

## Variabilidad por categoría de población y por sexos de la mortalidad infantil en España

*Infant mortality in Spain: Variability according to sex and category of population*

Vicente Fuster<sup>1</sup>, Miguel A. Edo<sup>2</sup>, Francisco Luna<sup>1</sup>, Araceli Perrino<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Zoología y Antropología Física, Facultad de Biología, Universidad Complutense de Madrid, 28040-Madrid. [vfuster@bio.ucm.es](mailto:vfuster@bio.ucm.es)

<sup>2</sup>Departamento de Biología Animal, Laboratorio de Antropología, Facultad de Biología, Universidad de León, 24071-León

**Palabras clave:** Mortalidad infantil, sexo, edad, tamaño demográfico, España.

**Key words:** Infant mortality, sex, age, demographic size, Spain.

### Resumen

A partir de una base de datos informatizada procedente del Instituto Nacional de Estadística (INE), en la que se incluían datos correspondientes a todos y cada uno de los fallecimientos ocurridos en España desde el año 1975 hasta 1999, se seleccionaron 123.822 casos correspondientes a fallecidos antes de su primer aniversario (mortalidad infantil). Puesto que la mortalidad infantil es dependiente del número de nacidos vivos en la población, fue necesario obtener una segunda base de datos relativa a esta variable, teniendo en cuenta el año de nacimiento, el sexo del recién nacido, su provincia de inscripción y una indicación de la categoría demográfica de cada localidad (hasta 10.000 habitantes, de 10.001 a 50.000 y más de 50.000 o capital de provincia). Aunque en el período considerado la tasa de mortalidad infantil se redujo de 17,13 a 4,87, las defunciones masculinas superaron significativamente a las femeninas (Wilcoxon  $m-f$   $Z = -4,29$ ,  $p < 0,001$ ). Por lo que se refiere a las categorías de población, y una vez excluido el año 1982 por su excesivo número de casos perdidos, se encontró que en las localidades con más de 50.000 residentes o capitales de provincia, las tasas de mortalidad infantil fueron significativamente más elevadas que en las otras dos categorías de población (Friedman  $\chi^2(2) = 31,65$ ,  $p < 0,001$ ), las cuales fueron similares entre sí. Para explicar este resultado, se tomó en cuenta la distribución por edades de los fallecimientos, encontrándose una mayor proporción de mortalidad neonatal (menos de un mes) en la categoría más urbana. Además, a este grupo le correspondió un exceso de causas endógenas de defunción. A este diferente patrón de causas de defunción se atribuyen las diferencias encontradas en relación con la categoría demográfica.

### Abstract

From a data base provided by the Spanish National Institute of Statistics (INE) including all deaths occurring between 1975 and 1999, cases ( $N = 123,822$ ) corresponding to infant mortality (less than one year of age at death) were selected. Since infant mortality rate depends on the yearly number of live births, a second data base was obtained including this variable. The above was achieved taking into account the year of birth, sex, province where the birth inscription occurred and an indicator of the demographic size of the locality (up to 10,000, 10,001-50,000 and more than 50,000 or capital of province). Although for Spain the infant mortality rate decreased from 17.13 to 4.87 in the period studied, male rates were significantly higher than female (Wilcoxon  $m-f$   $Z = -4.29$ ,  $p < 0.001$ ). With respect to infant deaths by category of population, the year 1982 had to be excluded because the percentage of missing cases was excessive. Regarding the demographic size, urban localities larger than 50,000 inhabitants or capital of provinces showed higher rates in comparison with the other two remaining categories (Friedman  $\chi^2_{(2)} = 31.65$ ,  $p < 0.001$ ), which were similar. In order to explain these results, the age distribution of infant deaths was taken into account; a larger proportion on neonatal mortality (less than 1 month) was found in urban areas. In addition, considering causes of death, an excess of endogenous mortality corresponded to this group. Therefore, a diverse pattern in the distribution of infant death causes could explain differences found according to the demographic category of Spanish localities.

