



DISEÑO Y VALIDACIÓN EMPÍRICA DE UNA ESCALA PARA MEDIR LA CALIDAD PERCIBIDA DEL SERVICIO EN INSTITUCIONES SOCIOEDUCATIVAS

JOSÉ LUIS PALACIOS GÓMEZ

DEPARTAMENTO DE METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN
UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

Resumen: *El objetivo de este trabajo es testar la consistencia estructural y la estabilidad temporal de una escala de medida de la calidad percibida de un servicio socioeducativo público. Tomamos como indicador de la calidad percibida la satisfacción del usuario del servicio con sus aspectos principales. La escala ha sido aplicada en tres ocasiones sucesivas en el mismo servicio. Para cada una de las aplicaciones se ha estudiado su fiabilidad y validez, mediante el test de Cronbach y análisis factoriales exploratorios y confirmatorios combinados. Los resultados muestran que la fiabilidad de la escala es alta y que su estructura factorial se mantiene a lo largo del tiempo, de tal modo que puede concluirse que la escala probablemente constituye un instrumento apropiado y útil para medir la calidad percibida de servicios de naturaleza semejante al aquí considerado.*

Palabras clave: *Calidad percibida, satisfacción del usuario, escala de medida.*

Design and empirical validation of a scale to measure perceived quality of the service in socio-educational institutions

Abstract: *The aim of this work is to test the structural consistence and time stability of a scale to measure the perceived quality of a public socio-educational service. We take the customer satisfaction on several aspects of this service as the quality service indicator. The scale has been applied three successive times on the same servi-*

ce. In every application we have study its reliability and validity, by means of Cronbach test and both combined exploratory and confirmatory factor analysis. The results show a high reliability of the scale, remaining its factor structure all the time, in such a way that we can conclude this is likely a suitable and useful instrument to measure perceived quality in similar services.

Key words: *Perceived quality, customer satisfaction, measure scale.*

1. Introducción

En la producción de servicios se tiende a hacer descansar la calidad del servicio sobre la satisfacción que éste produce en quien lo disfruta. Identificar calidad del servicio con satisfacción del cliente constituye una ventaja operativa, ya que la satisfacción puede medirse con relativa facilidad y permite disponer de un indicador cuantitativo, objetivable y comparable, de la calidad del servicio. Aunque este enfoque ha sido puesto en cuestión por algunos autores que señalan que esa «calidad» es sólo una parte de la calidad total del servicio a la que se puede denominar «calidad percibida» (Grönross, 1994; Muñoz, 1999; Villegas y Díaz, 2003; Walbrigde y Delene, 1993), es práctica común en la gestión de la calidad total de las organizaciones productoras de servicios, tanto públicas como privadas, la identificación de la calidad percibida con la satisfacción del cliente (Alet i Vilagi-

nés, 2000; Denton, 1991; Heredia, 2001; López y Gadea, 1998; Senlle y Vilar, 1996).

Por otro lado, es notorio que aunque en la fundamentación teórica de las principales escalas utilizadas para medir la calidad del servicio, como SERVQUAL (Parasuraman, Berry y Zeithalm, 1988, 1991), SERVPERF (Cronin y Taylor, 1992, 1994) o de *Desempeño Evaluado* (Teas, 1993), sus autores distinguen nominalmente calidad (percibida) del servicio y satisfacción del cliente, en todos los casos se señala que a) las diferencias entre ambos conceptos no son claras, siendo preciso llevar a cabo una investigación más densa y profunda con el objeto de establecer si efectivamente son dos cosas distintas, y que b) la práctica mercadotécnica y de la gestión de la calidad no considera que existan diferencias operativas entre calidad del servicio y satisfacción del cliente.

Igualmente, resulta discutible que sea imprescindible medir las expectativas del cliente, la importancia que confiere a los distintos aspectos del servicio o el nivel ideal de servicio para obtener una medida suficiente de la calidad percibida del servicio que resulte útil y operativa para gestores y técnicos de calidad. Además, incluir la medida de las expectativas, del nivel ideal de servicio o de la importancia atribuida a los distintos aspectos del mismo presenta dificultades metodológicas considerables, pues dificulta la comprensión del cuestionario, sobre todo si éste es autoadministrado (Bielen y D'Hoore, 2002; Carman, 1990; Cronin y Taylor, 1994; Hunt, 1977) y además encarece la investigación.

En consecuencia, entendemos que una forma apropiada y suficiente de medir la calidad percibida del servicio puede ser una escala tipo SERVPERF no ponderada cuyas dimensiones de calidad se inspiren en las propuestas por SERVQUAL, que tome la satisfacción del cliente como indicador de la calidad percibida del servicio y que la mida con gradientes tipo Likert ordinales o numéricos. La escala que se ha utilizado en la medida de la calidad percibida de un servicio socioeducativo municipal y cuya estructura y estabilidad temporal estudiamos aquí es una escala de este tipo. Sus características concretas se describen en el apartado siguiente.

