se fundamenta el modelo de regresión lineal parece colegirse que la relación entre la calidad del servicio percibida y la satisfacción, y cada una de las cuatro dimensiones disconfirmatorias no es lineal.

Tabla 8.72. Resumen de los resultados derivados del análisis de regresión

Variables		Beta	% β	t	Sig.	R	R ²	R ² ajustada
Calidad global	(Constante)	4,043	-	260,28	0,000	0,419	0,176	0,173
	D_F1	0,259*	32,05	10,64	0,000			
	D_F2	0,270*	33,42	11,09	0,000			
	D_F3	0,146*	18,07	6,01	0,000			
	D_F4	0,133*	16,46	5,48	0,000			
Satisfacción	(Constante)	4,096		250,84	0,000	0,394	0,155	0,153
	D_F1	0,260*	34,12	10,67	0,000			
	D_F2	0,232*	30,45	9,46	0,000			
	D_F3	0,124*	16,27	4,93	0,000			
	D_F4	0,146*	19,16	5,66	0,000			

*Coeficiente estandarizado.

b) Por lo que se refiere al segundo objetivo –contrastar la capacidad explicativa de las escalas disconfirmatorias y directas–, considerando el coeficiente de determinación ajustado como un indicador de dicha capacidad, se observa que el modelo de regresión lineal conformado por las variables o factores obtenidos a través del instrumento de medida directo de las percepciones (apartado 8.4) presenta una mayor capacidad explicativa de la calidad del servicio percibida (50%) y la satisfacción (45%) que el modelo cuyas dimensiones se han obtenido tras la aplicación del paradigma disconfirmatorio –el cual permite explicar aproximadamente el 17% y el 15% de la CSP y la satisfacción, respectivamente–.

Por tanto, **SE ACEPTA la Hipótesis H2:** *Las escalas directas, basadas en las percepciones, exhiben una mayor capacidad explicativa que las escalas inspiradas en el paradigma disconfirmatorio.*

8.6. La relación entre expectativas e importancia

En este apartado se pretende averiguar si los estudiantes conceptualizan y, por tanto, juzgan y valoran las *expectativas* como un elemento diferenciado de la *importancia* en relación con cada uno de los atributos del servicio. Para contrastar esta hipótesis se aplica una prueba T para muestras relacionadas,⁴²² que nos permite comparar, para un mismo grupo de individuos, las medias de dos variables –en nuestro caso, las expectativas y la importancia– atribuidas a cada una de las variables objeto de estudio. Este análisis permite calcular las diferencias entre los valores de las dos variables y contrastar si su media difiere significativamente de cero.

Si las medias difieren de este valor podemos afirmar que los estudiantes conceptualizan de manera disímil las expectativas y la importancia. No obstante, el que no difieran significativamente las medias no quiere decir necesariamente que los estudiantes conciban de igual manera ambos conceptos. Puede darse la circunstancia de que aún siendo la conceptualización diferenciada, las expectativas y la importancia atribuida a alguno de los atributos de un servicio concreto sea la misma o no difiera significativamente.

Se aplica la prueba T para muestras relacionadas al conjunto de estudiantes de programas de grado, comparando, par a par, y en relación con cada uno de los 30 atributos encuestados, las respuestas obtenidas cuando se preguntaba, por un lado, sobre las expectativas y, por otro, sobre la importancia atribuida a cada uno de ellos. Los resultados obtenidos se muestran en las dos siguientes tablas.

En la primera de ellas (8.73) se muestran los estadísticos de las diferentes variables, así como un análisis del coeficiente de correlación de Pearson entre las expectativas y la importancia de cada una de ellas. Los resultados obtenidos muestran que todos los pares de variables analizados están correlacionados entre sí. La significación es inferior a 0,05 en todos los casos, por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de independencia entre las

⁴²² La aplicación de esta prueba requiere que la población de diferencias sea normal. Con tamaños muestrales grandes, como es el caso que nos ocupa, el ajuste del estadístico T a la distribución *t de Student* es adecuado incluso con poblaciones originales alejadas de la normalidad (Pardo y Ruiz, 2001; pág. 248).

variables. Sin embargo, el grado de correlación entre las variables no es muy elevado ya que oscila entre 0,183 y 0,461.

Tabla 8.73. Estadísticos y correlaciones de la prueba T para muestras relacionadas

Pares ⁴²³	Estadísticos de muestras relacionadas				Correlaciones de muestras relacionadas	
	N	Media	Desv. típica	Error típico	Correlación	Sig.
eConectividad	1869	4,325	0,804	0,019	0,276	0,000
iConectividad	1869	4,783	0,507	0,012		
eNavegabilidad	1868	4,203	0,794	0,018	0,211	0,000
iNavegabilidad	1868	4,679	0,589	0,014		
eRapidez navegación	1868	3,966	0,930	0,022	0,183	0,000
iRapidez navegación	1868	4,634	0,609	0,014		
eSolidez	1857	4,236	0,855	0,020	0,238	0,000
iSolidez	1857	4,688	0,578	0,013		
eSeguridad	1865	4,344	0,902	0,021	0,268	0,000
iSeguridad	1865	4,737	0,587	0,014		
eInformación fidedigna	1863	4,340	0,719	0,017	0,287	0,000
iInformación fidedigna	1863	4,551	0,625	0,014		
eFacilidad para reclamar	1849	4,054	0,916	0,021	0,254	0,000
iFacilidad para reclamar	1849	4,413	0,708	0,016		
eResolución problemas informáticos	1861	4,015	0,895	0,021	0,279	0,000
iResolución problemas informáticos	1861	4,466	0,707	0,016		
eResolución problemas administrativos	1858	3,980	0,924	0,021	0,263	0,000
iResolución problemas administrativos	1858	4,368	0,728	0,017		
eResolución problemas docentes	1861	4,159	0,827	0,019	0,308	0,000
iResolución problemas docentes	1861	4,627	0,620	0,014		
eAmabilidad administrativos	1858	4,281	0,747	0,017	0,431	0,000
iAmabilidad administrativos	1858	4,146	0,770	0,018		
eAmabilidad docentes	1857	4,371	0,684	0,016	0,374	0,000
iAmabilidad docentes	1857	4,333	0,719	0,017		
eSimplicidad trámites administrativos	1857	4,051	0,867	0,020	0,304	0,000
iSimplicidad trámites administrativos	1857	4,344	0,720	0,017		
eCumplimiento plazos administrativos	1834	3,875	0,947	0,022	0,216	0,000
iCumplimiento plazos administrativos	1834	4,153	0,801	0,019		
eCumplimiento plazos materiales	1857	4,232	0,839	0,019	0,244	0,000
iCumplimiento plazos materiales	1857	4,527	0,664	0,015		
eCompensaciones	1765	3,628	1,026	0,024	0,315	0,000
iCompensaciones	1765	3,913	0,931	0,022		
eDiseño del programa	1851	4,067	0,772	0,018	0,301	0,000
iDiseño del programa	1851	4,391	0,705	0,016		
eOrientación del estudiante	1848	3,877	0,915	0,021	0,330	0,000

⁴²³ En este apartado, cuando se antepone una *e* a un atributo del servicio se están mostrando las *expectativas* de los estudiantes en relación con dicho atributo, por el contrario, cuando se antepone una *i* se está reflejando la *importancia* que los estudiantes atribuyen a dicho aspecto del servicio.

iOrientación del estudiante	1848	4,213	0,846	0,020		
ePlanificación del programa	1863	4,233	0,804	0,019	0,304	0,000
iPlanificación del programa	1863	4,543	0,620	0,014		
eMateriales y recursos didácticos	1861	4,055	0,991	0,023	0,283	0,000
iMateriales y recursos didácticos	1861	4,691	0,594	0,014		
eCompetencias docentes	1860	4,191	0,798	0,018	0,319	0,000
iCompetencias docentes	1860	4,622	0,605	0,014		
eContribución de las actividades	1858	4,154	0,762	0,018	0,342	0,000
iContribución de las actividades	1858	4,455	0,682	0,016		
eFeedback de las actividades	1862	3,973	0,913	0,021	0,271	0,000
iFeedback de las actividades	1862	4,432	0,713	0,017		
eSistema de evaluación	1866	4,313	0,722	0,017	0,325	0,000
iSistema de evaluación	1866	4,547	0,628	0,015		
eCoherencia evaluación	1864	4,304	0,734	0,017	0,326	0,000
iCoherencia evaluación	1864	4,613	0,598	0,014		
eInteracción entre estudiantes	1851	3,715	0,950	0,022	0,367	0,000
iInteracción entre estudiantes	1851	3,612	0,966	0,022		
eBiblioteca	1850	3,738	1,000	0,023	0,361	0,000
iBiblioteca	1850	4,083	0,897	0,021		
eActividades presenciales	1799	3,354	0,996	0,023	0,461	0,000
iActividades presenciales	1799	3,314	1,068	0,025		
eActividades síncronas	1748	2,961	1,040	0,025	0,333	0,000
iActividades síncronas	1748	3,031	1,125	0,027		
eServicios complementarios	1731	3,224	0,994	0,024	0,365	0,000
iServicios complementarios	1731	3,453	1,128	0,027		

En la segunda tabla de las que mostramos a continuación (*vid.* 8.74) se refleja el valor del estadístico *t*, sus grados de libertad y el nivel crítico bilateral. Siendo el nivel de confianza aplicado del 95%, en todos aquellos casos en los que la significación bilateral sea inferior a 0,05 se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de medias y concluir que las expectativas y la importancia atribuidas a un atributo del servicio constituyen aspectos o constructos mentales heterogéneos para los estudiantes de programas *online*. Esta circunstancia se presenta en 29 de las 30 variables analizadas, es decir, en todas ellas exceptuando las variables relativas a las actividades presenciales (cuya diferencia es significativa a un nivel de confianza del 88,1%).

Además, se puede observar que en la mayoría de los casos, 26 de 30 (86,67%), la media atribuida a la importancia es superior a la de las expectativas. Esta observación es consistente desde el prisma teórico de quienes, como Ryan (1999), consideran que, en el ámbito de la calidad del servicio percibida, la importancia constituye una expresión de lo que se considera “resultado deseable” del servicio, mientras que las expectativas tienen que ver con lo que el consumidor considera “resultado tolerable” del servicio.