### Introducción

El periodo vital que sigue al nacimiento de un individuo es crítico en cuanto a sus posibilidades de supervivencia, debido a la particular susceptibilidad a ciertas enfermedades en esta época de la vida. Los factores culturales, sociales y económicos, el desarrollo tecnológico y la organización sanitaria se reflejan en las tasas de mortalidad infantil (Trapp *et al.* 1983). Por ello, las tasas de mortalidad infantil (TMI), definidas como el número de fallecidos con menos de 12 meses de edad por cada mil nacidos vivos en un año dado, han sido tradicionalmente consideradas un excelente indicador de las condiciones biosanitarias de una población. La mortalidad infantil también se relaciona con la proporción terciaria de sexos en las primeras etapas de la vida. En tiempos pretéritos el exceso de nacimientos masculinos era compensado por una mortalidad infantil más elevada entre los varones (Madrigal, 1992, Zonta *et al.* 1996). En estudios históricos que consideraban un extenso periodo de tiempo, se puso en evidencia una tendencia progresiva hacia menores tasas de mortalidad infantil conforme las condiciones socioeconómicas de la población se asumía iban mejorando. En el caso de un país como España el anterior fenómeno también se dio, y ya situados en el último cuarto del siglo XX cabría, a priori, pensar que las condiciones biosanitarias y socioeconómicas serían lo suficientemente buenas como para que la tendencia decreciente antes comentada, se hubiera ralentizado o prácticamente detenido. En esta situación teórica también deberían haberse difuminado las diferencias medioambientales correspondientes a distintos entornos (rural o urbano), bajo la premisa de que el acceso a los servicios médicos no sería muy diferente en uno u otro medio.

El fallecimiento de un niño durante su primer año de vida suele atribuirse a factores endógenos o exógenos, lo que llevó a autores tales como Bourgeois-Pichat (1964) y Nadot (1971) a subdividir la tasa de mortalidad infantil en un componente endógeno y otro exógeno. Ello se justifica porque uno y otro resultan de causas de mortalidad diversas, las cuales presentan diferentes tendencias evolutivas y no responden de forma idéntica a la intervención de la medicina (London, 1993). Así, en el siglo XIX las causas exógenas de mortalidad, tales como enfermedades infecciosas, falta de higiene y nutrición deficiente se redujeron, en países desarrollados, debido al efecto combinado de la sanidad pública y de los avances en el conocimiento médico. Tal como señala un reciente informe de la ONU (United Nations, 2000), la promoción de la supervivencia infantil y su salud, ha sido durante mucho tiempo objeto de una amplia gama de políticas adoptadas para mejorar el nivel sanitario de la población en general. Han tenido lugar avances

importantes que han permitido el acceso al combate contra muchas enfermedades comunes y se ha incrementado el número de niños inmunizados sistemáticamente contra enfermedades que en el pasado originaban muchas muertes. No sería hasta después de 1970 cuando una gran parte del progreso en el desarrollo de intervenciones médicas efectivas haya tenido consecuencias sobre las oportunidades de supervivencia de niños fisiológicamente débiles.

### Material y Métodos

La información en la que se basa este trabajo tiene una doble procedencia. Por una parte se utilizó una base de datos informatizada procedente del Instituto Nacional de Estadística (INE) consistente en 25 ficheros anuales, los cuales incluían datos correspondientes a todos y cada uno los fallecimientos ocurridos en España desde el año 1975 hasta 1999. Primeramente los ficheros anuales se fusionaron en uno total (7.987.193 registros). En una segunda fase, de este fichero se segregaron los casos correspondientes a fallecidos antes de su primer aniversario (mortalidad infantil). Este último fichero consta de 123.822 casos y en él se basa todo el análisis que sigue.

Puesto que la mortalidad infantil es dependiente del número de nacidos vivos en la población, fue necesario obtener una segunda base de datos relativa a esta variable, la cual como requisito habría de presentar la información teniendo en cuenta el año de nacimiento, el sexo de recién nacido, su provincia de inscripción y una indicación de las características demográficas del municipio correspondiente (hasta 10.000 habitantes, 10.001-50.000, y más de 50.000). Esta base de datos se elaboró para los años 1975-1998 (no están disponibles los nacimientos correspondientes a 1999)

Las fuentes utilizadas para la obtención de los datos de nacimientos por categoría de población, sexo y provincia, fueron:

- “Movimiento Natural de la Población” (INE) para los años 1975 a 1998 (nacidos vivos por sexo y por provincias según el lugar de inscripción).

