

Estimaciones de la Población Actual

Metodología detallada

Índice

Introducción

Población de partida

Cálculo de supervivientes

Previsión de nacimientos

Migración exterior

Migraciones interiores

Introducción

La demanda producida por la frecuencia que, en los más variados ámbitos, es necesario utilizar cifras de efectivos de población actuales y futuros, desagregados por sexo y edad, así como el gran interés informativo que esta cuestión despierta en la actualidad, son satisfechos, en buena medida, mediante el cálculo de estimaciones y proyecciones de población.

Dichos cálculos se llevan a cabo mediante el *método de componentes*. La aplicación de dicho método responde al siguiente esquema: partiendo de la población residente en un cierto ámbito geográfico y de los datos observados para cada uno de los componentes demográficos básicos, la mortalidad, la fecundidad y la migración, se trata de obtener la población correspondiente a fechas posteriores bajo ciertas hipótesis sobre el devenir de esos tres fenómenos, que son los que determinan su crecimiento y su estructura por edades.

Las cifras previstas de nacimientos, defunciones y migraciones, que corresponden a las hipótesis realizadas, son comparadas, a posteriori, con las observadas, cada vez que se dispone de nuevos datos. Asimismo, las poblaciones previstas se comparan con las resultantes en cada nuevo censo o recuento de población. Estas comparaciones permiten ir ajustando las cifras previstas a las observadas, en tanto se dispone de nuevos recuentos de población.

Uno de los objetivos de toda proyección de población es que, al menos, a corto plazo (para un periodo de cinco años), tengan carácter de *previsión*, es decir, que reflejen satisfactoriamente la realidad. Si se consideran las proyecciones calculadas a partir del Censo de Población de 1991 (es decir, el previo al último Censo de 2001), puede decirse que la evolución observada en los componentes del crecimiento poblacional en España, durante los siete primeros años de la década de los noventa, hizo posible conseguir el anterior objetivo¹. Sin embargo, el espectacular aumento de las entradas de extranjeros, observado a partir del año 1998, dejó fuera de actualidad las poblaciones proyectadas, haciendo necesaria su revisión².

Al anterior cambio se suma la enorme incertidumbre respecto a la evolución futura, que generalmente acompaña al fenómeno de la inmigración. Todo ello ha hecho necesario que se realice el cálculo de poblaciones a partir de las últimas cifras disponibles de movimiento natural y, sobre todo, migratorio. Estas poblaciones calculadas para un cierto año en curso y sus trimestres, con la información más reciente sobre los flujos que la determinan, se denominan *Estimaciones de la Población Actual* (ePOBa o Now-Casts en la terminología anglosajona).

Independientemente del procedimiento de cálculo de la presente *Estimación de la Población Actual*, que se completa en los siguientes puntos, ante los fuertes incrementos observados en las cifras de inmigrantes, la comparación entre las cifras previstas y las que se van registrando, generalmente con

¹ *Proyecciones de la Población de España calculadas a partir del Censo de Población de 1991*. INE 1995

² *Proyecciones de la población de España calculadas a partir del Censo de Población de 1991. Evaluación y revisión*. INE 2001

carácter provisional o de avance, se lleva a cabo al final de cada trimestre. Esto permite aplicar, desde el mes de febrero de 2005, un procedimiento de ajuste entre cifras previstas y observadas que evite *saltos* significativos en las series de población correspondientes.

Con las hipótesis establecidas sobre la evolución más reciente de los fenómenos demográficos que las determinan, se estiman las poblaciones con fecha de referencia en el 1 de enero del año k correspondientes a cada sexo, por edades simples para el total nacional y las comunidades autónomas y Ceuta y Melilla (hasta 100 y más años y hasta 85 y más años, respectivamente), y por grupos quinquenales de edad para las provincias (de 0 a 4 hasta 85 y más años), de acuerdo a lo siguiente: si se designan por i al sexo, j a la edad y k al año, se tiene para los tres ámbitos geográficos considerados,

- Total nacional:

$$\text{Si } j \geq 1, P_{i,j,k} = (P_{i,j-1,k-1} + PEX_{i,j-1,k-1}) \cdot T_{i,j-1,k-1}$$

donde $P_{i,j,k}$ es el efectivo de población de sexo i, edad j a 1 de enero del año k; $PEX_{i,j-1,k-1}$ es el flujo de población de entrada neta del extranjero de sexo i y edad j-1 el 1 de enero del año k-1, durante el año k-1; y $T_{i,j-1,k-1}$ es la probabilidad proyectada de supervivencia durante el año k-1, para un individuo de sexo i con edad j-1 el 1 de enero del año k-1.

$$\text{Si } j = 0, P_{i,0,k} = \left(\sum_{j=15}^{49} r_i \cdot (f_{j,k-1} \cdot (P_{2,j,k-1} + P_{2,j,k}) / 2) + PEX_{i,-1,k-1} \right) \cdot T_{i,-1,k-1}$$

siendo $P_{i,0,k}$ la población de sexo i, menor de un año de edad a 1 de enero del año k; $P_{2,j,k-1}$ la población de mujeres de edad j a 1 de enero del año k-1; $f_{j,k-1}$ la tasa específica de fecundidad proyectada de las mujeres de edad j en el año k-1; r_1 la estimación de la proporción de niños entre los nacimientos; $r_2 = 1 - r_1$ la de niñas; $PEX_{i,-1,k-1}$ el flujo de entradas netas desde el extranjero de niños nacidos durante el año k-1; y $T_{i,-1,k-1}$ la probabilidad de supervivencia de los nacidos de sexo i durante el año k-1.

- Comunidades autónomas:

$$\text{Si } j \geq 1, P_{i,j,k,h} = (P_{i,j-1,k-1,h} + PE_{i,j-1,k-1,h} - PS_{i,j-1,k-1,h} + PEX_{i,j-1,k-1,h}) \cdot T_{i,j-1,k-1,h}$$

siendo $P_{i,j,k,h}$ el efectivo de población de sexo i, edad j, en la comunidad autónoma h a 1 de enero del año k; $PE_{i,j-1,k-1,h}$ el flujo de entrada de población durante el año k-1 en la comunidad h, procedente del resto de España, de sexo i y edad j-1 a 1 de enero del año k-1; $PS_{i,j-1,k-1,h}$ el flujo de salida de población durante el año k-1 de la comunidad h, hacia el resto de España, de sexo i y edad j-1 a 1 de enero del año k-1; $PEX_{i,j-1,k-1,h}$ el flujo de entrada neta de población durante el año k-1 en la comunidad h, procedente del extranjero, de sexo i y edad j-1 a 1 de enero del año k-1; y $T_{i,j-1,k-1,h}$ es la

probabilidad proyectada de supervivencia durante el año k-1, para un individuo residente en la comunidad autónoma h, de sexo i y con edad j-1 el 1 de enero del año k-1.

Si $j = 0$,

$$P_{i,0,k,h} = \left(\sum_{j=15}^{49} r_i \cdot (f_{j,k-1,h} \cdot (P_{2,j,k-1,h} + P_{2,j,k,h}) / 2) + PE_{i-1,k-1,h} - PS_{i-1,k-1,h} + PEX_{i-1,k-1,h} \right) \cdot T_{i-1,k-1,h}$$

siendo $P_{i,0,k,h}$ la población de sexo i, menor de un año de edad a 1 de enero del año k, en la comunidad autónoma h; $P_{2,k-1,k,h}$ la población de mujeres de edad j a 1 de enero del año k-1, en la comunidad autónoma h; $f_{j,k-1,h}$ la tasa específica de fecundidad proyectada de las mujeres residentes en la comunidad autónoma h, de edad j en el año k-1; r_1 la estimación de la proporción de niños en el total de nacimientos; $r_2 = 1 - r_1$ la estimación de la proporción de niñas en el total de nacimientos; $PE_{i-1,k-1,h}$ el flujo de entrada de población a la comunidad autónoma h desde el resto de España, nacida durante el año k-1; $PS_{i-1,k-1,h}$ el flujo de salida, desde la comunidad autónoma h al resto de España, de población de sexo i nacida durante el año k-1; $PEX_{i-1,k-1,h}$ el flujo neto de entrada en la comunidad autónoma h de población de sexo i, nacida durante el año k-1, procedente del extranjero; y $T_{i-1,k-1}$ la probabilidad de supervivencia de los nacidos de sexo i durante k-1.

