

# Versión española del perfil de salud infantil, cuestionario para padres y madres: Child Health and Illness Profile-Child Edition Parent Report Form (CHIP-CE/PRF)

Luis Rajmil<sup>a</sup> / Silvina Berra<sup>a</sup> / Maria Dolors Estrada<sup>a</sup> / Vicky Serra-Sutton<sup>a</sup> / Maica Rodríguez<sup>b</sup> / Carme Borrell<sup>b</sup> / Anne Riley<sup>c</sup> / Barbara Starfield<sup>c</sup>

<sup>a</sup>Agència d'Avaluació de Tecnologia i Recerca Mèdiques. Barcelona. <sup>b</sup>Agència de Salut Pública de Barcelona. Barcelona. España.

<sup>c</sup>Department of Health Policy and Management. The Johns Hopkins University School of Hygiene and Public Health. Baltimore. Maryland. United States.

*Este estudio ha sido financiado parcialmente por el Fondo de Investigación Sanitaria (contrato n.º 01/0420).*

*Correspondencia:* Luis Rajmil. Agència d'Avaluació de Tecnologia i Recerca Mèdiques. Recinte Sanitari Pere Virgili. Esteve Terradas, 30, edifici Mestral, 1.ª planta. 08023 Barcelona. España.  
Correo electrónico: lrajmil@aatrm.catsalut.net

*Recibido:* 25 de julio de 2003.  
*Aceptado:* 27 de febrero de 2004.

**(Spanish version of the Child Health and Illness Profile-Child Edition Parent Report Form [CHIP-CE/PRF])**

## Resumen

**Objetivos:** Analizar la fiabilidad y validez de las dimensiones del Child Health and Illness Profile-Child Edition Parent Report Form (CHIP-CE/PRF) incluidas en la Encuesta de Salud de Barcelona 2000 (ESB-2000) y obtener sus valores de referencia poblacional.

**Métodos:** Los datos del estudio provienen de las entrevistas a los informadores indirectos de los menores de 5-14 años de edad (n = 836) participantes en la ESB-2000. Se analizaron 4 subdimensiones de la versión para padres del cuestionario CHIP-PRF: «satisfacción con la salud», y bienestar físico, bienestar emocional y limitación de actividad, que constituyen la dimensión de «bienestar». Se analizó la consistencia interna a partir del coeficiente  $\alpha$  de Cronbach. Se realizó un análisis factorial exploratorio y se compararon las puntuaciones medias mediante análisis de la covarianza para evaluar la validez de constructo de las subdimensiones.

**Resultados:** El coeficiente alfa fue mayor de 0,70 en todas las subdimensiones analizadas (rango, 0,76-0,98). En el análisis factorial, casi todos los ítems (31/35) presentaron la carga más elevada en su subdimensión correspondiente. Se comprobó la mayoría de las diferencias estadísticas esperadas en las puntuaciones medias entre grupos. Las niñas de 10-14 años de edad presentaron las puntuaciones más bajas tanto en «satisfacción con la salud» (48,93; intervalo de confianza del 95% [IC del 95%], 47,40-50,47) como en «bienestar» (48,87; IC del 95%, 47,51-50,22). No se encontraron diferencias según la clase social de la persona cabeza de familia.

**Conclusiones:** El estudio permite disponer de una medida de salud percibida útil en las encuestas de salud infantil.

**Palabras clave:** Fiabilidad. Perfil de salud. Salud infantil. Salud percibida. Validez.

## Abstract

**Objectives:** To analyze the reliability and validity of the domains of the Child Health and Illness Profile-Child Edition Parent Report Form (CHIP-CE/PRF) included in the Barcelona Health Survey conducted in 2000 and to obtain population-based reference values.

**Methods:** Data were obtained from proxy-respondent interviews of children aged 5-14 years old (n = 836) participating in the Barcelona Health Survey 2000. The 4 subdomains of the parent version of the CHIP-PRF included in the health survey were: «satisfaction with health», and physical discomfort, emotional discomfort, and limitation of activities of the «discomfort domain». Internal consistency was assessed using Cronbach's alpha coefficients. An exploratory factor analysis was carried out and analysis of covariance was performed to assess the construct validity of the subdomains.