Como los nacimientos no aparecían clasificados por categoría de población de la manera que se requería, y con el fin de conocer cuales de las localidades señaladas como mayores de 10.000 habitantes podían ser incluidas en la de más de 50.000, se recurrió a:

- Padrón municipal de 1975
- Censo de 1981
- Censo de 1991
- Padrón Municipal de 1986
- Actualizaciones del Padrón Municipal para los años 1987, 1988, 1989, 1990.
- Fichero CERCA (INE)

Con esta información se estimó el número total de habitantes en cada categoría de población y por provincias para los años 1975, 1981 y 1986 a 1998, de tal forma que para los años 1976 a 1980 y 1982 a 1985 se eligió como referencia (al no tener la información precisa para estos años) el Padrón de 1975 y el Censo de 1981, respectivamente.

Hecho lo anterior, se combinaron los ficheros de muertes infantiles y de nacimientos, lo que constituyó la base de datos de trabajo.

Primeramente se calculó la TMI para toda España (1975-1998), considerando la totalidad de los casos (122.122). Para los análisis posteriores se descartaron aquellos cuyo lugar de inscripción de la defunción aparecía codificado como 53 o 66 (extranjero o desconocido, respectivamente). Tras esto, la base de datos se redujo a 119.940 casos. Por lo que se refiere a las categorías de población (<10.001, 10.001-50.000 y >50.000 habitantes), el porcentaje de casos perdidos por el sistema se mantuvo alrededor del 1% (1,3 % en 1998), excepto en el año 1982 en el que se elevó al 35%. Este valor es indicativo de que la categoría de población no siempre se ha registrado entre las muertes infantiles. Ello ha obligado a prescindir del año 1982 en los análisis que consideran la categoría de población, reduciendo el número de casos válidos a 116.007 defunciones, ya que de considerarse este año, sin corregir el número de nacimientos, las tasas de mortalidad infantil resultantes estarían subestimadas.

Los objetivos de este estudio se concretan en: a) determinar si los niveles de mortalidad infantil correspondientes al período 1975-1998 han seguido un patrón estático, o bien ha habido cambios temporales, y b) establecer si ese patrón manifiesta diferencias según la categoría de

población que se considere (tamaño demográfico) y el sexo del fallecido. Este análisis se complementa teniendo en cuenta la posible existencia de diferencias en cuando a la edad de fallecimiento y de las causas predominantes de defunción según su naturaleza endógena o exógena.

AÑO	DEF	NAC	TMI
1975	12641	668596	18,91
1976	11590	676713	17,13
1977	10520	655525	16,05
1978	9715	635783	15,28
1979	8591	601470	14,28
1980	7048	570646	12,35
1981	6644	532601	12,47
1982	5822	515332	11,30
1983	5285	484873	10,90
1984	4670	472820	9,88
1985	4071	455937	8,93
1986	4038	437763	9,22
1987	3789	426399	8,89
1988	3371	418437	8,06
1989	3179	408024	7,79
1990	3050	401063	7,60
1991	2846	395652	7,19
1992	2798	396808	7,05
1993	2581	385718	6,69
1994	2239	369577	6,06
1995	1996	363467	5,49
1996	2008	361947	5,55
1997	1856	368361	5,04
1998	1774	364427	4,87

**Tabla 1.** Frecuencia absoluta de muertes infantiles (DEF) y nacidos vivos (NAC). Tasa de mortalidad infantil por años (TMI).