- Provincias:

$$\text{Si } j \geq 1, P_{i,j,k,h,l} = (P_{i,j-1,k-1,h,l} + PPV_{i,j-1,k-1,h,l} + PEX_{i,j-1,k-1,h,l}) \cdot T_{i,j-1,k-1,h}$$

siendo $P_{i,j,k,h,l}$ el efectivo de población de sexo i, edad j, en la provincia l de la comunidad autónoma h, a 1 de enero del año k; $PPV_{i,j-1,k-1,h,l}$ el flujo de entrada neto de población durante el año k-1 en la provincia l de la comunidad autónoma h, procedente del resto de España, de sexo i y edad j-1 a 1 de enero del año k-1; $PEX_{i,j-1,k-1,h,l}$ el flujo de entrada neta de población durante el año k-1 en la provincia l de la comunidad autónoma h, procedente del extranjero, de sexo i y edad j-1 a 1 de enero del año k-1; y $T_{i,j-1,k-1,h}$ es la probabilidad proyectada de supervivencia durante el año k-1, para un individuo residente en la comunidad autónoma h a la que pertenece la provincia l, de sexo i y con edad j-1 el 1 de enero del año k-1.

$$\text{Si } j = 0 P_{i,0,k,h,l} = ((r_i \cdot P_{i-1,h,l} + PPV_{i-1,k-1,h,l} + PEX_{i-1,k-1,h,l}) \cdot T_{i-1,k-1,h}$$

siendo $P_{i,0,k,h,l}$ la población residente en la provincia l de la comunidad autónoma h, de sexo i menor de un año de edad a 1 de enero del año k; $P_{i-1,h,l}$ la estimación del número de nacimientos durante el año k-1, en la provincia l de la comunidad autónoma h; r_1 la estimación de la proporción de niños en el total de nacimientos; $r_2 = 1 - r_1$ la estimación de la proporción de niñas en el total de nacimientos; $PPV_{i,j-1,k-1,h,l}$ el flujo neto de entradas de población de sexo i, nacida durante el año k-1, en la provincia l de la

comunidad autónoma h , procedentes del resto de España; $PEX_{i,-1,k-1,h,l}$ el flujo neto de entrada de población de sexo i , nacida durante el año $k-1$, en la provincia l de la comunidad autónoma h , procedente del extranjero; y $T_{i,-1,k-1,h}$ la probabilidad de supervivencia de los nacidos de sexo i durante $k-1$ en la comunidad autónoma h .

Por último, hemos de añadir que las cifras de población en fechas intermedias del año $k-1$ se obtienen mediante interpolación lineal de las correspondientes a la estimación de población actual del 1 de enero del año $k-1$ y la proyectada con la última información demográfica disponible para el 1 de enero del año k .

Población de partida

Los efectivos de población, por provincias, sexo y edad, deducidos del Censo de Población referido a 1 de noviembre de 2001, han constituido la población de partida.

Con objeto de tener una mayor comodidad a la hora de los cálculos, a partir de las cifras del Censo de 2001, desagregadas por sexo y edad en cada provincia, se obtuvieron las poblaciones referidas a 1 de enero de 2002. Para ello, se restaron las defunciones ocurridas durante los meses de noviembre y diciembre de 2001 y se sumaron los nacimientos correspondientes. En lo que se refiere a los movimientos migratorios producidos en esos dos meses, dado que la práctica totalidad de los mismos son recogidos en la propia operación censal, no fue necesario tenerlos en cuenta.

Por otro lado, se rectificaron las poblaciones censales de las tres provincias insulares, sumándoles un total de ciento diez mil habitantes, de los cuales, cuarenta mil correspondieron a Baleares y treinta mil y cuarenta mil, respectivamente, a Santa Cruz de Tenerife y Las Palmas. Dicha rectificación se llevó a cabo en vista del déficit de hojas padronales en la operación de campo del Censo de 2001 en estas provincias.

Cálculo de supervivientes

La aplicación de probabilidades de supervivencia a la población por edades existente cada 1 de enero y a los flujos de nacidos e inmigrantes de cada año, proporciona el número de supervivientes por edades al final del mismo. Para el total nacional y las comunidades autónomas, dichas probabilidades de supervivencia se han deducido de tablas de mortalidad completas proyectadas. En el caso de las provincias, los supervivientes se han calculado a partir de tablas abreviadas de mortalidad provinciales en los años 2002, 2003 y 2004. En el año 2005 se han utilizado, en cada provincia, las tablas completas de la comunidad autónoma a la cual pertenece. En todo caso, los supervivientes de las provincias se ajustan a los de las respectivas comunidades autónomas.

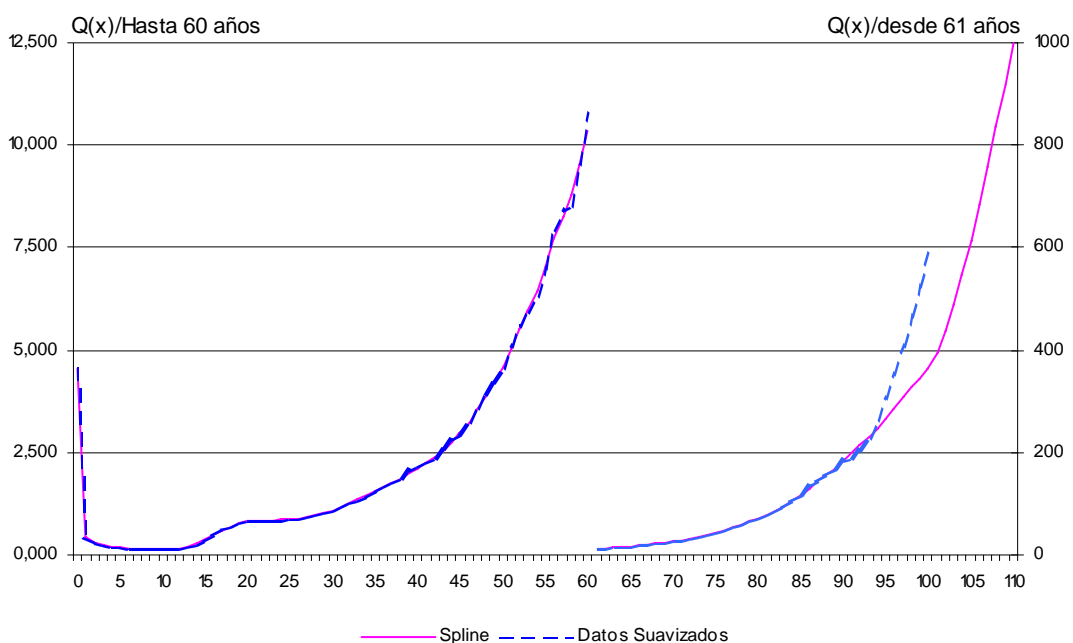
Los tres puntos siguientes se dedican a los aspectos específicos en cada uno de los ámbitos geográficos considerados.

TOTAL NACIONAL

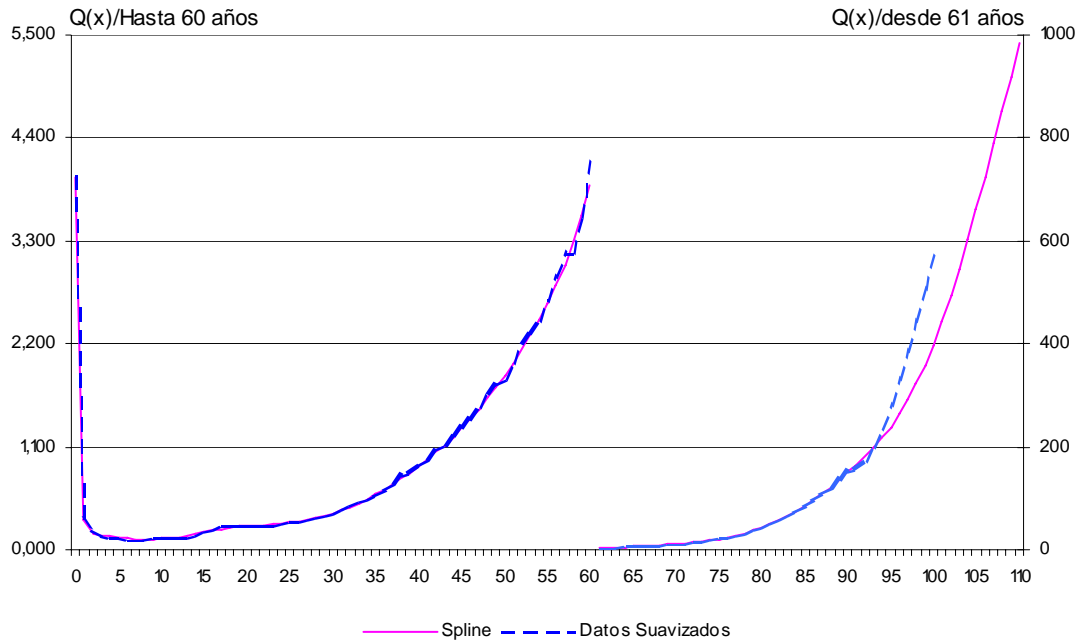
Los parámetros elegidos para la proyección de la mortalidad, para el total nacional, han sido las probabilidades o riesgos de muerte por edad, considerándose aparte la mortalidad infantil (de los menores de un año).