Tabla 8.74. Resultados prueba T de muestras relacionadas

Pares de variables	Diferencias relacionadas					t	gl.	Sig. (bilat.)
	Media	Desv. típica	Error típico	95% Interv. de conf. para la diferencia				
				Infer.	Super.			
eConectividad – iConectividad	-0,458	0,824	0,019	-0,495	-0,421	24,033	1868	0,000
eNavegabilidad – iNavegabilidad	-0,475	0,883	0,020	-0,515	-0,435	23,267	1867	0,000
eRapidez navegación – iRapidez navegación	-0,668	1,014	0,023	-0,714	-0,622	28,472	1867	0,000
eSolidez – iSolidez	-0,452	0,911	0,021	-0,494	-0,411	21,399	1856	0,000
eSeguridad – iSeguridad	-0,393	0,935	0,022	-0,435	-0,351	18,157	1864	0,000
eInformación fidedigna – iInformación fidedigna	-0,211	0,806	0,019	-0,248	-0,175	11,330	1862	0,000
eFacilidad para reclamar – iFacilidad para reclamar	-0,359	1,006	0,023	-0,405	-0,313	15,353	1848	0,000
eResolución problemas inform. – iResolución prob. informáticos	-0,451	0,973	0,023	-0,496	-0,407	20,013	1860	0,000
eResolución problemas adm. – iResolución prob. admtivos	-0,388	1,014	0,024	-0,434	-0,342	16,488	1857	0,000
eResolución problemas docentes – iResolución prob. docentes	-0,467	0,868	0,020	-0,507	-0,428	23,235	1860	0,000
eAmabilidad administrativos – iAmabilidad administrativos	0,135	0,810	0,019	0,098	0,172	7,193	1857	0,000
eAmabilidad docentes – iAmabilidad docentes	0,038	0,785	0,018	0,002	0,074	2,098	1856	0,036
eSimplicidad trámites adm. – iSimplicidad trámites admtivos	-0,293	0,944	0,022	-0,336	-0,250	13,378	1856	0,000
eCumplimiento plazos adm. – iCumplto plazos admtivos	-0,278	1,101	0,026	-0,328	-0,228	10,821	1833	0,000
eCumplimiento plazos mater. – iCumplto plazos materiales	-0,295	0,935	0,022	-0,337	-0,252	13,579	1856	0,000
eCompensaciones – iCompensaciones	-0,285	1,149	0,027	-0,339	-0,231	10,423	1764	0,000
eDiseño del programa – iDiseño del programa	-0,324	0,875	0,020	-0,363	-0,284	15,919	1850	0,000
eOrientación del estudiante – iOrientación del estudiante	-0,336	1,021	0,024	-0,383	-0,289	14,145	1847	0,000
ePlanificación del programa – iPlanificación del programa	-0,310	0,853	0,020	-0,348	-0,271	15,663	1862	0,000
eMateriales y recursos didác. – iMateriales y recursos didác.	-0,636	1,001	0,023	-0,682	-0,591	27,411	1860	0,000
eCompetencias docentes – iCompetencias docentes	-0,431	0,834	0,019	-0,469	-0,393	22,305	1859	0,000
eContribución de las activ. –	-0,301	0,831	0,019	-0,339	-0,263	-	1857	0,000

iContribución de las actividades						15,603		
eFeedback de las actividades – iFeedback de las actividades	-0,459	0,994	0,023	-0,504	-0,414	-19,925	1861	0,000
eSistema de evaluación – iSistema de evaluación	-0,234	0,789	0,018	-0,269	-0,198	-12,797	1865	0,000
eCoherencia evaluación – iCoherencia evaluación	-0,308	0,781	0,018	-0,344	-0,273	-17,058	1863	0,000
eInteracción entre estudiantes – iInteracción entre estudiantes	0,103	1,078	0,025	0,054	0,152	4,119	1850	0,000
eBiblioteca – iBiblioteca	-0,345	1,075	0,025	-0,394	-0,296	-13,794	1849	0,000
eActividades presenciales – iActividades presenciales	0,039	1,074	0,025	-0,010	0,089	1,559	1798	0,119
eActividades síncronas – iActividades síncronas	-0,070	1,253	0,030	-0,129	-0,011	-2,329	1747	0,020
eServicios complementarios – iServicios complementarios	-0,229	1,201	0,029	-0,286	-0,173	-7,947	1730	0,000

Este análisis se ha replicado para la población de estudiantes en su conjunto y también para la muestra constituida únicamente por los estudiantes de postgrado, obteniéndose resultados muy similares a los alcanzados para los estudiantes de programas de grado.⁴²⁴

Ello significa, en última instancia, que el empleo indistinto de los conceptos expectativas e importancia en relación con los distintos atributos de un servicio que caracteriza a parte de la literatura en la materia (*vid.*, en este sentido, los capítulos 3 y 7), no se justifica empíricamente en el ámbito de nuestro estudio: se trata, a la luz de la evidencia empírica obtenida, de conceptos que los estudiantes conceptualizan y perciben como distintos y que, por tanto, requieren de un análisis individualizado.

Por tanto, **SE ACEPTA la Hipótesis 3:** *Los estudiantes conceptualizan de forma diferente las expectativas y la importancia en relación con cada uno de los atributos del servicio.*

⁴²⁴ Considerando el conjunto de estudiantes que conforman la población objeto de estudio, todos los pares de variables están significativamente correlacionados, oscilando el nivel de correlación entre 0,173 y 0,455. Además, todas las diferencias entre los pares de medias son significativas a un nivel de confianza del 95%, exceptuando las variables relativas a la amabilidad de los docentes (significativa a un nivel del 92,6%) y a las actividades presenciales. En el caso de los estudiantes de postgrado las variables relativas a la navegabilidad y la rapidez de navegación no están significativamente correlacionadas. Sí lo están el resto, en una correlación que oscila entre el 0,173 y 0,456. No se encuentran diferencias significativas entre las medias relativas a la amabilidad de los docentes, de los administrativos y de las actividades presenciales. En el resto de las variables estas diferencias, entre la importancia y las expectativas, sí son estadísticamente significativas. Además, en la mayoría de los casos –26 y 28 de las 30 variables en grado y postgrado, respectivamente– la media correspondiente a la importancia es superior a la de las expectativas.

Reseñar, finalmente, que el análisis parece confirmar la conceptualización de la importancia como un resultado deseable y de las expectativas como un resultado tolerable de las percepciones del consumidor de la calidad del servicio.

8.7. Análisis de la influencia de diferentes factores contextuales sobre la calidad del servicio percibida en la formación superior *online*.

El análisis desarrollado con anterioridad ha permitido obtener cuatro factores que tienen la capacidad de explicar de manera parcial y significativa la calidad del servicio percibida por los estudiantes. Sin embargo, como hemos explicado en el capítulo 7, existen diversos estudios que ponen de manifiesto que el nivel de calidad percibido y la capacidad explicativa de cada uno de los factores depende también de diversas variables relacionadas con las características psico-sociales de los estudiantes y, en segundo lugar, con las de la propia oferta formativa.

En esta línea, a continuación intentamos contrastar, empleando diversos análisis de regresión múltiple, si dichas variables afectan en efecto de forma significativa a la calidad del servicio percibida y, si la respuesta es afirmativa, cuál es su grado de influencia relativa. Para conseguirlo partimos del modelo de regresión lineal que se ha calculado previamente (apartado 8.2), en relación con el nivel de calidad del servicio percibido y a este modelo básico le vamos añadiendo diferentes variables cualitativas y cuantitativas, que se incorporan al modelo con efecto tanto aditivo como multiplicativo, este último en relación con cada una de las cuatro dimensiones identificadas en el análisis factorial anterior. Estas variables, cuando son cualitativas, se codificarán a través de variables dicotómicas o politómicas,⁴²⁵ para que así puedan ser incorporadas al modelo.

El modelo original que sirve de punto de partida es el que se indica seguidamente:

$$\textit{Modelo de partida:} \text{ Calidad global } e = 4,037 + 0,332F_1 + 0,218F_2 + 0,148F_3 + 0,195F_4$$

A continuación, para analizar el efecto de cada una de estas variables –por ejemplo, la variable X – sobre el nivel global de calidad percibida y la interacción que se produce entre cada una de las dimensiones y la variable objeto de estudio, se estima un modelo que se expresaría como sigue:

⁴²⁵ El efecto o influencia aditiva supone añadir al modelo una variable ficticia, al objeto de analizar cómo varía el término constante al considerar el atributo al que hace referencia dicha variable. La influencia multiplicativa implica introducir una variable ficticia multiplicando otra variable exógena del modelo, observando si se produce un cambio en la pendiente de la variable endógena (Artís y Guillén, 1998).

$$\text{Modelo a estimar: Calidad global}_i = \beta_0 + \beta_1 F_{1i} + \beta_2 F_{2i} + \beta_3 F_{3i} + \beta_4 F_{4i} + \beta_5 X_i + \beta_6 X_i F_{1i} + \beta_7 X_i F_{2i} + \beta_8 X_i F_{3i} + \beta_9 X_i F_{4i} + \epsilon_i$$

Para estimar este modelo se aplica un análisis de regresión por pasos (*stepwise*). Una de las razones fundamentales que justifican la aplicación de este procedimiento es que puede existir multicolinealidad entre las variables –especialmente derivada de la introducción de variables con efecto multiplicativo en la ecuación de regresión– y los procedimientos jerárquicos o por pasos son más adecuados en presencia de posibles problemas de multicolinealidad (Etxebarria, 1999; pág. 87). Estos métodos van incluyendo o excluyendo variables de la ecuación de regresión de manera secuencial. Además, el procedimiento concreto que se aplica es el de *pasos sucesivos*, caracterizado por constituir una combinación del procedimiento *hacia adelante* y *hacia atrás*. De acuerdo con este método, en cada paso, la variable independiente aún no incluida en la ecuación que posee el valor más pequeño de la probabilidad de la F se incorpora si dicha probabilidad es suficientemente reducida (menor que 0,05). Por otro lado, las variables ya incluidas en la regresión son removidas si su probabilidad de la F pasa a ser suficientemente elevada (superior a 0,10). El proceso concluye cuando no existen variables que cumplan los requisitos para ser incorporadas o sustraídas de la ecuación.

Reseñar, por último, que esta ecuación de regresión se calcula utilizando el paquete estadístico SPSS. Precisamente, de los diversos métodos disponibles en este paquete informático, el procedimiento de pasos sucesivos es el más completo y el que aporta mayor información, pues nos permite obtener la secuencia de entrada de las variables en la ecuación, indicando en cada etapa los estadísticos de la ecuación de regresión obtenida (Etxebarria, 1999; pág. 89).

a) Sexo

Se crea una variable dicotómica, que toma valor 1 cuando el estudiante es de sexo masculino (S=1) y valor 0 (S=0) en el caso contrario. Se introduce esta variable en la ecuación de regresión con un efecto tanto aditivo como multiplicativo. Ello permite contrastar si el sexo de los estudiantes afecta de forma significativa a la percepción global de la calidad y a la importancia relativa atribuida a cada uno de los factores.

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que el nivel de la percepción de la calidad global no varía en función del sexo de los estudiantes. Sin embargo, sí se observa, aunque casi en el límite de la significación, un cambio en la función de la percepción calidad (0,047) asociado a la interfaz del usuario (Factor 4) y al sexo de los estudiantes. Por lo tanto, una mejora de una unidad en el factor 4 supone una mejora en la calidad percibida de 0,219 unidades en los hombres y de sólo 0,172 en las mujeres. Así, la

importancia relativa que las mujeres atribuyen a este factor es de un 19,91%, frente al 22,82% que le asignan los hombres.