**Table 1.** Absolute frequency of infant deaths (DEF) and live births (NAC). Yearly infant mortality rate (TMI).

## Resultados y discusión

### *a) Evolución temporal*

Los valores absolutos correspondientes a los nacimientos y defunciones infantiles ocurridos en España desde el año 1975 se muestran en la Tabla 1, en la que también se incluyen las tasas de mortalidad infantil. Es de destacar que, a pesar de estar tratando un período reciente durante el cual el nivel socioeconómico de España era satisfactorio, sigue apreciándose desde 1975 hasta 1998 una clara tendencia decreciente de las tasas de mortalidad infantil, desde valores iniciales de 18,91 hasta los últimos, de 4,87 por mil nacidos vivos. Sin embargo la disminución no ha sido uniforme ya que se ralentiza en torno a 1988; es decir que en esa tendencia decreciente podrían distinguirse dos etapas: 1975-1988 y 1989-1998. Por lo tanto, el avance socioeconómico, higiénico y sanitario enfocado a la pediatría no había culminado por completo al principio del período estudiado. Los valores iniciales eran, sin embargo, muy reducidos y próximos a los de otros países de nuestro entorno. Utilizando datos de 22 países europeos correspondientes a 1969-1971, Gutiérrez (1980) da para España valores próximos al promedio europeo (aproximadamente 25 por mil) similares a los de Austria e inferiores a los de Italia, Grecia y otros países del este (Polonia, Rumanía, Ex Yugoslavia). Cabe hacer la objeción de que una cierta falta de uniformidad a la hora de establecer los criterios de definición de un nacido vivo, una muerte fetal y un nacido muerto pudiera repercutir en las diferencias entre poblaciones. Sin embargo, Höhn (1981) con información referente a varios países europeos, concluye que cuando el registro es completo, las

divergencias estadísticas no pueden atribuirse a las diferencias en definición, ya que su influencia sobre la tasa de mortalidad infantil es despreciable.

En un estudio realizado en el norte de Suecia, años 1875-1975, Modrzewska (1984) afirma que la reducción secular de la mortalidad infantil se debe principalmente al descenso rápido de la tasa de mortalidad de niños entre 7 y 12 meses de edad. Las principales causas de muerte en este grupo se relacionan con infecciones víricas o bacterianas en condiciones de bajo estándar socio-económico y ausencia de cuidados médicos. En este sentido, Zonta y Ulizzi (1996) señalan, a partir de datos para Italia, que desde los años ochenta las curvas que representan la mortalidad infantil desde el primer mes al mes y hasta el año se solapan, indicando que en nuestros días la mortalidad se concentra durante el primer mes. Adicionalmente, en un estudio de Astolfi et al. (2000) que se extendía entre los años 1930 a 1993, se observó que en ese país, la tasa de nacidos muertos también se redujo. Ello puede reflejar que en ambas tendencias decrecientes, además de otros factores, una menor edad de maternidad puede haber tenido alguna influencia.

#### *b) Diferencias sexuales*

Tanto los varones como las mujeres se han beneficiado de una progresiva reducción de los niveles de mortalidad infantil (Tabla 2), a pesar de lo cual, los valores masculinos se han mantenido por encima de los femeninos.

AÑO	DEF-M	DEF-F	DEF	NAC-M	NAC-F	NAC	TMI-M	TMI-F
1975	7219	5412	12631	345982	322614	668596	20,87	16,78
1976	6730	4851	11581	348870	327843	676713	19,29	14,80
1977	6066	4444	10510	338622	316903	655525	17,91	14,02
1978	5560	4146	9706	329400	306383	635783	16,88	13,53
1979	4931	3650	8581	310639	290831	601470	15,87	12,55
1980	4111	2928	7039	296018	274628	570646	13,89	10,66
1981	3870	2762	6632	277961	254640	532601	13,92	10,85
1982	3312	2498	5810	268447	246885	515332	12,34	10,12
1983	2986	2292	5278	251351	233522	484873	11,88	9,81
1984	2670	1987	4657	245815	227005	472820	10,86	8,75
1985	2347	1718	4065	236056	219881	455937	9,94	7,81
1986	2312	1701	4013	226418	211345	437763	10,21	8,05
1987	2213	1550	3763	221087	205312	426399	10,01	7,55
1988	1866	1478	3344	216459	201978	418437	8,62	7,32
1989	1795	1370	3165	211003	197021	408024	8,51	6,95
1990	1710	1332	3042	207294	193769	401063	8,25	6,87
1991	1612	1225	2837	204715	190937	395652	7,87	6,42
1992	1589	1204	2793	204776	192032	396808	7,76	6,27
1993	1468	1106	2574	199374	186344	385718	7,36	5,94
1994	1275	951	2226	190764	178813	369577	6,68	5,32
1995	1090	894	1984	187399	176068	363467	5,82	5,08
1996	1167	826	1993	186367	175580	361947	6,26	4,70
1997	1041	802	1843	189776	178585	368361	5,49	4,49
1998	976	774	1750	188602	175825	364427	5,17	4,40