Los riesgos de muerte de partida han sido los calculados con las últimas cifras de defunciones por edad disponibles en el momento de hacer las proyecciones, las de los años 2000 y 2001, y con la población calculada a 1 de enero de 2001 (tanto las cifras de defunciones como de población han sido suavizadas para evitar posibles errores en la declaración de edad). Por otro lado, los riesgos de mortalidad por edad obtenidos se ajustaron mediante funciones tipo "spline". En los gráficos siguiente se comparan estas cifras.

Comparación de la probabilidad de muerte. Año 2000. Varones



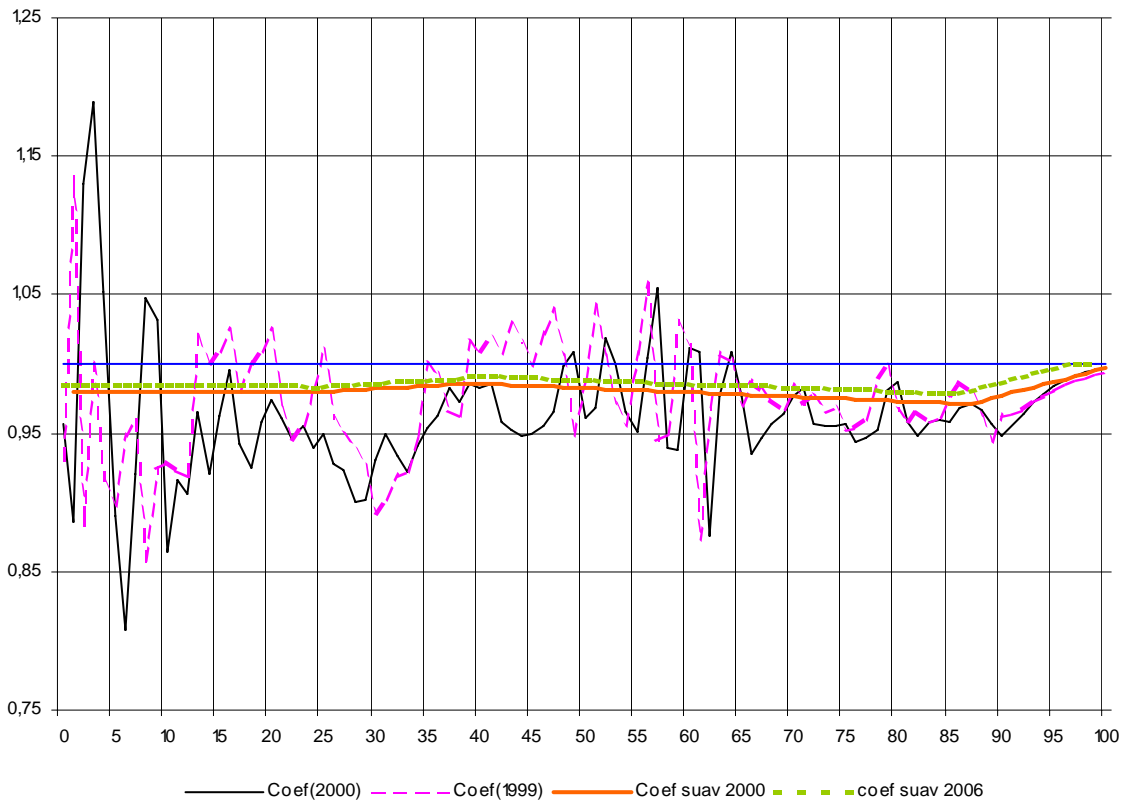
Comparación de la probabilidad de muerte. Año 2000. Mujeres



Las probabilidades de muerte futuras, entre 1 y 89 años de edad, se han obtenido aplicando coeficientes de mejora de la mortalidad³ a las cifras de partida. Los coeficientes de mejora por edad elegidos han sido los del año 2000, una vez examinada la evolución de los mismos durante el periodo 1991-2000. Se han aplicado para un periodo de seis años, es decir, para el cálculo de las probabilidades de supervivencia del periodo 2001-2006. Por tanto, se trata de una hipótesis que, a corto plazo, mantiene la tendencia más reciente de la mortalidad. En el gráfico 2 se han representado dichos coeficientes, para cada sexo.

³ El coeficiente de mejora de la mortalidad se ha calculado, a cada edad, como cociente entre los riesgos de muerte, a dicha edad, de cada año y del anterior.

Coeficiente de mejora.



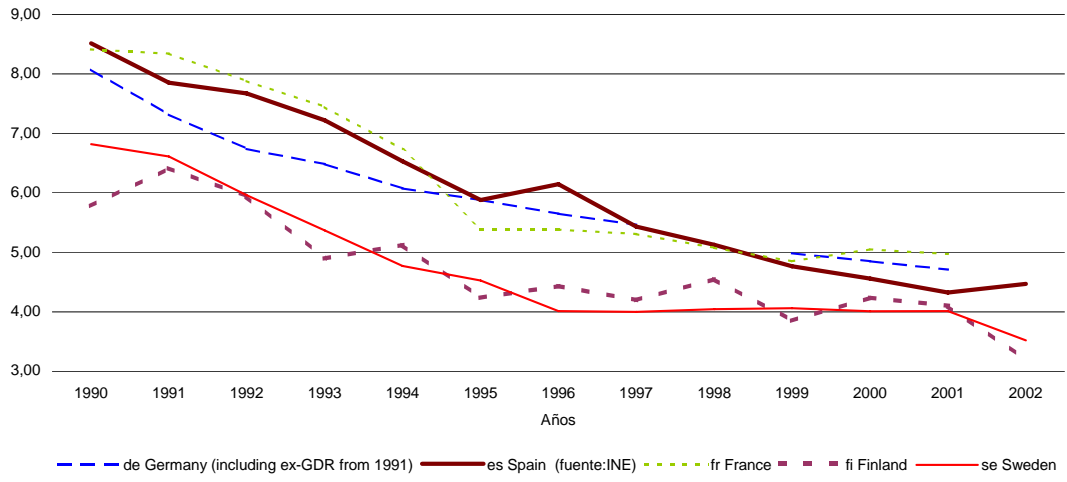
Desde los 90 años de edad en adelante, los riesgos de muerte de partida se mantienen constantes desde el 1 de enero de 2005.

En cuanto a la edad cero, los bajos niveles alcanzados por la mortalidad infantil han hecho que, para fijar un límite inferior, se recurra a la comparación con otros países en los que se viene observando una trayectoria similar a la de España.