Tabla 8.75. Coeficientes de correlación parcial: sexo

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Tip.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,036	0,012		343,27	0,000	4,013	4,059					
F ₁	0,332	0,012	0,505	27,836	0,000	0,309	0,356	0,502	0,583	0,505	0,999	1,001
F ₂	0,217	0,012	0,329	18,138	0,000	0,193	0,240	0,328	0,423	0,329	0,998	1,002
F ₄	0,172	0,017	0,264	10,346	0,000	0,139	0,205	0,300	0,257	0,188	0,504	1,986
F ₃	0,148	0,012	0,228	12,547	0,000	0,125	0,171	0,222	0,307	0,228	0,999	1,001
SF ₄	0,047	0,024	0,050	1,970	0,049	0,000	0,093	0,244	0,051	0,036	0,503	1,988

El modelo que se obtiene en este caso se expresa como:

$$\text{Calidad global } \epsilon = 4,036 + 0,332 F_1 + 0,217F_2 + 0,148F_3 + 0,172 F_4 + 0,047SF_4$$

En definitiva, el sexo del estudiante no tiene un efecto directo sobre el nivel de calidad global, sin embargo, sí ejerce un efecto mediado a través del cuarto factor, ya que el efecto relativo de esta dimensión sobre el nivel de calidad percibido es más elevado en el caso los hombres que de las mujeres.

Por tanto, **SE ACEPTA PARCIALMENTE la Hipótesis H4a:** *El sexo del estudiante afecta directa e indirectamente a la calidad del servicio percibida.*

b) Edad

En este caso, consideramos la edad como una variable continua que se incorpora al análisis como una variable independiente adicional y también como una variable que puede tener un efecto multiplicativo sobre cada una de las dimensiones. El análisis de regresión realizado en este caso proporciona los resultados que se muestran en la siguiente tabla, de la que se deduce que la edad presenta una influencia significativa y positiva sobre el nivel de calidad del servicio percibida.

$$\text{Calidad global } \epsilon = 3,924 + [0,206 + 0,003E]F_1 + 0,203F_2 + 0,148F_3 + 0,186F_4 + 0,003E$$

El nivel de calidad global percibida se ve afectado por la edad de los estudiantes. De hecho, a medida que la edad de los estudiantes se eleva un año, el nivel de calidad percibida global aumenta en un 0,003. Además, se observa una influencia multiplicativa

de la edad a través del factor 1 (*core service*), es decir, la importancia relativa que los estudiantes atribuyen a este factor se incrementa a medida que aumenta su edad.⁴²⁶

Tabla 8.76. Coeficientes de correlación parcial: edad

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Típ.				Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	3,924	0,055		71,562	0,000	3,816	4,032					
F ₁	0,206	0,057	0,316	3,623	0,000	0,094	0,317	0,491	0,094	0,068	0,460	2,166
F ₂	0,203	0,012	0,317	16,857	0,000	0,179	0,227	0,310	0,401	0,316	0,996	1,004
F ₄	0,186	0,012	0,288	15,326	0,000	0,162	0,209	0,279	0,370	0,287	0,996	1,005
F ₃	0,148	0,012	0,232	12,348	0,000	0,125	0,172	0,225	0,305	0,232	0,999	1,001
E	0,003	0,002	0,041	2,182	0,029	0,000	0,006	0,087	0,057	0,041	0,985	1,015
EF ₁	0,003	0,002	0,182	2,079	0,038	0,000	0,006	0,489	0,054	0,039	0,460	2,168

Por tanto, **SE ACEPTA la Hipótesis H4b: La edad del estudiante afecta de forma directa e indirecta a la calidad del servicio percibida.**

c) Experiencia previa en formación universitaria

Aproximadamente el 80% de los estudiantes de la muestra manifiestan disponer de experiencia previa en formación universitaria. Parece pertinente, por tanto, analizar si dicha experiencia afecta o no sus percepciones sobre la calidad del servicio recibido. Para averiguarlo hemos creado una variable ficticia que recoge este efecto, la cual toma valor uno (Eu=1) cuando el estudiante indica haber cursado algún curso de nivel universitario antes de matricularse en la UOC y cero (Eu=0) en caso contrario.

El análisis desarrollado permite afirmar que no se detecta ningún efecto multiplicativo significativo. Empero, sí se observa una influencia aditiva significativa, y de signo

⁴²⁶ Adicionalmente se realizó un cálculo que consistió en transformar la edad en una variable dicotómica, siendo ésta igual a uno (E=1) cuando el estudiante presenta una edad igual o inferior a los 35 años e igual a cero (E=0) cuando el estudiante tiene una edad superior a los 35 años. Se consideró esta edad porque aproximadamente el 55% de los estudiantes de la muestra tiene una edad inferior a los 36 años. Reproduciendo el análisis anterior, se obtiene que la edad es aditivamente y multiplicativamente (en relación al primer factor) significativa. En este caso concreto, $Calidad\ global_e = 4,064 + 0,373F_1 + 0,216F_2 + 0,147F_3 + 0,191F_4 - 0,051E_1 - 0,077E_1F_1$. Cuando la edad de los estudiantes es inferior a los 35 años la constante, el nivel de calidad global percibida, se reduce en 0,05 unidades. Además, se detecta una influencia multiplicativa del factor edad a través del primer factor (servicio esencial): cuando los estudiantes son jóvenes el impacto de este primer factor sobre la calidad percibida se reduce en 0,077 unidades frente a los estudiantes de 36 años o más. Los estudiantes más jóvenes atribuyen a este factor una importancia relativa del 36,06%, frente a casi el 40 por ciento (39,99%) que le imputan el resto de estudiantes.

negativo, derivada del hecho de incorporar la variable dicotómica relativa a la experiencia previa de los estudiantes en formación universitaria.

Tabla 8.77. Coeficientes de correlación parcial: experiencia en formación universitaria

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Tip.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,099	0,027		150,906	0,000	4,046	4,152					
F ₁	0,333	0,012	0,508	27,810	0,000	0,309	0,356	0,505	0,584	0,507	0,998	1,002
F ₂	0,215	0,012	0,328	17,938	0,000	0,191	0,239	0,328	0,421	0,327	0,997	1,003
F ₄	0,193	0,012	0,297	16,251	0,000	0,170	0,216	0,296	0,388	0,296	0,998	1,002
F ₃	0,148	0,012	0,228	12,505	0,000	0,125	0,171	0,223	0,308	0,228	0,999	1,001
Eu	-0,075	0,030	-0,046	-2,486	0,013	-0,134	-0,016	-0,035	-0,064	-0,045	0,993	1,007

$$\text{Calidad global}_e = 4,099 + 0,333F_1 + 0,215F_2 + 0,148F_3 + 0,193F_4 - 0,075Eu$$

Cuando los estudiantes tienen experiencia universitaria previa la calidad global percibida se reduce en 0,075 unidades, es decir, el término independiente se reduce en dicha cuantía. Así que se observa un efecto directo, y de signo negativo, de la experiencia universitaria sobre la calidad del servicio percibida, pero no se constata ningún efecto indirecto significativo.

Por tanto, **SE ACEPTA PARCIALMENTE la hipótesis H4c: La experiencia del estudiante en formación universitaria afecta de forma directa e indirecta a la calidad del servicio percibida.**

d) Titulación universitaria previa

Si en el apartado anterior tratábamos de averiguar si el hecho de disponer de formación universitaria previa afecta a la percepción de la calidad recibida, el objetivo de este apartado es averiguar si dicha percepción también se ve afectada en función de que el estudiante sea o no titulado universitario. Teniendo en cuenta que la mitad de los estudiantes de la muestra son ya titulados universitarios, se configura una variable dicotómica (T) que recoge esta circunstancia, siendo T=1 cuando el estudiante ya es titulado universitario y T=0 cuando todavía no lo es.

El análisis pone de manifiesto que el hecho de estar en posesión de una titulación universitaria no tiene ningún efecto aditivo significativo, siendo el nivel de confianza del 95%, sobre el nivel de calidad percibida, ni ejerce ninguna influencia multiplicativa a través de cualquiera de las cuatro dimensiones de la calidad consideradas.

Tabla 8.78. Coeficientes de correlación parcial: titulación universitaria previa

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Típ.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,059	0,017		240,092	0,000	4,026	4,092					
F ₁	0,329	0,017	0,504	19,310	0,000	0,296	0,363	0,504	0,448	0,353	0,490	2,040
F ₂	0,238	0,018	0,363	13,334	0,000	0,203	0,273	0,327	0,327	0,244	0,450	2,224
F ₄	0,133	0,017	0,206	7,898	0,000	0,100	0,166	0,220	0,201	0,144	0,493	2,029
F ₃	0,197	0,017	0,304	11,765	0,000	0,164	0,230	0,294	0,292	0,215	0,500	1,999
TF ₁	0,004	0,024	0,005	0,180	0,857	-0,043	0,051	0,346	0,005	0,003	0,490	2,042
TF ₂	-0,043	0,024	-0,049	-1,788	0,074	-0,090	0,004	0,218	-0,046	-0,033	0,452	2,214
TF ₃	0,030	0,024	0,033	1,272	0,204	-0,016	0,077	0,150	0,033	0,023	0,492	2,031
TF ₄	-0,008	0,024	-0,008	-0,316	0,752	-0,054	0,039	0,175	-0,008	-0,006	0,501	1,997
T	-0,044	0,024	-0,034	-1,856	0,064	-0,090	0,002	-0,049	-0,048	-0,034	0,990	1,010

Nota: Esta tabla ha sido obtenida tras la aplicación del método *introducir*.

Por tanto, **SE RECHAZA la hipótesis H4d**: *La posesión de una titulación universitaria afecta de forma directa e indirecta a la calidad del servicio percibida.*

e) Experiencia en formación *online*

Aproximadamente el 20% encuestado son estudiantes que manifiestan haber cursado formación *online* previamente en otra institución. Para elucidar si este hecho afecta o no a sus percepciones sobre el nivel de calidad del servicio recibido, como en los casos anteriores, se configura una variable dicotómica, en la que el valor uno (Efo=1) se asigna a aquellos casos estudiantes que han cursado formación *online* en otra institución y el cero (Efo=0) a aquellos que no la han cursado.

Tabla 8.78. Coeficientes de correlación parcial: experiencia en formación *online* previa

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Típ.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,052	0,013		305,563	0,000	4,026	4,078					
F ₁	0,332	0,012	0,507	27,746	0,000	0,308	0,355	0,504	0,584	0,506	0,997	1,003
F ₂	0,214	0,012	0,326	17,844	0,000	0,190	0,237	0,328	0,420	0,325	0,996	1,004
F ₄	0,193	0,012	0,296	16,234	0,000	0,169	0,216	0,294	0,388	0,296	1,000	1,000
F ₃	0,131	0,013	0,203	9,862	0,000	0,105	0,158	0,221	0,248	0,180	0,785	1,274
EfoF ₃	0,072	0,029	0,051	2,474	0,013	0,015	0,128	0,136	0,064	0,045	0,780	1,283
Efo	-0,060	0,029	-0,038	-2,051	0,040	-0,117	-0,003	-0,087	-0,053	-0,037	0,988	1,012

La introducción de esta variable con efecto aditivo y multiplicativo en el modelo de regresión lineal y la posterior aplicación del análisis de regresión a través del método por pasos permite concluir que esta variable tiene una influencia significativa tanto aditiva como multiplicativa, aunque esta última únicamente en relación con el tercer factor (servicios complementarios).