**Results:** In all the subdomains assessed, Cronbach's alpha was above 0.70 (range, 0.76-0.98). In the factorial analysis, almost all the items (31/35) presented the highest load in their corresponding subdomain. Most of the expected mean differences among groups were confirmed. Girls aged 10-14 years old scored the lowest, both in «satisfaction with health» (48.93; 95% confidence interval [CI 95%], 47.40-50.47) and in «discomfort» (48.87; CI 95%, 47.51-50.22). No differences were found according to the social class of the head of the family.

**Conclusions:** The present study provides a useful measure of perceived health status in a child health survey.

**Key words:** Reliability. Health profile. Child health. Perceived health. Validity.

## Introducción

La medida de la salud percibida constituye una parte fundamental de las encuestas de salud general. En el caso de la población infantil se suele recoger desde la perspectiva de la persona responsable del menor, habitualmente la madre. Aunque es conocida la existencia del denominado «sesgo del informador indirecto»<sup>1</sup>, caracterizado por la infradeclaración de hechos por desconocimiento, los padres suministran además información complementaria, sociodemográfica y familiar. También interpretan los síntomas del hijo/a y deciden cuándo consultar a los servicios sanitarios. De aquí el interés y la utilidad de recoger la información de los adultos en las encuestas de salud infantil.

En la última década se han desarrollado cuestionarios de salud percibida y calidad de vida relacionada con la salud (CVRS) para niños/as y adolescentes con un enfoque multidimensional de salud<sup>2,3</sup>, que abren la posibilidad de explorar aspectos de la CVRS de potencial interés sanitario como determinantes del uso de servicios o como indicadores de necesidad en salud<sup>4</sup>. Las encuestas de salud pueden incluir las versiones de estos cuestionarios dirigidas a los padres.

Uno de los cuestionarios mencionados es el Perfil de Salud Infantil y de Adolescentes (Child Health and Illness Profile [CHIP]), que es un instrumento genérico de estado de salud dirigido a niños de 6 a 11 años (Child Report Form [CHIP-CE/CRF]) y adolescentes de 12 a 18 años (Adolescent edition [CHIP-AE]) e incluye una versión para los padres de los niños/as de 6-11 años (Parent Report Form [CHIP-CE/PRF]). El CHIP fue desarrollado en Estados Unidos<sup>5</sup>. La fiabilidad y validez de la versión de adolescentes ha sido evaluada en diferentes ámbitos<sup>6</sup>, mientras que las versiones infantil y de padres originales han sido desarrolladas y evaluadas más recientemente<sup>7,8</sup>. La versión de adolescentes ha sido adaptada en España con coeficientes de fiabilidad y validez aceptables y similares a los valores obtenidos con la versión original de Estados Unidos<sup>9,10</sup>. La encuesta de salud de Barcelona del año 2000 (ESB-2000) incluyó una parte del CHIP-CE/PRF, cuya adaptación española estaba en fase inicial. El objetivo del estudio fue analizar la fiabilidad y validez de las dimensiones del CHIP-PE incluidas en la ESB-2000 y obtener valores poblacionales de referencia para dichas dimensiones para mejorar la interpretabilidad de las puntuaciones.

## Material y métodos

Los datos del estudio provienen de las entrevistas a los informadores indirectos (*proxies*) de los menores

de 5-14 años que participaron en la ESB-2000 (n = 836). El universo estadístico de la ESB-2000 era la totalidad de la población residente no institucionalizada y empadronada en la ciudad de Barcelona. Se realizó un muestreo estratificado por distrito de residencia, en el que la unidad muestral son los sujetos individuales y el número de entrevistas realizadas, 10.000 para el conjunto de la ciudad, lo que representa un error alfa del 4,5% y un error máximo global del 1%. Para mantener la precisión de los estimadores, cuando no se localizaba a un individuo por error del padrón o por rechazo a participar, se lo sustituía por otro de iguales distrito, edad y sexo. La proporción de sustituciones por rechazo a participar en la encuesta fue del 14,1%. La encuesta se llevó a cabo mediante entrevistas a domicilio realizadas por encuestadores entrenados entre febrero de 2000 y marzo de 2001. La persona que respondía a la encuesta debía ser en lo posible la responsable del cuidado del menor.