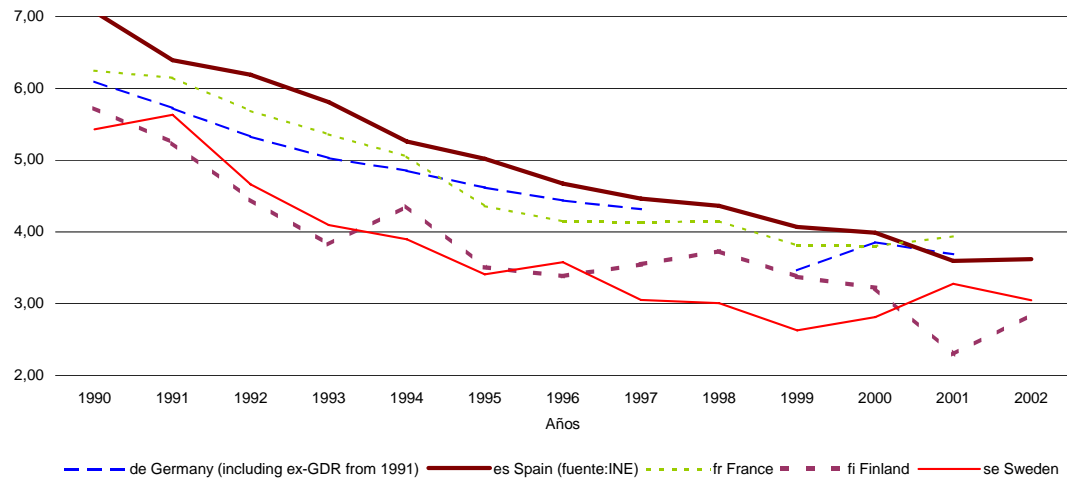
Así, la evolución de la mortalidad de los menores de un año en España, durante el periodo 1991-2002, es paralela a la registrada en Suecia y en Finlandia, con un *retraso* de cinco años en su tendencia decreciente, tanto en niñas como en niños.

Por ello, para obtener los valores futuros del riesgo de muerte a cero años, se ha ajustado una función exponencial al promedio de los valores correspondientes a dichos países, evitando así las oscilaciones propias de las cifras observadas. Los valores ajustados para los años 1995 a 2000 se han tomado para el periodo 2001-2006. A partir del año 2006, se considera el riesgo de muerte constante, en vista de los bajísimos niveles alcanzados (3,5 por mil en niños y 2,8 por mil en niñas). En el gráfico 3 y en el cuadro 3 siguientes se recogen las cifras comentadas, tanto las observadas como las ajustadas.

Probabilidad de muerte al nacimiento. Varones



Probabilidad de muerte al nacimiento. Mujeres



Probabilidad de muerte al nacimiento

Países	Años												
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Varones													
eu15 European Union (15 countries)	8,69	8,30	7,74	7,21	6,72	6,29	6,11	5,73	5,56				
be Belgium	7,45	7,98	7,58	7,75	6,96	7,15	5,64	5,87	5,57	5,58	5,15	5,08	5,03
dk Denmark	8,66	8,15	7,68	6,04	6,59	5,57	6,16	5,44	4,71	4,98	6,08	4,88	4,81
de Germany (including ex-GDR from 1991)	8,07	7,32	6,74	6,48	6,07	5,88	5,65	5,46		4,98	4,85	4,71	
gr Greece	9,62	9,30	8,95	8,99	8,25	8,92	7,84	6,82	7,16	6,59			
es Spain	8,51	7,85	7,67	7,22	6,53	5,88	6,15	5,43	5,13	4,77	4,56	4,32	4,47
fr France	8,41	8,34	7,88	7,45	6,73	5,39	5,38	5,31	5,07	4,85	5,05	4,97	
ie Ireland	9,18	8,52	7,35	6,54	6,38	6,92	7,88	6,75	5,24	6,21	7,33	6,83	5,60
it Italy	9,12	9,01	8,99	7,51	7,11	6,92	6,41	6,00	5,71	5,54	4,74		
lu Luxembourg (Grand-Duché)	7,63	9,24	9,18	6,94	4,63	4,64	4,83	3,10		5,93	5,71	6,44	5,47
nl Netherlands	8,20	7,70	6,82	7,15	6,34	6,14	6,27	5,52	6,02	5,47	5,52	5,91	5,48
at Austria	9,18	9,34	9,20	9,37	8,48	7,29	6,41	5,94	5,71	5,93	5,38	5,92	4,73
pt Portugal	12,90	12,35	10,14	9,94	8,45	8,30	7,71	6,99	6,64	6,16	6,08	5,74	5,34
fi Finland	5,77	6,42	5,94	4,89	5,12	4,24	4,43	4,19	4,55	3,85	4,24	4,10	3,19
se Sweden	6,82	6,61	5,96	5,37	4,77	4,53	4,01	4,00	4,04	4,06	4,01	4,01	3,52
uk United Kingdom	9,06	8,26	7,30	7,05	6,87	6,85	6,85	6,39	6,32	3,85	6,06		
Mujeres													
eu15 European Union (15 countries)	6,80	6,51	6,07	5,67	5,40	4,98	4,93	4,77	4,54				
be Belgium	5,69	6,04	6,11	5,48	5,36	4,51	4,36	4,91	4,72	4,13	4,41	3,97	3,75
dk Denmark	6,40	6,50	5,68	4,77	5,07	4,48	4,68	5,03	4,60	3,46	4,57	4,87	4,00
de Germany (including ex-GDR from 1991)	6,10	5,73	5,33	5,03	4,85	4,62	4,44	4,32		3,46	3,86	3,69	
gr Greece	9,36	8,52	7,88	7,80	7,80	7,21	6,61	6,16	6,19	5,68			
es Spain	7,07	6,40	6,19	5,81	5,26	5,02	4,67	4,46	4,37	4,07	3,99	3,60	3,62
fr France	6,25	6,15	5,69	5,36	5,05	4,36	4,15	4,13	4,15	3,81	3,80	3,94	
ie Ireland	7,25	6,56	5,37	5,48	4,90	5,82	6,57	6,13	4,43	5,56	5,17	5,15	5,06
it Italy	7,22	7,27	6,96	6,34	5,76	5,33	5,88	5,20	5,09	4,60	4,20		
lu Luxembourg (Grand-Duché)	7,28	9,12	8,01	5,07	6,06	6,31	5,20	5,22		3,34	4,38	5,25	4,60
nl Netherlands	6,22	5,27	5,66	5,32	4,89	4,57	5,07	4,57	4,35	4,97	4,74	4,77	4,52
at Austria	6,75	7,32	7,11	6,48	6,48	4,64	5,88	5,16	5,10	3,34	4,24	3,64	3,38
pt Portugal	9,90	9,45	8,41	7,49	7,56	6,65	6,06	5,92	5,41	5,13	5,00	4,31	4,69
fi Finland	5,73	5,24	4,45	3,82	4,36	3,51	3,38	3,55	3,73	3,37	3,22	2,29	2,85
se Sweden	5,43	5,63	4,66	4,10	3,90	3,41	3,58	3,05	3,01	2,63	2,81	3,27	3,05
uk United Kingdom	7,00	6,30	5,68	5,61	5,41	5,37	5,36	5,24	5,00	3,37	5,02		

Fuente de España: INE

Las cifras definitiva de MNP desde 2002 a 2005 ponen de manifiesto las siguientes diferencias entre defunciones observadas y proyectadas:

Comparación de las defunciones observadas y proyectadas

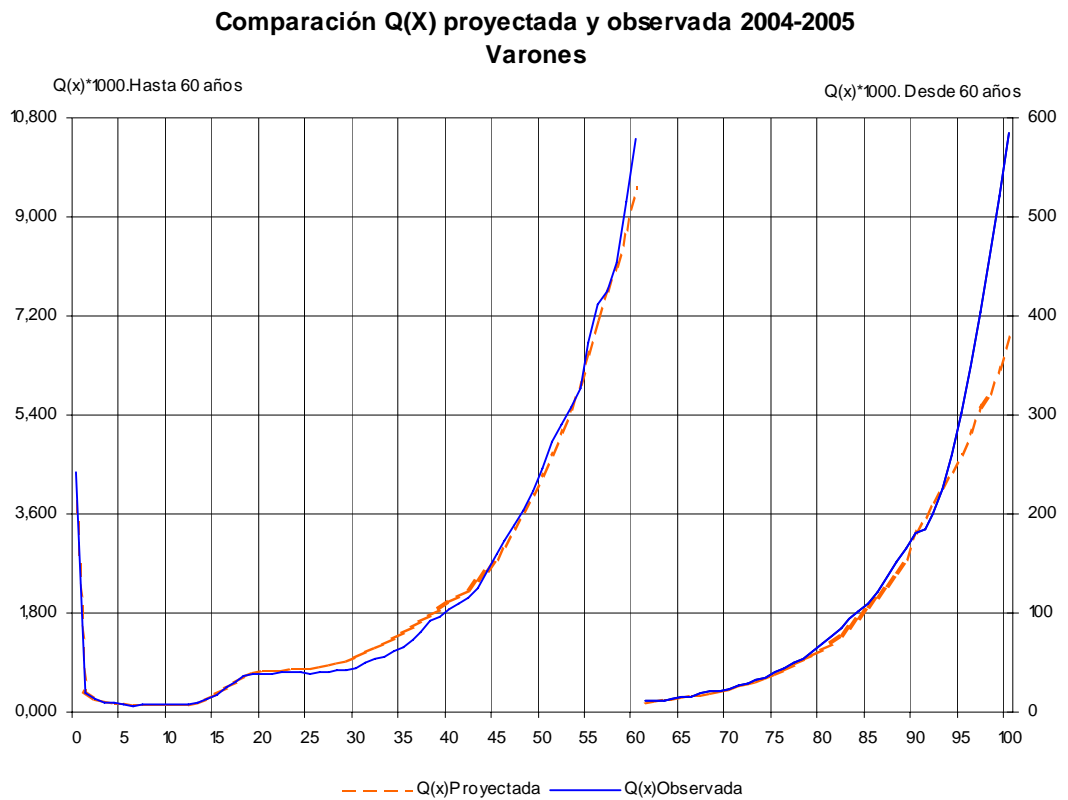
	Defunciones		Diferencias	
	Observadas	Proyectadas	Absolutas	En %
Total				
2001	357.580			
2002	366.046	364.817	1.229	0,34
2003	382.455	366.112	16.343	4,27
2004	369.564	367.678	1.886	0,51
2005	385.056	373.801	11.255	2,92
2002-2005	1.503.121	1.472.408	30.713	2,04
Varones				
2001	187.905			
2002	191.510	191.558	-48	-0,03
2003	198.246	192.377	5.869	2,96
2004	193.265	193.188	77	0,04
2005	200.162	195.216	4.946	2,47
2002-2005	783.183	772.339	10.844	1,38
Mujeres				
2001	169.675			
2002	174.536	173.259	1.277	0,73
2003	184.209	173.735	10.474	5,69
2004	176.299	174.490	1.809	1,03
2005	184.894	178.585	6.309	3,41
2002-2005	719.938	700.069	19.869	2,76

La anterior comparación de las cifras de defunciones observadas a posteriori con las proyectadas, muestra que estas últimas son inferiores a las primeras en los años 2003 y 2005, con una notable similitud en los años 2002 y 2004.

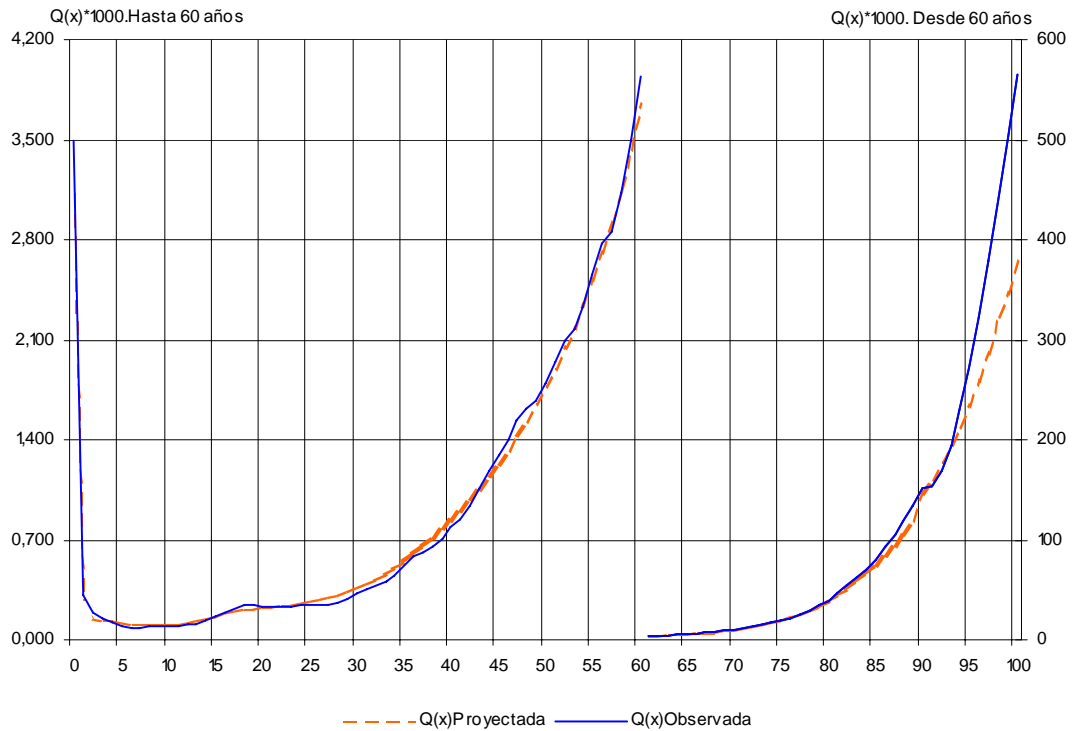
El déficit de defunciones proyectadas supone un promedio anual de 7.500 (es decir, un 2 por ciento sobre el total observado en el periodo).

Con objeto de *corregir* las diferencias anteriores, se han calculado cocientes de mortalidad, por sexo y edades simples, con las cifras de defunciones igualmente clasificadas del MNP de los años 2004 y 2005 (último para el que se dispone de datos definitivos).

Los cocientes de mortalidad obtenidos se han representado en los gráficos siguientes, junto con los proyectados :



Comparación Q(X) proyectada y observada 2004-2005 Mujeres



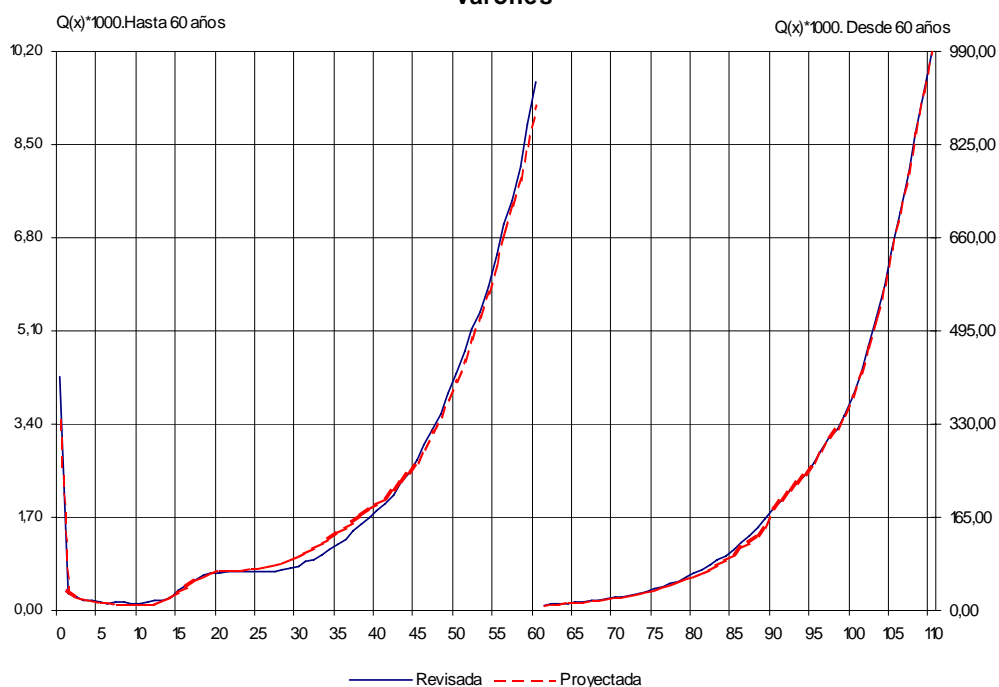
En las edades altas, superiores a los 70 años, se registra un aumento en las tasas de mortalidad en los años 2003 y 2005, tanto en varones como en mujeres. Este incremento extraordinario en las tasas de mortalidad a edades elevadas fue debido, en el año 2003 a las consecuencias de la fuerte ola de calor que España padeció en las fechas estivales de dicho año y en el año 2005 a la intensa incidencia del virus de la gripe.