2. Metodología

2.1. Diseño de la Escala

Tal como hemos señalado, para medir la satisfacción del usuario con el servicio se ha optado por utilizar una escala de tipo *servperf*, que sólo recoge la calificación directa del usuario a los distintos aspectos del

servicio, sin ponderar por expectativas ni por importancia. Los items de la escala, sin embargo, están inspirados en la escala *servqual*, que distingue entre aspectos tangibles e intangibles del servicio, agrupados en cinco dimensiones (tangibilidad, fiabilidad, capacidad de respuesta, seguridad y empatía), pero adaptados a las características de los servicios cuya calidad percibida se pretende medir, según la propuesta que defienden diversos autores (Mels, Boshoff y Nel, 1997; Bielen y D'Hoore, 2002; Johnson, Hermann y Gustafsson, 2002; Barrera y Reyes, 2003) y que los propios creadores de *servqual* contemplan como posible (Parasuraman, Zeithalm y Berry, 1994: 123). Nuestra escala no diferencia cinco dimensiones de la calidad, sino tres: *instalaciones* (tangibles), *actuación del personal* y *organización de los trámites para usar el servicio* (intangibles). La dimensión *instalaciones* está constituida por cinco items: limpieza, accesibilidad, conservación, seguridad y confort; la dimensión *personal* comprende cuatro items: simpatía, profesionalidad, motivación y comunicación; la dimensión *organización de los trámites* comprende, usualmente, tres items: horario de atención, rapidez de los trámites y comodidad de los mismos. Cada item es puntuado por el usuario entre 1 (mínima satisfacción) y 10 (máxima satisfacción) y su descripción semántica es la que sigue:

- Limpieza: pulcritud de las dependencias y dotaciones del edificio donde se presta el servicio.
- Accesibilidad: facilidad de llegar y localizar las distintas dependencias.
- Conservación: cuidado y mantenimiento de las instalaciones.
- Seguridad: ausencia de riesgos físicos y posibilidad de accidentes.
- Confort: climatización, ruidos, comodidad del mobiliario.
- Simpatía: amabilidad, trato agradable.
- Profesionalidad: ejercicio de la función con competencia.
- Motivación: predisposición a realizar su trabajo.
- Comunicación: capacidad de conectar con el usuario.
- Horario de atención: periodos e intervalos de tiempo disponibles para hacer los trámites necesarios para recibir el servicio.

- Rapidez: velocidad de realización de los trámites para recibir el servicio.
- Comodidad: facilidad y confort para la realización de los trámites.

2.1. Muestra

La escala propuesta para medir la satisfacción de los usuarios, como indicador de la calidad percibida, se ha aplicado en los usuarios de una Universidad Popular de un gran municipio de Madrid, con tres encuestas consecutivas realizadas en la modalidad de cuestionarios autoadministrados. Los tamaños muestrales de las encuestas y sus errores muestrales teóricos (para el supuesto de máxima indeterminación, $p = q$, y un nivel de confianza de 2σ) son los mostrados en la Tabla 1.

2.2. Análisis estadísticos

Los análisis estadísticos llevados a cabo para confirmar empíricamente la estructura teórica de la escala propuesta y comprobar su consistencia y estabilidad son los siguientes:

- Análisis factorial exploratorio, con el fin de comprobar la unidimensionalidad de la escala y sus subdimensiones (validez de constructo). Hemos optado por el procedimiento de extracción de factores por el método de factorización de ejes principales para explicar la varianza común de las variables de la escala (Tabachnik y Fidell, 1989), y por el procedimiento de rotación *oblímin directo*, presuponiendo que los factores se encuentran relacionados y no imponiendo restricciones de ortogonalidad (Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999).
- Análisis de la fiabilidad de la escala mediante el coeficiente α de Cronbach, observando el aumento o pérdida de fiabilidad de la escala si se suprime cada uno de sus ítems en ocasiones sucesivas.
- Análisis factorial confirmatorio mediante modelos de ecuaciones estructurales (SEM) (con el

programa AMOS 5.0) para comprobar si se reproduce la estructura de la escala propuesta y se mantiene su consistencia y estabilidad estructural en sucesivas aplicaciones en el mismo Servicio. En el uso que aquí hacemos de esta metodología, básicamente se trata de comprobar si los ítems de cada subdimensión correlacionan con la suficiente fuerza con cada una de éstas y si las covarianzas entre las subdimensiones (construcciones Instalaciones, Personal y Trámites) son lo suficientemente altas como para permitirnos pensar que efectivamente son subdimensiones de una dimensión que es la que mide la escala (constructo *calidad percibida*), pero no tanto como para concluir que no constituyen subdimensiones distintas entre sí. El modelo estructural especificado es el que puede verse en la Figura 1. Hay que señalar que el análisis factorial con SEM se ha llevado a cabo suprimiendo todos los casos con valores perdidos, al efecto de calcular algunos estadísticos de bondad de ajuste del modelo (RMR, GFI) que precisan una matriz de datos sin valores perdidos.

