

Proyección a largo plazo de la esperanza de vida en España

por
MARTA GUIJARRO GARVI
y
ÓSCAR PELÁEZ HERREROS
Departamento de Economía
Universidad de Cantabria

RESUMEN

Este artículo revisa diferentes proyecciones realizadas en las tres últimas décadas sobre la evolución de la esperanza de vida en España encontrando que las mismas siempre han tenido que ser corregidas al alza a los pocos años de su publicación. En un intento por evitar este hecho, se presenta un modelo logístico de dos asíntotas que explica la historia completa de la esperanza de vida en el marco internacional y que permite proyectar la evolución de esta variable para la población española sin tener que fijar de antemano el valor de las asíntotas para la estimación del modelo.

Palabras clave: esperanza de vida, proyección, modelo logístico, envejecimiento.

Clasificación AMS: 91D20.

1. INTRODUCCIÓN

Las proyecciones de población permiten anticipar la evolución futura del número así como de la composición por sexo y edad de los residentes en un área geográfica determinada. Al mostrar las características que presentará cada población, hacen posible la evaluación de las necesidades y las medidas a adoptar en cada territorio. De este modo, las proyecciones de población son útiles para desarrollar una planificación estructural, económica y social acorde a las oportunidades y limitaciones impuestas por la dinámica demográfica.

Los problemas surgen cuando las proyecciones no se corresponden con la realidad observada años más tarde, cuando las necesidades y los recursos no son los previstos y, en consecuencia, las medidas adoptadas no resultan las más adecuadas para esa situación. De ahí la importancia de elaborar unas proyecciones de población fiables, que se aproximen lo más posible a la realidad.

Utilizando el método de las componentes demográficas para realizar las proyecciones, como suele ser habitual, sólo existen dos posibles causas de error: la primera es la elección de una población de partida que no se corresponda con la real; la segunda, que las hipótesis sobre la evolución futura de las distintas componentes del cambio demográfico (mortalidad, natalidad y flujos migratorios) no se verifiquen con el paso del tiempo. El primer motivo de error suele evitarse eligiendo como población de partida la del censo más reciente. La segunda causa es más difícil de eludir, ya que requiere anticipar correctamente las múltiples decisiones que los distintos individuos tomarán durante los próximos años en relación a su salud, su paternidad o maternidad, o su lugar de residencia. No obstante, pese a la incertidumbre inherente a los acontecimientos futuros, las variables demográficas presentan una inercia que, en alguna medida, facilita el pronóstico de su evolución.

De las tres componentes del cambio demográfico, tal vez, la más sencilla de proyectar atendiendo a su dinámica pasada sea la mortalidad medida a través de la esperanza de vida al nacimiento. Como se verá a continuación, esta variable presenta un patrón de comportamiento claro a lo largo de todo el siglo XX, lo que no ha impedido que su proyección se haya visto distorsionada por la adopción sistemática de ciertos supuestos poco acertados.

En este artículo, se presenta una metodología que permite proyectar la esperanza de vida al nacimiento de una forma consecuente con su evolución histórica. Para ello, en primer lugar, se describe su dinámica en España a lo largo del último siglo y se revisan las distintas proyecciones publicadas desde la década de los ochenta. Posteriormente, se propone un método con el que se tratan de evitar los errores detectados en esas proyecciones. En el cuarto apartado, se presentan los

resultados de aplicar ese método al caso español. Por último, se exponen las conclusiones a las que permite llegar el análisis siguiente.

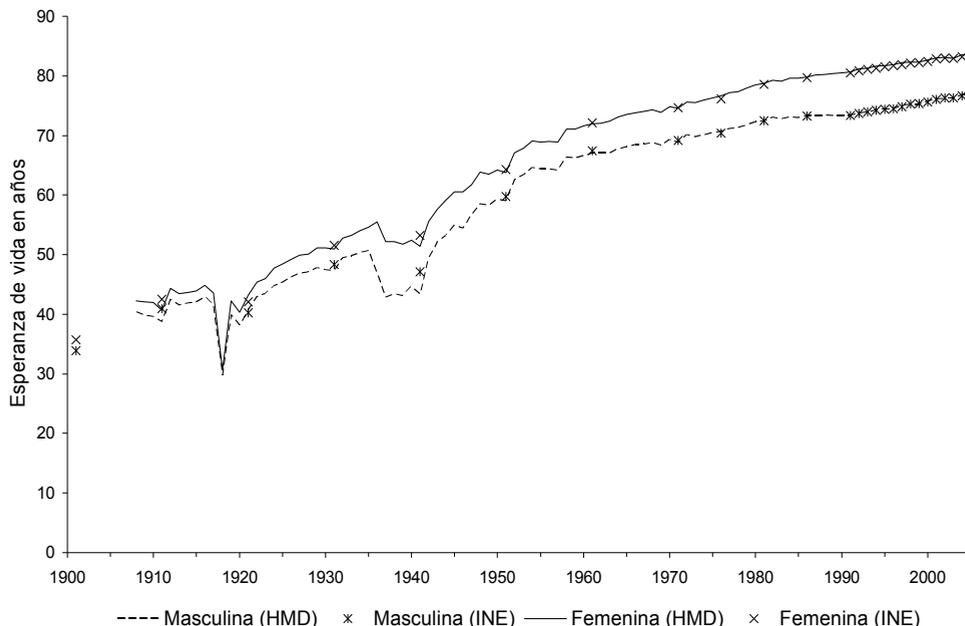
2. ESPERANZA DE VIDA EN ESPAÑA Y DISTINTAS PROPUESTAS DE PROYECCIÓN: UNA REVISIÓN DESCRIPTIVA

Hasta las últimas décadas del siglo XIX, la esperanza de vida en España se mantuvo estable a largo plazo entre los 25 y los 30 años de edad (Livi-Bacci, 1978:181; Pérez Moreda; 1980:141; Dopico y Rowland, 1990; Dopico y Reher, 1998:27-9; Muñoz Pradas, 2005). Sólo a partir de entonces, tras la última epidemia de cólera, que tuvo lugar en 1885, la mortalidad comenzó a reducirse de forma consistente iniciando la transición demográfica que alejaría a España de las condiciones propias del régimen demográfico antiguo.

Los cambios en la agricultura y el desarrollo de los medios de transporte durante el siglo XIX facilitaron una alimentación más regular y variada que contribuyó a reducir la incidencia de las crisis de subsistencia. A ello se unió el comienzo de la industrialización sentando las bases para el crecimiento económico y la modernización del país. La progresiva difusión por los distintos estratos sociales de los beneficios derivados del desarrollo económico y de la adopción de costumbres más sanas, junto con el avance de la medicina en el tratamiento de las enfermedades infecciosas, impulsó el fuerte crecimiento de la esperanza de vida que tuvo lugar durante las primeras décadas del siglo XX (Figura 1). Sólo la gripe de 1918 y la Guerra Civil (1936-1939) y su posguerra (1939-1942) consiguieron interrumpir la expansión de la longevidad media que, en cualquier caso, rápidamente recuperaba la senda perdida durante estos acontecimientos.

Figura 1

ESPERANZA DE VIDA AL NACIMIENTO EN ESPAÑA (1900-2005)



Fuentes: *Human Mortality Database* (HMD) <www.mortality.org>, Instituto Nacional de Estadística (INE) <www.ine.es> e INE (2007a).

Excluyendo del análisis las distorsiones debidas a casos evidentemente anómalos, el resto del periodo objeto de estudio (1900-2005) se caracteriza por una expansión de la esperanza de vida, que resultó mayor durante la primera mitad del siglo que en la segunda. Si en 1900 la esperanza de vida al nacimiento se situaba en los 33,8 años para la población masculina y en los 35,7 para la femenina, a mitad del siglo prácticamente había duplicado esos valores alcanzando los 59,8 y los 64,3 años para hombres y mujeres respectivamente. La reducción de la mortalidad que tuvo lugar en las siguientes décadas elevó esas cifras hasta los 77 y los 83,5 años observados en 2005 (INE, 2007a), completando el incremento de 43,2 años entre la población masculina y de 47,8 años entre la femenina que ha tenido lugar a lo largo de poco más de un siglo.