Por tanto, puede concluirse que la tendencia de la mortalidad proyectada es aceptable, excepto en la intensidad a las edades jóvenes que se han mencionado.

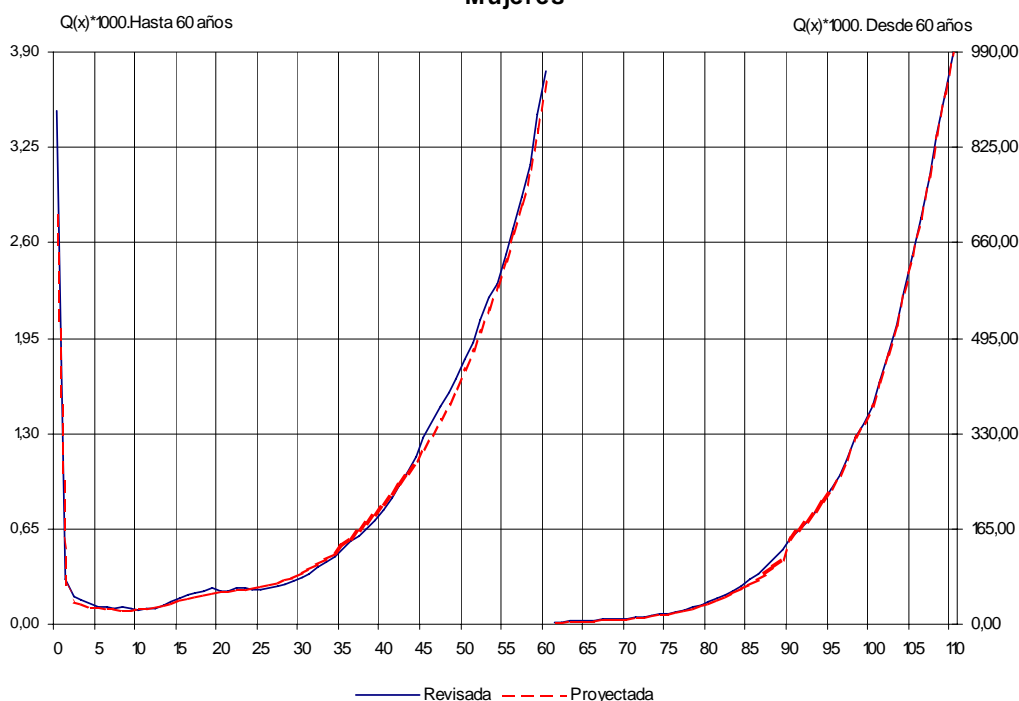
Puesto que la proyección de mortalidad, empleada durante el periodo 2002-2004, refleja, en general, la tendencia favorable de este fenómeno, con una desaceleración progresiva en la evolución decreciente de las tasas, se han aplicado los *coeficientes de mejora*⁴ de los años 2005 y 2006 a los cocientes, por sexo y edad, actualizados con las cifras más recientes del MNP. En el gráfico siguiente se presentan los perfiles de mortalidad proyectado y revisado del año 2007.

¹ El coeficiente de mejora, a cada edad, se define como el cociente entre los riesgos de muerte, a dicha edad, de dos años consecutivos.

Comparación Q(X) proyectada y revisada 2006-2007 Varones

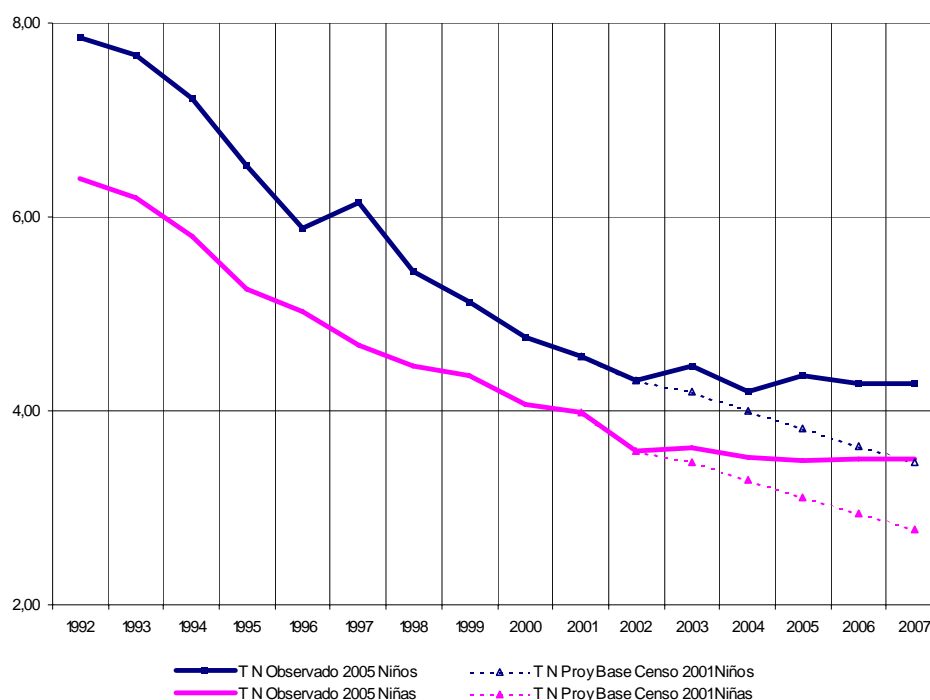


Comparación Q(X) proyectada y revisada 2006-2007 Mujeres



La disponibilidad de las cifras definitivas del MNP hasta el año 2005 inclusive y el cálculo de los correspondientes valores de la probabilidad de muerte al nacimiento hasta dicho año, han hecho posible su comparación con las cifras proyectadas, la cual muestra que estas últimas son más bajas que las primeras.

Evolución, Proyección Base Censo 2001 Revisión de Q(0) Niños y niñas



A la vista del gráfico, parece razonable estimar los años 2006 y 2007 iguales al promedio de la probabilidad de muerte al nacimiento de los años 2004 y 2005, tanto en varones como en mujeres.

COMUNIDADES AUTÓNOMAS

Las probabilidades de supervivencia, por sexo y edad, para las comunidades autónomas, se obtienen de tablas completas de mortalidad elaboradas a partir de probabilidades o riesgos de muerte proyectados, los cuales a su vez, se deducen de los correspondientes al total nacional mediante índices, que miden el peso de la mortalidad de cada una de las comunidades autónomas en el conjunto de todas ellas.

El cálculo de los índices se ha llevado a cabo, para el periodo 2001-2002 mediante

$$I_{x,s}^{CA} = \frac{\hat{q}_{x,s}^{CA}}{\hat{q}_{x,s}^{TN}}$$

representando \hat{q} el riesgo de mortalidad estimado, x la edad (de 2 a 100 y más años), s el sexo (varones y mujeres), CA la comunidad autónoma y TN el total nacional.

A su vez, los anteriores riesgos de mortalidad estimados se han obtenido de la siguiente manera: en una primera etapa, se deducen tasas de mortalidad, por sexo y grupos quinquenales de edad (1 a 4, 5 a 9, 10 a 14, ..., hasta 85 y

más años), en cada comunidad autónoma, con las defunciones de los años 2001 y 2002 y las poblaciones a 1 de enero de 2002.

En una segunda etapa, se obtienen las tasas por edades simples que resultan por interpolación entre las anteriores.

Finalmente, se deducen los cocientes de mortalidad estimados mediante

$$\hat{q}_x = \frac{\hat{t}_x}{1 + \frac{\hat{t}_x}{2}}$$

donde \hat{t}_x son las tasas interpoladas.

De la aplicación de los índices anteriores a los cocientes de mortalidad proyectados para el total nacional, se deducen los correspondientes a las comunidades autónomas, es decir,

$$q_{x,s}^{CA,t} = I_{x,s}^{CA} q_{x,s}^{TN,t}$$

para $t = 2002, 2003, 2004, \dots, 2016$ y $x = 2, 3, \dots, 100+$

Para la edad $x = 1$ se ha deducido el índice correspondiente a cada sexo y comunidad autónoma de las tablas completas calculadas, para las comunidades autónomas y el total nacional, con las defunciones de los años 2001 y 2002 y la población a 1 de enero de 2002. Es decir,

$$I_{1,s}^{CA} = \frac{q_{1,s}^{CA}}{q_{1,s}^{TN}}$$

En aquellas comunidades autónomas en que el riesgo de muerte $q_{1,s} = 0$, se ha considerado $I_{1,s} = 1$, es decir, se toma el valor correspondiente al total nacional.

