

# Estudio auxológico de muestras contemporáneas e históricas de la población madrileña: aplicación del modelo 1 de Preece-Baines

J. Rosique Gracia<sup>a</sup>, P.M. Gordón Ramos<sup>b</sup>, E. Rebato Ochoa<sup>a</sup>, M. González-Montero de Espinosa<sup>c</sup>, L. Callejo Gea<sup>b</sup>, E. Moreno Heras<sup>b</sup> y M.D. Marrodán Serrano<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Laboratorio de Antropología Física. Departamento de Biología Animal y Genética. Facultad de Ciencias. Universidad del País Vasco-Euskal Herriko Unibertsitatea. Bilbao. <sup>b</sup>Sección de Antropología.

Departamento de Biología Animal I. Facultad de Ciencias Biológicas. Universidad Complutense. Madrid.

<sup>c</sup>Departamento de Bioquímica y Biología Molecular. Facultad de Medicina. Universidad de Alcalá de Henares. Madrid.

(An Esp Pediatr 2001; 54: 468-476)

## Objetivos

Describir el crecimiento estatural de una muestra de niños y jóvenes de ambos sexos mediante el modelo 1 de Preece-Baines (PB1) para obtener valores percentilares suavizados que sirvan de referencia. Asimismo, aplicar el PB1 a una serie de muestras históricas, con rangos de edad variables, recopiladas de la bibliografía entre 1896 y 1983, para estimar los cambios seculares.

## Material y métodos

La muestra constaba de 1.525 escolares entre 6 y 18 años. El PB1 se ajustó a las curvas percentilares que se corrigieron para las desviaciones de la normalidad mediante el modelo LMS. Después de aplicar el PB1 a las muestras históricas se han comparado los parámetros que describen el estirón y la talla adulta.

## Resultados

La edad del pico del estirón ha resultado de 13,73 años en varones y de 11,02 años en mujeres y la estatura adulta estimada, según el modelo, de 176,22 cm en varones y de 163,53 cm en mujeres. La velocidad promedio de cambio secular en la talla adulta de los varones resultó de 1,2 cm/década. La edad del pico del estirón presenta un adelanto de 0,2 años/década.

## Conclusiones

Al elaborar referencias poblacionales de talla para la edad, el PB1 por sí mismo no logra suavizar los percentiles finales. Pero la aplicación del LMS consigue eliminar la asimetría derecha de la distribución. Sin embargo, el PB1 se adapta al estudio del secular *trend* para la talla.

## Palabras clave:

*Modelo 1 de Preece-Baines. LMS. Crecimiento estatural. Cambio secular.*

## AUXOLOGICAL STUDY OF CONTEMPORARY AND HISTORICAL SAMPLES OF THE POPULATION OF MADRID (SPAIN): APPLICATION OF THE PREECE-BAINES GROWTH MODEL 1

### Objectives

To describe statural growth in a sample of both sexes using the Preece-Baines model 1 (PB1) in order to obtain smoothed percentiles for use in reference growth charts. To apply the PB1 to several historical samples, with different age ranges, obtained from the literature (1896-1983) in order to study secular changes in stature.

### Material and methods

The sample consisted of 1,525 schoolchildren, aged 6-18 years. The PB1 was fitted to the percentile curves, which were corrected for deviation from normal distribution by the LMS model. The PB1 was applied to the historical samples and the variables describing growth spurt and adult height were compared.

### Results

The age of peak height velocity (PHV) was 13.73 years in males and 11.02 years in females. Estimated adult height, in this model, was 176.22 cm for males and 163.53 cm for females. Mean velocity of secular change in males was estimated as 1.2 cm/decade. The age at PHV increased by 0.2 years/decade.

**Correspondencia:** Dr. J. Rosique Gracia.

Laboratorio de Antropología Física.

Departamento de Biología Animal y Genética. Facultad de Ciencias.

Universidad del País Vasco-Euskal Herriko Unibertsitatea. Apdo. 644. 48080 Bilbao.

Correo electrónico: ggbrogrij@lg.ehu.es

Recibido en febrero de 2000.

Aceptado para su publicación en enero de 2001.

## Conclusions

**The PB1 did not achieve smoothed percentile curves for use in reference growth charts. Right skewness of the distribution was corrected by application of the LMS method. However, the PB1 is useful for studying secular trends in statural growth.**

### Key words:

**Preece-Baines growth model 1. LMS method. Statural growth. Secular trend.**

## INTRODUCCIÓN

Es posible obtener la curva media de crecimiento de una población a partir de muestreos longitudinales, semilongitudinales y transversales. Los estudios auxológicos longitudinales y transversales son complementarios y ambos resultan necesarios para construir referencias nacionales<sup>1</sup>. La modelización matemática es útil para elaborar referencias de crecimiento, en epidemiología histórica y en estudios antropológicos comparativos. Los estudios longitudinales promedian los parámetros matemáticos de las funciones individuales para obtener una función media y los estudios transversales obtienen la función a partir de las medias o medianas de la población. Los modelos matemáticos se usan para la predicción de la talla adulta individual (en estudios longitudinales), o de la talla media poblacional (en estudios transversales), tanto en la población infantil normal como en la que presenta talla baja para su edad<sup>2-6</sup>.

El modelo 1 de Preece-Baines (PB1) se adapta al estudio del crecimiento en el período de la adolescencia<sup>7</sup> y se ha utilizado para describir el crecimiento estatural medio de muestras longitudinales y transversales<sup>8,9</sup>. Otros modelos basados en funciones logísticas también pueden adaptarse al mismo rango de edad<sup>10</sup>. La curva de distancia que describe el PB1 queda resumida por cinco parámetros:  $h_1$ ,  $h_0$ ,  $s_0$ ,  $s_1$  y  $\theta$ . El parámetro  $h_1$  representa la asíntota superior (talla adulta) si se modelizan casos, o la talla adulta en el percentil 50 si se modelizan muestras. Es el único parámetro con interpretación biológica, ya que el resto son parámetros de forma y sólo se usan para construir la función. De forma aproximada;  $h_0$  se relaciona con la talla en la pendiente decreciente del pico del estirón, los parámetros  $s_0$  y  $s_1$  se relacionan con los incrementos medios durante el estirón (describen la forma del pico) y el parámetro  $\theta$  se relaciona con la edad de  $h_0$ . Sin embargo, la primera derivada del modelo es útil para obtener algunos parámetros de interés, como la edad y la talla al inicio del estirón y en el pico del estirón.

La aplicación del PB1 a datos transversales produce curvas percentilares muy similares a las derivadas de muestreos longitudinales, salvo en la descripción de la variancia en la adolescencia y en el efecto esperado de aplanamiento de la curva de velocidad. Por ello, es más correcto hablar de "curva de seudovelocidad"<sup>11</sup> en los estudios transversales, siendo la talla adulta y la edad del pico del

estirón los parámetros poblacionales que se derivan con menor sesgo respecto a los estudios longitudinales.