La combinación de análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio para testar la validez de las escalas de medida de la calidad percibida es una estrategia que cuenta con antecedentes bien documentados en la literatura (Brady y Cronin, 2001; Bielen y D'Hoore, 2002; Céspedes y De Burgos, 2004; Fernández, López y Mariel, 2005)

3. Resultados

El análisis factorial exploratorio (AFE) resulta pertinente, puesto que el estadístico KMO alcanza un valor cercano o superior a 0,85 y el test de esfericidad de Barlett se muestra estadísticamente significativo (Tabla 1). Podemos observar (Tabla 2) que en los análisis factoriales con los datos de las tres aplicaciones de la escala aparecen siempre tres factores, con autovalores superiores a la unidad, que explican el 71-72% de la varianza total. Como puede verse (Tabla 3), en la matriz de estructura (que es la relevante para nuestro interés) de los análisis de los datos de las tres encuestas el primer factor aglutina las cuatro variables relativas al Personal del servicio; el segundo fac-

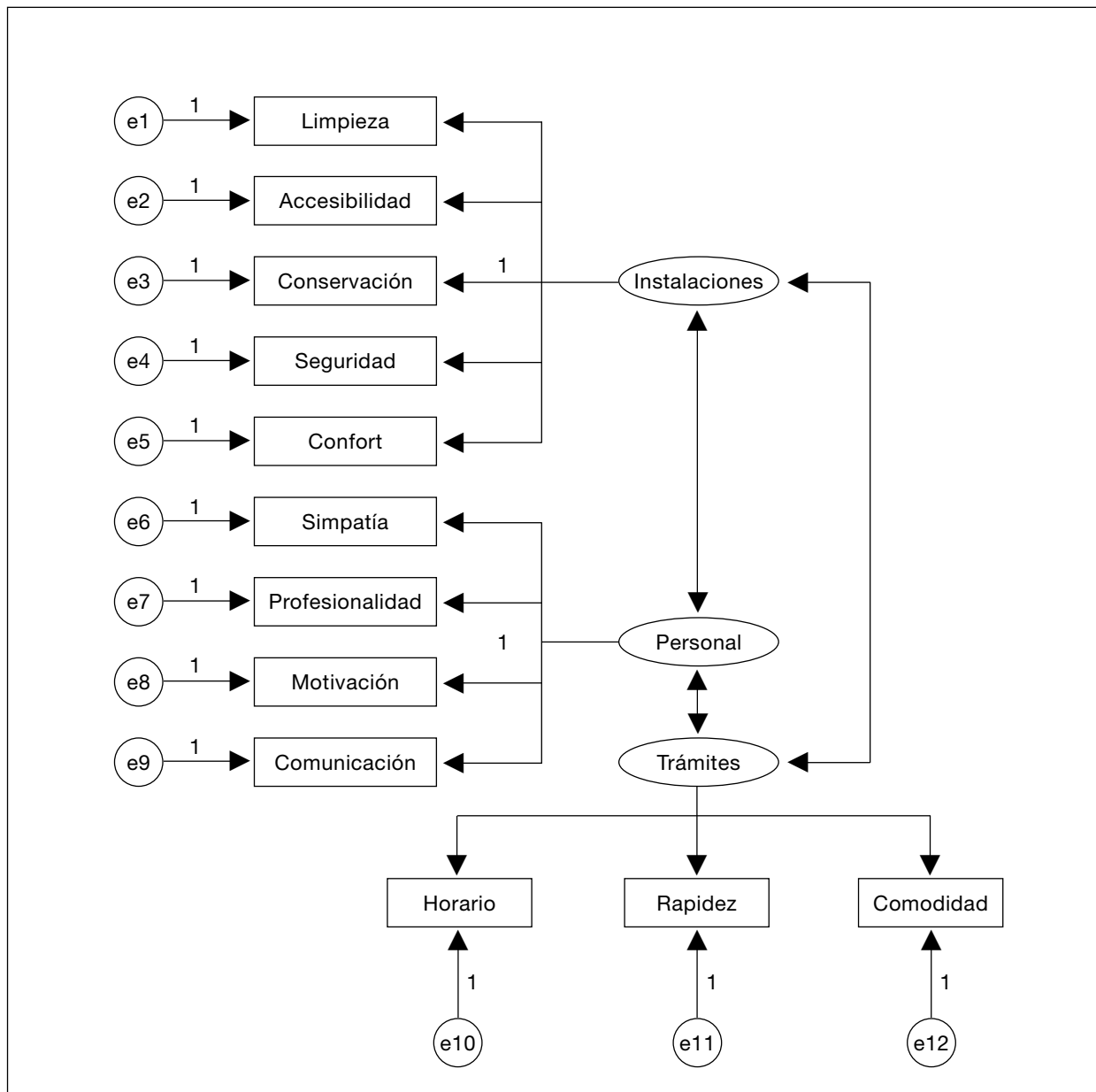
Tabla 1
Tamaños y errores muestrales de las encuestas

	Encuesta 1999	Encuesta 2003	Encuesta 2005
n	382	313	429
e ($\pm\%$)	5,00	5,05	4,13

Tabla 2
Estadístico de Kaiser-Mayer-Olkin y Test de Barlett

Encuesta	1999	2003	2005
KMO	0,851	0,847	0,881
Significación Test Barlett	0,000	0,000	0,000