El modelo adopta en este caso la siguiente expresión:

$$\text{Calidad global } e = 4,052 + 0,332F_1 + 0,214F_2 + 0,131F_3 + 0,193F_4 - 0,06Efo + 0,072EfoF_3$$

Sin embargo, como se puede observar, los efectos aditivo y multiplicativo presentan signos opuestos. El haber realizado cursos de formación *online* en otras instituciones reduce el nivel de calidad global percibido, pasando el término independiente de 4,052 a 3,99. Sin embargo, esta circunstancia provoca que aumente la influencia relativa del factor relativo a los servicios de apoyo sobre la calidad percibida: la modificación en una unidad de este factor se eleva hasta 0,203 unidades (frente a las 0,131 unidades) cuando los estudiantes han cursado formación *online* en otra institución. Es decir, la importancia relativa de esta dimensión pasa del 15,24%, cuando no tienen esta experiencia, al 18,37% cuando sí la tienen.⁴²⁷

Por tanto, **SE ACEPTA la Hipótesis H4e:** *La experiencia del estudiante en formación online afecta de forma directa e indirecta a la calidad del servicio percibida.*

f) Experiencia en la propia institución universitaria

Para el contraste de esta hipótesis se plantean diferentes niveles de análisis. En primer lugar, en un nivel más general, se analiza si el nivel de calidad del servicio percibido por los estudiantes que están cursando su primer programa en la UOC –el 73% del total de la muestra– es significativamente diferente del que corresponde a los que están cursando su segundo o tercer programa. En este sentido, se configura una variable dicotómica, en la que se asigna el valor unitario a aquellos estudiantes que están cursando su primer programa en la institución (Pp=1) y el valor cero al resto de

⁴²⁷ Incluso se ha considerado el efecto que puede provocar poseer simultáneamente experiencia en formación universitaria y *online* (frente a los estudiantes que no disponen de esta doble experiencia). Los resultados obtenidos parecen confirmar una influencia significativa de esta experiencia, tanto aditiva como multiplicativa –esta última a través del factor 3– siendo ésta de signo negativo y positivo, respectivamente. El modelo, en este caso, se representaría como sigue: $\text{Calidad global} = 4,052 + 0,332F_1 + 0,214F_2 + 0,135F_3 + 0,193F_4 - 0,071Exp_1 + 0,061Exp_1F_3$, donde Exp_1 refleja disponer de esa doble experiencia.

estudiantes (Pp=0). Tras el análisis de regresión se concluye que esta variable no tiene ningún efecto significativo sobre la percepción de la calidad del servicio, ni aditivo, ni multiplicativo.

Tabla 8.79. Coeficientes de correlación parcial: primer programa

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Típ.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,055	0,023		174,087	0,000	4,009	4,101					
F ₁	0,312	0,023	0,477	13,291	0,000	0,266	0,358	0,504	0,326	0,243	0,260	3,843
F ₂	0,226	0,022	0,344	10,403	0,000	0,183	0,268	0,328	0,260	0,190	0,307	3,261
F ₃	0,152	0,024	0,234	6,233	0,000	0,104	0,200	0,222	0,160	0,114	0,237	4,219
F ₄	0,190	0,023	0,293	8,122	0,000	0,144	0,236	0,295	0,206	0,149	0,258	3,882
PpF ₁	0,026	0,027	0,034	0,957	0,339	-0,027	0,080	0,446	0,025	0,018	0,260	3,841
PpF ₂	-0,012	0,026	-0,015	-0,469	0,639	-0,063	0,039	0,279	-0,012	-0,009	0,308	3,247
PpF ₃	-0,005	0,028	-0,007	-0,176	0,861	-0,060	0,050	0,204	-0,005	-0,003	0,237	4,213
PpF ₄	0,003	0,027	0,004	0,119	0,906	-0,050	0,057	0,264	0,003	0,002	0,258	3,876
Pp	-0,023	0,027	-0,016	-0,857	0,392	-0,076	0,030	0,015	-0,022	-0,016	0,994	1,006

Nota: Esta tabla ha sido obtenida tras la aplicación del método *introducir*.

A continuación, dentro del grupo de estudiantes que están cursando su primer programa en la institución, se distingue entre aquellos estudiantes que están en el primer semestre de dicho programa (I=1) y los que están cursando un semestre más avanzado (I=0) por medio de una variable dicotómica.

Tabla 8.80. Coeficientes de correlación parcial: semestre inicial

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Típ.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,045	0,016		251,426	0,000	4,013	4,077					
F ₁	0,339	0,016	0,514	21,587	0,000	0,308	0,370	0,515	0,546	0,455	0,784	1,275
F ₂	0,212	0,016	0,310	13,050	0,000	0,180	0,244	0,322	0,366	0,275	0,787	1,271
F ₃	0,154	0,016	0,239	9,901	0,000	0,123	0,184	0,236	0,286	0,209	0,764	1,310
F ₄	0,196	0,016	0,300	12,279	0,000	0,165	0,227	0,305	0,347	0,259	0,744	1,345
IF ₁	0,008	0,035	0,005	0,217	0,829	-0,061	0,077	0,269	0,007	0,005	0,749	1,335
IF ₂	0,031	0,039	0,020	0,787	0,432	-0,046	0,108	0,195	0,024	0,017	0,683	1,464
IF ₃	-0,016	0,033	-0,012	-0,473	0,636	-0,080	0,049	0,103	-0,014	-0,010	0,737	1,357
IF ₄	-0,015	0,032	-0,012	-0,477	0,633	-0,077	0,047	0,135	-0,014	-0,010	0,742	1,348
I	-0,060	0,035	-0,041	-1,721	0,085	-0,129	0,008	0,110	-0,052	-0,036	0,780	1,281

Nota: Esta tabla ha sido obtenida tras la aplicación del método *introducir*.

Como se observa en la tabla anterior dicha variable continúa siendo no significativa, ni aditiva, ni multiplicativamente.

Finalmente, se decide realizar un último contraste, entre el grupo de estudiantes que realizan su primer programa en la UOC, agrupando los de primer y segundo semestre ($I_2=1$), frente al resto de estudiantes ($I_2=0$). Esta agrupación se realiza porque en el momento de realizar la encuesta los estudiantes de primer semestre aún no han *vivido* todo el semestre completo y, por ello, podría resultar más adecuado considerar conjuntamente ambos grupos de estudiantes. Se vuelve a replicar el análisis, obteniéndose de nuevo que no existe una influencia aditiva ni multiplicativa significativa.

Tabla 8.81. Coeficientes de correlación parcial: semestres iniciales

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Típ.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,050	0,018		223,047	0,000	4,014	4,086					
F ₁	0,351	0,018	0,533	20,019	0,000	0,317	0,386	0,515	0,517	0,422	0,628	1,592
F ₂	0,215	0,018	0,314	12,024	0,000	0,180	0,250	0,322	0,341	0,254	0,653	1,531
F ₃	0,159	0,017	0,248	9,138	0,000	0,125	0,194	0,236	0,266	0,193	0,603	1,659
F ₄	0,200	0,018	0,306	11,337	0,000	0,165	0,234	0,305	0,324	0,239	0,611	1,636
I2F ₁	-0,028	0,029	-0,026	-0,966	0,334	-0,086	0,029	0,327	-0,029	-0,020	0,624	1,602
I2F ₂	0,014	0,032	0,012	0,441	0,659	-0,049	0,077	0,237	0,013	0,009	0,637	1,570
I2F ₃	-0,024	0,028	-0,023	-0,860	0,390	-0,079	0,031	0,151	-0,026	-0,018	0,602	1,661
I2F ₄	-0,017	0,028	-0,016	-0,596	0,551	-0,072	0,039	0,190	-0,018	-0,013	0,610	1,639
I2	-0,040	0,029	-0,031	-1,373	0,170	-0,098	0,017	0,130	-0,041	-0,029	0,889	1,125

Nota: Esta tabla ha sido obtenida tras la aplicación del método *introducir*.

Por tanto, en ninguno de los casos analizados se encuentran influencias significativas – siendo el nivel de significación del 0,050 – sobre el nivel de calidad percibida y, por ello,

SE RECHAZA la Hipótesis H4f: *La experiencia del estudiante en la propia institución universitaria afecta de forma directa e indirecta a la calidad del servicio percibida.*

g) Motivación

Los estudiantes fueron encuestados sobre su grado de acuerdo con las afirmaciones que indicaban que su motivación principal para cursar el programa en el que estaban matriculados era: 1) obtener un título para progresar profesionalmente, 2) adquirir unos conocimientos para progresar profesionalmente y 3) adquirir unos conocimientos que

contribuyeran al enriquecimiento personal. Las respuestas obtenidas en relación con cada una de estas preguntas,⁴²⁸ se muestran en la siguiente tabla:

Tabla 8.82. Tipos de motivación

Motivación principal	Título prog. profesional			Conoc. prog. profesional			Conoc. enriq. personal		
	N	%	% válido	N	%	% válido	N	%	% válido
Total desacuerdo (1)	124	6,7	6,7	49	2,6	2,6	19	1,0	1,0
2	152	8,2	8,2	86	4,6	4,6	42	2,3	2,3
3	440	23,7	23,7	245	13,2	13,2	180	9,7	9,7
4	450	24,3	24,3	523	28,2	28,2	431	23,2	23,3
Total acuerdo (5)	688	37,1	37,1	949	51,2	51,2	1.181	63,7	63,7
d.n.d.*	1	0,1	-	3	0,2		2	0,1	-
Total	1.855	100	100	1.855	100	100	1.855	100	100

*d.n.d.: dato no disponible.

Comoquiera que el motivo por el cual los estudiantes cursan sus estudios puede incidir sobre su percepción de la calidad global del servicio, así como sobre la importancia relativa atribuida a cada una de las dimensiones detectadas con anterioridad, a continuación se procede a analizar con detalle la influencia de cada una de estas motivaciones.

1) Obtener un título para progresar profesionalmente

El análisis se realiza incorporando esta variable al modelo inicial, tanto como si fuera una variable independiente más como de manera multiplicativa en relación con cada una de las cuatro dimensiones. Los resultados obtenidos se muestran en la siguiente tabla. En ella se pone de manifiesto que la motivación consistente en obtener un título que permita progresar profesionalmente tiene un efecto directo, positivo y significativo sobre el nivel de calidad global percibido. La importancia relativa de esta variable es más reducida que la del resto de dimensiones – 3,56% frente a 35,6%, 23,5%, 16,03% y 21,3% de los factores 1, 2, 3 y 4, respectivamente –, pero es estadísticamente significativa. Sin embargo, los efectos indirectos, a través de los factores, no se revelan como significativos. En definitiva, se puede afirmar que a medida que los estudiantes consideran en mayor grado que su motivación principal para matricularse es la obtención de un título la percepción del nivel de calidad global se incrementa.

⁴²⁸ A lo largo de todo este apartado 8.7, el análisis de regresión se realiza considerando únicamente 1.855 estudiantes. Es decir, de la muestra original de los estudiantes de grado se han excluido los *outlayers*.