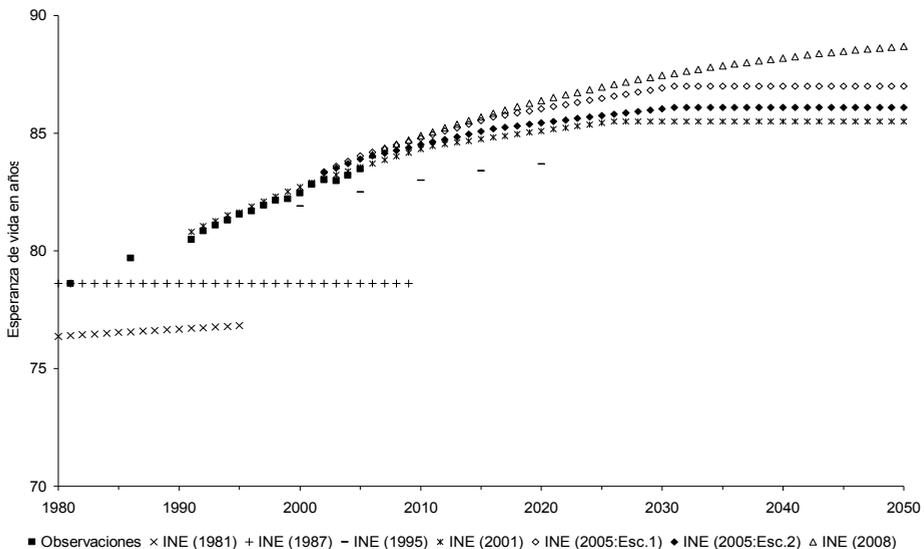
La evolución de la esperanza de vida parece presentar un claro patrón de comportamiento a largo plazo: desde los valores propios del régimen demográfico antiguo, se inicia un crecimiento que resulta especialmente rápido durante la prime-

ra mitad del siglo XX y que se desacelera en las décadas más recientes. Una dinámica tan evidente no debería presentar problemas para ser modelizada y generar unas proyecciones próximas a la realidad. No obstante, la evidencia demuestra que esto no es así.

Las hipótesis sobre la evolución futura de la esperanza de vida utilizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) para elaborar sus proyecciones de población se han mostrado desacertadas a los pocos años de ser propuestas, teniendo que ser corregidas siempre al alza. Como se ilustra en las Figuras 2 y 3, en las últimas décadas, los valores proyectados han tendido a quedar, en algunos casos, muy por debajo de las cifras posteriormente observadas, lo que ha contribuido a distorsionar no sólo las proyecciones de población(1), sino también, los análisis subsecuentes basados en ellas. Revisando las razones que llevaron a proponer unas tendencias tan pobres, es posible encontrar el origen de este problema.

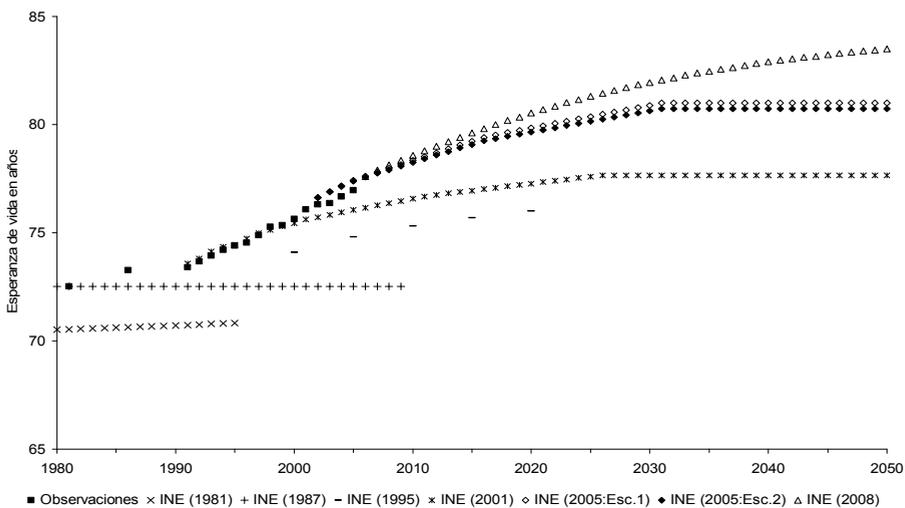
(1) Como se verá en el epígrafe de "Resultados", las variaciones en las hipótesis sobre la evolución de la esperanza de vida al nacimiento, una vez superados los 70 años de edad, no afectan tanto al tamaño como a la distribución por edades de la población (Spengler, 1962:11; Ryder, 1975:15). Así, por ejemplo, de haberse verificado la serie de esperanza de vida propuesta por INE (1981) para el periodo 1980-1995, *ceteris paribus*, llegado el 1 de enero de 1996, la población residente en España hubiese totalizado un millón de habitantes menos de los que figuran en la estimación intercensal de población para esa fecha. El 70% de esa diferencia respondería al aumento del número de mayores de 64 años. De modo análogo, si se hubiese dado el supuesto de esperanza de vida de INE (1987) durante el periodo 1980-2005, el 1 de enero de 2006, se hubiesen observado 1.158.000 residentes menos de los que efectivamente se contabilizaron. 834.000 de ellos (el 72%) pertenecerían al grupo de mayores de 64 años.

Figura 2
PROYECCIONES DE LA ESPERANZA DE VIDA FEMENINA EN ESPAÑA



Fuente: INE (1981, 1987, 1995, 2001, 2005 y 2008).

Figura 3
PROYECCIONES DE LA ESPERANZA DE VIDA MASCULINA EN ESPAÑA



Fuente: INE (1981, 1987, 1995, 2001, 2005 y 2008).

En la proyección de población publicada en 1981 se afirmaba que “los aumentos de la esperanza de vida al nacer provienen, prioritariamente, de esta caída secular de la mortalidad en las edades inferiores a los cinco años” (INE, 1981:26). Se comprobaba que la mortalidad entre los jóvenes podía seguir reduciéndose, aunque no en exceso, ya que prácticamente igualaba a la de los países más avanzados y a la que figuraba en la tabla biológica límite elaborada por Bourgeois-Pichat (1952). Frente a esa posibilidad de mejora, se advertía que “la mortalidad dentro de las generaciones que en 1975 tenían más de cincuenta años de edad es, comparativamente, más baja que la registrada en países como Inglaterra y Gales en 1977, Bélgica en 1976, RDA en 1974, RFA en 1977 y Francia en 1975” (INE, 1981:29). Se explicaba que “los efectivos poblacionales de nuestro país con edades elevadas provienen de generaciones biológicamente seleccionadas por una fuerte mortalidad infecciosa en su juventud [...] y se muestran, por tanto, más resistentes a la mortalidad endógena (enfermedades cerebrales, cardiovasculares y tumores) preponderante a esas edades en la actualidad” (INE, 1981:29), concluyendo que “el «efecto de generación» jugará a la baja sobre la esperanza de vida al nacer” (INE, 1981:30) y que “como resultado final es previsible una desaceleración en los incrementos de la esperanza de vida” (INE, 1981:30). Posteriormente, Finch y Crimmins (2004) han demostrado que la relación entre la exposición a las enfermedades infecciosas y la mortalidad a edades avanzadas es la inversa a la contemplada por INE (1981). Con un mejor cuidado desde la infancia, la vejez se alcanza en condiciones más favorables, lo que ayuda al control de las enfermedades crónicas y degenerativas propias de las últimas etapas de la vida.

Si bien es cierto que por aquel entonces la mayor parte de la extensión de la longevidad media de la población española se debía al descenso de la mortalidad infantil y juvenil, lo que no se tuvo en cuenta fue que la mortalidad entre los mayores comenzaba a reducirse a un ritmo superior al de fechas precedentes, compensando la menor aportación de las mejoras en la supervivencia de los menores y sosteniendo la expansión de la esperanza de vida. La entrada en el cuarto estadio de la transición epidemiológica (Olshansky y Ault, 1986) no fue prevista. La asunción de estos supuestos erróneos llevó a proyectar unas esperanzas de vida al nacimiento de 76,8 años para la población femenina y de 70,8 para la masculina en el año 1995, valores que resultaron ampliamente superados por los 81,6 y los 74,4 que finalmente se registraron en esa fecha.

Las proyecciones publicadas en 1987 repitieron los mismos errores que las de 1981. Después de obtener unas esperanzas de vida al nacimiento de 72,5 años para los varones y de 78,6 años para las mujeres en 1980-81 y de compararlas con las de otros países, se concluía que “la población española disfruta, en 1980, de

una situación privilegiada en lo que se refiere al fenómeno de la mortalidad” (INE, 1987:16). Debido a ello, se “hace difícil suponer que a corto plazo vayan a conseguirse nuevos aumentos apreciables en la esperanza de vida al nacimiento, por lo que una hipótesis para realizar las proyecciones de población será la de mortalidad constante” (INE, 1987:16).