El modelo teórico del CHIP se basa en un concepto amplio de salud y contiene 6 dimensiones y 20 subdimensiones. La dimensión de «satisfacción» representa las sensaciones respecto de la propia salud y la autoestima, el «bienestar» incluye los síntomas físicos y psicológicos, así como la limitación de actividad, la «resistencia» incluye los factores protectores contra futuros problemas de salud, el «riesgo» incluye las conductas que pueden interferir en la salud individual, la «consecución de funciones» incluye las funciones esperadas para cada edad y las «enfermedades» son los diagnósticos biomédicos a partir del contacto con el sistema sanitario.

Dado que la ESB-2000 es una encuesta de salud general y, por tanto, presenta limitaciones en cuanto al número de preguntas a incluir, se decidió incorporar las subdimensiones de «bienestar físico», «bienestar emocional» y «limitación de actividad» de la dimensión de «bienestar», así como la subdimensión de «satisfacción con la salud» de la versión para padres del CHIP-CE/PRF, excluyendo otras relacionadas con conductas o determinantes de salud. Las preguntas del CHIP-CE/PRF proceden de la versión de adolescentes reformuladas para que las conteste por un informador indirecto. Estas preguntas ya habían sido traducidas al español y analizadas durante el proceso de adaptación de la versión de adolescentes<sup>9</sup>, lo que facilitó su inclusión en la ESB-2000, ya que las versiones infantil y de padres se encontraban en su período inicial de adaptación española. La mayoría de las respuestas se recojen en escala Likert con 5 categorías. Las puntuaciones de las subdimensiones se obtienen a partir de la media de las respuestas a cada pregunta. Una mayor puntuación representa mejor salud, más satisfacción y bienestar. Para facilitar la interpretación de las puntuaciones, se han estandarizado a una media arbitraria de 50 y una desviación estándar (DE) de 10. En esta

estandarización se ha tenido en cuenta la puntuación obtenida por un individuo (rango, 1 a 5) en una subdimensión, así como la media y DE del grupo en esa subdimensión. Por ejemplo:  $\{[(\text{puntuación individual en «satisfacción con la salud»} - \text{Media del grupo en «satisfacción con la salud»}) / \text{DE del grupo en «satisfacción con la salud»}] \times 10\} + 50$ . La puntuación en la dimensión de «bienestar» es la media aritmética de las puntuaciones de las 3 subdimensiones.

Además del CHIP se recogieron la edad (en 2 categorías en el análisis: 5-9 años y 10-14 años), el sexo y la clase social basada en la ocupación de la persona cabeza de familia<sup>12</sup>. La clase social se ha obtenido a partir de la última ocupación de la persona cabeza de familia, que es quien la persona entrevistada definía como tal. Si ésta no había trabajado nunca, ésta se obtenía a partir de la ocupación de su pareja. Las ocupaciones se han agrupado en clases sociales según la propuesta de la Sociedad Española de Epidemiología; la clase I fue la más privilegiada y la V, la menos favorecida.

#### *Análisis de las propiedades psicométricas*

La consistencia interna indica el grado en el que las preguntas incluidas en una subdimensión miden el mismo concepto de salud. Ésta fue analizada mediante el coeficiente alfa de Cronbach<sup>13</sup>, considerándose como aceptable un coeficiente alfa de 0,7 o mayor<sup>14</sup>.

El término validez estructural se refiere al grado en que la organización de las preguntas y la construcción de las dimensiones reflejan el modelo teórico previo<sup>15</sup>. La validez estructural se basa en el análisis factorial y es uno de los fundamentos para la descripción de los conceptos contenidos en el instrumento. Cada factor representa una variable latente y la carga indica el peso que cada ítem asigna al factor. Para analizar la validez estructural de las subdimensiones del CHIP y comprobar si dicha estructura refleja el modelo conceptual desarrollado *a priori*, así como los análisis empíricos de la versión original, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio con 4 factores, que representan las subdimensiones del CHIP incluidas en la ESB-2000. Se ajustó un modelo de ejes principales y rotación oblicua utilizando las puntuaciones de cada ítem. Se esperaba de esta manera que el modelo reflejase la estructura real de las subdimensiones, reproduciendo en lo posible los análisis llevados a cabo por las autoras originales del cuestionario.