Figura I
Modelo factorial especificado



tor comprende las cinco variables correspondientes a las Instalaciones en el caso de los datos de las encuestas de 2003 y 2005, y en el caso de los datos de la encuesta de 1999 estas cinco variables se encuentran agrupadas como tercer factor; finalmente, el tercer factor engloba las tres variables referidas a los Trámites para usar el servicio en el caso de los datos de las encuestas de 2003 y 2005, que en el caso de los datos de la encuesta de 1999 aparecen agrupadas como segundo factor. Sólo encontramos algún problema para incluir a la variable *Limpieza* dentro del factor correspondiente en el caso de la matriz obtenida con los datos de la encuesta de 2005, pues su carga factorial (0,460) es notoriamente menor que las de

las otras cuatro variables que se agrupan como segundo factor y menor incluso que las de otras variables de la escala en la columna de este factor, pero el hecho de que esta variable presente cargas mucho menores en los otros dos factores nos lleva a concluir que la *Limpieza* efectivamente forma parte del factor relativo a las Instalaciones. Por último, si observamos la matriz de correlaciones entre los factores de los AFE practicados con los tres conjuntos de datos, vemos que los coeficientes toman valores que no son muy altos ni muy bajos, indicativos de que los tres factores son diferentes pero relacionados. En definitiva, el análisis factorial exploratorio ofrece unos resultados en plena coherencia con la teoría: a) la es-

Tabla 3
Varianza total explicada

Factor	Encuesta 1999			Encuesta 2003			Encuesta 2005		
	Total	% de varianza	% acum.	Total	% de varianza	% acum.	Total	% de varianza	% acum.
1	4,948	41,234	41,234	5,069	42,244	42,244	5,435	45,292	45,292
2	1,949	16,245	57,479	2,005	16,707	58,952	1,750	14,584	59,876
3	1,702	14,186	71,666	1,549	12,911	71,863	1,305	10,871	70,747
4	0,770	6,419	78,084	0,671	5,593	77,456	0,780	6,503	77,250
5	0,575	4,794	82,879	0,633	5,278	82,735	0,549	4,573	81,823
6	0,493	4,108	86,986	0,495	4,124	86,859	0,485	4,045	85,868
7	0,432	3,596	90,583	0,436	3,634	90,493	0,416	3,470	89,339
8	0,361	3,005	93,588	0,391	3,256	93,750	0,364	3,037	92,376
9	0,234	1,951	95,538	0,253	2,109	95,858	0,280	2,336	94,711
10	0,217	1,811	97,349	0,206	1,717	97,575	0,257	2,140	96,852
11	0,185	1,540	98,889	0,153	1,271	98,846	0,204	1,698	98,549
12	0,133	1,111	100,000	0,138	1,154	100,000	0,174	1,451	100,000

Tabla 4
Matriz factorial: cargas sobre el primer factor de las variables de la escala

Items	Encuesta 1999	Encuesta 2003	Encuesta 2005
Limpieza	0,432	0,542	0,387
Accesibilidad	0,518	0,498	0,572
Conservación	0,466	0,530	0,582
Seguridad	0,592	0,514	0,594
Confort	0,491	0,389	0,549
Simpatía	0,779	0,786	0,644
Profesionalidad	0,812	0,807	0,796
Motivación	0,790	0,792	0,716
Comunicación	0,784	0,770	0,740
Horarios	0,509	0,559	0,720
Rapidez	0,543	0,648	0,728
Comodidad	0,454	0,550	0,690

cala parece ser unidimensional, ya que las saturaciones o cargas de todas las variables sobre el primer factor superan el valor de 0,30 establecido para llegar a esa conclusión (Comrey, 1985; García, Gil y Rodríguez, 2000; Yela, 1997); b) el constructo *calidad percibida* posee tres subdimensiones (factores) que comprenden cada una el correspondiente conjunto de variables hipotetizado en la teoría.

Por su parte, el análisis de la fiabilidad de la escala nos muestra valores muy altos del coeficiente alfa de Cronbach (Tabla 7): 0,8636, 0,8744 y 0,8830, respectivamente, para las escalas aplicadas en 1999, 2003 y 2005, muy superior al establecido comúnmente como mínimo admisible (Knapp, 1976; Miller, 1977; Nunnally, 1978). La práctica de retirar items de la escala uno a uno no nos ofrece valores de al-

Tabla 5
Matriz de estructura factorial

Items	Encuesta 1999			Encuesta 2003			Encuesta 2005		
	Factor			Factor			Factor		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Limpieza	0,288	0,110	0,577	0,315	0,684	0,353	0,243	0,460	-0,277
Accesibilidad	0,309	0,307	0,625	0,273	0,702	0,273	0,371	0,651	-0,421
Conservación	0,290	0,284	0,797	0,257	0,817	0,275	0,318	0,814	-0,353
Seguridad	0,381	0,213	0,769	0,329	0,608	0,323	0,369	0,736	-0,399
Confort	0,290	0,302	0,591	0,200	0,596	0,184	0,330	0,729	-0,334
Simpatía	0,876	0,289	0,406	0,880	0,380	0,396	0,738	0,367	-0,415
Profesionalidad	0,928	0,243	0,441	0,912	0,363	0,422	0,924	0,439	-0,509
Motivación	0,913	0,250	0,403	0,900	0,369	0,388	0,857	0,382	-0,437
Comunicación	0,875	0,307	0,408	0,902	0,294	0,399	0,852	0,402	-0,490
Horarios	0,330	0,686	0,300	0,390	0,304	0,699	0,515	0,477	-0,816
Rapidez	0,266	0,903	0,337	0,393	0,353	0,928	0,488	0,462	-0,891
Comodidad	0,195	0,851	0,258	0,315	0,313	0,805	0,448	0,424	-0,878