En 1995 se elaboraron unas nuevas proyecciones de población. En esta ocasión, para definir la hipótesis sobre la evolución futura de la esperanza de vida se recurrió a la extrapolación de las tasas de mortalidad correspondientes a los años 1980, 1985 y 1990. La elección de esos valores provocó que la cifra de defunciones ofrecida superara en 140.000 personas a la observada posteriormente durante el periodo 1991-2000. Este desajuste se debió a la desaceleración en la reducción de la mortalidad que se produjo durante la década de los ochenta, especialmente en la serie masculina (Figuras 1 y 3). La proyección de estas tasas de mortalidad, prácticamente constantes, a lo largo de la década de los noventa, cuando la esperanza de vida en España reanudó su crecimiento, generó una gran diferencia entre los valores propuestos y los observados, tanto mayor cuanto más profundo resultó el cambio de tendencia de una década a otra. Así, el menor crecimiento de la serie masculina durante los ochenta y su mayor progresión durante los noventa en relación con la serie femenina, más estable durante ambas décadas, hizo que el error cometido al prolongar las tendencias de los ochenta resultase mayor en el caso de los hombres que en el de las mujeres. En el año 2000, la esperanza de vida masculina superó en 1,54 años a la proyectada por INE (1995), mientras que la femenina lo hizo en 0,56 años.

Como las proyecciones de 1995 resultaron bastante desacertadas, en 2001 se publicó una revisión de las mismas tomando como base, de nuevo, el censo de población de 1991. Para corregir el escaso crecimiento de la esperanza de vida que se había supuesto, se calcularon nuevos coeficientes de mejora de la mortalidad, para cada sexo y edad, como cocientes de las tasas de mortalidad de los años 1996 y 1995. Sin embargo, como se deduce de las cifras recogidas en las Figuras 2 y 3, la revisión de 2001 no pudo corregir los defectos del estudio original, especialmente en el caso de la tendencia de la población masculina. Así, por ejemplo, INE (2001) proyecta para los varones, en el año 2026, una longevidad media de 77,65 años, apenas año y medio superior a los 76,07 observados en 2001 (INE, 2007a), y por debajo de los 77,7 que ya alcanzaban los japoneses en 2000. Algo más optimistas se muestran los valores propuestos para la esperanza de vida femenina, que llega a alcanzar los 85,5 años en 2026, superando en más de dos años y medio a los 82,82 observados en 2001 (INE, 2007a).

Si bien es cierto que en la revisión de 2001 se vuelve a utilizar un grupo de observaciones pequeño para inferir el comportamiento de la esperanza de vida durante un largo periodo de tiempo, en este caso los datos corresponden a una etapa en la que no se produce ningún estancamiento evidente de las series analizadas a diferencia de lo ocurrido en INE (1995). Aún así, las tendencias proyectadas aceleran su crecimiento de una forma bastante importante. Ello es debido a la utilización de una hipótesis *ad hoc* que trata de reflejar la dinámica de la serie española evaluada al margen del contexto internacional y que consiste en “suponer que se van a producir nuevas mejoras en la mortalidad, pero con menor intensidad que en el periodo precedente” (INE, 2001). La inclusión de este supuesto hace que las series elaboradas en 2001 se sitúen por debajo de las observaciones más recientes, especialmente en el caso masculino, donde los 76,96 años de esperanza de vida observados en 2005 (INE, 2007a) superan en casi un año a los proyectados por INE (2001) para esa misma fecha.

En el año 2005 se publicaron unas nuevas proyecciones de población elaboradas, en este caso, a partir del censo de 2001. Se construyeron dos escenarios y en cada uno de ellos se empleó una hipótesis distinta sobre la evolución futura de la esperanza de vida, aunque las propuestas utilizadas apenas presentaron diferencias, especialmente en el caso masculino, donde, en el límite, la distancia entre ambas hipótesis era de sólo 0,26 años. El defecto fundamental de estas proyecciones consistió en extrapolar la esperanza de vida al nacimiento únicamente hasta el año 2031, manteniendo constante el valor de esa fecha durante los años siguientes hasta alcanzar el horizonte de proyección fijado en 2060. Este modo de proceder arrojó unas cifras para la esperanza de vida que a corto plazo han superado a los valores que posteriormente han podido observarse (Figuras 2 y 3). No obstante, a largo plazo, todo parece indicar que de nuevo ha podido cometerse el mismo error, ya que las cifras más optimistas propuestas a partir de 2031, esto es, 81 años en la serie masculina y 87 en la femenina, apenas se sitúan 4 y 3,5 años por encima de los valores respectivos observados en 2005. De mantenerse el actual ritmo de crecimiento de la esperanza de vida, que es de dos años por década transcurrida (INE, 2007a), las cifras proyectadas se verán superadas por las observadas desde el tercer decenio del presente siglo, invalidando los resultados de las proyecciones a largo plazo y los análisis realizados a partir de ellas, como los estudios sobre las necesidades financieras del sistema de pensiones (MTAS, 2005; Balmaseda *et al.*, 2006; Jimeno *et al.*, 2006), cuyos mayores problemas surgirán a partir de la década

de los treinta con la jubilación de la generación del *baby boom*, justo cuando la esperanza de vida proyectada por el INE deja de aumentar(2).

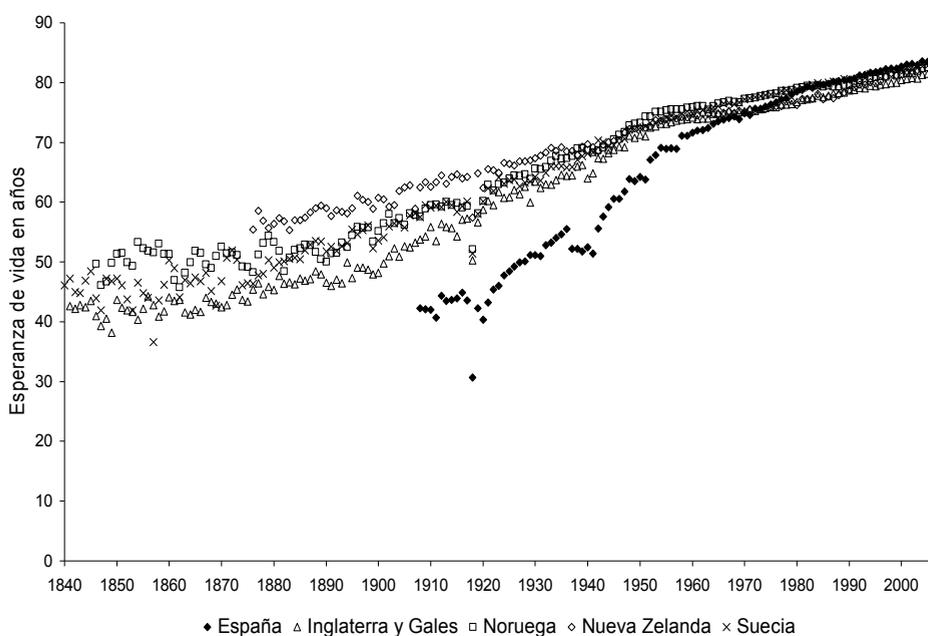
Como se aprecia en la Figura 1 y como se ha mencionado al revisar la evolución de la esperanza de vida en España durante el siglo XX, el crecimiento de esta variable se desacelera en el tiempo. Esta desaceleración ha sido interpretada tradicionalmente como una prueba inequívoca de que los mayores avances en la extensión de la longevidad media de las poblaciones son debidos a la reducción de la mortalidad infantil y que, una vez agotada esa vía, “al depender el aumento futuro de la esperanza de vida sobre todo de la reducción de la incidencia de la mortalidad en edades más elevadas, el resultado esperable será un menor ritmo de mejora de la vida media” (Hernández, 2004:265). Las dificultades para tratar las enfermedades degenerativas características de los mayores, así como la necesidad de retrasar la edad de fallecimiento del total de la población, y no como en épocas precedentes cuando era suficiente con evitar la muerte de una “minoría” durante la infancia, se presentarían como un lastre para el futuro avance de esta variable. De verificarse esa situación, las series propuestas por INE (2005) se aproximarían bastante la realidad, caracterizada por un crecimiento cada vez más lento de la esperanza de vida.

Frente a la idea de que la rápida expansión de la longevidad fue debida a la reducción de la mortalidad entre los menores y que su progresivo agotamiento causó la desaceleración advertida en la Figura 1, Guijarro y Peláez (2008) argumentan que la trayectoria descrita por la esperanza de vida en España a lo largo del siglo XX responde a un proceso de convergencia y posterior evolución junto a los líderes mundiales en esperanza de vida (Figura 4). El aumento de la longevidad se inició antes en otros países (Inglaterra, Nueva Zelanda, Suecia ...), que fueron abriendo una brecha respecto a la población española, anclada en el régimen demográfico antiguo hasta las últimas décadas del siglo XIX. Iniciada la transición demográfica, la población española pudo acceder a los avances en la medicina, en la salud, en la alimentación y en las condiciones de trabajo que ya disfrutaban los países pioneros. La mejora de los transportes y de las comunicaciones facilitó la difusión internacional de los conocimientos, la tecnología y las prácticas de las poblaciones más sanas, contribuyendo de forma decisiva a la recuperación acelerada del diferencial existente entre la población española y los líderes mundiales. A medida que la

(2) De mantenerse durante los próximos años un crecimiento de la esperanza de vida semejante al observado en las décadas más recientes, bajo los mismos supuestos de evolución de la natalidad y los flujos migratorios, en el año 2050 el número de personas mayores de 64 años de edad podría llegar a superar en millón y medio la cifra prevista por INE (2005) en su primer escenario.

brecha se fue cerrando, el margen de mejora resultó cada vez menor, desacelerando el crecimiento de la longevidad. Culminada la convergencia, desde la década de los ochenta(3), la esperanza de vida ha seguido aumentando, pero al ritmo de los líderes, inferior al de la etapa en que se estaba recuperando el terreno perdido durante el siglo XIX.