Tabla 8.83. Coeficientes de correlación parcial: motivación título

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Típ.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. Cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	3,935	0,039		100,921	0,000	3,858	4,011					
F ₁	0,329	0,012	0,500	27,494	0,000	0,305	0,352	0,502	0,578	0,499	0,994	1,006
F ₂	0,217	0,012	0,330	18,214	0,000	0,194	0,240	0,327	0,425	0,330	1,000	1,000
F ₄	0,194	0,012	0,299	16,489	0,000	0,171	0,218	0,300	0,391	0,299	1,000	1,000
F ₃	0,146	0,012	0,225	12,363	0,000	0,123	0,169	0,223	0,303	0,224	0,994	1,006
MT	0,027	0,010	0,050	2,739	0,006	0,008	0,046	0,115	0,070	0,050	0,988	1,012

En este caso, el modelo quedaría como se indica a continuación:

$$\text{Calidad global } e = 3,935 + 0,329F_1 + 0,217F_2 + 0,146F_3 + 0,194F_4 + 0,027MT$$

b) Obtener conocimientos para progresar profesionalmente

Teniendo en cuenta que aproximadamente la mitad de los estudiantes manifiestan estar totalmente de acuerdo con que su motivación principal consiste en la obtención de conocimientos que les permita progresar profesionalmente, se trata ahora de analizar si el diferente grado en el que los estudiantes se sienten motivados por la obtención de conocimientos que les permitan progresar profesionalmente tiene un efecto significativo sobre el nivel de calidad del servicio percibido. Para averiguarlo se incorpora esta variable dentro del análisis de regresión lineal. Los resultados permiten confirmar una doble influencia de esta variable. Por un lado, en la medida que los estudiantes se sienten motivados por la adquisición de unos conocimientos que favorezcan su progresión profesional el nivel de calidad percibido aumenta de manera estadísticamente significativamente. Por otro lado, la interacción entre el factor relativo a los servicios de apoyo y la motivación a progresar profesionalmente presenta también una relación positiva y significativa con el nivel de calidad percibida.

Tabla 8.84. Coeficientes de correlación parcial: motivación progresión profesional

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Típ.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. Cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	3,861	0,051		75,477	0,000	3,761	3,961					
F ₁	0,327	0,012	0,497	27,399	0,000	0,303	0,350	0,503	0,577	0,495	0,992	1,008
F ₂	0,215	0,012	0,327	18,095	0,000	0,192	0,238	0,328	0,423	0,327	0,999	1,001
F ₄	0,193	0,012	0,297	16,448	0,000	0,170	0,216	0,301	0,390	0,297	1,000	1,000
MPF ₃	0,034	0,003	0,227	12,568	0,000	0,028	0,039	0,233	0,308	0,227	0,998	1,002

MP	0,041	0,012	0,063	3,458	0,001	0,018	0,064	0,134	0,089	0,063	0,988	1,012
----	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

Sin embargo, la incorporación de este efecto mixto supone que el tercer factor, por sí mismo, deja de ser estadísticamente significativo.

$$\text{Calidad global } \epsilon = 3,861 + 0,327F_1 + 0,215F_2 + 0,193F_4 + 0,147MPF_3 + 0,041MP$$

c) Obtener conocimientos para enriquecerse personalmente

La mayoría de los estudiantes, el 63,7%, se muestra totalmente de acuerdo con que el motivo principal para matricularse es la obtención de unos conocimientos que le permitan enriquecerse personalmente. Los resultados alcanzados tras la aplicación del análisis de regresión en el que incorpora esta variable directa e indirectamente, para reflejar el efecto de la interacción de este tipo de motivación con las diferentes dimensiones, sobre el nivel de calidad global percibido, permiten concluir que este tipo de motivación presenta únicamente una influencia directa, positiva y significativa sobre el nivel de calidad percibido.

Tabla 8.85. Coeficientes de correlación parcial: motivación enriquecimiento

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Típ.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. Cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	3,858	0,066		58,375	0,000	3,728	3,988					
F ₁	0,325	0,012	0,494	26,701	0,000	0,301	0,349	0,502	0,567	0,484	0,959	1,042
F ₂	0,215	0,012	0,326	17,931	0,000	0,191	0,238	0,328	0,419	0,325	0,991	1,009
F ₄	0,195	0,012	0,300	16,542	0,000	0,172	0,218	0,300	0,392	0,300	1,000	1,000
F ₃	0,145	0,012	0,224	12,296	0,000	0,122	0,169	0,222	0,302	0,223	0,991	1,009
ME	0,040	0,015	0,051	2,752	0,006	0,012	0,069	0,200	0,071	0,050	0,944	1,060

Como se puede observar,

$$\text{Calidad global } \epsilon = 3,858 + 0,325F_1 + 0,215F_2 + 0,145F_3 + 0,195F_4 + 0,040ME$$

Es decir, el nivel de calidad global percibido aumenta a medida que los estudiantes se encuentran motivados a estudiar porque dicha actividad contribuye a su propio enriquecimiento personal.

Del análisis de las frecuencias obtenidas en relación con las preguntas relativas a la motivación, se puede deducir que algunos estudiantes presentan diferentes motivaciones de manera simultánea. Por tanto, se plantea incorporar todas las variables relativas a la motivación, con un enfoque aditivo y multiplicativo, en la regresión básica inicial.

Tras la aplicación del análisis de regresión se concluye que permanece una influencia significativa y positiva sobre la percepción del nivel de calidad global vinculada a que los estudiantes estén especialmente motivados por la obtención de un título para progresar profesionalmente y por la obtención de conocimientos que les permitan el enriquecimiento personal. Además, se observa que si se consideran multiplicativamente los efectos motivadores, el tercer factor, individualmente considerado, deja de ser estadísticamente significativo y pasa a serlo la interacción entre el tercer factor y el efecto motivador que supone la adquisición de conocimientos que permitan la progresión profesional.

Tabla 8.86. Coeficientes de correlación parcial: motivación

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Tip.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. Cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	3,719	0,080		46,759	0,000	3,563	3,875					
F ₁	0,321	0,012	0,489	26,421	0,000	0,297	0,345	0,502	0,563	0,477	0,955	1,047
F ₂	0,212	0,012	0,323	17,812	0,000	0,189	0,236	0,327	0,417	0,322	0,991	1,009
F ₄	0,193	0,012	0,298	16,464	0,000	0,170	0,216	0,301	0,391	0,297	1,000	1,000
MPF ₃	0,033	0,003	0,224	12,305	0,000	0,028	0,038	0,233	0,303	0,222	0,988	1,012
MP	0,038	0,012	0,059	3,253	0,001	0,015	0,062	0,133	0,084	0,059	0,982	1,018
ME	0,034	0,015	0,044	2,341	0,019	0,006	0,063	0,199	0,060	0,042	0,937	1,068

$$\text{Calidad global}_e = 3,719 + 0,321F_1 + 0,212F_2 + 0,193F_4 + [0,038 + 0,033F_3]MP + 0,034ME$$

En definitiva, cuando se consideran simultáneamente las diferentes variables relativas a la motivación, la importancia relativa del primer factor asciende al 34,0,3%, la del segundo al 22,48% y la del cuarto al 20,74%. Por otro lado, la influencia directa de la motivación derivada del enriquecimiento personal asciende al 3,06% y la de la obtención de conocimientos que permitan la progresión profesional asciende al 4,1%; este último tipo de motivación presenta adicionalmente un efecto conjunto con el tercer factor, cuya influencia relativa se eleva al 15,59%.

Por tanto, **SE ACEPTA la Hipótesis H4g:** *La motivación del estudiante afecta de forma directa e indirecta a la calidad del servicio percibida.*

h) Rendimiento del estudiante

Algunos autores han puesto de manifiesto que existe una posible relación entre la percepción de la calidad del servicio formativo y el rendimiento académico de los

estudiantes y/o del esfuerzo que los estudiantes indican realizar. Por ello se procede a contrastar si el porcentaje de créditos superados (en relación al total de créditos matriculados) afecta a la percepción de la calidad de los estudiantes.

De acuerdo con los datos de la muestra, la media de créditos matriculados por estudiante es de 20,27 créditos, lo que viene a representar aproximadamente unas cuatro asignaturas –la mayoría de las asignaturas son de 6 ó 4,5 créditos, pero también existen algunas asignaturas de 5, 7, 7,5 y 9 créditos–. Por otro lado, la media de créditos aprobados es de 17,97; así que, los estudiantes superan la mayoría de créditos de los que se matriculan.

A partir de estos datos, se crea una variable que refleja el porcentaje de créditos superados por los estudiantes, siendo el porcentaje medio de créditos superados del 87%. A continuación se incorpora al análisis esta variable, tanto como una variable independiente adicional como una variable que puede presentar un efecto multiplicativo sobre cada uno de los factores previamente detectados.

El análisis de regresión desarrollado proporciona los resultados que se muestran en la siguiente tabla, en la que se pone de manifiesto que no existe ni un efecto significativo directo de la variable rendimiento académico sobre la percepción del nivel de calidad global del servicio, ni mediado a través de las cuatro dimensiones analizadas.

Tabla 8.87. Coeficientes de correlación parcial: rendimiento

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Tip.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,059	0,050		80,583	0,000	3,960	4,158					
F ₁	0,321	0,052	0,495	6,181	0,000	0,219	0,423	0,467	0,181	0,139	0,079	12,645
F ₂	0,209	0,046	0,324	4,510	0,000	0,118	0,300	0,294	0,133	0,102	0,098	10,169
F ₃	0,149	0,054	0,229	2,754	0,006	0,043	0,255	0,203	0,082	0,062	0,073	13,628
F ₄	0,226	0,042	0,360	5,396	0,000	0,144	0,308	0,275	0,159	0,121	0,114	8,788
RF ₁	0,000	0,001	-0,029	-0,367	0,714	-0,001	0,001	0,444	-0,011	-0,008	0,080	12,539
RF ₂	0,000	0,001	-0,019	-0,270	0,787	-0,001	0,001	0,277	-0,008	-0,006	0,098	10,158
RF ₃	0,000	0,001	-0,021	-0,255	0,799	-0,001	0,001	0,194	-0,008	-0,006	0,073	13,672
RF ₄	0,000	0,000	-0,070	-1,050	0,294	-0,001	0,000	0,255	-0,031	-0,024	0,115	8,665
R	0,000	0,001	0,001	0,044	0,965	-0,001	0,001	0,084	0,001	0,001	0,908	1,102

Nota: Esta tabla ha sido obtenida tras la aplicación del método *introducir*.

En consecuencia, **SE RECHAZA la Hipótesis H4h: El rendimiento académico del estudiante afecta de forma directa e indirecta a la calidad del servicio percibida.**

i) Área de conocimiento

Una de las virtualidades del presente análisis, que no se observa en estudios similares, es la realización de la encuesta a estudiantes de diferentes programas, que se encuadran en diversas áreas temáticas. Por tanto, parece interesante analizar si las percepciones sobre la calidad percibida del servicio y/o la importancia relativa atribuida a cada una de las dimensiones de la calidad dependen del programa en el que se ubica el estudiante o, si, por el contrario, esta pertenencia no ejerce una influencia estadísticamente significativa.