El modelo PB1 es útil para comparar muestras históricas diacrónicas<sup>12</sup> y para estudiar cambios seculares en la talla adulta y la edad del pico del estirón. Estos parámetros parecen controlados por factores genéticos independientes<sup>13</sup>, y, el segundo, más influido por la actividad endocrina<sup>14,15</sup>. En numerosos estudios sobre el aumento secular de la talla se observa que las muestras contemporáneas poseen estaturas superiores y maduran en edades más tempranas que antes<sup>16</sup>. La continua industrialización-urbanización y la mejora de las condiciones de vida parecen influir de forma causal en el incremento secular<sup>17</sup>. A pesar de que dichas mejoras sufrieron un retraso en España en relación con otros países europeos<sup>18</sup>, el aumento intergeneracional de la talla en la población madrileña se ha puesto de manifiesto en adultos jóvenes<sup>19,20</sup> y niños<sup>21,22</sup>. Sin embargo, las recopilaciones de muestras históricas<sup>18</sup>, revelan que muchos de los estudios auxológicos llevados a cabo en Madrid presentan un rango de edades limitado hasta los 14 años, por lo que se suele desaconsejar la aplicación del PB1 en dichas muestras, dada la imposibilidad de estimar correctamente la asíntota del modelo (talla adulta). La presente investigación propone un algoritmo para salvar dicho inconveniente, utilizando el PB1. Para ello, se ha abordado un método de estimación de la talla adulta de algunas muestras con un rango de edades incompleto, suponiendo la existencia de canalización interpercentilar desde la infancia a la edad adulta.

## MATERIAL Y MÉTODOS

Mediante un muestreo transversal realizado en el curso 1997-1998 se obtuvieron las estaturas de una muestra de chicos y chicas de edades entre 6 y 18 años, mediante selección aleatoria por conglomerados (centros participantes), y se consiguió el tamaño muestral necesario de 1.800 individuos de ambos sexos. De ellos, un total de 1.525 escolares madrileños de clase media (799 chicos y 726 chicas) fueron estudiados tras obtener el consentimiento de sus padres. El estudio comprendía asimismo otras medidas de carácter antropométrico y fisiológico que ya se han analizado parcialmente<sup>23,24</sup>. No se recogen datos madurativos. La muestra, una vez estimada la edad decimal de cada sujeto, se distribuye por sexos e intervalos de edad de un año con marcas de clase de 6,5 a 18,5 años. El PB1 se ha aplicado a las medias estaturales y a los percentiles observados 3, 10, 25, 90 y 97, en cada edad y para ambos sexos. De este modo, se han obtenido las curvas de distancia mediante la estimación de los cinco parámetros del modelo:  $h_1$ ,  $h_0$ ,  $s_0$ ,  $s_1$  y  $\theta$ . Se ha considerado como mejor ajuste aquel que presentaba menor variancia residual, estimada a partir de la suma de residuos al cuadrado (RSS) y del error estándar de la estimación (EEE). El test de los RUNS se ha aplicado a los residuos para comprobar que la función se adaptaba

correctamente a los datos<sup>25</sup>. Los principales parámetros biológicos (edad, talla y velocidad del inicio y del pico del estirón) se han obtenido a partir de la primera derivada de las curvas de distancia en el P<sub>50</sub>. Todos los parámetros resultantes se han comparado con un estudio semilongitudinal de la población escolar del Gran Bilbao<sup>26</sup>. Las curvas percentilares para chicos y chicas se suavizaron después de la aplicación del PB1 mediante el método LMS<sup>27</sup> debido a que la distribución de las estaturas para la edad presentaba cierta desviación de la normalidad porque el PB1 no elimina la asimetría y curtosis presente en la distribución. El parámetro L (potencia de Box-Cox) es proporcional a la asimetría. Los parámetros L, M y S se han obtenido mediante la programación de una hoja de cálculo en Excel. Para el ajuste del PB1 se ha usado el módulo NLR del paquete estadístico SPSS 9.0 para Windows y para la obtención de los estadísticos descriptivos, la asimetría y la curtosis por edades se ha usado el módulo DESCRIPTIVES del mismo paquete estadístico.

El cálculo del percentil en el que se sitúan las muestras históricas respecto a la referencia del Gran Bilbao<sup>26</sup> permite ajustar el PB1 a los valores estaturales esperados para dicho percentil hasta los 18,5 años. Los parámetros obtenidos se han comparado con los del presente estudio, para analizar el efecto del cambio secular sobre la talla adulta y la edad del pico del estirón estatural. Las muestras auxológicas<sup>21,28-31</sup> extraídas de la bibliografía, para el período de 1896 a 1983 (tabla 1), se han seleccionado en función del rango de edad y la evitación de solapamiento cronológico. Todas las muestras históricas estudiadas son transversales y de origen urbano, excepto la muestra de Bernis<sup>21</sup> que es longitudinal, y la muestra analizada por Marrodán<sup>31</sup> que es rural. Las muestras de Muro et al<sup>30</sup> y Bernis<sup>21</sup> se consideraban de clase social alta frente a las demás. La muestra de Olóriz<sup>28</sup> posee un rango de edades completo, lo cual permite aplicar directamente el PB1. La bonanza de los ajustes se ha evaluado mediante el cálculo de los RSS y EEE, así como mediante el test de los RUNS para los residuos.

TABLA 1. Cronología, rango de edad, autor y año de publicación de los estudios históricos del período de 1896 a 1983

Cronología de la muestra	Rango de edad (años)	Autor	Fecha de publicación
1896	6 a 18	Olóriz <sup>28</sup>	1896
1908-1921	7 a 14	González-Montero de Espinosa et al <sup>29</sup>	1997
1954	6 a 14	Muro et al <sup>30</sup>	1954
1968-1975	7 a 14	Bernis <sup>21</sup>	1976
1983	5 a 14	Marrodán <sup>31</sup>	1983

## RESULTADOS

En la tabla 2 se muestran los estadísticos descriptivos para la estatura por sexo y edad y los valores de LMS obtenidos para corregir la asimetría y la curtosis en cada intervalo de edad. Hay cambios en la polaridad de la asimetría a lo largo del rango de edades. El grado de asimetría negativa es superior en chicas que en chicos hasta los 9,5 años (según indica el valor del parámetro L). Pero de 10,5 a 12,5 años los chicos presentan asimetría negativa respecto a las chicas. Por este motivo, después de aplicar el PB1 es útil corregir los valores percentilares para normalizarlos con el LMS. En ambos sexos, la apli-