Figura 4
ESPERANZA DE VIDA FEMENINA EN ALGUNAS POBLACIONES LÍDERES Y EN ESPAÑA



Fuente: Elaboración propia a partir de *Human Mortality Database*.

En el futuro, teniendo en cuenta esta explicación, lo que cabe esperar no es que prosiga la “rápida” desaceleración observada al pasar desde la etapa de convergencia a la de evolución junto a los líderes, sino, más bien, que la esperanza de

(3) En 1982, la esperanza de vida femenina en España alcanzó su nivel más próximo respecto a la serie femenina de máximos, situándose a tan sólo 0,40 años del líder, Japón. En el caso de la serie masculina, el momento de mayor proximidad al liderazgo se produjo en 1980, con una diferencia respecto a Islandia de 1,08 años.

vida de la población española describa una trayectoria semejante a la del resto de países desarrollados(4), siendo la tendencia de éstos la que hay que estudiar.

En este sentido, Oeppen y Vaupel (2002) observaron que la esperanza de vida máxima a nivel mundial presenta una tendencia “extraordinariamente lineal” durante el periodo 1840-2000. Concretamente, encontraron que para la población femenina la esperanza de vida crecía de forma constante, a un ritmo de tres meses por año transcurrido, desde los poco más 45 años registrados en Suecia en 1840 hasta los 85 de las japonesas en la actualidad. Esto les llevó a afirmar que, al contrario de lo que argumentaban otros autores, no se estaba produciendo ninguna ralentización en el ritmo de crecimiento de la esperanza de vida y que, de mantenerse la tendencia observada durante el último siglo y medio, “la esperanza de vida máxima alcanzaría los 100 años en seis décadas”. El impacto que tuvo el artículo de Oeppen y Vaupel (2002), así como el hecho probado de tener que revisar las proyecciones de esperanza de vida siempre al alza, llevó a los organismos encargados de realizar este tipo de estudios a adoptar hipótesis más optimistas sobre la evolución futura de esta variable.

En España, INE (2008) presentó unas proyecciones de población a corto plazo, hasta el año 2018, pero recalculando la esperanza de vida hasta 2050. Para construir estas nuevas series, se establecieron “de forma normativa los niveles de esperanza de vida para el año 2050” en 83,5 años para los hombres y 88,7 para las mujeres, obteniendo los valores intermedios de la proyección mediante una función logística ajustada a los datos del periodo 1960-2006 (INE, 2008:56). Como se ilustra en las Figuras 2 y 3, a corto plazo, los valores ofrecidos por INE (2008) prácticamente coinciden con los de INE (2005). En el año 2031, las nuevas proyecciones superan a las de 2005 en 0,54 años la femenina y en 1,07 la masculina. A más largo plazo, en 2050, las diferencias se amplían, alcanzando los 1,70 años en el caso femenino y los 2,51 en el masculino. Respecto a la metodología empleada, cabe cuestionar el hecho de que los valores a largo plazo, los del año 2050, de los que dependen todos los intermedios, se fijan de forma normativa en un nivel diferente al propuesto por INE (2007b)(5) para las mismas condiciones y sustancial-

(4) También es cierto que algunas poblaciones, sobre todo del este de Europa, una vez completada la convergencia, han experimentado un estancamiento o incluso un retroceso en sus esperanzas de vida y, por tanto, una divergencia respecto al resto de poblaciones (Wilson, 2001:167). No obstante, las causas que han provocado ese proceso (Puyol, 2005:10) no parece que vayan a darse en España.

(5) INE (2007b:28) situaba en 83 y 88,5 años los valores de la esperanza de vida al nacimiento en el año 2050 para hombres y mujeres, respectivamente. Como en ocasiones anteriores, estas cifras se han corregido al alza, elevándose hasta los 83,5 y los 88,7 años en la propuesta de INE (2008:56).

mente más alto al de hace apenas tres años sólo porque ahora “otras oficinas estadísticas nacionales coinciden en dibujar un futuro de avances más significativos en las expectativas de vida” y porque existe un mayor optimismo sobre el control de ciertas enfermedades y la “adopción de pautas y estilos de vida más saludables” (INE, 2008:55-6).

Teniendo en cuenta todo lo anterior, en un intento por evitar las deficiencias detectadas, en el siguiente apartado se presenta un método que permite proyectar la evolución futura de la esperanza de vida sin necesidad de fijar de antemano y de forma subjetiva su valor a largo plazo.

3. METODOLOGÍA

El método que se propone para proyectar la evolución futura de la esperanza de vida en España parte de la relación existente entre las series nacionales y las de las poblaciones líderes en esperanza de vida a nivel mundial (Figura 4). Como se ha comentado, durante el siglo XX la esperanza de vida en España creció de forma acelerada debido a la asimilación de los avances ya disponibles en otros países recuperando con ello el terreno perdido en la centuria anterior. Culminada la convergencia, en torno a 1980, la esperanza de vida de la población española comenzó a evolucionar junto a la de los líderes, siendo eso mismo lo que cabe esperar para el futuro. Lo relevante, por tanto, no es la dinámica pasada de la esperanza de vida en España, acelerada por la convergencia, sino la evolución de los líderes, a los que ahora España se ha unido.

Debido a ello, la propuesta metodológica que se plantea en este artículo consiste en ajustar una curva logística a la serie femenina de máximos mundiales (Anexo) para, a partir de ese modelo, estudiar el caso español considerando sus peculiaridades. A diferencia de Oeppen y Vaupel (2002), que ajustan un modelo lineal a la serie de máximos, en este caso se ha optado por una curva logística de dos asíntotas del tipo:

$$\hat{e}_0^t = \frac{e_0^{\max} - e_0^{\min}}{1 + \exp\{d + c \cdot t\}} + e_0^{\min},$$

donde \hat{e}_0^t es la esperanza de vida al nacimiento en el año t ; d y c son constantes desconocidas; e_0^{\min} es la esperanza de vida mínima; y e_0^{\max} es el nivel de saturación, el máximo valor que puede alcanzar la variable dependiente.

La elección de un modelo logístico frente al lineal utilizado originalmente por Oeppen y Vaupel (2002) para describir la misma serie de datos responde al intento de recoger las diversas etapas detectadas por Lee (2003) en la serie de máximos que, al principio (1840-1900), crece, después (1900-1950) acelera ese crecimiento, para acabar ralentizándose en las décadas más recientes (1950-2000). Debido a la sucesión de estas tres etapas, la tendencia de la esperanza de vida máxima no sería lineal sino con “una leve forma de S” (Lee, 2003:2). A ello hay que unir el hecho de que el modelo lineal es incapaz de explicar la evolución de la esperanza de vida para el periodo anterior a 1840. El aumento constante de 2,5 años por década detectado por Oeppen y Vaupel (2002), llevado hacia el pasado, anula la esperanza de vida en torno al año 1650 generando valores negativos para fechas previas. Frente a esa situación, el modelo logístico permite explicar la historia completa de la serie, y no sólo el siglo y medio más reciente. Además, como se verá en el siguiente apartado, consigue un mejor ajuste para el periodo 1840-2006 en el que se dispone de datos.

El modelo logístico que se propone es similar al presentado por Bulatao *et al.* (1989) y que Zamora (1994) ya aplicó al caso español. No obstante, a diferencia de estos autores, lo que se pretende es ajustar el modelo a la serie de máximos mundiales y no directamente sobre la serie nacional, ya que esta última, como se ha comentado, presenta una parte muy importante de datos que no son válidos para inferir su comportamiento futuro.