Para comprobarlo se crea una variable politómica, conformada por tres variables ficticias. Estas variables se configuran teniendo en cuenta la ubicación de los programas dentro de cada estudio, el porcentaje de estudiantes de cada estudio y la afinidad entre áreas temáticas. La primera de ellas toma valor unitario (EE=1) cuando el estudiante está cursando un programa que se integra en los Estudios de Economía y Empresa (Ciencias Empresariales, Administración y Dirección de Empresas, Ciencias del Trabajo o Investigación y Técnicas de mercado) y el valor cero en el resto de los casos. La segunda toma valor unitario (Inf=1) cuando el estudiante cursa un programa perteneciente a los Estudios de Informática y Multimedia (Ingeniería Técnica en Informática de Gestión, Ingeniería Técnica en Informática de Sistemas, Ingeniería Informática o Grado Multimedia) y cero si el estudiante cursa cualquier otro programa. La tercera variable presenta un valor unitario (Psi=1) cuando el estudiante está matriculado en alguno de los programas de los Estudios de Psicología y Ciencias de la Educación (Psicopedagogía o Psicología) y cero en el resto de casos. Por tanto, la categoría de referencia engloba a los estudiantes pertenecientes a los Estudios de Derecho y Ciencia Política, Humanidades y Filología, Ciencias de la Información y la Comunicación, la diplomatura en Turismo o a la licenciatura en Estudios sobre el Asia Oriental.⁴²⁹

Tabla 8.88. Área de conocimiento

Área de conocimiento	Frecuencia	%	% válido
Economía y empresa	695	37,5	37,7
Informática y multimedia	349	18,8	19,0
Psicología y C. de la educación	284	15,3	15,4
Resto	513	27,6	27,9
Otros*	14	0,7	-
Total	1.855	100	100

*Casos excluidos (duplicidades).

⁴²⁹ Finalmente, para conformar correctamente esta variable se excluyen 14 casos, por tratarse de estudiantes que cursan simultáneamente programas ubicados en diferentes categorías.

El análisis de regresión desarrollado incorporando estas variables aditiva y multiplicativamente permite afirmar que –siendo el nivel de significación del 0,005– existen dos efectos positivos y estadísticamente significativos.

Tabla 8.89. Coeficientes de correlación parcial: área de conocimiento

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Tip.				Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,024	0,013		315,391	0,000	4,012	4,058					
F ₁	0,333	0,012	0,507	27,895	0,000	0,310	0,357	0,502	0,584	0,505	0,994	1,007
F ₂	0,218	0,012	0,331	18,279	0,000	0,194	0,241	0,328	0,426	0,331	0,999	1,001
F ₄	0,196	0,012	0,301	16,620	0,000	0,173	0,219	0,300	0,394	0,301	1,000	1,000
F ₃	0,127	0,015	0,196	8,471	0,000	0,098	0,157	0,222	0,213	0,153	0,613	1,631
EEF ₃	0,054	0,024	0,051	2,221	0,026	0,006	0,102	0,127	0,057	0,040	0,610	1,639
Psi	0,073	0,033	0,040	2,211	0,027	0,008	0,137	0,052	0,057	0,040	0,997	1,003

En relación a la categoría de referencia, los estudiantes de los programas que se encuadran dentro de los Estudios de Economía y Empresa atribuyen una mayor importancia relativa a los servicios de apoyo o complementarios, 17,82% frente al 14,68% que los estudiantes de la categoría de referencia. Por otro lado, los estudiantes de Psicopedagogía y Psicología perciben que el nivel de calidad del servicio recibido es significativamente más elevado, ya que en su caso el término independiente pasa de ser 4,024 a 4,097.

$$\text{Calidad global } e = 4,024 + 0,333F_1 + 0,218F_2 + 0,127F_3 + 0,196F_4 + 0,054EEF_3 + 0,073Psi$$

Por tanto, **SE ACEPTA la hipótesis H4i**: *El área de conocimiento a la que pertenece el programa cursado afecta de forma directa e indirecta a la calidad del servicio percibida.*

j) Tipo de conexión

En la medida en que el servicio se presta en un entorno *online*, se puede suponer que el tipo de conexión utilizada por los estudiantes afecta a su percepción de la calidad del servicio recibida, en general, y sobre todo, en relación con el cuarto factor detectado en el análisis y que se refiere a las características de la interfaz del usuario. La información obtenida sobre el tipo de conexión que utilizan se resume en la tabla 8.84. Como se puede observar, la mayoría de los estudiantes (57%) utilizan una línea ADSL para conectarse al campus y aproximadamente el 28% de ellos lo hace a través de línea

telefónica normal. El resto de estudiantes utilizan otros tipos de conexión, en porcentajes sustancialmente más reducidos (cable un 9% y línea RDSI un 2,3%).

Tabla 8.90. Tipo de conexión

Tipo de conexión	Frecuencia	%	% válido
Línea telefónica normal	517	27,9	28,2
Línea RDSI	43	2,3	2,3
Línea ADSL	1.058	57,0	57,8
Cable modem	164	8,8	9,0
Otros	49	2,6	2,7
d.n.d.*	24	1,3	-
Total	1.855	100	100

*d.n.d.: dato no disponible.

Teniendo en cuenta los distintos tipos de conexión que los estudiantes han indicado utilizar, se planteó una primera alternativa, consistente en crear una variable dicotómica que recogiera, por un lado, la conexión telefónica (CoT=1) y, por otro, el resto de tipos de conexión –que parecían más similares entre sí en cuanto a las prestaciones que pueden ofrecer–, (CoT=0). Los resultados obtenidos tras la incorporación de esta variable al análisis, permiten afirmar que no existe una influencia significativa (nivel de confianza del 95%), ni aditiva ni multiplicativa, sobre el nivel de calidad percibida, derivada del tipo de conexión utilizado por los estudiantes.

Tabla 8.91. Coeficientes de correlación parcial: conexión telefónica

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Tip.				Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,028	0,014		288,742	0,000	4,000	4,055					
F ₁	0,324	0,014	0,494	23,136	0,000	0,296	0,351	0,505	0,515	0,422	0,731	1,369
F ₂	0,231	0,014	0,350	16,545	0,000	0,203	0,258	0,329	0,395	0,302	0,742	1,348
F ₃	0,134	0,014	0,207	9,626	0,000	0,107	0,161	0,222	0,242	0,176	0,722	1,385
F ₄	0,203	0,014	0,312	14,571	0,000	0,175	0,230	0,296	0,354	0,266	0,726	1,377
CoTF ₁	0,035	0,027	0,028	1,308	0,191	-0,018	0,088	0,271	0,034	0,024	0,727	1,375
CoTF ₂	-0,050	0,028	-0,038	-1,806	0,071	-0,104	0,004	0,131	-0,047	-0,033	0,740	1,351
CoTF ₃	0,047	0,027	0,038	1,760	0,079	-0,005	0,099	0,105	0,046	0,032	0,713	1,403
CoTF ₄	-0,028	0,027	-0,022	-1,022	0,307	-0,082	0,026	0,130	-0,027	-0,019	0,710	1,409
CoT	0,027	0,027	0,019	1,018	0,309	-0,025	0,080	-0,013	0,026	0,019	0,951	1,051

Nota: Esta tabla ha sido obtenida tras la aplicación del método *introducir*.

Ante este resultado, se procede a refinar ligeramente el análisis, para comprobar si los resultados se siguen manteniendo bajo otros supuestos de agrupación. Para ello, se crea una variable politómica, a través de las dos variables ficticias siguientes: una, la que

refleja el tipo de conexión telefónica (que toma el valor unitario si se utiliza la línea telefónica y cero, en el resto de casos) y, otra, la que refleja la conexión a través de la línea ADSL (que toma el valor uno si se utiliza este tipo de conexión y cero, en caso contrario); quedando como categoría de referencia la que recoge a los estudiantes que utilizan otro tipo de conexión (sea ésta línea RDSI, cable u otro tipo de conexión), que representa el 14% de estudiantes de la muestra.

Los resultados del análisis, expuestos en la siguiente tabla, permiten apreciar la influencia multiplicativa significativa de la variable dicotómica que recoge al conjunto de estudiantes que se conectan mediante línea ADSL a través de dos factores, los servicios complementarios y la interfaz de usuario.

Tabla 8.92. Coeficientes de correlación parcial: conexión

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Típ.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,034	0,012		342,598	0,000	4,011	4,057					
F ₁	0,333	0,012	0,507	27,985	0,000	0,310	0,357	0,502	0,585	0,506	0,998	1,002
F ₂	0,219	0,012	0,333	18,382	0,000	0,195	0,242	0,328	0,428	0,333	0,999	1,001
F ₄	0,165	0,018	0,253	9,180	0,000	0,130	0,200	0,300	0,230	0,166	0,429	2,329
F ₃	0,182	0,018	0,281	10,195	0,000	0,147	0,217	0,222	0,254	0,184	0,432	2,315
ADF ₃	-0,061	0,024	-0,071	-2,585	0,010	-0,108	-0,015	0,164	-0,066	-0,047	0,432	2,316
ADF ₄	0,055	0,024	0,064	2,306	0,021	0,008	0,102	0,252	0,059	0,042	0,430	2,328

Es decir, los estudiantes que utilizan ADSL, en relación a la categoría de referencia (los que se conectan a través de cualquier otro tipo de conexión, excluida la línea telefónica normal), otorgan una menor importancia relativa a los servicios complementarios (15,36% frente al 20,45%) y una mayor importancia a la interfaz del usuario (23,19% frente al 18,41%). Por tanto, el modelo en este caso se expresa como sigue:

$$\text{Calidad global } e = 4,054 + 0,315F_1 + 0,216F_2 + 0,142F_3 + 0,196F_4 - 0,061ADF_3 + 0,055ADF_4$$

Por tanto, **SE ACEPTA PARCIALMENTE la Hipótesis H4j**: *El tipo de conexión a Internet que utiliza el estudiante afecta de forma directa e indirecta a la calidad del servicio percibida..*

k) Lugar de conexión

En principio, se cuestionó a los estudiantes sobre el lugar desde el que se conectaban porque este hecho podría afectar a su percepción de la calidad,⁴³⁰ tanto porque este factor puede estar relacionado con el tipo de conexión utilizado como con el entorno que el que se desarrolla el aprendizaje. Los estudiantes que forman parte de la muestra se conectan casi en su totalidad desde casa (el 85%), o desde el trabajo (el 13%); teniendo el resto de alternativas una presencia muy residual, tal y como se puede observar en la tabla siguiente.

Tabla 8.93. Lugar de conexión

Lugar de conexión	Frecuencia	%	% válido
Casa	1.557	83,9	85,2
Trabajo	244	13,2	13,4
Centro propia universidad	9	0,5	0,5
Centro público	5	0,3	0,3
Centro privado	4	0,2	0,2
Otros	8	0,4	0,4
d.n.d.*	28	1,5	-
Total	1.855	100	100

*d.n.d.: dato no disponible.

Por ello se creó una variable dicotómica que toma valor unitario (L=1) cuando los estudiantes se conectan desde casa y valor cero (L=0) cuando lo hacen desde el trabajo.