Tabla 6
Correlaciones entre los factores extraídos

	Instalaciones			Personal			Trámites		
	1999	2003	2005	1999	2003	2005	1999	2003	2005
Instalaciones	1,000	1,000	1,000	0,454	0,386	0,470	0,341	0,392	0,513
Personal	0,454	0,386	0,470	1,000	1,000	1,000	0,294	0,446	0,548
Trámites	0,341	0,392	0,513	0,294	0,446	0,548	1,000	1,000	1,000

fa que indiquen mejora sustancial de la fiabilidad de la escala. El uso del coeficiente de fiabilidad como indicador de la unidimensionalidad de una escala presenta riesgos notables bien descritos en la literatura (Kline, 1994; Nunnally, 1978; Nunnally y Bernstein, 1994), pero puede afirmarse que un coeficiente alto de fiabilidad es una condición necesaria, aunque no suficiente, para afirmar que una escala mide una única dimensión o rasgo (Morales, Urosa y Blanco, 2003:100). Así pues, podemos concluir que los coeficientes de fiabilidad hallados nos indican, por un lado, una alta fiabilidad de la escala, y, por otro, que la escala cumple con una de las exigencias comunes para establecer que efectivamente es unidimensional.

En el análisis de los resultados del análisis factorial confirmatorio (AFC) nos hemos centrado en la bondad del ajuste del modelo especificado a los datos empíricos, ya que es la cuestión más importante para determinar si el modelo es correcto y si es útil para nuestros objetivos confirmatorios, entendiendo por «correcto» el modelo que incorpora las restricciones y supuestos implícitos que se cumplen en la población y, por lo tanto, especifica correctamente

las relaciones entre las variables sin omitir parámetros (Batista-Foguet y Coenders, 2000:84). También hemos considerado especialmente los valores que toman los coeficientes entre las variables del modelo (observables y latentes) para comprobar nuestros supuestos sobre la estructura de la escala (Tablas 8 y 9). En este sentido, hay que señalar que en ninguno de los dos modelos existen «casos Heywood», es decir, parámetros que toman valores impropios (varianzas negativas o correlaciones > 1 ó > -1). En los resultados mostrados en la Tabla 10 se han omitido, por razones de espacio los estadísticos de los modelos saturado y de independencia.

En los resultados del AFC relativos a los datos de la encuesta de 1999, el estadístico CMIN (*minimum discrepancy*) fundamentado en χ^2 indica que el riesgo de discrepancia entre los datos y la especificación del modelo es asumible. Los principales estadísticos de bondad de ajuste complementarios como GFI (*goodness of fit index*) y AGFI (*adjusted goodness of fit index*) superiores al valor mínimo aconsejado de 0,90 (Bentler, 1992), nos indican asimismo un grado de ajuste aceptable con residuos perfectamente tolerables. El estadístico RMSEA (*root mean square error of*

Tabla 7
Coeficientes de fiabilidad Alfa de Cronbach

Items	Encuesta 1999		Encuesta 2003		Encuesta 2005	
	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento	Alfa de Cronbach de la escala	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento	Alfa de Cronbach de la escala	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento	Alfa de Cronbach de la escala
Limpieza	0,862		0,8648		0,886	
Accesibilidad	0,852		0,8677		0,875	
Conservación	0,850		0,8644		0,874	
Seguridad	0,849		0,8632		0,874	
Confort	0,856		0,8745		0,877	
Simpatía	0,849		0,8597		0,873	
Profesionalidad	0,848	0,863	0,8595	0,874	0,870	0,883
Motivación	0,850		0,8605		0,874	
Comunicación	0,848		0,8619		0,872	
Horarios	0,855		0,8656		0,870	
Rapidez	0,854		0,8639		0,871	
Comodidad	0,859		0,8684		0,873	

Tabla 8

Coeficientes de regresión entre variables latentes y variables observables del AFC (solución estandarizada)

Items	Instalaciones			Personal			Trámites		
	1999	2003	2005	1999	2003	2005	1999	2003	2005
Limpieza	0,60	0,70	0,46						
Accesibilidad	0,64	0,72	0,68						
Conservación	0,81	0,83	0,80						
Seguridad	0,78	0,73	0,74						
Confort	0,62	0,66	0,74						
Simpatía				0,86	0,91	0,80			
Profesionalidad				0,95	0,92	0,93			
Motivación				0,91	0,92	0,85			
Comunicación				0,74	0,92	0,84			
Horarios							0,71	0,69	0,83
Rapidez							0,93	0,97	0,89
Comodidad							0,85	0,79	0,87

aproximación), por su parte, con un valor escasamente superior a 0,05, nos indica también un grado de ajuste aceptable. Otros índices de ajuste, como el NFI (*normed fit index*) o los derivados del mismo, no muestran valores indicativos de buen ajuste, pero hay que tener en cuenta que algunos autores desaconsejan estos índices porque al no tener en cuenta los grados de libertad favorecen la adopción de modelos sobreparametrizados (Batista-Foguet y Coenders, 2000:91). Los coeficientes nos muestran pesos notables entre las variables observables y las latentes y, lo que es más importante, los coeficientes entre las variables latentes (factores), ni muy altos ni muy bajos, nos indican que, efectivamente, Instalaciones, Personal y Trámites, son dimensiones diferentes, pero relacionadas entre sí, del constructo que denominamos *calidad percibida*.