En lo que se refiere a la mortalidad infantil, el riesgo de muerte a la edad cero se ha considerado, en todas las comunidades autónomas, igual al del total nacional.

Para tener la probabilidad de muerte al nacimiento por comunidades autónomas, se ha estudiado también la tendencia reciente de las cifras observadas. De esta forma, se llega a la conclusión de que sería adecuado también estimar los años 2006 y 2007 mediante el promedio de probabilidad de muerte al nacimiento de los años 2004 y 2005, tanto en varones como en mujeres.

PROVINCIAS

Como se ha mencionado en la primera parte del presente apartado, los supervivientes en las provincias, hasta el año 2004 inclusive, se han obtenido mediante tablas de mortalidad abreviadas.

Las tablas de mortalidad utilizadas se han calculado con las defunciones por sexo, grupo de edad (0, 1 a 4, 5 a 9, 10 a 14, hasta 85 y más años) y provincia de residencia del fallecido, de los años 2001 y 2002, siendo las poblaciones, igualmente desagregadas, las deducidas a 1 de enero de 2002 del Censo de 2001.

Los supervivientes resultantes de la aplicación de las tablas de mortalidad abreviadas en las provincias, se han ajustado a los de las respectivas comunidades autónomas.

Asimismo, se ha hecho este ajuste con los supervivientes por provincias que se obtienen en los años 2005, 2006 y 2007, como consecuencia de aplicar las tablas completas de sus correspondientes comunidades autónomas.

Previsión de nacimientos

El análisis de la evolución reciente de la fecundidad en España, ha constituido la base para establecer una hipótesis sobre la evolución futura de este fenómeno a corto plazo.

El indicador coyuntural de la fecundidad y la edad media a la maternidad obtenidos para el periodo 2002-2007 figuran en el Anexo 5.

TOTAL NACIONAL

Como base principal de la proyección, se ha observado la tendencia de las tasas específicas de fecundidad por edades simples (de 15 a 49 años), entre 1991 y 2001, último año para el que se disponía, en su momento, de cifras definitivas del Movimiento Natural de la Población (MNP).

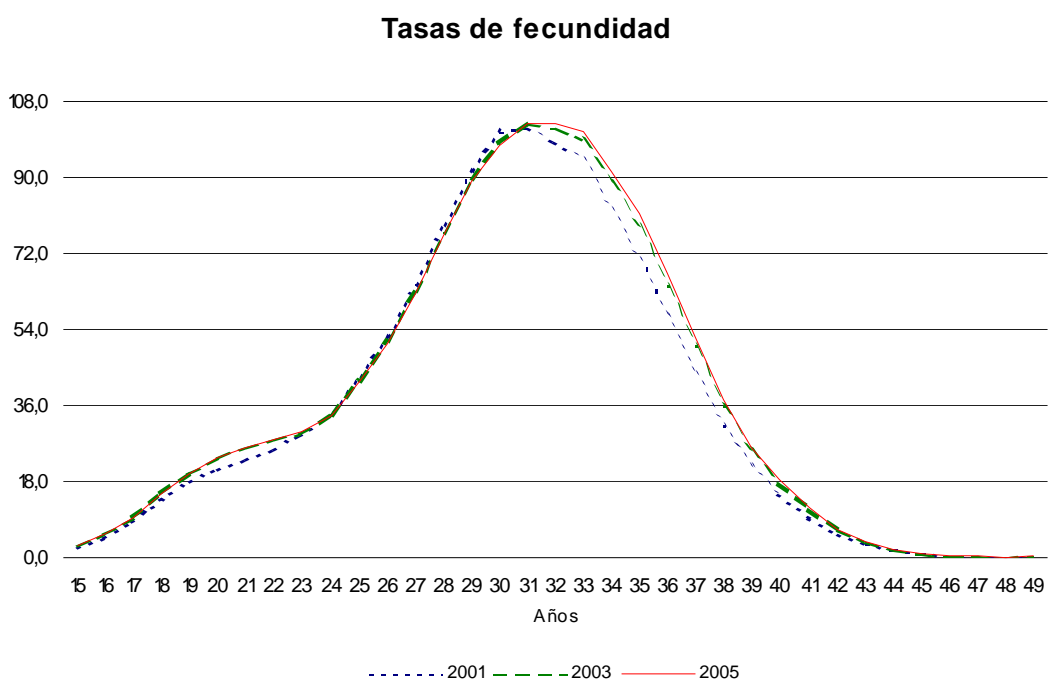
Para cada una de las tasas por edad de la madre, se ha calculado un coeficiente de crecimiento entre los años 1998 y 2001, extrapoliándose esta tendencia a los años venideros en diferentes períodos de tiempo.

Como primer período, se consideraron los años 2002 y 2003, manteniendo la tendencia creciente del período 1998-2001. Las tasas de fecundidad resultantes para estos años fueron ajustadas, con el fin de que los nacimientos obtenidos se adaptaran a las cifras disponibles del MNP (provisionales) de dichos años.

Como segundo período de proyección se consideraron cinco años, de 2004 a 2008. Durante el mismo, la tendencia se suavizó, previendo que el crecimiento de la fecundidad no iba a ser excesivo. La fuerte recuperación del indicador coyuntural de la fecundidad en estos últimos años es producto, en buena parte, de una recuperación de nacimientos aplazados por unas determinadas generaciones de mujeres. En las edades más jóvenes cabe pensar en una mayor aportación de las mujeres extranjeras.

Por otro lado, las tasas correspondientes a las mujeres menores de 21 años y mayores de 42, se han mantenido constantes, debido a su escasa aportación a la fecundidad total (menos de un 7 por ciento en el año 2001) y a las oscilaciones que presentan las correspondientes series.

En el gráfico 5 se han representado las curvas de fecundidad de los años 2001, 2003 y 2005.



Los nacimientos resultantes de multiplicar las tasas de fecundidad por los efectivos de mujeres a las distintas edades, se han repartido por sexo utilizando el promedio observado en el período 1998-2001 (106,5 niños por cada 100 niñas).

La comparación de las cifras de nacimientos observadas a posteriori con la proyección realizada con base en el Censo de 2001, muestra que estas últimas son inferiores a las primeras en unos 3.500 y 7.000 nacidos en los años 2004 y 2005, respectivamente (diferencias inferiores al 1% y el 1,5%).

El indicador coyuntural de la fecundidad (ICF) proyectado, con las cifras de nacimientos disponibles hasta el año 2001 inclusive, es ligeramente inferior al calculado con las cifras de nacimientos registradas del MNP para el periodo 2002-2005. Por el contrario, la edad media a la maternidad proyectada ha resultado algo superior a la observada.

Comparación de los nacimientos observados y proyectados

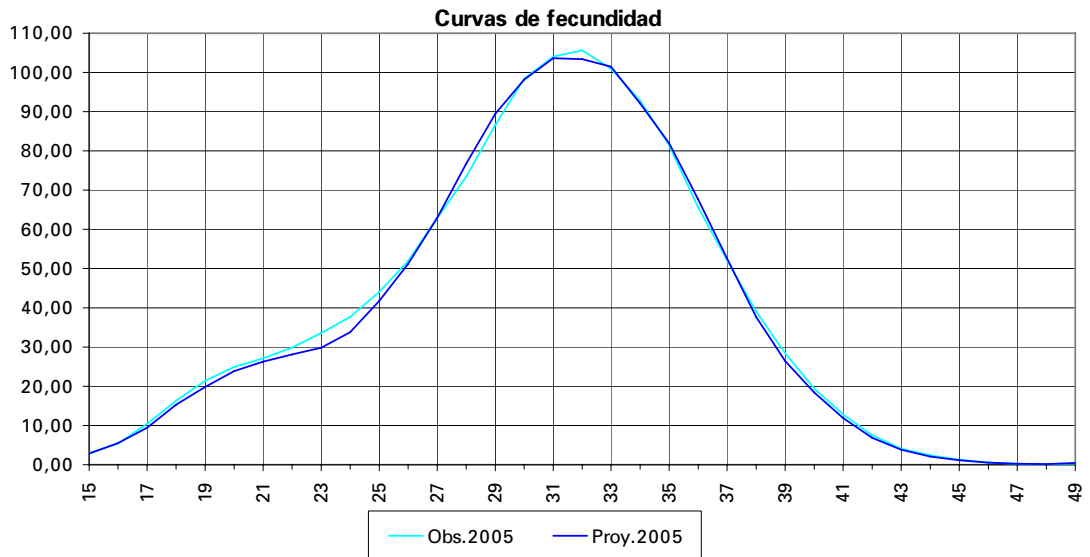
	Nacimientos		Diferencias	
	Observados	Proyectados	Absolutas	En %
2001	406.380	406.380	0	0,000
2002	417.688	416.518	1.170	0,280
2003	440.531	439.863	668	0,152
2004	453.172	449.715	3.457	0,763
2005	464.811	457.971	6.840	1,472
2002-2005	1.776.202	1.764.067	12.135	0,683