TABLA 2. Estadísticos descriptivos para la estatura (cm) de chicos y chicas de 6,5 a 18,5 años y parámetros L, M y S utilizados para normalizar la distribución

Edad (años)	Chicos							Chicas						
	Número	$\bar{X}$	DE	L	M	S	k	Número	$\bar{X}$	DE	L	M	S	k
6,5	72	122,34	4,75	0,4969	118,54	0,0571	-0,57	63	122,95	4,44	-0,7057	122,47	0,0363	-0,44
7,5	90	126,04	7,40	0,5012	125,76	0,0503	-0,22	64	126,38	6,24	-2,8887	126,54	0,0414	-0,65
8,5	81	131,43	8,64	0,5057	132,20	0,0462	0,03	41	131,37	6,15	-2,4831	131,24	0,0463	-0,72
9,5	65	138,16	7,09	0,3340	138,06	0,0446	-0,34	58	137,71	6,70	-1,6485	136,19	0,0505	-0,77
10,5	73	143,31	8,46	-1,2040	142,85	0,0454	-0,55	58	141,97	7,54	0,5839	142,59	0,0515	-0,45
11,5	70	148,94	6,94	-0,2758	148,08	0,0477	-0,58	77	149,25	7,28	1,6661	148,56	0,0488	-0,36
12,5	65	153,14	6,69	-0,1715	152,87	0,0513	-0,16	65	153,95	6,69	1,4517	153,73	0,0436	-0,68
13,5	75	159,95	6,75	0,5111	159,16	0,0540	-0,65	69	156,56	6,48	0,7635	157,70	0,0389	-0,09
14,5	68	165,99	5,11	2,4869	165,88	0,0484	0,21	81	161,89	5,58	-1,2577	160,01	0,0369	-0,36
15,5	41	170,36	5,89	-2,7157	170,19	0,0364	1,31	45	161,95	6,17	-0,2227	162,13	0,0368	-0,65
16,5	34	173,58	5,25	-0,2680	173,78	0,0358	-0,46	39	162,14	5,62	1,0313	162,83	0,0376	0,79
17,5	38	175,92	4,99	0,2981	175,01	0,0380	1,09	51	163,52	5,78	2,8530	163,63	0,0386	-0,70
18,5	27	175,39	8,89	0,5436	175,50	0,0394	-1,00	17	163,29	7,05	0,2270	163,26	0,0390	-0,73

k: coeficiente de curtosis; L: exponente de la función de Box-Cox, su signo es proporcional al grado de asimetría; M: media normalizada; S: coeficiente de variación normalizado.

TABLA 3. Parámetros del modelo PB1 para cada uno de los percentiles estudiados en la muestra de chicos

Percentil	Parámetros del PB1 ± EE					RSS (cm <sup>2</sup> )	EEE (cm)
	h <sub>1</sub>	h <sub>0</sub>	s <sub>0</sub>	s <sub>1</sub>	θ		
3	165,379 ± 2,424	153,078 ± 0,001	0,094 ± 0,021	1,196 ± 0,646	14,556 ± 0,298	94,264	11,783
10	167,065 ± 1,542	157,400 ± 0,977	0,122 ± 0,016	1,874 ± 1,087	14,683 ± 0,001	49,797	6,225
25	170,787 ± 1,100	160,531 ± 1,142	0,120 ± 0,001	1,200 ± 0,214	14,470 ± 0,290	20,317	2,540
50	176,233 ± 0,511	166,472 ± 0,699	0,134 ± 0,005	1,000 ± 0,001	14,629 ± 0,147	2,362	0,337
75	183,682 ± 2,500	170,862 ± 0,001	0,106 ± 0,019	0,659 ± 0,187	14,579 ± 0,140	12,726	1,591
90	186,895 ± 1,499	172,319 ± 1,879	0,100 ± 0,017	0,626 ± 0,111	13,816 ± 0,379	3,442	0,492
97	186,556 ± 2,041	169,354 ± 8,804	0,067 ± 0,085	0,785 ± 0,360	12,519 ± 1,318	30,091	5,016

h<sub>1</sub>: talla final (asíntota superior del modelo); h<sub>0</sub> y θ: talla promedio y edad para la talla en la pendiente decreciente del estirón estatural; s<sub>0</sub> y s<sub>1</sub>: definen la forma del estirón (sin significado biológico, se usan para dibujar la curva de crecimiento).

EE: error estándar; EEE: error estándar de la estimación; RSS: suma de residuos al cuadrado.

TABLA 4. Parámetros del modelo PB1 para cada uno de los percentiles estudiados en la muestra de chicas

Percentil	Parámetros del PB1 ± EE					RSS (cm <sup>2</sup> )	EEE (cm)
	h <sub>1</sub>	h <sub>0</sub>	s <sub>0</sub>	s <sub>1</sub>	θ		
3	153,123 ± 1,455	141,441 ± 2,886	0,082 ± 0,040	0,893 ± 0,329	12,614 ± 0,581	33,313	4,164
10	155,730 ± 1,125	145,001 ± 2,751	0,099 ± 0,039	0,989 ± 0,345	12,655 ± 0,579	23,735	2,967
25	159,200 ± 0,772	141,499 ± 0,039	0,039 ± 0,682	0,682 ± 0,008	11,091 ± 0,091	10,661	1,333
50	163,569 ± 1,099	151,476 ± 0,872	0,097 ± 0,018	0,789 ± 0,172	12,098 ± 0,099	5,267	1,053
75	167,393 ± 1,121	146,069 ± 0,001	0,0268 ± 0,023	0,572 ± 0,077	10,184 ± 0,109	8,048	1,341
90	173,222 ± 1,489	155,050 ± 17,292	0,078 ± 0,112	0,512 ± 0,231	10,972 ± 3,299	3,442	0,492
97	175,589 ± 1,166	159,922 ± 0,617	0,095 ± 0,013	0,584 ± 0,110	10,991 ± 0,142	16,274	2,034

h<sub>1</sub>: talla final (asíntota superior del modelo); h<sub>0</sub> y θ: talla promedio y edad para la talla en la pendiente decreciente del estirón estatural; s<sub>0</sub> y s<sub>1</sub>: definen la forma del estirón (sin significado biológico, se usan para dibujar la curva de crecimiento).