Respecto al trabajo de Guijarro y Peláez (2008), la diferencia se encuentra en que, en aquel caso, se ajustaban dos modelos logísticos de forma independiente, uno a la serie femenina de máximos y otro a la masculina. Con ello, se comprobaba que, en el límite, los modelos resultaban incompatibles, ya que generaban una diferencia excesiva (de 23 años) entre las esperanzas de vida de ambos sexos. Tras analizar el comportamiento de otras variables, se justificaba la necesidad de dividir en tres tramos el modelo para la serie masculina, lo que incrementaba enormemente el número de cálculos requeridos para acabar obteniendo unas proyecciones que resultaban casi paralelas a las del modelo femenino⁽⁶⁾, algo que se podía haber supuesto desde un inicio como hacen Zamora (1994) y Vicente *et al.* (2002), que calculan el nivel de saturación del modelo masculino en relación al femenino a través de las tablas tipo publicadas por Coale y Guo (1989 y 1990). En esta ocasión, se ajusta un único modelo, el correspondiente a la serie femenina de

(6) Guijarro y Peláez (2008), después de ajustar ambos modelos de forma independiente, obtenían que el nivel de saturación de la curva femenina era de 110 años, mientras que en el caso masculino alcanzaba los 104. La diferencia de 6,88 años observada en 2002 se mantenía prácticamente inalterada a lo largo de todo el periodo de proyección.

máximos, para luego adaptarlo al caso masculino, dado que ello simplifica en gran medida el procedimiento sin apenas alterar los resultados de la proyección.

Una última peculiaridad del método que se está presentando consiste en que no fija de antemano, ni el nivel de saturación, ni la esperanza de vida mínima. Por ejemplo, Bulatao *et al.* (1989) utilizan 20 años como valor mínimo de la esperanza de vida y, alternativamente, 82,5 y 90 años como máximos. Zamora (1994) elige 30 y 86 como asíntotas para su modelo. Guijarro y Peláez (2008) sitúan la esperanza de vida mínima en los 25 años atendiendo a diversos estudios históricos. En este caso, no se fija ninguna de las dos asíntotas. El modelo se estima para distintas combinaciones de ambos valores, eligiendo de entre todas ellas la que mejor se ajusta a las observaciones disponibles. Para ello, se tiene en cuenta que, al tratarse de un modelo no lineal, en el que no está garantizada la descomposición de la varianza, no cabe utilizar el coeficiente de determinación lineal, R^2 , como medida de la bondad del ajuste, ya que podría tomar valores no comprendidos entre 0 y 1. El error cuadrático medio de los diferentes modelos respecto a la serie de esperanza de vida femenina máxima a nivel mundial se presenta como una medida más adecuada para comparar no sólo los distintos ajustes logísticos entre sí sino, también, éstos con el lineal.

Estimado el modelo logístico para distintas combinaciones de esperanzas de vida máxima y mínima, la propuesta consiste en elegir aquélla que permita una mejor descripción de la serie de observaciones, es decir, aquélla que genere un error cuadrático medio menor. Este modo de proceder presenta dos ventajas fundamentales respecto a la elección directa por parte del investigador de los límites del modelo. La primera de estas ventajas es que las asíntotas se determinan implícitamente al estimar la curva logística, quedando libres de juicios de valor, pero no sólo ellas, sino también todas las estimaciones intermedias, a su vez condicionadas por estos parámetros extremos. La segunda ventaja consiste en que el modelo finalmente elegido va a ser el mejor de entre todos los logísticos posibles, aquel que genera un menor error para la serie de observaciones utilizada en su ajuste.

A partir de ese mejor modelo para la esperanza de vida femenina máxima, es posible proyectar las series femenina y masculina para la población residente en España. Para ello, no hay más que atender a la distancia con que éstas han venido evolucionando en los últimos años respecto al modelo ajustado a la serie de mejores prácticas. Como se desprende de la Figura 4 y de la argumentación seguida, el retraso en el inicio de la transición demográfica en España propició un incremento de la distancia existente entre las series nacionales, estancadas en los valores propios del régimen demográfico antiguo, y las de los países demográficamente más avanzados. A lo largo del siglo XX esa brecha se fue cerrando en la medida en

que las series españolas crecieron más rápido que las de los países líderes. Hasta que, en torno a 1980, se completó la convergencia. Desde entonces, como se comprobará en la siguiente sección, tanto la serie española de esperanza de vida femenina como la masculina han venido evolucionando a una distancia casi constante respecto a los valores generados por el modelo logístico ajustado a la serie femenina de máximos mundiales. De cara al futuro, se puede suponer que las series españolas van a seguir una tendencia paralela al modelo de máximos, o también que van a aproximarse o alejarse de él con alguna intensidad. En esta ocasión, se supondrá que ambas series van a mantener su actual distancia respecto al mencionado modelo.

4. RESULTADOS

Aplicando la metodología anterior a la serie femenina de máximos desde 1840 a 2006 (Anexo), se obtiene que la curva logística que comete un menor error es la que utiliza un nivel de saturación de 106 años y una esperanza de vida mínima de 29 (Tabla 1), con unos coeficientes $c = -0,0133$ y $d = -25,7516$ estadísticamente significativos.

Tabla 1

ERRORES CUADRÁTICOS MEDIOS PARA DISTINTOS AJUSTES LOGÍSTICOS
REALIZADOS SOBRE LA SERIE DE ESPERANZA DE VIDA FEMENINA
MÁXIMA A NIVEL MUNDIAL

<i>Límite superior</i>	<i>Límite inferior</i>						
	26	27	28	29	30	31	32
111	2,0958	...					
110	2,0908	2,0954					
109	2,0892	2,0905			
108	2,0902	2,0883	2,0909	2,0958			
107	2,0942	2,0887	2,0878	2,0896	
106	...	2,0927	2,0876	2,0873	2,0915	2,1024	
105		...	2,0915	2,0877	2,0880	2,0922	...
104			2,0995	2,0913	2,0874	2,0877	2,0961
103			2,0913	2,0884	2,0903
102					2,1008	2,0920	2,0898
101					2,0941
100							2,1053

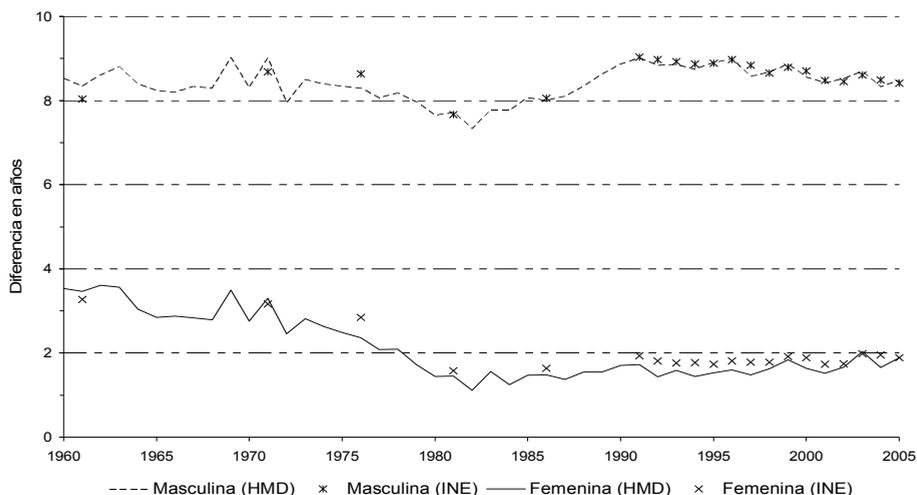
Fuente: Elaboración propia.

Respecto a los límites obtenidos al ajustar el modelo, cabe comentar que la esperanza de vida mínima, de 29 años de edad, es compatible con la evidencia histórica de diversas poblaciones (Spengler, 1978:104; Bagnall, 1993:182; Livi-Bacci, 2002:147), permitiendo que el modelo sea válido para explicar la evolución de esta variable incluso antes del periodo considerado para su estimación, algo que no ocurre con el ajuste lineal, que facilita valores negativos para años anteriores a 1650. A ello se une el hecho de que el modelo logístico genere un error cuadrático medio igual a 2,087, que resulta inferior al que se obtiene al ajustar la recta de regresión propuesta por Oeppen y Vaupel (2002) a la misma serie de observaciones: 2,194. Atendiendo a estas dos consideraciones, se puede afirmar que el modelo logístico explica mejor que el lineal la dinámica de la esperanza de vida tanto en el periodo 1840-2006 como fuera de él.

La esperanza de vida máxima, igual a 106 años, se sitúa muy por encima de las cifras ofrecidas habitualmente por otros estudios. Sin embargo, no hay que olvidar que se trata de un límite a muy largo plazo y que aún existen posibilidades de prolongar la longevidad, bien adoptando costumbres más saludables o a través de los avances en la medicina. En comparación con las cifras obtenidas por Oeppen y Vaupel (2002), que defienden que la esperanza de vida femenina de alguna población alcanzará los 100 años en torno a 2060, el modelo logístico propuesto retrasa ese momento medio siglo, concretamente, hasta el año 2115.

Para inferir el comportamiento futuro de la longevidad media en España, el modelo construido para la serie femenina de máximos internacionales puede adaptarse a las peculiaridades propias de la esperanza de vida nacional. Para ello, como se ha señalado, hay que tener en cuenta la relación histórica que vienen manteniendo estas series. La Figura 5 presenta las distancias de las observaciones para la población española respecto al modelo logístico internacional. Como puede apreciarse, en las décadas de los sesenta y los setenta, la serie femenina converge hacia los valores generados por el modelo, reduciendo las diferencias, para después, desde principios de los ochenta, mantener una distancia ligeramente inferior a los 2 años respecto a los datos del modelo internacional. Por otra parte, la serie masculina se sitúa a una distancia de entre 8 y 9 años durante todo el periodo considerado.