La validez de constructo se refiere al grado de evidencia que la interpretación de las puntuaciones del instrumento es capaz de aportar en relación al concepto de salud a medir. Habitualmente se basa en hipótesis elaboradas con anterioridad que analizan las relaciones lógicas en las puntuaciones del instrumento entre

grupos de individuos con determinadas características (validez según grupos conocidos)<sup>14</sup>. Para comprobar la capacidad de discriminación del instrumento según las características de los individuos que participaron en el estudio, se calcularon las medias y el intervalo de confianza del 95% (IC del 95%) de las puntuaciones de cada subdimensión y dimensión del CHIP para el total de la muestra, y en cada estrato de edad, sexo y clase social de la persona cabeza de familia. La comparación de las medias se realizó mediante el análisis de la covarianza. En la elaboración de las hipótesis se tuvo en cuenta la experiencia previa con el CHIP-AE<sup>9,10</sup> y los resultados de la versión original norteamericana<sup>16</sup>. Se esperaba que los niños y los de menor edad presentaran puntuaciones más altas (mejores) en «bienestar» y «satisfacción con la salud». Asimismo, se esperaba que los menores en situación de desventaja socioeconómica puntuaran más bajo (peor) en las subdimensiones mencionadas.

Las puntuaciones del CHIP no tienen significado por sí mismas. El análisis de la distribución de las puntuaciones en una muestra representativa permite establecer comparaciones entre subgrupos de la población estudiada y facilita la interpretación de los resultados<sup>4</sup>. Así, se esperaba que los resultados de la muestra del presente estudio sirvieran como grupo normativo para las subdimensiones del CHIP.

---

## Resultados

En la tabla 1 se presenta la distribución de la muestra por grupos de edad y sexo, así como su comparación con el padrón municipal de Barcelona del año 2000. El 49,6% de la muestra eran niñas y el 54,2% tenía entre 10 y 14 años de edad. El 30,6% pertenecía a las clases sociales más favorecidas según la ocupación de la persona cabeza de familia (clases I-II) y el 33,5%, a las clases menos favorecidas (clases IV y V). El informador indirecto fue la madre en el 73% de casos, el padre en el 19% y otros responsables del niño/a en el 8% de los casos.

En la tabla 2 se presentan los resultados de la consistencia interna y su comparación con los de la versión original. Todas las subdimensiones presentaron un coeficiente alfa mayor de 0,70 (rango, 0,76-0,98) y los resultados fueron similares a los de la versión original. En la tabla 3 se observan los resultados del análisis factorial exploratorio. En 31 de las 35 preguntas los resultados fueron los esperados. El factor 1 representa la subdimensión «bienestar físico» de la dimensión «bienestar». Dos de los 13 ítems presentaron una carga baja (menos de 0,30) en el factor que teóricamente les correspondía. El factor 2 representa la subdimensión «limitación de actividad». Dos de las 5 preguntas («¿Ha

**Tabla 1. Distribución de la muestra y del universo estadístico (población de la ciudad de Barcelona) por edad y sexo**

	Niñas				p	Niños				p
	Padrón municipal <sup>a</sup>		Muestra de la ESB <sup>b</sup>			Padrón municipal <sup>a</sup>		Muestra de la ESB <sup>b</sup>		
	n	%	n	%		n	%	n	%	
5 a 9 años	27.578	49,31	182	44,83		28.719	48,92	200	46,51	
10 a 14 años	28.346	50,69	224	55,17		29.983	51,08	230	53,49	
Total	55.924	100	406	100	0,08	58.702	100	430	100	0,32

<sup>a</sup>Fuente: Padrón Municipal de Habitantes del 31 de diciembre de 2000. Departamento de Estadística. Ayuntamiento de Barcelona.

<sup>b</sup>Encuesta de Salud de Barcelona 2000.

**Tabla 2. Consistencia interna de la versión española y de la versión original del Perfil de Salud Infantil, cuestionario para Padres y Madres (Child Health and Illness Profile) en las dimensiones y subdimensiones utilizadas en la Encuesta de Salud de Barcelona (ESB) 2000**

Dimensión (n ítems) Subdimensión (n ítems)	Consistencia interna	
	CHIP (ESB) N = 836 $\alpha$ de Cronbach	Versión original <sup>16</sup> N = 583 $\alpha$ de Cronbach
Satisfacción con la salud (8)	0,76	0,74
Bienestar (27)	0,98	0,88
Bienestar físico (13)	0,86	0,76
Bienestar emocional (9)	0,83	0,85
Limitación de la actividad (5)	0,78	0,88

estado demasiado enfermo/a como para jugar en casa?» y «¿Ha estado demasiado enfermo/a como para ir al colegio?») distribuyeron su carga entre 2 factores. El factor 3 representa la subdimensión «satisfacción con la salud». El factor 4 representa la subdimensión «bienestar emocional». Todos los ítems que lo integran presentaron la carga más elevada en este factor. La varianza común explicada por el modelo antes de la rotación fue del 45%.