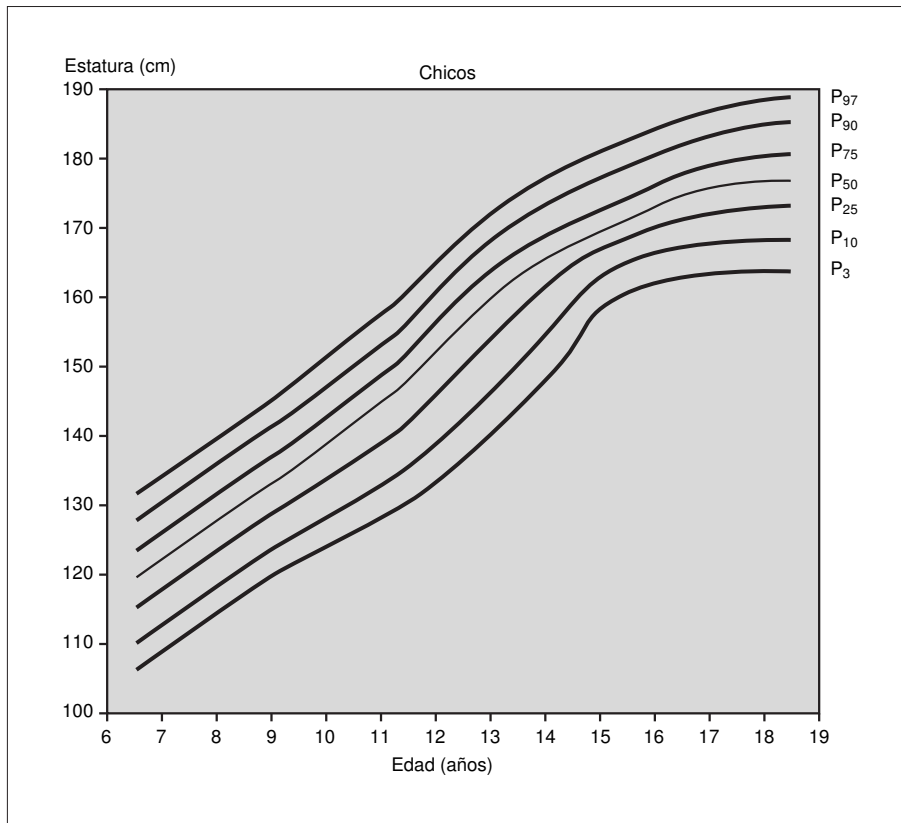
EE: error estándar; EEE: error estándar de la estimación; RSS: suma de residuos al cuadrado.

cación del PB1 a los valores estaturales tanto del percentil 50 como de los demás percentiles ha proporcionado ajustes aceptables a juzgar por los valores de los EEE (tablas 3 y 4) que se sitúan dentro del rango de variación de otros estudios similares<sup>32,33</sup>. Además, el test de los RUNS no ha presentado en ningún caso significación estadística para los residuos, lo que indica la calidad del ajuste. A pesar de ello, los valores del EEE en ambos sexos reflejan que los percentiles extremos 3, 10 y 97 quedan peor descritos con el PB1 que los percentiles más centrales 25, 50, 75 y 90, debido a que su determinación está sujeta a un mayor sesgo. Este efecto es más acentuado en el P<sub>3</sub> de chicos que en los demás percentiles extremos.

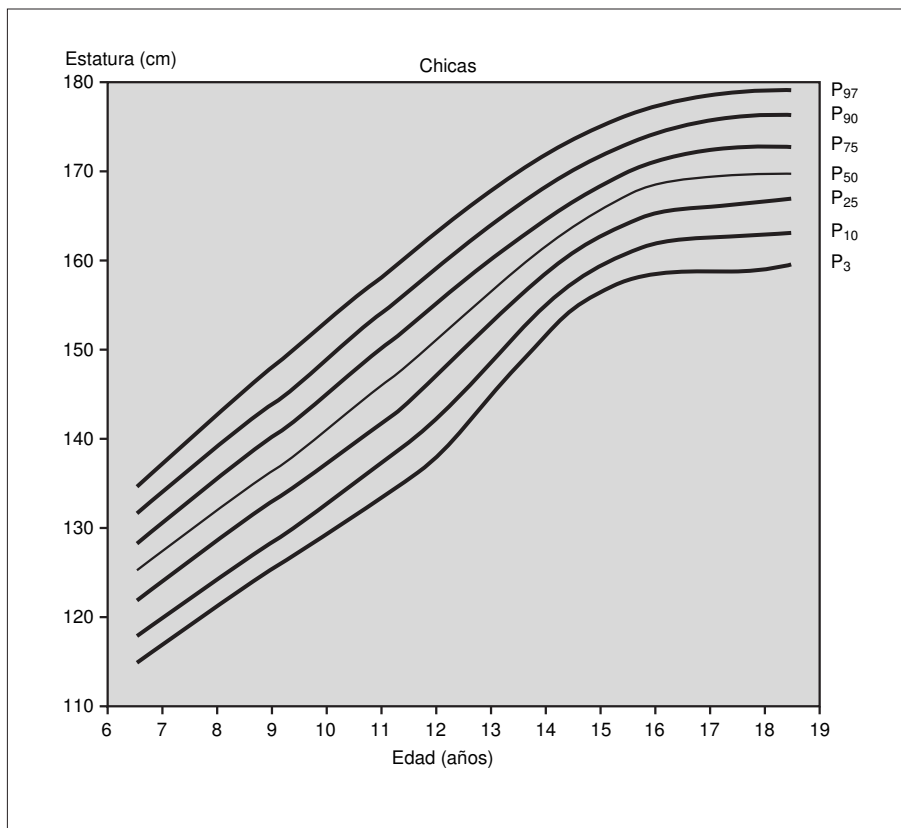
La estimación de los parámetros del modelo ha permitido la obtención de los valores percentilares suavizados a los que se les ha aplicado el método del LMS<sup>27</sup> para corregir las desviaciones de la normalidad (figs. 1 y 2). Los percentiles obtenidos representan una referencia para la valoración del crecimiento estatural en población madrileña (tabla 5). La primera derivada para la edad de la ecuación obtenida para el P<sub>50</sub> ha permitido estimar los parámetros biológicos (tabla 6). La edad de pico del estirón en chicos (13,7 años) ha sido muy similar a la estimada recientemente en un estudio transversal en Catalu-

ña (13,5 años)<sup>34</sup>, aunque en chicas (11,0 años) ha sido algo inferior a la estimación catalana (11,5 años). Respecto al estudio longitudinal del Gran Bilbao<sup>26</sup> no se han encontrado diferencias en la edad al pico del estirón en chicos pero sí en chicas (0,8 años), siendo menor en el presente estudio. Aunque la edad del pico del estirón transversal presenta poco sesgo respecto a las determinaciones longitudinales, la edad al inicio del estirón, en este estudio, subestima el parámetro longitudinal equivalente (la edad al *minimal height velocity*, MHV), principalmente en la muestra femenina.