En los resultados relativos a los datos de la encuesta de 2003, el estadístico CMIN muestra que existe un cierto riesgo de discrepancia entre los datos y la especificación del modelo. Los otros estadísticos de bondad de ajuste complementarios que hemos considerado antes, GFI y AGFI, nos indican sin embargo un grado de ajuste aceptable, pues ambos superan el nivel de 0,90 usado como punto de corte. El estadístico RMSEA, por su parte, con un valor escasamente superior a 0,05, nos indica también un gra-

do de ajuste aceptable. La observación del NFI no nos indica un ajuste bueno, pero hay que relativizarlo por las razones expuestas en relación con los resultados obtenidos con los datos de la encuesta de 1999. Los coeficientes mostrados en el diagrama nos muestran pesos notables entre las variables observables y las latentes y los coeficientes entre las variables latentes (factores), ni muy altos ni muy bajos, nos indican de nuevo que, efectivamente, Instalaciones, Personal y Trámites, son dimensiones diferentes, pero relacionadas entre sí, del constructo que denominamos *calidad percibida*.

En los resultados referidos a los datos de la encuesta de 2005 es donde observamos un mejor ajuste al modelo. Los estadísticos de bondad de ajuste GFI y AGFI arrojan valores en torno a 0,95 y el NFI y los índices derivados también muestran en esta ocasión un buen ajuste. El estadístico RMSEA indica en este caso el mejor ajuste de los tres conjuntos de datos sometidos a AFC, con un valor de 0,49 y una *p*-close con un valor superior al mínimo aconsejado de 0,5 (Jöreskog y Sörborm, 1996). De nuevo podemos observar que los coeficientes entre las variables observables y latentes del modelo presentan pesos notables, y que los de estas últimas entre sí arrojan valores ni muy altos ni muy bajos que confirman el constructo teórico hipotetizado.

Tabla 9

Correlaciones entre variables latentes del AFC (solución estandarizada)

	Instalaciones			Personal			Trámites		
	1999	2003	2005	1999	2003	2005	1999	2003	2005
Instalaciones	1,00	1,00	1,00	0,48	0,40	0,46	0,31	0,41	0,53
Personal	0,48	0,40	0,46	1,00	1,00	1,00	0,39	0,39	0,57
Trámites	0,31	0,41	0,53	0,34	0,39	0,57	1,00	1,00	1,00

Tabla 10
Estadísticos de ajuste del AFC

CMIN					
Modelo especificado	NPAR	CMIN	DF	P	CMIN/DF
Datos Encuesta 1999	27	95,479	51	0,160	1,872
Datos Encuesta 2003	27	90,630	51	0,053	1,777
Datos Encuesta 2005	27	94,949	51	0,001	1,862
RMR, GFI					
Modelo especificado	RMR	GFI	AGFI	PGFI	
Datos Encuesta 1999	0,259	0,948	0,921	0,620	
Datos Encuesta 2003	0,212	0,943	0,913	0,616	
Datos Encuesta 2005	0,108	0,960	0,939	0,628	
Baseline Comparisons					
Modelo especificado	NFI delta 1	RFI rho 1	IFI Delta 2	TLI rho 2	CFI
Datos Encuesta 1999	0,770	0,703	0,878	0,835	0,873
Datos Encuesta 2003	0,764	0,694	0,881	0,838	0,875
Datos Encuesta 2005	0,963	0,953	0,983	0,978	0,983
RMSEA					
Modelo especificado	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE	
Datos Encuesta 1999	0,0531	0,036	0,069	0,358	
Datos Encuesta 2003	0,0539	0,035	0,071	0,034	
Datos Encuesta 2005	0,049	0,033	0,064	0,531	

En definitiva, el análisis factorial confirmatorio practicado pone de relieve, con razonable consistencia, que efectivamente la escala para medir la calidad percibida del servicio comprende tres dimensiones distintas pero vinculadas entre sí, tal como parecía indicar el análisis factorial exploratorio.

4. Conclusiones

Aunque no tiene lugar una plena concordancia entre los especialistas respecto de qué es la calidad del servicio y la satisfacción del cliente con el mismo, en la revisión de la literatura la tendencia dominante presenta la última como el indicador por excelencia de la primera (calidad percibida). Tampoco existe acuerdo definitivo sobre cuál es la mejor manera de medir la calidad percibida del servicio y las investigaciones, sobre todo en el campo de la mercadotecnia, ofrecen resultados en ocasiones contradictorios, pero parece claro, en todo caso, que no resulta estrictamente necesario medir las expectativas del cliente, la importancia concedida a los distintos aspectos del servicio o el nivel ideal de servicio para obtener datos que representen la calidad percibida

o la satisfacción del cliente. En este sentido, las escalas tipo SERVPERF sin ponderar aportan una información suficiente para predecir la fidelización del cliente con razonable robustez. La elaboración de dimensiones tangibles e intangibles del servicio, tal como proponen las escalas tipo SERVQUAL, constituyen sin embargo una aportación conceptual que puede tenerse en cuenta a la hora de diferenciar los distintos componentes de la calidad de un servicio. Tomando ambas argumentaciones en consideración, hemos entendido que una escala que diferencie aspectos tangibles e intangibles del servicio y que mida la satisfacción del usuario como indicador de la calidad percibida sobre la base del desempeño, sin ponderar por expectativas u otros factores, constituye un instrumento de medida suficientemente útil y adecuado.