Las niñas y los niños de 10-14 años obtuvieron puntuaciones medias de la subdimensión «satisfacción con la salud» más bajas con respecto a los de menos edad (tabla 4), diferencia que fue estadísticamente significativa sólo en las niñas (51,83; IC del 95%, 50,55-53,10 en las de 5 a 9 años frente a 48,93; IC del 95%, 47,40-50,47 en las de 10-14 años). Además, las niñas de 10-14 años también presentaron peor «bienestar» que los niños de la misma edad (48,87; IC del 95%, 47,51-50,22 en las niñas frente a 50,99; IC del 95%, 49,64-52,34 en los niños). No se observaron diferencias en las puntuaciones medias según la clase social de la persona cabeza de familia, siendo la puntuación media para la dimensión de «bienestar» de 50,57 (IC del 95%, 49,50-51,63) en los niños/as de clase social I-II y de

50,14 (IC del 95%, 48,90-51,38) en los de clase social IV-V; mientras que en la subdimensión de «satisfacción con la salud», las puntuaciones medias fueron 50,19 (IC del 95%, 49,05-51,33) y 50,08 (IC del 95%, 48,79-51,37), respectivamente.

Cuando se analiza la distribución de las puntuaciones según los percentiles (tabla 5) se observa una ligera inclinación hacia las puntuaciones de mejor salud. El extremo izquierdo de la distribución percentilar corrobora que las niñas de 10-14 años obtuvieron las peores puntuaciones; el percentil 5 fue aproximadamente 10 puntos menor en «satisfacción» con la salud y 6 puntos menos en «bienestar» respecto de las niñas de 5-9 años, mientras que respecto de los niños de la misma edad, las niñas de 10-14 años obtuvieron aproximadamente 5 puntos menos en «satisfacción con la salud» y en «bienestar».

## Discusión

El estudio ha permitido analizar las propiedades psicométricas de un instrumento de salud percibida, aplicado en una encuesta de salud a los padres y madres de los menores de 5 a 14 años, y obtener sus valores de referencia para esta población.

El estudio de la validez es un proceso continuo que requiere la valoración del cuestionario en circunstancias diversas y utilizando diferentes abordajes<sup>17</sup>. En este sentido, la incorporación de una parte del CHIP-CE/PRF en una encuesta de salud poblacional representa un avance en la aplicación de instrumentos de salud percibida en muestras representativas de población infantil.

Las subdimensiones de «satisfacción con la salud» y de «bienestar» de la versión española del CHIP-CE/PRF presentan niveles aceptables de fiabilidad y validez. Aunque no se ha incluido íntegro el cuestionario CHIP, sus propiedades psicométricas son adecuadas para las dimensiones analizadas, que son las que mejor representan la salud percibida. Algunos au-

**Tabla 3. Análisis factorial de ejes principales (4 factores), rotación oblicua: matriz de configuración. Satisfacción con la salud y bienestar del Perfil de Salud Infantil, cuestionario para padres y madres (Child Health and Illness Profile) en la Encuesta de Salud de Barcelona (ESB) 2000 (n = 836)**