En las muestras históricas estudiadas, los valores de RSS y EEE indican que el PB1 se ajusta correctamente a los datos (tabla 7). Hay que señalar que las muestras de Olóriz<sup>28</sup>, Ruiz<sup>26</sup> y la del presente estudio se han ajustado sobre datos observados, mientras que las demás se han ajustado previa estimación de su canal percentilar. El test de los RUNS no ha resultado significativo en ningún caso. La diferencia en el parámetro h<sub>1</sub> entre el presente estudio y el de Olóriz<sup>28</sup> ha sido de 12,4 cm, lo cual supone un incremento medio secular de 1,2 cm/década para la talla adulta (tabla 7) desde 1896 a 1998. Los incrementos medios encontrados en otros estudios de chicos madrileños<sup>24</sup> oscilan entre 0,9 cm/década y 1,6 cm/década. En



**Figura 1.** Curvas percentilares de la estatura para la edad de los chicos obtenidas mediante la aplicación del modelo PB1 y su posterior corrección para las desviaciones de la normalidad con el LMS.



**Figura 2.** Curvas percentilares de la estatura para la edad de las chicas obtenidas mediante la aplicación del modelo PB1 y su posterior corrección para las desviaciones de la normalidad con el LMS.

**TABLA 5. Valores percentilares propuestos para la valoración de la estatura en población madrileña obtenidos mediante la aplicación del PB1 y su posterior corrección para las desviaciones de la normalidad mediante el LMS**

Edad	P <sub>3</sub>	P <sub>10</sub>	P <sub>25</sub>	P <sub>50</sub>	P <sub>75</sub>	P <sub>90</sub>	P <sub>97</sub>
<i>Chicos</i>							
6,5	106,16	110,03	114,02	118,54	123,14	127,37	131,61
7,5	114,15	117,79	121,54	125,76	130,06	134,00	137,93
8,5	120,96	124,49	128,12	132,20	136,35	140,14	143,93
9,5	126,80	130,31	133,95	138,06	142,25	146,10	149,97
10,5	131,69	135,03	138,62	142,85	147,37	151,74	156,32
11,5	135,53	139,37	143,42	148,08	152,94	157,49	162,15
12,5	138,91	143,19	147,69	152,87	158,26	163,32	168,49
13,5	143,39	148,33	153,42	159,16	165,01	170,37	175,73
14,5	149,61	155,07	160,33	165,88	171,16	175,73	180,07
15,5	159,82	162,87	166,19	170,19	174,56	178,90	183,59
16,5	162,55	166,02	169,64	173,78	178,04	182,00	186,01
17,5	162,80	166,62	170,56	175,01	179,53	183,69	187,84
18,5	162,72	166,74	170,87	175,50	180,19	184,46	188,72
<i>Chicas</i>							
6,5	114,56	116,98	119,53	122,47	125,53	128,41	131,36
7,5	117,96	120,45	123,19	126,54	130,27	134,04	138,20
8,5	121,28	124,16	127,35	131,24	135,57	139,95	144,78
9,5	124,68	128,06	131,75	136,19	141,04	145,84	151,01
10,5	129,06	133,31	137,68	142,59	147,57	152,13	156,67
11,5	134,46	139,05	143,61	148,56	153,40	157,68	161,82
12,5	140,88	145,03	149,18	153,73	158,21	162,21	166,10
13,5	146,26	149,88	153,58	157,70	161,85	165,61	169,34
14,5	149,70	152,82	156,13	160,01	164,10	168,01	172,07
15,5	151,36	154,69	158,17	162,13	166,21	170,00	173,84
16,5	151,29	154,97	158,70	162,83	166,95	170,67	174,34
17,5	150,83	155,12	159,26	163,63	167,79	171,39	174,80
18,5	151,63	155,26	159,02	163,26	167,60	171,58	175,58

**TABLA 6. Variables biológicas derivadas del ajuste del modelo PB1 al P<sub>50</sub> de chicos y chicas**

Parámetros biológicos del estirón	Chicos	Chicas
Velocidad al inicio (v <sub>0</sub> ) (cm/año)	4,961	4,683
Velocidad del pico (cm/año)	6,068	5,884
Estatura al inicio (h <sub>0</sub> ) (cm)	145,381	125,328
Estatura del pico (cm)	161,218	145,328
Edad al inicio (años)	10,832	7,185
Edad en el pico del estirón (años)	13,738	11,024
Talla final (P <sub>50</sub> poblacional) (cm)	176,233	163,569

cuanto a la edad del pico del estirón se ha podido detectar un adelanto secular de dicho parámetro madurativo de 0,2 años por década (tabla 7).

**DISCUSIÓN**

España cuenta con bastantes estudios transversales de crecimiento que, aunque no se han recopilado de forma exhaustiva, pueden revisarse parcialmente<sup>20,35</sup>, con pocos longitudinales<sup>21,36</sup> y con uno semilongitudinal<sup>26</sup>. Las referencias transversales más recientes, además de las del presente estudio, son la del estudio de Cataluña<sup>34</sup> y en Europa, las del estudio de Saarland<sup>37</sup>. El consumo de tiempo y presupuesto ha desanimado a los investigadores españoles para realizar estudios longitudinales de muestras grandes.

En la práctica clínica se prefiere utilizar el estadio de maduración sexual para valorar el crecimiento en lugar de usar sólo la edad cronológica<sup>14</sup>. Se prefieren las referencias condicionales que tienen en cuenta la maduración o la talla de los padres. La referencia propuesta en el presente estudio (v. tabla 5) es incondicional, porque no distingue entre estadios madurativos, ni se usa para predecir la talla adulta individual<sup>38</sup> ni para el diagnóstico de déficit de hormona del crecimiento donde son necesarios los estándares de velocidad<sup>39</sup>. Sin embargo, estas referencias

**TABLA 7. Valores de los parámetros matemáticos y biológicos derivados de la aplicación del PB1 a cada muestra**

Año de la muestra	RSS (cm <sup>2</sup> )	EEE (cm)	Parámetros del PB1 ± EE							Parámetros biológicos derivados					
			h <sub>1</sub>	h <sub>0</sub>	s <sub>0</sub>	s <sub>1</sub>	θ	Inicio del estirón			Pico del estirón				
								Edad (años)	Talla (cm)	v (cm/año)	Edad (años)	Talla (cm)	v (cm/año)		
1896	10,852	1,550	163,830 ± 2,257	153,095 ± 1,600	0,115 ± 0,015	0,992 ± 0,265	15,938 ± 0,375	11,636	129,854	4,399	15,251	148,723	6,353		
1908-1921	1,826	0,228	161,600 ± 0,441	151,489 ± 0,343	0,110 ± 0,003	1,478 ± 0,116	15,484 ± 0,073	11,945	130,716	3,728	15,220	148,831	8,610		
1954	0,527	0,066	171,815 ± 0,293	159,958 ± 0,247	0,106 ± 0,002	0,998 ± 0,043	14,962 ± 0,055	10,671	134,620	4,805	14,288	155,344	7,016		
1976	0,473	0,059	173,128 ± 0,276	161,025 ± 0,203	0,105 ± 0,002	0,969 ± 0,037	14,852 ± 0,048	10,514	135,025	4,960	14,123	156,041	7,004		
1978-1979	0,683	0,085	176,073 ± 0,255	163,433 ± 0,259	0,104 ± 0,001	0,936 ± 0,025	14,574 ± 0,060	9,913	136,585	4,599	13,892	158,792	6,972		
1983	0,465	0,058	173,404 ± 0,274	161,250 ± 0,241	0,105 ± 0,002	0,965 ± 0,039	14,827 ± 0,053	10,494	135,148	4,981	14,103	156,250	7,032		
1998	2,363	0,338	176,233 ± 0,511	166,472 ± 0,699	0,134 ± 0,005	1,000 ± 0,001	14,629 ± 0,147	10,832	145,381	4,961	13,738	161,218	6,068		