Tabla 8.94. Coeficientes de correlación parcial: lugar de conexión

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Tip.				Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	3,999	0,031		127,015	0,000	3,937	4,060					
F ₁	0,376	0,031	0,575	11,948	0,000	0,314	0,438	0,508	0,298	0,219	0,146	6,864
F ₂	0,254	0,031	0,387	8,295	0,000	0,194	0,314	0,328	0,212	0,152	0,155	6,458
F ₃	0,202	0,033	0,312	6,094	0,000	0,137	0,267	0,220	0,157	0,112	0,129	7,748
F ₄	0,161	0,031	0,249	5,163	0,000	0,100	0,223	0,298	0,134	0,095	0,145	6,891
LF ₁	-0,051	0,034	-0,072	-1,493	0,136	-0,118	0,016	0,459	-0,039	-0,027	0,146	6,853
LF ₂	-0,046	0,033	-0,064	-1,380	0,168	-0,111	0,019	0,292	-0,036	-0,025	0,155	6,455
LF ₃	-0,064	0,035	-0,092	-1,811	0,070	-0,134	0,005	0,191	-0,047	-0,033	0,130	7,701
LF ₄	0,035	0,034	0,050	1,038	0,300	-0,031	0,102	0,268	0,027	0,019	0,146	6,855
L	0,048	0,034	0,026	1,413	0,158	-0,019	0,115	0,049	0,037	0,026	0,992	1,008

Nota: Esta tabla ha sido obtenida tras la aplicación del método *introducir*.

⁴³⁰ Este aspecto fue incorporado inicialmente con tantas categorías porque del análisis cualitativo se dedujo que el lugar de conexión variaba en función del país, sobre todo, en función del diferente grado de implantación de internet en cada uno de ellos.

El análisis de regresión desarrollado incorporando esta variable aditiva y multiplicativamente permite afirmar que – siendo el nivel de significación del 0,05 – esta variable no afecta de manera significativa a la percepción del nivel de calidad global del servicio recibido.

Por tanto, **SE RECHAZA la hipótesis H4k: El lugar de conexión del estudiante afecta de forma directa e indirecta a la calidad del servicio percibida.**

1) Precio del curso

La UOC presta su servicio formativo en catalán y en castellano, con ciertas particularidades en cada uno de los idiomas. La más destacada radica en que los estudios de grado en catalán están subvencionados, circunstancia que no se produce en los programas de grado en castellano. Este hecho nos permite realizar una primera aproximación al estudio de cuál es el efecto del precio sobre la percepción de la calidad global del servicio. Así, se crea una variable ficticia, (P), que toma el valor uno cuando los estudiantes cursan sus estudios a precio de mercado –no subvencionado– e igual a cero, si lo hacen a un precio subvencionado.

Tabla 8.95. Coeficientes de correlación parcial: precio

	Coef. no est.		Coef. est.	t	Sig.	Inter. conf. para beta (95%)		Correlaciones			Colinealidad	
	Beta	Error Típ.	Beta			Lim. inf.	Lim. sup.	Ord. cero	Parc.	Semi-parc.	Toler.	FIV
(Cte.)	4,054	0,014		296,722	0,000	4,027	4,081					
F ₁	0,315	0,014	0,479	21,821	0,000	0,287	0,344	0,502	0,490	0,395	0,679	1,473
F ₂	0,216	0,012	0,329	18,121	0,000	0,193	0,239	0,328	0,423	0,328	0,997	1,003
F ₄	0,196	0,012	0,301	16,583	0,000	0,172	0,219	0,300	0,393	0,300	0,997	1,003
F ₃	0,142	0,012	0,219	11,738	0,000	0,118	0,166	0,222	0,289	0,212	0,945	1,058
P	-0,073	0,028	-0,049	-2,629	0,009	-0,128	-0,019	-0,076	-0,068	-0,048	0,936	1,069
PF ₁	0,056	0,026	0,048	2,191	0,029	0,006	0,106	0,315	0,056	0,040	0,676	1,480

$$\text{Calidad global}_e = 4,054 + 0,315F_1 + 0,216F_2 + 0,142F_3 + 0,196F_4 - 0,073P + 0,056PF_1$$

Como se puede observar en el modelo anterior, esta variable tiene un efecto significativo sobre el nivel de calidad global percibida. Así, los estudiantes que pagan un precio superior por su formación presentan un menor nivel de calidad percibida, el término independiente pasa de 4,054 a 3,981 al pasar de considerar los estudiantes que cursan sus estudios en catalán a los que los cursan en castellano. Además se pone de manifiesto una influencia significativa asociada al servicio esencial, la importancia relativa

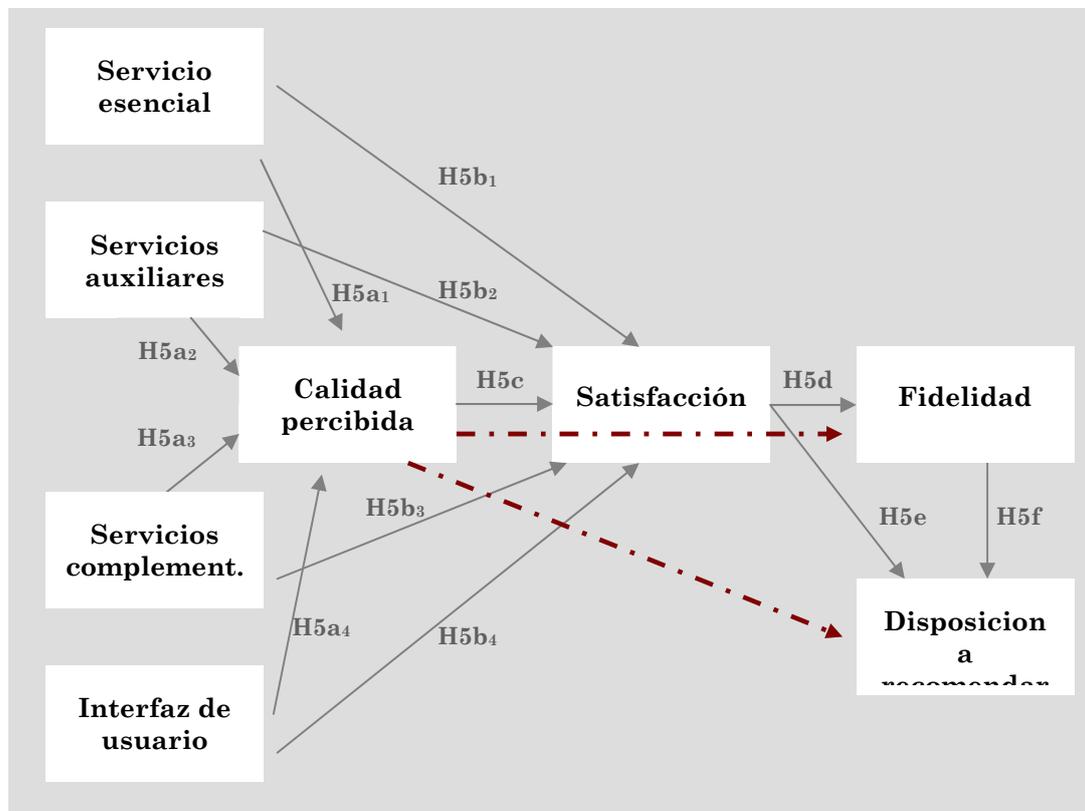
atribuida a este servicio es más elevada para los estudiantes que pagan un precio no subvencionado (38,30%) que subvencionado (36,07%).

SE ACEPTA la hipótesis H4l: *El precio de los estudios afecta de forma directa e indirecta a la calidad del servicio percibida.*

8.8. La relación entre calidad del servicio percibida, satisfacción, fidelidad y disposición a recomendar el servicio

Tal y como tuvimos ocasión de exponer en los capítulos 7 –al enunciar las hipótesis y objetivos de esta tesis– y de forma más extensa, en el capítulo 6, al exponer el marco teórico general en la materia, existe una relación entre el constructo calidad del servicio percibida y otras variables tales como la satisfacción, la fidelidad o la disposición a recomendar el servicio a terceros. En este apartado intentamos elucidar empíricamente el sentido y la intensidad de las relaciones entre estas variables. En la tabla siguiente se muestran las relaciones entre las variables a contrastar (modelo inicial, MI).

Figura 8.96. Modelo estructural de relaciones entre las variables fundamentales.



-----> Indica relaciones entre las variables no incluidas en el modelo inicial pero que contribuyen a un mayor ajuste del mismo.

En apartados anteriores de este capítulo pudimos corroborar las dos hipótesis establecidas sobre la influencia positiva y significativa de todas y cada una de las dimensiones del factorial –obtenidas a través de la escala directa– tanto sobre la calidad del servicio percibida como sobre el grado de satisfacción de los usuarios. Por tanto, en el modelo se incluyen los cuatro factores –servicio esencial, servicios auxiliares, servicios complementarios, interfaz del usuario– como antecedentes tanto de la calidad como de la satisfacción. La hipótesis subyacente es que aunque se consideren simultáneamente ambos constructos –la calidad y la satisfacción– todos los factores siguen ejerciendo una influencia significativa sobre cada uno de ellos (H5a e H5b). Esta circunstancia se refleja a través de las hipótesis, por un lado, H5a₁, H5a₂, H5a₃ y H5a₄ y, por otro, H5b₁, H5b₂, H5b₃ y H5b₄.

Adicionalmente, y en la línea de los últimos estudios en la materia se supone que la calidad es un antecedente de la satisfacción y así lo establecemos en el modelo (H5c).⁴³¹ En múltiples estudios (Oliver, 1980; Dabholkar y Thorpe, 1994; Rust y Williams, 1994) se evidencia que la relación de causalidad entre la calidad del servicio percibida y las intenciones de compra es indirecta, ya que parece estar mediada por otras variables como la satisfacción. En este sentido, se establece una relación directa (H5d) entre la satisfacción y la intención de volver a matricularse (fidelidad). Lo cual, a su vez, implica una relación indirecta o mediada de la calidad sobre la fidelidad (a través de la satisfacción).

Finalmente, se pretende contrastar que la disposición a recomendar el servicio está influenciada muy especialmente por la fidelidad del consumidor (H5f), pero también por el propio grado de satisfacción (H5e) del estudiante.

A continuación, se procede a contrastar las hipótesis del modelo estructural. Tras el análisis de la normalidad de las variables se observa que dos de las variables están especialmente alejadas del supuesto de normalidad (la disposición de los estudiantes a rematricularse y a recomendar los estudios) y, adicionalmente, se incumple el supuesto

⁴³¹ Con anterioridad se realizó una prueba consistente en incorporar la calidad global como una variable exógena más a la regresión conformada por las dimensiones como variables exógenas y la satisfacción como variable endógena. El resultado permitía concluir que la calidad influye de manera estadísticamente significativa en la satisfacción, siendo su importancia relativa más elevada que el resto de variables exógenas (36,5%, frente al 17%, 19,5%, 13,5% y 15,5% de los factores 1 a 4 respectivamente). La incorporación de esta variable permite mejorar el ajuste (el r^2 ajustado pasa del 45% al 50%) y aunque aumenta la multicolinealidad ésta no lo hace de manera problemática. Por otro lado, se comprobó la relación en sentido contrario (incorporando la satisfacción como variable explicativa de la calidad), el ajuste también mejoraba (el r^2 ajustado pasa del 50% al 55%) y la variable presentaba un peso relativo elevado (30,3%) frente al resto de factores (28,7%, 14,8%, 10,8% y 15,4%, respectivamente), pero inferior al que representaba anteriormente la calidad como variable explicativa de la satisfacción.

de normalidad multivariante. Por todo ello, se decide aplicar el sistema de estimación denominado “función asintóticamente libre de distribución” (ADF), ya que éste no requiere que las variables sigan una distribución multinormal y permite la obtención de estimadores eficientes y consistentes (Del Barrio y Luque, 2000; pág. 511). Para su aplicación se requiere la utilización de tamaño muestral elevado, mayor cuanto más complejo sea el modelo. Considerando el número de variables observadas en el modelo que estamos estimando, el tamaño muestral disponible resulta adecuado.