Subdimensiones	Subdimensiones (factores) <sup>a</sup>			
	BF	LA	SS	BE
Items agrupados en subdimensiones	Carga factorial de cada ítem			
<b>Satisfacción con la salud</b>				
¿Cómo diría usted que es la salud de su hijo/a en general?			0,233	
¿Su hijo/a se ha divertido mucho?			0,542	0,270
¿Su hijo/a se ha sentido muy fuerte?			0,666	
¿Su hijo/a se ha sentido muy sano/a?			0,704	
¿Su hijo/a se ha sentido feliz?			0,584	0,256
¿Su hijo/a cuando está enfermo/a, se recupera rápidamente?			0,459	
¿Su hijo/a ha estado en muy buena forma física?			0,647	
¿Su hijo/a coordina bien sus movimientos?			0,454	
<b>Bienestar físico</b>				
¿Su hijo/a ha tenido picores en la piel durante todo el día?	0,438			
¿Su hijo/a ha tenido dolor o inflamación de garganta?	0,642			
¿Su hijo/a ha tenido algún dolor que le haya molestado mucho?	0,478		0,224	
¿Su hijo/a ha tenido dificultades para respirar o pitos (sin hacer ejercicio físico)?	0,503			
¿Su hijo/a ha tenido dolor de estómago?	0,537			
¿Su hijo/a ha tenido mucosidad nasal?	0,519			
¿Su hijo/a ha tenido dolor de oído?	0,575			
¿Su hijo/a ha tenido tos?	0,682			
¿Su hijo/a ha tenido dolor de cabeza?	0,483			
¿Su hijo/a se ha sentido cansado/a durante el día?	0,235		0,249	0,297
¿Su hijo/a se ha encontrado muy mal?	0,485			
¿Su hijo/a se ha levantado encontrándose cansado/a?	0,284			0,303
¿Su hijo/a ha tenido fiebre?	0,561			
<b>Bienestar emocional</b>				
¿Su hijo/a se ha sentido muy triste?				0,491
¿Su hijo/a ha llorado mucho?	0,236			0,482
¿Su hijo/a ha estado muy preocupado/a?				0,562
¿Su hijo/a ha estado irritable o «quejoso/a»?				0,678
¿Su hijo/a ha tenido miedo de alguna cosa?				0,532
¿A su hijo/a le ha costado dormirse o se ha despertado mientras dormía?	0,218			0,442
¿Su hijo/a ha estado nervioso/a o tenso/a?				0,615
¿Su hijo/a ha estado de mal humor?				0,703
¿Su hijo/a ha protestado mucho?				0,690
<b>Limitación de la actividad</b>				
¿Su hijo/a ha estado demasiado enfermo/a como para jugar en casa?	0,325			0,257
¿Su hijo/a ha estado demasiado enfermo/a como para ir al colegio?	0,362	0,331		
Días de cama perdidos por problemas de salud		0,694		
Días de colegio perdidos por problemas de salud		0,922		
Días de actividad habitual o de tiempo libre perdidos por problemas de salud		0,851		

<sup>a</sup>BF: bienestar físico; BE: bienestar emocional; LA: limitación de actividad; SS: satisfacción con la salud.

La varianza explicada por el modelo antes de la rotación es del 45%. No se muestran los factores con valores < 0,20.

tores no incluyen en el concepto de CVRS las conductas de riesgo y los factores protectores<sup>18</sup>, que en el CHIP forman parte de la medida de salud.

Los resultados de la consistencia interna y del análisis factorial fueron similares a los de la versión original<sup>16</sup>. Sólo 4 preguntas distribuyeron su carga en más

de un factor, lo que limita la comprobación de la estructura del instrumento. El análisis factorial confirmatorio y los métodos basados en la teoría de respuesta al ítem<sup>19,20</sup> permitirían profundizar en la equivalencia entre la versión española y la original. No obstante, no parece que estas diferencias puedan tener una influencia

**Tabla 4. Puntuaciones medias<sup>a</sup> e intervalos de confianza del 95% (IC del 95%) de la subdimensión «Satisfacción con la salud» y la dimensión «Bienestar» del Perfil de Salud Infantil, cuestionario para padres y madres (Child Health and Illness Profile-Parent Edition, CHIP-PE) según edad, clase social y nivel de estudios del cabeza de familia. Niñas y niños de la ciudad de Barcelona. Encuesta de Salud de Barcelona (ESB) 2000 (n = 836)**

	Niñas				Niños			
	Satisfacción con la salud		Bienestar		Satisfacción con la salud		Bienestar	
	Media	IC del 95%	Media	IC del 95%	Media	IC del 95%	Media	IC del 95%
<b>Edad</b>								
5 a 9 años	51,83 <sup>b</sup>	50,55-53,10	50,23	48,77-51,68	50,37	49,11-51,62	49,91	48,56-51,27
10 a 14 años	48,93 <sup>b</sup>	47,40-50,47	48,87 <sup>c</sup>	47,51-50,22	49,27	47,93-50,61	50,99 <sup>c</sup>	49,64-52,34
<b>Clase social</b>								
I + II	50,25	48,42-52,08	50,44	48,87-52,00	50,14	48,71-51,57	50,69	49,21-52,16
III	50,26	48,40-52,12	48,24	46,36-50,11	50,05	48,45-51,65	50,70	48,96-52,44
IV + V	50,41	48,60-52,23	50,00	48,26-51,73	49,73	47,86-51,59	50,28	48,49-52,07

<sup>a</sup>Medias estandarizadas de manera arbitraria a 50 con desviación estándar = 10.