h<sub>1</sub>: talla final (asíntota superior del modelo); h<sub>0</sub> y θ: talla promedio y edad para la talla en la pendiente decreciente del estirón estatural; s<sub>0</sub> y s<sub>1</sub>: definen la forma del estirón (sin significado biológico, se usan para dibujar la curva de crecimiento).  
 EE: error estándar; EEE: error estándar de la estimación; RSS: suma de residuos al cuadrado.

estaturales incondicionales y las curvas correspondientes (figs. 1 y 2) se utilizan en estudios nutricionales, epidemiológicos, deportivos y en atención primaria.

La variación percentilar de la distribución estatural no puede describirse usando únicamente el PB1 debido a la asimetría de los datos. Sin embargo, el LMS es capaz de normalizar los percentiles, incluyendo los extremos. La combinación del PB1 con el LMS representa un buen algoritmo para obtener referencias de crecimiento. El PB1 por sí mismo es útil para comparar poblaciones con fines bioantropológicos y para estudiar el secular *trend* estatural. El valor del primer parámetro del PB1,  $h_1$  (v. tabla 6) muestra que los chicos del presente estudio son 0,6 cm más altos y las chicas 2,3 cm más altas respecto a la muestra semilongitudinal del Gran Bilbao<sup>26</sup>. Teniendo en cuenta la diferencia cronológica entre ambos estudios, puede existir cierto efecto de cambio secular, que habría sido más notable en el sexo femenino.

En chicas, se observa una estabilización asintótica de la estatura prácticamente a partir de los 16 años, mientras que en los chicos continúa incrementándose posteriormente, lo cual implica que el estudio de varones habría mejorado abarcando edades superiores, como se ha comprobado en otros estudios<sup>40</sup>. La edad al inicio del estirón determinada transversalmente (presente estudio) es un parámetro cercano al MHV longitudinal, aunque su valor es inferior. Dicha edad (v. tabla 6) aparece con un retraso de 3,65 años en chicos respecto a chicas, aunque la edad del pico del estirón se ha presentado con un retraso algo menor (2,71 años). Habría que tener en cuenta que, por lo general, en las muestras masculinas los estudios transversales proporcionan estimaciones del pico del estirón similares a las que se obtienen con datos longitudinales, mientras que en las muestras femeninas los datos transversales tienden a subestimarlos<sup>41</sup>. En este estudio la diferencia entre las tallas al pico y al inicio del estirón explica el 51% de la talla adulta en chicos y el 52% en chicas, ya que desde el inicio del estirón hasta el momento del pico del estirón los chicos aumentan 15,8 cm de los 30,9 cm que ganan hasta que alcanzan la talla adulta, mientras que las chicas aumentan 20,0 cm de los 38,2 cm de ganancia total. Hay que destacar que, respecto al estudio del Gran Bilbao<sup>26</sup>, la talla al inicio del estirón arroja mayores diferencias con el presente estudio que la talla adulta. La ganancia de la talla en chicos y chicas es incondicional, en el presente estudio, respecto a los hitos puberales y su valor siempre es superior al que resulta de los estudios longitudinales debido a la relación entre la edad al inicio del estirón y MHV. La ganancia estatural total promedio en estudios longitudinales es  $28 \pm 3,4$  cm en chicos y  $26 \pm 4,8$  cm en chicas<sup>42</sup>. Por lo tanto, la ganancia transversal en chicos del presente estudio queda mejor estimada que en chicas aunque en ambos sexos el parámetro transversal sobrestima el valor longitudinal promedio.

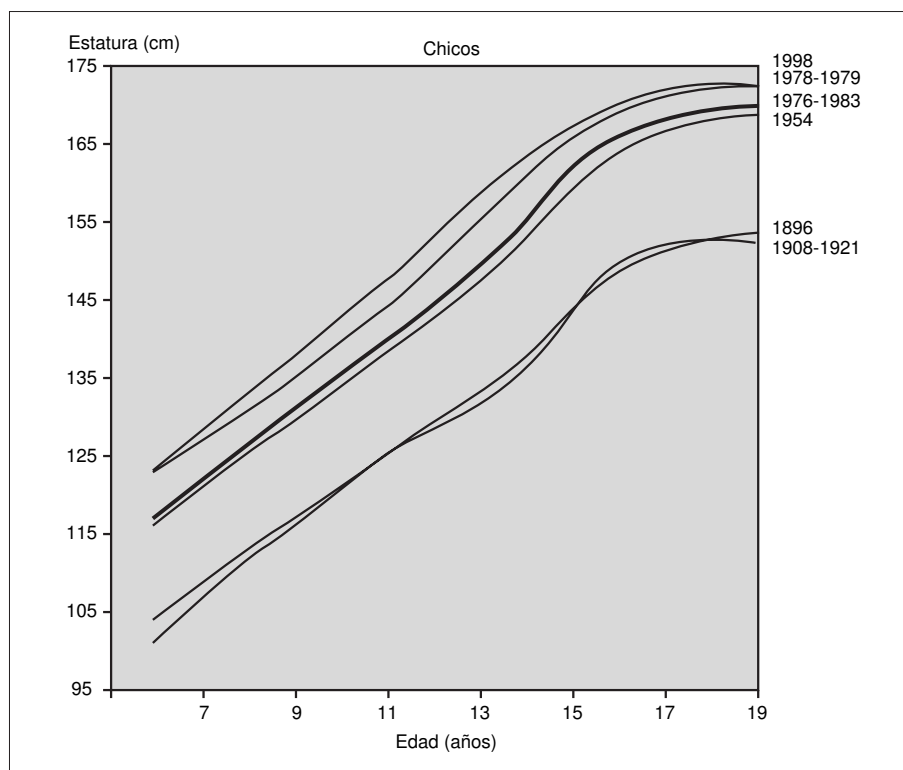
La edad promedio al inicio del estirón de la talla en chicas en estudios longitudinales es de  $8,69 \pm 1,58$  años<sup>43</sup>. Esto significa que el 68,3% (1 DE) de la población de niñas inicia el estirón estatural entre los 7,11 y los 10,27 años aunque la edad transversal promedio estimada en el presente estudio (7,185 años) constituya una subestimación del valor longitudinal, ésta se encuentra dentro de los límites de variación usual. Respecto a otros modelos usados para estudiar el estirón de la talla, el PB1 produce las estimas más bajas del inicio del estirón en estudios longitudinales para ambos sexos<sup>44</sup>, efecto que se observa también en el presente estudio.