**Tabla 2.** Defunciones infantiles (DEF) y nacidos vivos (NAC) anuales por sexo (M: masculino, F: femenino). Tasas de mortalidad infantil (TMI) por sexo. (En 205 casos no constaba el sexo del fallecido).

**Table 2.** Yearly infant deaths (DEF) and live births (NAC) per sex (M: males, F females). Infant mortality rates (TMI) per sex. (Sex unknown in 205 cases).

Las tasas de mortalidad infantil masculinas y femeninas se compararon mediante el test de Wilcoxon para muestras emparejadas, obteniéndose un valor de  $Z = -4,2286$  ( $p < 0,001$ ). En períodos más antiguos esta situación era frecuente. Así, Quesada y García (1999) indican, en un estudio realizado en Valdepeñas de Jaén, que en todos los periodos considerados los niños tienen mayor probabilidad de fallecer a o largo del primer mes de vida. Este exceso de mortalidad masculina era evidente hasta 1920; a partir de entonces se difumina. Hasta ese año incluso era

detectable a la edad de un año. Más recientemente, Calot y Caselli (1989) indican para China una mayor mortalidad masculina durante el primer año de vida. Mientras que la supermortalidad femenina se ha limitado a edades reproductoras o juveniles (Tabutin 1978), un exceso de mortalidad masculina ha sido la norma en edades pre-reproductoras, principalmente durante el primer año de vida (Madrigal, 1992). Se ha postulado que pudieran existir diferencias sexuales en la resistencia a las enfermedades, o incluso en la exposición a la infección o acceso a tratamiento. La sensibilidad a las fluctuaciones económicas también puede haber dependido del sexo, aunque para edades tempranas, un efecto de blindaje a través de la protección materna debe haber existido en el pasado (Reher y Sanz-Gimeno, 2000).

Cambios en los niveles de supermortalidad masculina han conducido a que la proporción de sexos en el momento del nacimiento se mantenga casi inalterada hasta al menos el primer año de vida (Zonta *et al.*, 1996).

### *c) Categorías de población*

La Tabla 3 muestra la evolución de las tasas de mortalidad infantil por categoría de población, una vez excluido el año 1982 por las razones expuestas en material y métodos. Aunque las tasas de mortalidad infantil en cada categoría de población siguen la tendencia general decreciente comentada previamente (Tabla 1), se aprecia que la correspondiente a localidades mayores (>50.000 habitantes) se sitúa por encima de las otras dos. Para comparar los niveles de mortalidad según la categoría de población, se aplicó el test de Friedman para  $k$  muestras relacionadas, dando como resultado  $\chi^2_{(2)} = 31,65$  ( $p < 0,001$ ). Posteriormente las tres categorías se compararon por pares utilizando para ello el test de Wilcoxon previamente mencionado. La categoría correspondiente a localidades de más de 50.000 residentes y capitales de provincia difieren significativamente de las otras dos grupos  $Z_{1-3} = -4,167$ ,  $p < 0,001$ ;  $Z_{2-3} = -4,197$ ,  $p < 0,001$  pero no éstos dos entre sí ( $Z_{1-2} = -0,730$ ,  $p = 0,465$ ).

Los anteriores resultados difieren de los de Wolansky (1984), quien para el período 1946-1978 encontró que, hasta aproximadamente 1974, la mortalidad infantil en pueblos era superior a la de las ciudades. A partir de ese año las diferencias fueron como mucho de 0,7. También en la región de Marrakech (Marruecos), con niveles de mortalidad infantil muy elevados, Baudot (1989) señala, en la actualidad, mayores tasas en zona rural que en la urbana. En épocas pasadas parece que era usual la existencia de mayores tasas de mortalidad infantil en zonas urbanas que en las rurales debido a una mayor propensión a la extensión de epidemias y secundariamente, a mayores problemas de nutrición en medio urbano (Trapp *et al.*, 1983). Según Guzman (1995), basándose en estadísticas de países latinoamericanos, las áreas rurales se incorporaron con retraso al descenso de la mortalidad infantil, siendo el descenso más acelerado en medio urbano que en el rural en países en los que el nivel de mortalidad era más elevado. Conforme va disminuyendo el nivel de mortalidad se hace más rápido la reducción en áreas rurales, incluso superando el ritmo experimentado por las urbanas.