Esta escala para medir la satisfacción del usuario con el servicio es la que hemos sometido aquí a diversas clases de análisis estadísticos con objeto de verificar su consistencia estructural y su estabilidad temporal. La escala comprende doce items que se refieren a tres dimensiones teóricas del servicio: instalaciones, personal y trámites, las cuales son, por así decir, sub-

dimensiones de la calidad percibida del servicio (una única dimensión que es la que mide el conjunto de la escala) y todos los items presentan un aspecto del servicio que puede calificarse dentro de un rango 1-10, muy intuitivo para el usuario común, concebido como una escala de intervalo (no hemos considerado aquí el problema relativo a la naturaleza ordinal/intervalar de estos gradientes).

El propósito de los distintos análisis practicados es observar si efectivamente la escala contiene esas tres dimensiones (subdimensiones) y si su aplicación en un servicio socioeducativo a lo largo del tiempo presenta características métricas semejantes y estables, de tal manera que si así fuera podría constituir un instrumento estándar para medir la calidad (percibida) del servicio en otros servicios de naturaleza similar.

La estrategia de usar el análisis factorial exploratorio en combinación con el análisis factorial confirmatorio constituye una estrategia robusta para probar la validez del constructo medido y las propiedades métricas de la escala: los datos empíricos sugieren una estructura factorial que a su vez puede refrendarse con datos empíricos.

Los análisis factoriales exploratorios, han ofrecido en todos los casos porcentajes de explicación de la varianza total empírica superiores al 70% y autovalores para los tres primeros factores extraídos siempre superiores a la unidad; además la matriz factorial en todos los análisis nos indica unidimensionalidad de la escala (saturaciones $> 0,30$ en todos los items) y la matriz de correlaciones entre factores nos señala relación y diferencia entre los mismos conjuntamente. Todo lo cual puede considerarse congruente con la teoría arriba expresada.

El análisis de la fiabilidad de la escala ha ofrecido resultados claros y rotundos, pues en todos los casos (todas las aplicaciones en todos los años) el coeficiente α de Cronbach nunca desciende de 0,85 cuando se suprimen unos u otros items, lo cual nos da noticia de la alta fiabilidad de la escala (mide bien lo que queremos medir).

El análisis factorial confirmatorio resulta en términos generales positivo, en el sentido de que los datos empíricos se ajustan razonablemente bien al modelo de medida y que, por consiguiente, la escala ofrece propiedades estructurales que confirman la teoría: la dimensión *calidad percibida* está compuesta de tres subdimensiones, distintas pero relacionadas entre sí. Los usuarios encuestados distinguen la subdimensión a la que se refiere cada item de la escala (correlaciones altas o muy altas entre variables correspondientes a

items y variables latentes o factores). Los coeficientes entre las variables latentes presentan valores medios, que resultan idóneos para concluir que efectivamente la escala mide un «constructo» (calidad percibida) que está compuesto de tres factores claramente identificables. Los estadísticos de bondad de ajuste calculados con el programa AMOS (GFI, AGFI, RMSEA) nos indican un ajuste satisfactorio del modelo especificado a los datos. Otros estadísticos no indican ajuste tan bueno, pero hemos señalado su valor relativo al depender del número de parámetros introducidos en el modelo y del tamaño muestral.

En definitiva, el análisis estadístico practicado sobre la escala para medir la calidad (percibida) del servicio, sobre el concepto de satisfacción del cliente con el mismo, pone de manifiesto que es un instrumento que presenta notables fortalezas relativas a la solidez de su estructura y a su estabilidad. El hecho de que, en general, sus dimensiones (subdimensiones) sean las previstas teóricamente y que su fiabilidad sea considerablemente alta, en todas las aplicaciones realizadas, nos lleva a pensar que constituye un instrumento pertinente y útil. Sin embargo, su aplicación comparada en distintas instituciones prestadoras de servicios de naturaleza semejante con el fin de disponer de una mayor cantidad de datos arrojará más luz sobre su adecuación para la medida de la calidad percibida del servicio como instrumento estandarizado.

5. Referencias

- ALET I VILAGINÉS, J. (1994). *Cómo obtener clientes leales y rentables*. Barcelona, Gestión 2000.
- BARRERA, R., y REYES, M.C. (2003). Análisis comparado de las escalas de medición de la calidad del servicio. En *Actas de las XIII Jornadas Hispano-Lusas de Gestión Científica*, Lugo, 12-14 febrero.
- BATISTA-FOGUET, J.M., y COENDERS, G. (2000). *Modelos de ecuaciones estructurales*. Cuadernos de Estadística nº 6, Madrid, La Muralla-Hespérides.
- BENTLER, P.M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112, 400-404.
- BIELEN, F., y D'HOORE, W. (2002). Qualité perçue du service et satisfaction du patient à l'égard de l'hôpital. En *Actes du XIII Congrès Annuel de l'Association Latine pour l'Analyse des Systèmes de Santé*. Louvain (Belgique), 15, février.
- BRADY, M.K., y CRONIN, J.J. (2001). Some new thoughts on conceptualizing perceived service quality: A hierarchical approach. *Journal of Marketing*, 65 (3), 34-49.