Aunque la talla máxima referida al  $P_{50}$  se diferencia 12,7 cm entre chicos ( $h_1 = 176,233$  cm) y chicas ( $h_1 = 163,569$  cm), la talla máxima referida al  $P_{97}$  sólo se diferencia en 11 cm ( $h_1 = 186,556$  cm en chicos;  $h_1 = 175,589$  cm en chicas). Esto se cumple también cuando se estudian las diferencias en dimorfismo sexual entre las asíntotas de los demás percentiles. Es decir, las diferencias entre sexos tienden a ser algo más elevadas para los percentiles bajos que para los altos. Una posible interpretación señala que las niñas con un crecimiento esquelético elevado reducen el dimorfismo sexual potencial como consecuencia de la mejora de las condiciones nutricionales y de otras condiciones ambientales (higiene, actividad física, etc.). En otras poblaciones se ha demostrado que un deterioro significativo de las condiciones de vida también tiende a reducir el dimorfismo sexual, y entonces es el sexo masculino el que presenta mayor respuesta<sup>45</sup>.

La estimación del error cometido, en este artículo, en la predicción de la talla adulta de las muestras de Olóriz<sup>28</sup>, Rosique et al<sup>40</sup> y la del presente estudio, oscila entre el 0,1 y el 2%. Pero el error aumenta previsiblemente en aquellas poblaciones en las que la velocidad media de crecimiento experimenta fluctuaciones no correlacionadas con las referencias utilizadas.

La estimación del incremento estatural medio por decenio es útil para caracterizar el secular *trend* de la población española, aunque a lo largo de una serie de decenios consecutivos la velocidad de cambio secular sea heterogénea, porque al expresar el resultado de este modo se realiza sólo un cambio de escala, y se facilita la comparación entre autores. Por ejemplo, partir de los incrementos absolutos obtenidos por Nieto<sup>46</sup> para el aumento estatural en España se puede inferir un incremento medio de 1,18 cm por década, valor muy cercano al obtenido por nosotros en el presente artículo (1,2 cm por década) y al obtenido por otros autores<sup>24</sup>.

Hasta la primera década del siglo xx las condiciones higiénico-sanitarias y la falta de infraestructura de la ciudad de Madrid, así como las elevadas tasas de mortalidad infantil, reflejan un cuadro socioeconómico deficiente<sup>47</sup> que se plasma en el mantenimiento de tallas bajas en la población madrileña frente a otras muestras con-



**Figura 3.** Representación gráfica de la modelización del crecimiento estatural de una serie de muestras madrileñas masculinas en el período comprendido entre 1908 y 1998.

temporáneas centroeuropeas. Pero hasta los años 20 no se considera que haya existido una mejora, expresada por un descenso decisivo de las tasas de mortalidad infantil<sup>48</sup>. Por ello, las curvas de distancia de las dos muestras históricas más antiguas, la de 1896 y la de 1908-1921 reflejan probablemente la situación del estancamiento socioeconómico de principios del siglo xx (fig. 3). La distancia entre las asíntotas superiores de las dos muestras más antiguas con respecto al resto de las muestras, refleja que el incremento secular en Madrid ha sido más notable desde mediados de la década de los años cincuenta asociado al proceso de industrialización y mejoras de las condiciones de vida de dicha época. Dicha asociación define el cambio secular estatural de la mayor parte de los países europeos<sup>17</sup>.

## BIBLIOGRAFÍA

1. Eveleth PB, Tanner JM. Worldwide variation in human growth. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
2. Bueno Lozano G, Ruiibal Francisco JL, Reverte Blanc F, Casado de Frías E. Fiabilidad de tres métodos de predicción de talla adulta en un grupo de tallas bajas variantes de la normalidad. *An Esp Pediatr* 1998; 49: 27-32.
3. Preece MA. Prediction of adult height: methods and problems. *Acta Paediatr Scand* 1988; 347: 4-11.
4. Lenko HL. Prediction of adult height with various methods in Finnish children. *Acta Paediatr Scand* 1979; 68: 85-92.
5. Preece MA, Greco L, Savage MO, Cameron N, Tanner JM. The auxology of growth delay. *Pediatr Res* 1980; 15: 76.
6. Limony Y, Zadik Z, Pic AK, Leiberman E. Improved method for predicting adult height of pubertal boys using a mathematical model. *Horm Res* 1993; 40: 117-122.
7. Preece MA, Baines JM. A new family of mathematical models describing the human growth curve. *Ann Hum Biol* 1978; 5: 1-24.
8. Tanner JM, Hayashi T, Preece MA, Cameron N. Increase in length of leg relative to trunk in Japanese Children and adults from 1957 to 1977: a comparison with British and Japanese Americans. *Ann Hum Biol* 1982; 9: 411-423.
9. Hauspie RC. Modèles structurels dans l'analyse de la courbe de croissance individuelle. *Anthropol Préhist* 1989; 100: 123-128.
10. Bock RD, Wainer H, Petersen A, Thissen D, Murray J, Roche A. A parametrization for individual growth curves. *Hum Biol* 1973; 45: 63-80.
11. Vercauteren M. Aspects de l'évolution séculaire en Belgique. Etude englobant les enfants, les adolescents et les jeunes adultes. Analyse de la croissance en relation avec différents paramètres du milieu. Thèse. Bruselas, Université Libre de Bruxelles, 1989.
12. Milani S. Modelling Secular Growth Changes. En: Bodsžár EB, Susanne Ch, eds. *Secular Growth Changes in Europe*. Budapest: Eötvös University Press, 1998; 27-45.
13. Lindgren GW. Genetics of Growth and Development. The Case of Sweden or How Old Was Jerker? *Collegium Antropol* 1988; 12: 47-66.
14. García Llop LA, Ramada Benedito A. Maduración sexual y biológica. *An Esp Pediatr* 1993; 38: 245-249.
15. Viñolas Llop D, Vizmanos Lamotte B, Aresté Pitzzalís A, Soler Pérez JL, Martí-Henneberg C. Tratamiento con testosterona en la pubertad diferida: estudio longitudinal en relación a un grupo control. *An Esp Pediatr* 1999; 51: 346-352.
16. Van Wieringen JC. Secular Growth Changes. En: Falkner F, Tanner JM, eds. *Human Growth*. Nueva York: Plenum Press, 1986; 307-327.