Por lo que se refiere a los resultados obtenidos para España, cabe preguntarse si parte de las diferencias observadas pudieran deberse a una cierta disparidad entre los municipios en los que se registró el nacimiento y posterior fallecimiento. Suponiendo que algunos nacidos hubieran sido inscritos en el municipio donde tuvo lugar el parto, normalmente ciudades con centros hospitalarios, mientras que la defunción hubiera sido inscrita en la localidad de residencia de la familia (no necesariamente una ciudad), el resultado habría sido una subestima de las tasas de mortalidad infantil en localidades de más de 50.000 habitantes. De ser así, las tasas de mortalidad infantil correspondientes a este grupo de localidades serían, en realidad, incluso superiores a las obtenidas en la Tabla 3. El supuesto contrario, es decir la inscripción del parto en la localidad de residencia (en el caso frecuente de tratarse de un parto atendido en un centro hospitalario) y del fallecimiento en una ciudad parece más improbable.

AÑO	DEFUNCIONES			NACIMIENTOS			TASAS		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
1975	2165	2490	7976	153713	144581	370042	14,08	17,22	21,55
1976	1778	2215	7588	147053	158374	371285	12,09	13,99	20,44
1977	1523	2061	6926	141598	156424	357508	10,76	13,18	19,37
1978	1497	1908	6301	139334	166157	330648	10,74	11,48	19,06
1979	1281	1667	5633	135090	149642	316738	9,48	11,14	17,78
1980	1377	1411	4251	135007	141789	292436	10,20	9,95	14,54
1981	1276	1263	4093	118993	124567	289041	10,72	10,14	14,16
1983	996	1075	3207	114680	115768	254368	8,69	9,29	12,61
1984	961	840	2856	112274	110142	250374	8,56	7,63	11,41
1985	793	836	2436	109742	108527	237668	7,23	7,70	10,25
1986	879	862	2272	101918	107987	227550	8,62	7,98	9,98
1987	812	797	2154	99723	104603	222073	8,14	7,62	9,70
1988	726	752	1866	98629	106981	212824	7,36	7,03	8,77
1989	672	743	1750	95316	101261	211447	7,05	7,34	8,28
1990	632	670	1740	94519	101427	205127	6,69	6,61	8,48
1991	562	688	1587	89770	103322	202560	6,26	6,66	7,83
1992	605	667	1521	88631	103482	204695	6,83	6,45	7,43
1993	560	598	1416	88008	101976	195734	6,36	5,86	7,23
1994	447	569	1210	85414	98325	185838	5,23	5,79	6,51
1995	438	486	1060	84340	96688	182439	5,19	5,03	5,81
1996	463	494	1036	80765	97071	184111	5,73	5,09	5,63
1997	362	468	1013	81478	99064	187819	4,44	4,72	5,39
1998	351	424	975	80194	99148	185085	4,38	4,28	5,27

**Tabla 3.** Frecuencia absoluta, por años, de muertes infantiles y de nacidos vivos por categoría de población (1: <10.001, 2: 10.001-50.000 y 3: > 50.000 habitantes) y tasas de mortalidad infantil. Año 1982 excluido.

**Table 3.** Yearly absolute frequency of infant deaths and live births and infant mortality rates per category of population (1: <10.001, 2: 10.001-50.000 y 3: > 50.000 inhabitants). Year 1982 excluded.