- CARMAN, J.M. (1990). Consumer perceptions of service quality: an assessment of the Servqual dimensions. *Journal of Retailing*, 66, 33-55.
- CÉSPEDES, J., y DE BURGOS, J. (2004). Un análisis de las dimensiones de la gestión ambiental en los servicios hoteleros. *Dirección y Organización*, 30, 5-15.
- COMREY, A.L. (1985). *Manual de análisis factorial*. Madrid: Cátedra.
- CRONIN, J.J., y TAYLOR, S.A. (1992). Measuring service quality: A reexamination and extension. *Journal of Marketing*, 56 (3), 55-69.
- (1994). Reassessment of expectations as a comparison standard in measuring service quality: Implications for further research. *Journal of Marketing*, 58 (1), 111-124.
- DENTON, D.K. (1991). *Calidad en el servicio a los clientes*. Madrid, Díaz de Santos.
- FERNÁNDEZ, K.; LÓPEZ, C., y MARIEL, P. (2005). La satisfacción del consumidor: una aplicación del análisis factorial confirmatorio a la industria automovilística española. *Estadística Española*, 158, 117-141.
- GARCÍA, E.; GIL, J., y RODRÍGUEZ, G. (2000). *Análisis factorial*. Madrid: La Muralla-Hespérides.
- GRÖNROOS, C. (1984). A service quality model and its marketing implications. *European Journal of Marketing*, 18 (4), 36-44.
- HAIR, J.F.; ANDERSON, R.E.; TATHAM, R.L., y BLACK, W.C., 1999. *Análisis multivariante*. Madrid: Prentice Hall.
- HEREDIA, J.A. (2001). *Sistema de indicadores para la mejora y el control integrado de la calidad de los procesos*. Universitat Jaume I: Castellón de la Plana.
- HUNT, H.K. (1977). CS/D overview and future research direction. En HUNT, H.K. (Ed.), *Conceptualization and measurement of customer satisfaction and dissatisfaction*, Cambridge (Mass.), Marketing Science Institute.
- JOHNSON, M.D.; HERMANN, A., y GUSTAFSSON, A. (2002). Comparing customers satisfaction across industries and countries. *Journal of Economic Psychology*, 23, 749-769.
- JÖRESKOG, K.G., y SÖRBOM, D. (1996). *Structural equation modeling*. Workshop NORC Social Science Research Professional Development Training Sessions, Chicago, april.
- KLINE, P. (1994). *An easy guide to factor analysis*. Newbury Park (Cal.): Sage.
- KNAPP, R.P. (1976). *Handbook for the Personal Orientation Inventory*. San Diego (Cal.): S.D. Edits.
- LÓPEZ, J., y GADEA, A. (1995). *Servir al ciudadano. Gestión de la calidad en la Administración Pública*. Barcelona: Gestión 2000.
- MELS, G.; BOSHOF, C., y NEL, D. (1997). The dimensions of service quality: The original european perspective revisited. *Services Industries Journal*, 17 (1), 173-189.
- MILLER, D.C. (1977). *Handbook of research design*. New York: David Mc Kay.
- MORALES, P.; UROSA, B., y BLANCO, A. (2003). *Construcción de escalas de tipo Likert*. Madrid: La Muralla-Hespérides.
- MUÑOZ, A. (1999). *La gestión de la calidad total en la administración pública*. Madrid, Díaz de Santos
- NUNNALLY, J., y BERSTEIN, I.H. (1994). *Psychometric Theory*. New York: McGraw Hill.
- NUNNALLY, J.C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- PARASURAMAN, A.; ZEITHALM, V.A., y BERRY, L.L. (1988). SERVQUAL: A multiple-item scale for measuring consumer perceptions of service quality. *Journal of Retailing*, 64 (1), 12-40.
- (1991). Refinement and reassessment of the SERVQUAL scale. *Journal of Retailing*, 67 (4), 420-450.
- (1994). Servperf versus Servqual: Reconciling performance-based and perceptions-minus-expectations measurement or service quality. *Journal of Marketing*, 58 (1), 125-131.
- SENLE, A., y VILAR, J. (1996). *ISO 9000 en empresas de servicios*. Barcelona: Gestión 2000.
- TABACHNICK, B.G., y FIDELL, L.S., 1989. *Using multivariate statistics*. New York: Harper and Publishers.
- TEAS, R.K. (1993). Expectations, performance, evaluation, and consumers' perceptions of quality. *Journal of Marketing*, 57 (4), 18-34.
- VILLEGAS, M^a M., y DÍAZ, I.M.R. (2003). La calidad asistencial: concepto y medida. *Dirección y Organización*, 29, 50-58.
- WALBRIGDE, S., y DELENE, L. (1993). Measuring physician attitudes on service quality. *Journal of Health Care Marketing*, winter, 6-15.
- YELA, M. (1997). *La técnica del análisis factorial*. Madrid: Biblioteca Nueva.