17. Bodzsár EB, Susanne Ch. Secular growth changes in Europe. Budapest: Eötvös University Press, 1998.
18. Rebato E. The studies on secular trend in Spain: a review. En: Bodzsár EB, Susanne Ch, eds. Secular Growth Changes in Europe. Budapest: Eötvös University Press, 1998; 297-317.
19. Mesa MS, Fuster V, Sanchez-Andres A, Marrodan MD. Secular changes in stature and biacromial and bicristal diameters of young adult Spanish males. *Am J Hum Biol* 1993; 5: 705-709.
20. Alberola López S, Redondo Merinero D, Andrés de Llano JM, Martínez Sopena MJ, Sánchez Villares E. Estudio del crecimiento final en una población de adultos jóvenes. *An Esp Pediatr* 1993; 38: 225-228.
21. Bernis C. Sobre el aumento secular de la estatura en España. *Trab de Antropol* 1976; XVIII: 27-32.
22. Marrodán MD, González-Montero de Espinosa M, Pérez-Magdaleno A, Moreno S. El crecimiento como reflejo de los cambios socioambientales. *Observatorio medioambiental n.º1*. Madrid: Servicio de Publicaciones Universidad Complutense de Madrid, 1998; 93-104.
23. Gordón PM, Marrodán MD, Callejo ML, Moreno-Heras E, González-Montero de Espinosa M, Mesa MS et al. Antropometría nutricional, aptitud física y alimentación en adolescentes madrileños. *Bol Soc Esp Antrop Biol* 1999; 20: 1-30.
24. Marrodán MD, Callejo ML, Moreno-Heras E, González-Montero de Espinosa M, Mesa MS, Gordón PM et al. Antropometría nutricional y aptitud física en adolescentes urbanos de Madrid. *An Esp Pediatr* 1999; 51: 9-15.
25. Hauspie RC. Croissance. En: Ferembach CD, Chamla SMC, eds. *L'Homme, son évolution, sa diversité*. París: Doin, 1986; 359-368.
26. Ruiz I. Estudio longitudinal del crecimiento en la etapa puberal, en una muestra de escolares del Gran Bilbao [tesis]. Bilbao: Universidad del País Vasco-Euskal Herriko Unibertsitatea, 1989.
27. Cole TJ. Using LMS method to measure skewness in the NCHS and Dutch National height standards. *Ann Hum Biol* 1989; 16: 407-419.
28. Olóriz F. La talla humana en España. Discurso leído en la Real Academia de Medicina. Biblioteca Nacional de España, 1896; 131.
29. González-Montero de Espinosa M, Marrodán MD, Moreno S, Pérez-Magdaleno A. El crecimiento de los españoles a principios del siglo xx: Antropometría en las colonias escolares del Museo Pedagógico Nacional. En: Caro L, Rodríguez H, Sánchez E, López B, Blanco MJ, eds. *Tendencias actuales de investigación en la antropología física española*. León: Universidad de León, 2000; 675-683.
30. Muro A, Aceña A, Vivanco E. Patrones de crecimiento de los niños españoles normales. *Rev Clin Esp* 1954; 53: 360.
31. Marrodán MD. Estudio de crecimiento en escolares de 5 a 14 años en la comarca de Lozoya-Somosierra. Memoria de Licenciatura. Madrid: Universidad Complutense de Madrid, 1983.
32. Rosique J. Estudio transversal del crecimiento en escolares vizcaínos. La variación antropométrica como componente de la estructura biológica de la población [tesis]. Bilbao: Universidad del País Vasco-Euskal Herriko Unibertsitatea, 1992.
33. Lindgren GW, Hauspie RC. Heights and Weights of Swedish school children born in 1955 and 1967. *Ann Hum Biol* 1989; 16: 397-406.
34. De la Puente ML, Canela J, Alvarez J, Salleras L, Vicens-Calvet E. Cross-sectional growth study of the child and adolescent population of Catalonia (Spain). *Ann Hum Biol* 1997; 24: 435-452.
35. Casado de Frías E. Crecimiento: problemas. *An Esp Pediatr* 1992; 36: 15-25.
36. Moreno P, Carriò R. The height and weight of girls in Barcelona (Spain): Longitudinal data. *Acta Med Auxol* 1993; 25: 59-66.
37. Danker-Hopfe H, Zabransky S. Saarland Growth Study: sampling design. *Wien Med Wochenschr* 2000; 150: 136-139.
38. Ruibal Francisco JL, Bueno Lozano G, Villamor Zambrano E, Reverte Blanc F, Casado de Frías E. Estudio clínico-analítico, crecimiento y maduración ósea en niños hipertiroideos. *An Esp Pediatr* 1994; 41: 163-170.
39. Pombo Arias M, Diéguez González C. Diagnóstico del déficit de hormona del crecimiento. *An Esp Pediatr* 1995; 43: 1-4.
40. Rosique J, Rebato E. Comparative study of statural growth in Spanish populations. *Am J Hum Biol* 1995; 7: 553-564.
41. Zemel BS, Johnston FE. Application of the Preece-Baines growth model to Cross-sectional data: problems of validity and interpretation. *Am J Hum Biol* 1994; 6: 563-570.
42. Yeste Fernández D, Carrascosa Lezcano A, Ortega Aramburu JJ, Gussinyé Canadell M. Crecimiento puberal y talla adulta en pacientes diagnosticados de leucemia linfoblástica aguda en edad prepuberal y tratados con radioterapia. *An Esp Pediatr* 1994; 41: 235-238.
43. Neinstein L. Comentarios en torno a problemas frecuentes en la salud del adolescente. *An Esp Pediatr* 1993; 39: 19-32.
44. Ledford AW, Cole TJ. Mathematical models of growth in stature throughout childhood. *Ann Hum Biol* 1998; 25: 101-115.
45. Stini WA. Adaptive strategies to human populations under nutritional stress. En: Stini WA, ed. *Physiological and morphological adaptation and evolution*. Nueva York: Mouton Publishers, 1979.
46. Nieto JL. Aceleración diacrónica del crecimiento. En: Bueno M, ed. *Crecimiento y desarrollo humanos y sus trastornos*. Madrid: Ergón, 1993; 51-56.
47. Hauser Ph. Madrid bajo el punto de vista médico-social. Madrid: Editorial Nacional, 1979.
48. Gómez-Redondo R. La mortalidad infantil española en el siglo xx. Madrid: CIS, 1992.