Se ha observado que en países desarrollados la reducción de la mortalidad infantil correspondiente al periodo neonatal inicialmente ha sido más lenta que la postneonatal, pero a partir de 1960 la situación se invirtió (Lantoiné y Pressat, 1984). En el presente estudio interesa comprobar si la distribución por edades de defunción para menores de un año, es equivalente en una o en otra categoría poblacional. Esto se muestra en la Tabla 4, en la que se aprecia que la frecuencia, respecto al total de fallecidos en el período neonatal (primer mes de vida), es superior en medio urbano (73,11%) que en localidades menores de 10,001 habitantes (58,26%). Las localidades de tamaño intermedio presentan una frecuencia también intermedia. Para intentar encontrar una explicación a estas diferencias, se tuvo en cuenta la distribución de las causas de fallecimiento durante el período neonatal en cada categoría de población. Considerando las 99 posibles causas de defunción agrupadas en 14 grupos, según su naturaleza (Clasificación Internacional de enfermedades, Organización Mundial de la Salud, 9ª revisión), el test de Friedman prueba la existencia de diferencias significativas ( $\chi^2_{(2)} = 12,154$ ,  $p = 0,002$ ). Estas diferencias vienen dadas sobre todo al comparar las localidades de menos de 10.001 habitantes con las de más de 50.000, que serían las únicas que darían diferencias significativas al comparar por pares las categorías de población (Test de Wilcoxon  $Z = -2,271$ ,  $p = 0,023$ ). Una gran parte de estas diferencias se refieren a las causas endógenas (códigos 87 a 90): el porcentaje de fallecidos por este grupo de causas fue de 86,08, 87,84 y 89,54 en cada categoría de población, respectivamente. El exceso de fallecimientos atribuidos a causas endógenas en medio urbano podría, en parte, explicar las diferencias observadas. Sin embargo, no se descarta que otros factores no considerados en este trabajo (por ejemplo, la existencia de bolsas de marginalidad en áreas industriales) pudiera haber desempeñado un papel.

EDAD	TOTAL	CATEGORÍA DE POBLACIÓN					
		HASTA 10.000		10.001-50.000		MÁS DE 50.000	
		N	%	N	%	N	%
0	80463	12534	58,26	15455	63,33	52474	73,11
1	8800	1947	9,05	1998	8,19	4855	6,76
2	6398	1556	7,23	1555	6,37	3287	4,58
3	5216	1277	5,94	1255	5,14	2684	3,74
4	3704	888	4,13	922	3,78	1894	2,64
5	2934	745	3,46	709	2,91	1480	2,06
6	2469	641	2,98	594	2,43	1234	1,72
7	2150	516	2,40	541	2,22	1093	1,52
8	1713	427	1,98	425	1,74	861	1,20
9	1494	401	1,86	352	1,44	741	1,03
10	1278	324	1,51	311	1,27	643	0,90
11	1067	257	1,19	285	1,17	525	0,73
<b>TOTAL</b>	<b>117686</b>	<b>21513</b>	<b>100,00</b>	<b>24402</b>	<b>100,00</b>	<b>71771</b>	<b>100,00</b>

**Tabla 4.** Frecuencia absoluta y relativa (%) de muertes infantiles por categoría de población y edad de defunción, en meses.

**Table 4.** Absolute and relative frequency (%) of infant deaths per category of population and age at death in months.

Se concluye que la mortalidad infantil en España ha seguido una tendencia decreciente en los últimos años, más rápida durante los años 1975-88, equiparable a la de otras poblaciones de su entorno, situándose en 1998 en el 4,87 por cada mil nacimientos. Sin duda la mejora de las condiciones socioeconómicas y sanitarias ocurridas en las últimas décadas ha sido responsable de esa tendencia. Por lo que se refiere a la mortalidad diferencial por sexos, todavía puede apreciarse un ligero y progresivamente menor exceso de mortalidad masculina. Distinguiendo por tamaño demográfico de la población de residencia, se encuentran tasas ligeramente más elevadas en localidades de más de 50.000 habitantes o capitales de provincia, asociadas a una mayor proporción de mortalidad neonatal y causas endógenas de defunción y comparativamente, menores tasas de mortalidad postneonatal. Aunque el presente análisis no permite determinar de forma más específica a que podría atribuirse el contraste entre medios, no se descarta la actuación de otros factores no considerados aquí, tales como la existencia de bolsas de marginalidad en áreas industriales. Sería recomendable un posterior estudio en el que se desarrollara un análisis por provincias, teniendo, además, en cuenta todo un conjunto de variables socio-económicas y demográficas que pudieran ser indicativas de los determinantes del modelo de mortalidad infantil en cada medio.