Figura 5
DIFERENCIA DE LA ESPERANZA DE VIDA OBSERVADA EN
ESPAÑA CON RESPECTO A LOS VALORES DEL MODELO LOGÍSTICO
INTERNACIONAL (1960-2005)



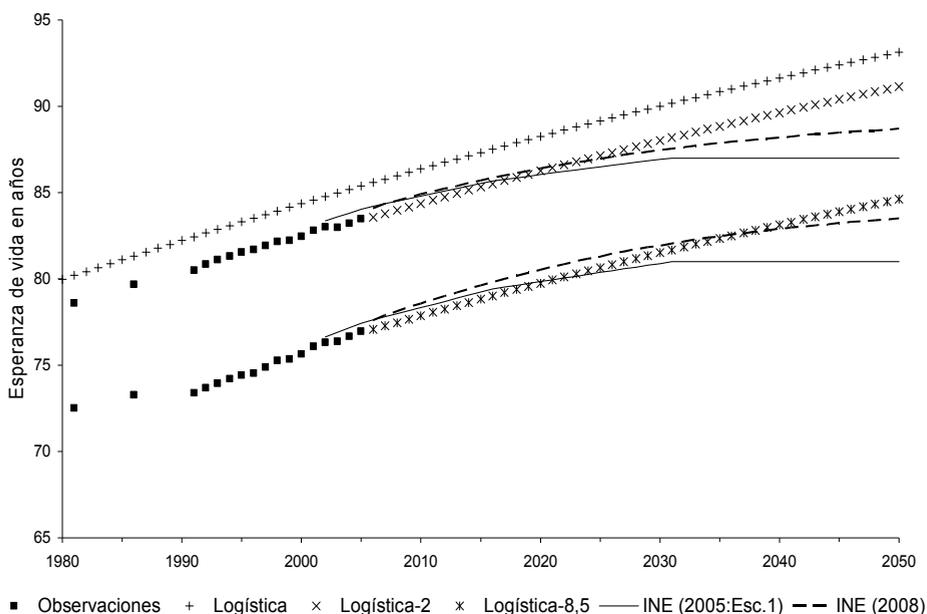
Fuente: Elaboración propia a partir de *Human Mortality Database* <www.mortality.org>, INE <www.ine.es> e INE (2007a).

Suponiendo que en el futuro las series nacionales van a seguir evolucionando en paralelo a la de máximos, como lo han hecho en los últimos años, la esperanza de vida en España se puede obtener trayendo de las proyecciones internacionales las diferencias advertidas: 2 años en el caso femenino y 8,5 en el masculino(7). Las series así obtenidas pueden compararse con las empleadas por el INE en la elaboración de sus proyecciones de población. La Figura 6 muestra cómo los valores que se consiguen al aplicar el método descrito se sitúan, a corto plazo, para ambos sexos, por debajo de los ofrecidos por el INE. Hasta el año 2018 en el caso

(7) Lo cierto es que las series nacionales también podrían aproximarse más al liderato o alejarse de él, ya que las ganancias en esperanza de vida no resultan definitivas y en cualquier momento puede perderse el terreno arrebatado a la mortalidad, como ha ocurrido recientemente en Europa del Este o con el SIDA entre los jóvenes. Elegir la opción intermedia parece lo más sensato ya que nada asegura, ni que España vaya a alcanzar el liderato, ni que vaya a iniciar una fase de divergencia respecto al grupo de países desarrollados. Asimismo, se supone que a largo plazo la esperanza de vida femenina va a mantener su actual distancia de 6,5 años con la masculina. Frente a esta opción, INE (2007b) supone que en 2050 la diferencia entre ambas series se reducirá hasta los 5,5 años. INE (2008) considera que esta diferencia en 2050 será de tan sólo 5,2 años.

femenino y hasta el 2022 en el masculino, las tendencias logísticas no superan a las de INE (2005), que se desaceleran más deprisa. En el año 2050, la curva logística para la esperanza de vida masculina en España alcanza los 84,6 años, 3,6 por encima de la proyección contemplada por INE (2005) y 1,1 años sobre la de INE (2008). En el caso femenino, la diferencia se amplía hasta los 4,1 y los 2,4 años, ya que INE (2005) e INE (2008) proyectan unas esperanzas de 87,0 y 88,7 años, respectivamente, mientras que el modelo aquí descrito alcanza los 91,1 años a mitad de siglo.

Figura 6
PROYECCIÓN DE LAS ESPERANZAS DE VIDA MASCULINA Y FEMENINA EN ESPAÑA



Fuentes: Elaboración propia, INE (2005) e INE (2008).

Los valores propuestos para el año 2050 suponen un aumento de la esperanza de vida de 7,6 años respecto a las observaciones de 2005. De mantenerse un ritmo de mejora de 2 años por década, semejante al de los años más recientes (INE, 2007a), no habrá problema en alcanzar esos valores. No obstante, si España se distancia de los líderes o si en el ámbito internacional no se producen los avances suficientes, ya sea en la medicina o en la adopción de costumbres más sanas, será difícil aproximarse a las cifras indicadas. Por el momento, aún parece existir un

importante margen de mejora, ya que las esperanzas de vida de los países más avanzados continúan aumentando a buen ritmo.

De haberse aplicado en la década de los ochenta la metodología propuesta en este artículo, esto es, ajustando el modelo logístico a la serie de máximos mundiales para el periodo 1840-1980, se hubiesen obtenido unas asíntotas de 29 y 107 años, prácticamente coincidentes con las que se han calculado 25 años después. Adaptando el modelo al caso español, la esperanza de vida en 2005 se hubiese elevado hasta los 77,17 años en la población masculina y hasta los 83,67 en la femenina, unas cifras apenas diferentes de los 76,96 y los 83,48 años observados en esa fecha. No hubiese sido necesario corregir al alza cada pocos años las hipótesis sobre la evolución futura de esta variable, evitando, además, la distorsión que estas tendencias poco acertadas han introducido en las diferentes proyecciones de población generadas a partir de ellas.

Tabla 2

PRINCIPALES RESULTADOS EN EL AÑO 2050 DE LAS PROYECCIONES DE POBLACIÓN ELABORADAS BAJO DIFERENTES SUPUESTOS DE ESPERANZA DE VIDA AL NACER

	<i>INE (2001)</i>	<i>INE (2005:Esc. 1)</i>	<i>INE (2008)</i>	<i>Método propuesto</i>
Esperanza de vida masculina	77,65	80,99	83,50	84,63
Esperanza de vida femenina	85,50	87,00	88,70	91,13
Población total	52.387.346	54.075.048	55.150.277	55.730.215
Población de 0 a 15 años	7.502.457	7.520.571	7.529.686	7.533.895
Población de 16 a 64 años	29.614.265	29.862.121	29.990.744	30.025.604
Población de 65 y más años	15.270.624	16.692.357	17.629.847	18.170.715
Ratio de dependencia	51,57%	55,90%	58,78%	60,52%

Fuente: Elaboración propia

Nota: Para desarrollar las proyecciones de población se ha utilizado el método de las componentes demográficas, los supuestos de natalidad y flujos migratorios del Escenario 1 de las Proyecciones de Población a Largo Plazo publicadas por INE (2005) y, como población de partida, la de 1 de enero de 2008 proporcionada por las Estimaciones de la Población Actual del INE. De un escenario a otro únicamente se ha variado el supuesto relativo a la evolución futura de la esperanza de vida al nacer. La ratio de dependencia se ha calculado como el porcentaje de población con edad superior a los 64 años respecto a la población comprendida entre los 16 y los 64 años de edad.

La Tabla 2 permite analizar el impacto que la elección del supuesto de esperanza de vida al nacer tiene sobre el tamaño y la estructura de edades de la población una vez proyectada. Como se puede observar, los incrementos de población que se producen en los escenarios con esperanzas de vida más altas se deben casi exclusivamente al aumento de la población de mayor edad. Los estratos más jóvenes y de edad intermedia apenas varían su tamaño. Esto altera la composición por edades de la población. La ratio de dependencia, que, por ejemplo, se utiliza para analizar la viabilidad a largo plazo del sistema de pensiones (MTAS, 2005; Balmaseda *et al.*, 2006; Jimeno *et al.*, 2006), se incrementa en casi 5 puntos porcentuales al considerar los supuestos de esperanza de vida defendidos en este artículo en vez de los correspondientes a las actuales proyecciones de población a largo plazo (INE, 2005). Como se desprende de estos datos, la elección de hipótesis sobre la evolución futura de la esperanza de vida es relevante, especialmente, para aquellos análisis relacionados con la estructura de edades.