<sup>b</sup>p < 0,05 diferencia de medias por edad.

<sup>c</sup>p < 0,05 diferencia de medias por sexo.

decisiva en los resultados, ya que éstos fueron los esperados en la mayoría de los ítems.

Las diferencias en las puntuaciones medias según la edad, el sexo y la clase social siguieron en general el patrón esperado, aunque no todas las diferencias estadísticas fueron confirmadas. Cuando se obtienen datos de informadores indirectos a partir de una muestra de niños/as sanos, en general los resultados son similares a los obtenidos en el presente estudio, indicando la ausencia de problemas de salud y elevado bienestar físico y psicológico percibido por los padres de los niños/as<sup>16</sup>. Por otra parte, es conocido que la salud percibida por el informador indirecto presenta una baja correlación con respecto a las percepciones del propio niño/a<sup>21,22</sup>. La concordancia en las respuestas de padres e hijos/as puede ser más pobre cuando éstos son sanos que cuando padecen enfermedades crónicas<sup>23</sup> y, en general, podrían sobrevalorar el bienestar físico y subestimar el bienestar emocional.

El uso de valores de referencia como aproximación a las necesidades en salud y a la evaluación de las intervenciones sanitarias ha sido poco utilizado hasta el momento<sup>24,25</sup>. Las puntuaciones presentadas en este estudio pueden ser de utilidad para futuras comparaciones de grupos de la población infantil de Barcelona. Entre los métodos a seguir, se podría tomar los valores extremos del CHIP-CE/PRF como referencia, comparar la media individual con la poblacional, u otras alternativas<sup>26</sup>.

Entre las limitaciones del estudio, cabe mencionar que el diseño de la encuesta no permitió incluir todo el cuestionario CHIP. Por el mismo motivo, la muestra incorporó a un grupo de edad más amplio que la población diana del CHIP-PRF. No obstante, las subdimensiones incluidas representan un avance en el conocimiento de la salud percibida por los informadores indirectos en población general de niños/as sanos/as.

**Tabla 5. Percentiles de la subdimensión «Satisfacción con la salud» y la dimensión «Bienestar» para niñas y niños de la ciudad de Barcelona. Encuesta de Salud de Barcelona (ESB) 2000 (n = 836)**

	Niñas								Niños						
	Percentiles														
	5	10	25	50	75	90	95	5	10	25	50	75	90	95	
<b>Satisfacción con la salud</b>															
5-9 años	36,54	39,41	45,15	53,76	59,50	59,50	62,37	36,54	39,41	45,15	50,89	56,63	59,50	62,37	
10-14 años	25,06	33,67	42,28	50,89	56,63	59,50	62,37	30,80	36,54	42,28	50,89	56,63	59,50	62,37	
<b>Bienestar</b>															
5-9 años	30,11	36,26	46,30	53,13	57,53	59,80	60,40	33,23	39,07	46,44	51,73	56,78	59,75	60,40	
10-14 años	25,82	34,77	43,90	51,61	56,51	59,19	60,40	31,32	35,72	47,83	53,89	57,99	60,40	60,40	

Puntuaciones estandarizadas de manera arbitraria con media = 50 y desviación estándar = 10.

Además, sería deseable recoger la información tanto de los propios niños/as como del informador indirecto. En este sentido, la adaptación de la versión infantil del CHIP pronto estará finalizada.

En resumen, la disponibilidad de la versión para padres del CHIP permitirá incluir este cuestionario en las encuestas de salud y llevar a cabo estudios que analicen la salud percibida en la población infantil.