A continuación, y siguiendo el procedimiento establecido por Byrne (2001), se comprueba la validez de la estructura causal establecida en el modelo inicial (M I).⁴³² En primer lugar, se analizan los resultados fundamentales relativos a las diversas medidas del ajuste del modelo global (*vid.* tabla 8.97). En relación con las medidas del ajuste absoluto, se observa, en general, un buen ajuste del modelo: la χ^2 no muestra un buen comportamiento (probablemente influenciada por el elevado tamaño muestral), pero el GFI toma un valor superior a 0,9 (0,96) y el RMSA se sitúa dentro del margen considerado aceptable –al tomar un valor inferior a 0,08–. De las medidas del ajuste incremental presenta un comportamiento notable el AGFI al alcanzar el valor de 0,92, sin embargo, el resto de medidas (TLI, NFI y CFI) muestran un ajuste no excesivamente bueno, pues no alcanzan el mínimo usualmente recomendado de 0,9. Las medidas del ajuste de parsimonia presentan un mejor comportamiento que en el modelo de referencia. Además, y en relación con el ajuste del modelo de medida se comprueba que todas las relaciones causales establecidas son estadísticamente significativas. Por lo tanto, se puede afirmar que todas las hipótesis establecidas relacionadas con el modelo inicial se verifican. Así, todas y cada una de las dimensiones afectan de manera significativa al constructo calidad del servicio percibida y al constructo satisfacción. La calidad percibida afecta de manera significativa a la satisfacción de los estudiantes y esta satisfacción, a su vez, influye significativamente sobre la disposición a rematricularse y a recomendar los estudios a terceros.

A continuación se procede a examinar los índices de modificación, dados los objetivos del análisis, centramos nuestra atención únicamente en las relaciones causales del modelo (Byrne, 2001; pág. 153). El estudio de los índices de modificación evidencia cinco relaciones cuya incorporación al modelo supondría una reducción en la chi-cuadrado. Las modificaciones deben introducirse una a una (Byrne, 2001; pág. 157), por tanto, nos concentramos en el índice más elevado. Éste se refiere a la incorporación de una relación

⁴³² En aras de la sencillez del modelo y para aumentar la coherencia con el análisis de regresión desarrollado en el apartado 8.4.3 se decide incluir directamente las dimensiones identificadas, sin incorporar adicionalmente los indicadores que dan lugar a estas variables latentes.

o influencia directa de la calidad del servicio percibida sobre la fidelidad de los estudiantes. Esta relación no sólo presenta significado estadístico, sino que también lo puede presentar teórico, así que se decide añadir esta relación causal al modelo inicial, configurando lo que denominamos *modelo II*.

Tabla 8.97. Comparativa modelos estructurales

Medidas		Modelo I (M I)	Modelo II (M II)	Modelo III (M III)
		Modelo inicial	Modelo inicial modificado calidad → fidelidad	Modelo II modificado calidad → recomendación
Medidas del ajuste absoluto	χ^2 (g.l.) (p)	128,632 (16) (0,000)	60,121 (15) (0,000)	21,139 (14) (0,098)
	NCP	112,632	45,121	7,139
	GFI	0,964	0,983	0,994
	RMR	0,032	0,020	0,016
	RMSEA	0,069	0,045	0,019
	ECVI	0,115	0,070	0,044
Medidas del ajuste incremental	AGFI	0,920	0,960	0,985
	TLI	0,802	0,916	0,986
	NFI	0,875	0,941	0,979
	CFI	0,887	0,955	0,993
Medidas de ajuste de parsimonia	PNFI	0,500	0,504	0,490
	PGFI	0,429	0,410	0,387
	AIC	168,632	102,121	65,139
	BIC	274,465	213,246	181,555
	CAIC	294,465	234,246	203,555

La estimación de este segundo modelo produce una reducción de la Chi-cuadrado ($\chi^2_{(1)}=68,51$) estadísticamente significativa. Además, supone una mejora de prácticamente todos los índices del ajuste,⁴³³ por ejemplo, el GFI pasa de 0,964 a 0,983, el RMSEA se reduce hasta 0,045 y el ECVI hasta 0,070. Por otro lado, todas las relaciones causales del modelo I siguen siendo significativas y de igual manera lo es la relación causal que se incorpora en el *modelo II*. Por tanto, la calidad percibida del servicio no sólo tiene una influencia positiva sobre la disposición a rematricularse mediada por la satisfacción del estudiante, sino también directa. A continuación se evalúan los índices de modificación, observando que el más elevado hace referencia a la relación causal entre la calidad y la disposición a recomendar. Al igual que anteriormente, se decide agregar esta relación causal y reestimar el modelo, que ahora denominaremos *M III*.

⁴³³ El PGFI es la única medida que no presenta un mejor comportamiento en el modelo II que en el modelo I.

Este tercer modelo genera un valor de la chi-cuadrado igual a 21,139 estadísticamente significativo ($p = 0,098$), con un GFI de 0,994, un RMSEA de 0,016 y un ECVI de 0,044. Así que se produce una reducción significativa en la chi-cuadrado ($\chi^2_{(1)}=38,98$) y una mejora de todos los índices del ajuste absoluto e incremental (*vid.* tabla 8.98). Los índices de parsimonia presentan un comportamiento variado, tres de ellos mejoran su resultado y dos de ellos no. Evaluando todos los aspectos, se estima conveniente incorporar esta modificación en el modelo, por la mejora que ocasiona en todas las medidas del ajuste absoluto e incremental, especialmente en la chi-cuadrado (que pasa a ser significativa), y porque esta relación causal es, en sí misma, estadísticamente significativa. Así que podemos concluir que la calidad también ejerce una influencia directa y positiva sobre la disposición a recomendar los estudios. Tras la estimación de este modelo no aparece ningún índice superior a 10 y del análisis de los restantes índices no se intuyen mejoras estadística y teóricamente significativas.

Tabla 8.98. Relaciones entre las variables: *Modelo III*

Relaciones causales	Regresor estimado	Error estándar	Regresor stand. estimado	Ratio crítico (t)	Signific.
F1 → Calidad	0,336	0,014	0,505	23,988	0,000
F2 → Calidad	0,217	0,013	0,329	16,767	0,000
F3 → Calidad	0,149	0,012	0,231	12,000	0,000
F4 → Calidad	0,194	0,013	0,298	15,066	0,000
Calidad → Satisfacción	0,431	0,030	0,402	14,319	0,000
F1 → Satisfacción	0,141	0,017	0,197	8,373	0,000
F2 → Satisfacción	0,157	0,015	0,222	10,177	0,000
F3 → Satisfacción	0,113	0,013	0,163	8,395	0,000
F4 → Satisfacción	0,120	0,015	0,171	8,138	0,000
Satisfacción → Fidelidad	0,396	0,031	0,389	12,599	0,000
Satisfacción → Disp. recomendar	0,354	0,031	0,297	11,539	0,000
Fidelidad → Disp. recomendar	0,532	0,032	0,455	16,476	0,000
Calidad → Fidelidad	0,310	0,030	0,284	10,437	0,000
Calidad → Disp. recomendar	0,203	0,031	0,159	6,641	0,000

En la tabla anterior, se muestran la significación estadística y la intensidad de las relaciones entre las diversas variables del tercer modelo considerado. Como se puede observar, todas las relaciones son estadísticamente significativas. En concreto, sobre la calidad del servicio percibida influyen las cuatro dimensiones de la escala: el servicio esencial, los servicios de apoyo, los servicios complementarios y la interfaz del usuario, con una importancia relativa del 37, 24, 17 y 22 por ciento, respectivamente. Así mismo, la satisfacción se ve afectada por las cuatro dimensiones y, por la propia calidad del servicio percibida, esta última es la que presenta una mayor capacidad explicativa relativa (el 35%), mientras las dimensiones de la escala directa (*e-SERVPERF*)

presentan una capacidad explicativa menor, en concreto, del 17, 19, 14 y 15% según nos refiramos al primer, segundo, tercer y cuarto factor, respectivamente. Por otro lado, se ha puesto de manifiesto que la disposición a rematricularse no se ve sólo afectada directamente por la satisfacción, sino también por la calidad del servicio percibida, aunque el peso relativo directo de la satisfacción sea mayor (58% frente al 42%). De igual manera, se puede observar que la disposición a recomendar el servicio se ve especialmente afectada por la disposición a rematricularse (fidelidad) de los estudiantes (en una proporción relativa del 50%), pero también por el grado de satisfacción con el servicio (33%) y, como hemos deducido del modelo, por la calidad del servicio percibida (17%), aunque el grado de influencia relativo de ésta es más reducido.

Finalmente, considerando el cuadrado de la regresión múltiple como un indicativo de la capacidad explicativa del modelo en relación con cada variable endógena, se evidencia que este modelo presenta una capacidad explicativa del 50% de la calidad del servicio percibida, del 52% de la satisfacción, del 38% de la fidelidad y del 62% de la disposición a recomendar el servicio a terceros.

Por tanto, **SE ACEPTAN** las hipótesis siguientes:

Hipótesis H5a: *Las dimensiones del servicio afectan positiva y significativamente a la calidad del servicio percibida.*

El servicio esencial (H5a₁), los servicios auxiliares (H5a₂), los servicios complementarios (H5a₃) y la interfaz de usuario (H5a₄) influyen positiva y significativamente en la calidad del servicio percibida.

Hipótesis H5b: *Las dimensiones del servicio afectan positiva y significativamente a la satisfacción de los estudiantes.*

El servicio esencial (H5b₁), los servicios auxiliares (H5b₂), los servicios complementarios (H5b₃) y la interfaz de usuario (H5b₄) influyen positiva y significativamente en la calidad del servicio percibida.

Hipótesis H5c: *La calidad del servicio percibida influye positiva y significativamente sobre el grado de satisfacción de los estudiantes.*

Hipótesis H5d: *El grado de satisfacción de los estudiantes afecta positivamente a su fidelidad (disposición a rematricularse).*

Hipótesis H5e: *La fidelidad de los estudiantes influye positiva y significativamente sobre su disposición a recomendar los estudios a terceros.*

Hipótesis H5f: *El grado de satisfacción de los estudiantes ejerce una influencia positiva sobre su disposición a re matricularse.*

A través del análisis de ecuaciones estructurales desarrollado, adicionalmente se ha puesto de relieve la influencia directa, positiva y estadísticamente significativa de la calidad del servicio percibida tanto sobre la disposición a re matricularse como a recomendar los estudios a terceros.