CONCLUSIONES

Los distintos estudios que han tratado de proyectar la evolución futura de la esperanza de vida en España han errado de forma sistemática al valorar la capacidad de mejora de esta variable. Desde INE (1981) hasta INE (2008), a los pocos años, siempre se ha tenido que corregir al alza la hipótesis precedente elaborada a partir de un número mínimo de observaciones o incorporando supuestos *ad hoc* sobre la imposibilidad aparente de un progreso sostenido de la longevidad media.

En este artículo se ha presentado un modelo logístico que describe la dinámica histórica de la serie de máximos de esperanza de vida en el marco internacional y que permite la proyección de esta variable a nivel nacional atendiendo a las diferencias observadas entre las series. Como se ha comprobado, la curva logística, además de explicar la evolución completa de la esperanza de vida, se ajusta mejor que el modelo lineal al perfil levemente curvado de las observaciones desde 1840 a 2006. Sin fijar el nivel de saturación ni la esperanza de vida mínima del modelo, se ha obtenido que los valores que proporcionan un error cuadrático medio menor para la serie femenina internacional son 29 y 106 años, unas cifras que resultan compatibles con la historia de la esperanza de vida y con sus posibilidades de progreso a muy largo plazo. Comparando los valores del modelo internacional con los observados en España en las décadas más recientes, se ha visto que la serie femenina discurre a una distancia de 2 años del modelo de máximos, mientras que la serie masculina se mantiene a 8,5 años.

Si en las próximas décadas no varía el esquema descrito, el que ha caracterizado la evolución de la esperanza de vida a largo plazo, y, además, la población española conserva su posición actual entre los líderes mundiales en longevidad, no cabe esperar que en el año 2050 la esperanza de vida femenina nacional difiera en exceso de los 91,1 años previstos. No obstante, si cesan o se ralentizan los avances en la medicina, en la adopción de costumbres más sanas o en la difusión de estos progresos por los distintos estratos de la sociedad, o si la población española no es capaz de seguir el ritmo de los líderes, entonces habrá que esperar una mejora más modesta de la esperanza de vida nacional. Obviar cualquiera de estas posibilidades, como se está haciendo en la actualidad, puede distorsionar los estudios subsecuentes e impedir la adopción de las políticas más adecuadas.

ANEXO

Tabla 1

VALORES DE LA ESPERANZA DE VIDA FEMENINA MÁXIMA (1840-2006)

(Continúa)

Año	Esperanza de vida	Población líder	Año	Esperanza de vida	Población líder	Año	Esperanza de vida	Población líder
1840	46,10	Suecia	1868	48,94	Noruega	1896	61,10	N.Zelanda
1841	47,20	Suecia	1869	50,99	Noruega	1897	60,40	N.Zelanda
1842	45,14	Islandia	1870	52,55	Noruega	1898	60,03	N.Zelanda
1843	45,12	Dinamarca	1871	51,41	Noruega	1899	58,91	N.Zelanda
1844	46,88	Suecia	1872	51,92	Suecia	1900	60,75	N.Zelanda
1845	48,47	Suecia	1873	51,15	Noruega	1901	60,48	N.Zelanda
1846	49,66	Noruega	1874	49,22	Noruega	1902	59,27	N.Zelanda
1847	46,06	Noruega	1875	49,15	Noruega	1903	59,52	N.Zelanda
1848	47,26	Suecia	1876	55,39	N. Zelanda	1904	61,84	N.Zelanda
1849	49,82	Noruega	1877	58,55	N. Zelanda	1905	62,44	N.Zelanda
1850	51,29	Noruega	1878	56,90	N. Zelanda	1906	62,78	N.Zelanda
1851	51,50	Noruega	1879	55,65	N. Zelanda	1907	58,89	N.Zelanda
1852	49,93	Noruega	1880	56,35	N. Zelanda	1908	62,49	N.Zelanda
1853	52,22	Islandia	1881	57,33	N. Zelanda	1909	63,30	N.Zelanda
1854	53,30	Noruega	1882	56,80	N. Zelanda	1910	62,54	N.Zelanda
1855	52,27	Noruega	1883	55,32	N. Zelanda	1911	63,31	N.Zelanda
1856	51,85	Noruega	1884	57,02	N. Zelanda	1912	64,44	N.Zelanda
1857	51,61	Noruega	1885	56,97	N. Zelanda	1913	63,12	N.Zelanda
1858	53,09	Noruega	1886	57,45	N. Zelanda	1914	64,21	N.Zelanda
1859	51,28	Noruega	1887	58,31	N. Zelanda	1915	64,61	N.Zelanda
1860	51,30	Noruega	1888	59,01	N. Zelanda	1916	63,92	N.Zelanda
1861	48,99	Dinamarca	1889	59,43	N. Zelanda	1917	64,20	N.Zelanda
1862	48,48	Dinamarca	1890	58,94	N. Zelanda	1918	57,39	N.Zelanda
1863	48,49	Dinamarca	1991	57,65	N. Zelanda	1919	64,85	N.Zelanda
1864	49,95	Noruega	1892	58,66	N. Zelanda	1920	62,36	N.Zelanda
1865	51,85	Noruega	1893	58,36	N. Zelanda	1921	65,53	N.Zelanda
1866	51,48	Noruega	1894	58,09	N. Zelanda	1922	65,37	N.Zelanda
1867	49,54	Noruega	1895	58,98	N. Zelanda	1923	64,93	N.Zelanda

Fuente: Elaboración propia

Nota: Los datos utilizados para construir la serie femenina de máximos mundiales fueron extraídos de la *Human Mortality Database* el 1 de diciembre de 2008, siendo los correspondientes a las siguientes poblaciones y períodos: Alemania Occidental (1956-2006), Alemania Oriental (1956-2006), Australia (1921-2004), Austria (1947-2005), Bélgica (1841-2006), Bielorrusia (1959-2007), Bulgaria (1947-2005), Canadá (1921-2005), Dinamarca (1835-2007), Eslovaquia (1950-2006), Eslovenia (1983-2006), España (1908-2006), Estados Unidos (1933-2005), Estonia (1959-2005), Finlandia (1878-2007), Francia (1816-2006), Hungría (1950-2005), Inglaterra y Gales (1841-2005), Islandia (1838-2007), Italia (1872-2005), Japón (1947-2006), Letonia (1959-2005), Lituania (1959-2005), Luxemburgo (1960-2006), Noruega (1846-2006), Nueva Zelanda [no maorí] (1876-2003), Países Bajos (1850-2006), Polonia (1958-2006), Portugal (1940-2007), República Checa (1950-2006), Rusia (1959-2006), Suecia (1751-2007), Suiza (1876-2006), Taiwán (1970-2007) y Ucrania (1959-2006).

Tabla 2
VALORES DE LA ESPERANZA DE VIDA FEMENINA MÁXIMA (1840-2006)

(Conclusión)

Año	Esperanza de vida	Población líder	Año	Esperanza de vida	Población líder	Año	Esperanza de vida	Población líder
1924	66,55	N. Zelanda	1952	74,89	Islandia	1980	80,07	Islandia
1925	66,37	N. Zelanda	1953	75,06	Noruega	1981	79,56	Islandia
1926	66,10	N. Zelanda	1954	75,62	Islandia	1982	79,71	Japón
1927	66,86	N. Zelanda	1955	75,92	Islandia	1983	80,37	Islandia
1928	66,81	N. Zelanda	1956	75,53	Noruega	1984	80,25	Japón
1929	66,97	N. Zelanda	1957	75,54	Noruega	1985	80,53	Japón
1930	67,34	N. Zelanda	1958	75,97	Islandia	1986	80,97	Japón
1931	67,80	N. Zelanda	1959	75,79	Noruega	1987	81,41	Japón
1932	68,30	N. Zelanda	1960	75,86	Noruega	1988	81,32	Japón
1933	69,05	N. Zelanda	1961	76,20	Islandia	1989	81,79	Japón
1934	68,54	N. Zelanda	1962	76,08	Islandia	1990	81,86	Japón
1935	69,17	N. Zelanda	1963	76,03	Islandia	1991	82,17	Japón
1936	68,50	N. Zelanda	1964	76,35	Islandia	1992	82,30	Japón
1937	68,60	N. Zelanda	1965	76,52	Noruega	1993	82,45	Japón
1938	68,97	Noruega	1966	76,70	Noruega	1994	82,91	Japón
1939	69,26	N. Zelanda	1967	76,94	Noruega	1995	82,80	Japón
1940	69,70	N. Zelanda	1968	76,79	Noruega	1996	83,53	Japón
1941	69,20	N. Zelanda	1969	76,66	Noruega	1997	83,77	Japón
1942	70,35	Suecia	1970	77,31	Noruega	1998	83,96	Japón
1943	70,09	Suecia	1971	77,38	Suecia	1999	83,96	Japón
1944	70,01	N. Zelanda	1972	77,53	Suecia	2000	84,58	Japón
1945	70,45	Noruega	1973	77,71	Suecia	2001	84,91	Japón
1946	71,74	Islandia	1974	77,93	Noruega	2002	85,22	Japón
1947	71,67	Noruega	1975	78,68	Islandia	2003	85,31	Japón
1948	72,87	Noruega	1976	79,89	Islandia	2004	85,57	Japón
1949	73,24	Islandia	1977	79,24	Islandia	2005	85,50	Japón
1950	73,53	Islandia	1978	79,30	Islandia	2006	85,80	Japón
1951	74,29	Noruega	1979	79,35				