---

## Bibliografía

1. Tenannt A, Badley EM, Sullivan M. Investigating the proxy effect and the saliency principle in household based postal questionnaires. *J Epidemiol Community Health* 1991;45:312-6.
2. Eiser C, Morse R. Quality of life measures in chronic disease of childhood. *Health Technol Asses* 2001;5:30-2.
3. Rajmil L, Estrada MD, Herdman M, Serra-Sutton V, Alonso J. Calidad de vida relacionada con la salud (CVRS) en la infancia y la adolescencia: revisión de la bibliografía y de los instrumentos adaptados en España. *Gac Sanit* 2001;15(Supl 4):34-43.
4. Alonso J. La medida de la calidad de vida relacionada con la salud en la investigación y la práctica clínica. *Gac Sanit* 2000;14:163-7.
5. Starfield B, Riley AW, Green BF, Ensminger M, Ryan S, Kelleher K, et al. The adolescent CHIP: a population-based measure of health. *Med Care* 1995;33:553-6.
6. Starfield B, Forrest CB, Sheryl AR, Riley AW, Ensminger ME, Green BF. Health status of well vs ill adolescents. *Arch Pediatr Adolesc Med* 1996;150:1249-55.
7. Riley AW, Forrest C, Starfield B, Rebok G, Green B, Robertson J, et al. The child report form of the CHIP-Child Edition: reliability and validity. *Med Care* 2004;42:221-31.
8. Riley AW, Forrest C, Starfield B, Rebok G, Green B, Robertson J. The parent report form of the CHIP-Child Edition: reliability and validity. *Med Care* 2004;42:210-20.
9. Rajmil L, Serra-Sutton V, Alonso J, Starfield B, Riley AW, Vázquez JR. The Spanish version of the Child Health and Illness Profile-Adolescent Edition (CHIP-AE). *Qual Life Res* 2003;12:303-13.
10. Rajmil L, Serra-Sutton V, Alonso J, Riley A, Starfield B. Validity of the Spanish version of the Child Health and Illness Profile (CHIP-AE). *Med Care* 2003;41:1153-63.
11. Ajuntament de Barcelona. Document tècnic de l'enquesta de salut de Barcelona 2000. Barcelona: Ajuntament de Barcelona, 2002.
12. Grupo de trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología, y de la Sociedad Española de Medicina Familiar y Comunitaria. Una propuesta de indicador de clase social. *Aten Primaria* 2000;25:132-51.
13. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika* 1951;16:297-334.
14. Scientific Advisory Committee of the Medical Outcome Trust. Assessing health status and quality-of-life instruments: attributes and review criteria. *Qual Life Res* 2002;11:193-205.
15. Nunally JC, Bernstein IR. *Psychometric theory*. 3rd ed. Nueva York: McGraw-Hill, 1994.
16. Riley AW. *The Child Health and Illness Profile-Child Edition. Technical manual*. Baltimore: Johns Hopkins University; 2001.
17. Hays RD, Anderson R, Revicki D. Psychometric considerations in evaluating health-related quality of life measures. *Qual Life Res* 1993;2:441-9.
18. Patrick DL, Bergner M. Measurement of health status in the 1990s. *Annu Rev Public Health* 1990;11:165-83.
19. Morales L, Reise SP, Hays RD. Evaluating the equivalence of health care ratings by whites and hispanics. *Med Care* 2000;38:517-27.
20. Embretson SE, Reise SP. *Item response theory for psychologists*. Mahwah: Lawrence Erlbaum, 2000.
21. Achenbach RM, McConaughy SH, Howell CT. Child/adolescent behavioral and emotional problems: implications of cross-informants correlations for situational specificity. *Psicol Bull* 1987;101:213-32.
22. Theunissen NC, Vogels TG, Koopman H, Verrips GH, Zwinderms KA, Verloove-Vanhorick SP, et al. The proxy problem: child report versus parent report in the health related quality of life research. *Qual Life Res* 1998;7:387-98.
23. Bruil J. *Development of a quality of life instrument for children with chronic illness*. Leiden: Health Psychology, 1999.
24. Revicki DA, Simon GE, Chan K, Katon W, Heiligenstein J. Depression, health-related quality of life, and medical cost outcomes of receiving recommended levels of antidepressant treatment. *J Fam Pract* 1998;47:446-52.
25. Permanyer Miralda C, Brotons Cuixart C, Ribera Solé A, Moral Peláez I, Cascant Castello P, Alonso J, et al. Resultados clínicos y de calidad de vida de los pacientes tratados con angioplastia coronaria con balón *stent*. Estudio multicéntrico prospectivo. *Rev Esp Cardiol* 2001;54:597-606.
26. Coe R. What is an «effect size»? a guide for users [consultado 18/2/2004]. Disponible en: <http://cem.dur.ac.uk/ebeuk/research/effectsize/Esguide.htm>