**Agradecimientos.** Este trabajo ha sido subvencionado por el Ministerio de Ciencia y Tecnología de España, dentro del Programa Nacional de Promoción General del Conocimiento (referencia BOS2000-0566). Se dan las gracias a C. de Blas (INE) por su asesoramiento.

### Bibliografía

- Astolfi P., Ulizzi L. y Zonta L.A., 2000, Natural selection and reproductive behavior in Italy 1930-1993. *Hum. Biol.*, 72, 349-357.
- Baudot P., 1989, Structure de la mortalité infantile dans la region de Marrakech (Maroc). *Population*, 44, 936-945.
- Bourgeois-Pichat J., 1964, Évolution récente de la mortalité infantile. *Population*, 19, 417-438.
- Calot G. y Caselli G., 1989, La mortalité en Chine d'après le recensement de 1982. *Population*, 4-5, 841-872.
- CERCA, 1990, Instituto Nacional de Estadística. Madrid.
- Guzmán J.M., 1995, Trends in socioeconomic differentials in infant mortality in selected Latin American countries. En: *Differential mortality. Methodological issues and biosocial factors*, editado por L. Ruzicka, G. Wunsch y P. Kane (Oxford: Clarendon Press) p. 131.



- Gutierrez H., 1980, Mortalité infantile et variations mensuelles des décès de moins d'un an. Pays d'Europe 1969-1971. *Population*, 35, 1186-1190.
- Höhn C., 1981, Les différences internationales de mortalité infantile: illusion ou réalité. *Population*, 36, 791-816.
- INE., 1975 a 1998, Movimiento natural de la población Española. Instituto Nacional de Estadística. Madrid.
- Lantoine, C. y Pressat, R., 1984, Nouveaux aspects de la mortalité infantile. *Population*, 39, 253-264
- London A.S., 1993, The impact of advances in Medicine on the biometric analysis of infant mortality. *Soc. Biol.*, 40, 260-282.
- Madrigal L., 1992, Differential sex mortality in a rural nineteenth-century population: Escazu, Costa Rica. *Hum. Biol.*, 64, 199-213.
- Modrzewska K., 1984, Perinatal and infant mortality in a North Swedish population, 1875-1975. *Biology and Society*, 1, 70-74.
- Nadot, M.R., 1971, Mesure de la mortalité infantile. Étude statistique de la méthode biométrique de M. Jean Bourgeois-Pichat. *Population*, 26, 901-913.
- Quesada A. y García C.J., 1999, Mortalidad infantil en una población andaluza: Valdepeñas de Jaén, 1841-1990. *Rev. Esp. Antrop. Biol.*, 20, 163-180.
- Reher D.S. y Sanz-Gimeno A., 2000, Mortality and economic development over the course of modernization: An analysis of short-run fluctuations in Spain, 1850-1990. *Pop. studies*, 54, 135-152.
- Trapp P.G., Mielke J.H., Jorde L.B. y Eriksson A.W., 1983, Infant mortality patterns in Aland, Finland. *Hum. Biol.*, 55, 131-149.
- Wolanski N., 1984, Fertility rate and mortality rate in human populations. *Sep. Garcia de Orta, Sér. Antropobiol. Lisboa*, 3 (1-2), 11-14.
- Tabutin D., 1978, La surmortalité féminine en Europe avant 1940. *Population*, 1, 121-148.
- UNITED NATIONS, 2000, Infant and under-5 mortality. En: *Charting the progress of populations Economic and social affairs*. (New York: United Nations). p 39.
- Zonta L.A., Astolfi P. y Ulizzi L., 1996, Early selection and sex composition in Italy: A study at the regional level. *Hum. Biol.*, 68, 415-426.
- Zonta L.A. y Ulizzi L., 1996, Changes of sex composition with a changing environment: an analysis of the Italian population. *Coll. Antrop.*, 20, 29-36.