Fuente: Elaboración propia

Nota: Los datos utilizados para construir la serie femenina de máximos mundiales fueron extraídos de la *Human Mortality Database* el 1 de diciembre de 2008, siendo los correspondientes a las siguientes poblaciones y periodos: Alemania Occidental (1956-2006), Alemania Oriental (1956-2006), Australia (1921-2004), Austria (1947-2005), Bélgica (1841-2006), Bielorrusia (1959-2007), Bulgaria (1947-2005), Canadá (1921-2005), Dinamarca (1835-2007), Eslovaquia (1950-2006), Eslovenia (1983-2006), España (1908-2006), Estados Unidos (1933-2005), Estonia (1959-2005), Finlandia (1878-2007), Francia (1816-2006), Hungría (1950-2005), Inglaterra y Gales (1841-2005), Islandia (1838-2007), Italia (1872-2005), Japón (1947-2006), Letonia (1959-2005), Lituania (1959-2005), Luxemburgo (1960-2006), Noruega (1846-2006), Nueva Zelanda [no maorí] (1876-2003), Países Bajos (1850-2006), Polonia (1958-2006), Portugal (1940-2007), República Checa (1950-2006), Rusia (1959-2006), Suecia (1751-2007), Suiza (1876-2006), Taiwán (1970-2007) y Ucrania (1959-2006).

REFERENCIAS

- BAGNALL, R.S. (1993): «Egypt in late antiquity», Princeton, Princeton University Press.
- BALMASEDA, M., MELGUIZO, Á. Y TAGUAS, D. (2006): «Las reformas necesarias en el sistema de pensiones contributivas en España», *Moneda y Crédito*, núm. 222, pp. 313-340.
- BOURGOIS-PICHAT, J. (1952): «Essai sur la mortalité 'biologique' de l'homme», *Population*, vol. 7, núm. 3, pp. 381-394.
- BULATAO, R., BOS, E., STEPHENS, P. Y VU, M. (1989): «Projecting mortality for all countries», *Policy, Planning, and Research Working Papers*, núm. 337, Washington D.C., World Bank.
- COALE, A.J. Y GUO, G. (1989): «Revised regional model life tables at very low levels of mortality», *Population Index*, vol. 55, núm. 4, pp. 613-643.
- COALE, A.J. Y GUO, G. (1990): «New regional model life tables at high expectation of life», *Population Index*, vol. 56, núm. 1, pp. 26-41.
- DOPICO, F. Y REHER, D. (1998): «El declive de la mortalidad en España, 1860-1930», Huesca, Asociación de Demografía Histórica.
- DOPICO, F. Y ROWLAND, R. (1990): «Demografía del Censo de Floridablanca. Una aproximación», *Revista de Historia Económica*, vol. 8, núm. 3, pp. 591-618.
- FINCH, C.E. Y CRIMMINS, E.M. (2004): «Inflammatory exposure and historical changes in human life-spans», *Science*, vol. 305, núm. 5691, pp. 1736-1739.
- GUIJARRO, M. Y PELÁEZ, Ó. (2008): «La longevidad globalizada: un análisis de la esperanza de vida en España (1900-2050)», *Scripta Nova*, vol. 12, núm. 260.
- HERNÁNDEZ, J.A. (2004): «Evolución futura de la población», en A. Arroyo (coord.): *Tendencias demográficas durante el siglo XX en España*, Madrid, INE, cap. 6, pp. 255-294.
- HUMAN MORTALITY DATABASE. University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). www.mortality.org o www.humanmortality.de
- INE (1981): «Proyección de la población española para el periodo 1978-1995», Madrid, INE.

- INE (1987): «Proyecciones de población 1980-2010. Resultados del conjunto nacional», Madrid, INE.
- INE (1995): «Proyecciones de la población de España calculadas a partir del Censo de Población de 1991», Madrid, INE.
- INE (2001): «Proyecciones de la población de España calculadas a partir del Censo de Población de 1991. Evaluación y revisión», Madrid, INE.
- INE (2005): «Proyecciones de la población de España calculadas a partir del Censo de Población de 2001», Madrid, INE.
- INE (2007a): «Tablas de mortalidad 1992-2005», *Notas de Prensa*, 29 de octubre.
- INE (2007b): «Ejercicio piloto de proyecciones de población a corto plazo (2007-2015). Metodología», Madrid, INE. www.ine.es/metodologia/t20/t20269_m.pdf
- INE (2008): «Proyección de la población de España a corto plazo (2008-2018). Metodología», Madrid, INE. www.ine.es/metodologia/t20/t20269_m2008.pdf
- JIMENO, J.F., ROJAS, J.A. Y PUENTE, S. (2006): «Modelling the impact of aging on Social Security expenditures», *Documentos Ocasionales*, núm. 0601, Banco de España.
- LEE, R.D. (2003): «Mortality forecasts and linear life expectancy trends», *Center for the Economics and Demography of Aging*, paper 2003-0003CL.
- LIVI-BACCI, M. (1978): «La fecundidad y el crecimiento demográfico en España en los siglos XVIII y XIX», en D.V. Glass y R. Revelle (dir.): «Población y cambio social: estudios de demografía histórica», Madrid, Tecnos, pp. 176-187.
- LIVI-BACCI, M. (2002): «Historia mínima de la población mundial», Barcelona, Ariel.
- MTAS (2005): «Informe de estrategia de España en relación con el futuro del sistema de pensiones», Madrid, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.
- MUÑOZ PRADAS, F. (2005): «Geografía de la mortalidad española del siglo XIX: una exploración de sus factores determinantes», *Boletín de la Asociación de Geógrafos Españoles*, núm. 40, pp. 269-310.
- OEPPEL, J. Y VAUPEL, J. (2002): «Broken limits to life expectancy», *Science*, vol. 296, núm. 5570, pp. 1029-1031.
- OLSHANSKY, S.J. Y AULT, A.B. (1986): «The fourth stage of epidemiologic transition: the age of delayed degenerative diseases», *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, vol. 64, núm. 3, pp. 355-391.

- PÉREZ MOREDA, V. (1980): «Las crisis de mortalidad en la España interior. (Siglos XVI a XIX)», Madrid, Siglo Veintiuno.
- PUYOL, R. (2005): «La población española en el marco de la Unión Europea», *Papeles de Economía Española*, núm. 104, pp. 2-16.
- RYDER, N.B. (1975): «Notes on stationary populations», *Population Index*, vol. 41, núm. 1, pp. 3-28.
- SPENGLER, J.J. (1962): «Aging populations: mechanics, historical emergence, impact», *Law and Contemporary Problems*, vol. 27, núm. 1, pp. 2-21.
- SPENGLER, J.J. (1978): «Los factores demográficos y el primer desarrollo económico moderno», en D.V. Glass y R. Revelle (dir.): *Población y cambio social: estudios de demografía histórica*, Madrid, Tecnos, pp. 96-107.
- VICENTE, A., HERNÁNDEZ, J., ALBARRÁN, I. Y RAMÍREZ, C. (2002): «Proyección y estudio de una población. El papel de la mortalidad», *Documento de trabajo de la Universidad Complutense de Madrid*, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, núm. 2002-03.
- WILSON, C. (2001): «On the scale of global demographic convergence 1950-2000», *Population and Development Review*, vol. 27, núm. 1, pp. 155-171.
- ZAMORA, F. (1994): «Proyecciones demográficas», en J. Vinuesa (ed.): *Demografía: análisis y proyecciones*. Madrid, Síntesis, cap. 8, pp. 237-358.

LONG-TERM LIFE EXPECTANCY PROJECTIONS FOR SPAIN

ABSTRACT

We find that Spanish life expectancy projections made in the last three decades always had to be adjusted upwards a few years after its publication. With the purpose of avoid this fact, we analyse its causes and, then, we adjust a logistic two asymptotes model that: explains the whole trajectory of the life expectancy in the international context, and allows us to project the Spanish life expectancy evolution without specifying in advance the values of the asymptotes for model estimation.

Key words: life expectancy, projection, logistic model, ageing.

AMS Classification: 91D20.