Comparación Indicador Coyuntural Fecundidad observado y proyectado

	ICF		Diferencias	Incremento Anual	
	Observado	Proyectado		Observado	Proyectado
2001	1,244	1,244	0,000		
2002	1,263	1,256	0,007	0,019	0,012
2003	1,310	1,305	0,005	0,047	0,049
2004	1,329	1,316	0,013	0,019	0,011
2005	1,346	1,327	0,018	0,017	0,011

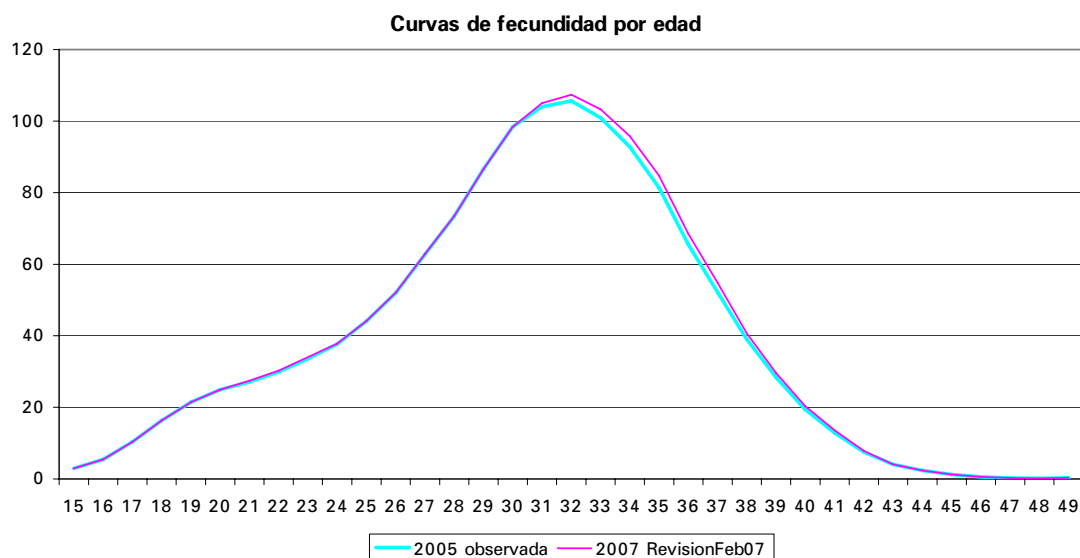
Comparación Edad Media a la Maternidad observada y proyectada

	EMM		Diferencias	Incremento Anual	
	Observada	Proyectada		Observada	Proyectada
2001	30,75	30,82	-0,07		
2002	30,79	30,90	-0,11	0,040	0,071
2003	30,84	30,93	-0,09	0,050	0,036
2004	30,86	30,97	-0,11	0,020	0,036
2005	30,90	31,00	-0,10	0,044	0,037



Con objeto de determinar el origen de las diferencias que se acaban de comentar, se comparan las tasas de fecundidad, por edad de la madre, proyectadas y observadas en el gráfico siguiente. Las diferencias dignas de mención se producen en el grupo de 20 a 25 años de edad.

Con objeto de subsanar las anteriores diferencias, se han estimado las tasas de fecundidad por edad de la madre del año 2007 a partir de las tasas observadas del año 2005:



En las primeras edades (inferiores a 21 años) y en las últimas (superiores a los 42 años), dado que no cabe esperar cambios apreciables en las tasas, éstas se han mantenido constantes. Además, como se ha *actualizado* la curva de fecundidad con los nacimientos registrados en 2005 y las diferencias, tanto en el ICF como en la edad media a la maternidad, no son significativas, se han estimado crecimientos muy ligeros en las edades centrales, que se concentran, por una parte, en el grupo de 20 a 24 años, con el objetivo de recoger la influencia del calendario más joven de las madres inmigrantes; por otra parte, con intensidad creciente con la edad, se supone que, entre 2005 y 2007, las tasas desde los 33 a algo más de los 40 años de edad, aumentan entre un 1 por ciento y un 3 por ciento. Como resultado, se obtiene el perfil de fecundidad para el año 2007 que se recoge, en el siguiente gráfico, junto con el observado en el año 2005.

COMUNIDADES AUTÓNOMAS Y PROVINCIAS

Una vez estimados los nacimientos futuros para el total nacional, se precisan una cifras por comunidades autónomas y provincias coherentes con las anteriores.

En el caso de las comunidades autónomas, se han obtenido tasas futuras de fecundidad mediante índices, los cuales relacionan las tasas observadas en cada una de ellas con las del total nacional, a cada edad,

$$I_x^{CA} = \frac{f_x^{CA}}{f_x^{TN}}$$

representando f la tasa de fecundidad, x la edad (de 15 a 49 años), CA la comunidad autónoma y TN el total nacional.

En concreto, se calculó este índice para el periodo, considerando que el promedio de valores de los años 2001 y 2002 es representativo a efectos de obtener las tasas de las comunidades autónomas a partir de las del total nacional de cada año.

De esta forma, se han deducido tasas por edades simples, para cada comunidad autónoma, hasta 2007, multiplicando el índice anterior por la tasa de fecundidad proyectada para el total nacional. A partir de las tasas se han calculado el indicador coyuntural de la fecundidad y la edad media a la maternidad, para cada año del período proyectado.

Los nacimientos resultantes de multiplicar las tasas de fecundidad por los efectivos de mujeres a las distintas edades, se han desagregado por sexo utilizando el mismo coeficiente que para el total nacional.

Los nacimientos previstos en cada comunidad autónoma se han repartido entre sus provincias utilizando el promedio de las distribuciones porcentuales observadas en los años 2001 y 2002, una vez examinada la consistencia de la misma en el tiempo.

Migración exterior

Como se ha comentado en la introducción, el considerable aumento de las entradas de extranjeros observado en España a partir del año 1998 y la enorme incertidumbre respecto a la evolución futura que, generalmente, acompaña al fenómeno de la inmigración, hacen imposible una previsión de la trayectoria de este fenómeno, incluso a corto plazo.

Por ello, la incorporación de los flujos de entradas netas del extranjero a la población se ha hecho con cifras anuales y, desde el año 2005, con un seguimiento trimestral del volumen de entradas que se incorporan.

La fuente estadística a partir de la cual se lleva a cabo el seguimiento de los flujos migratorios con el extranjero ha sido el Padrón de Habitantes.

De acuerdo con la mencionada fuente, las *entradas* del extranjero, entendidas como aquellas en que los ciudadanos, al solicitar su inscripción en el Padrón Municipal, declaran provenir del extranjero, deberán ser completadas con las *altas por omisión* registradas en el PC, que son aquellas que corresponden a individuos que en el momento de darse de alta en un cierto municipio manifiestan haber llegado del extranjero con anterioridad, pero no constando su procedencia.

En cuanto al seguimiento de las *salidas* al extranjero, se lleva a cabo a través de las bajas por cambio de residencia con destino en el extranjero en el PC, las cuales deben ser también completadas con las *bajas por inclusión indebida* en el PC, que en este caso corresponden a bajas de individuos cuyos registros carecen de dato en el campo correspondiente al *destino*, así como las *bajas por duplicado*.

En todo caso, y a efectos del estudio de los correspondientes flujos, interesa distinguir del total, en primer lugar, la nacionalidad extranjera.

Así, para cada uno de las variaciones padronales mencionadas⁵ se ha examinado su distribución por sexo y edad, para españoles y extranjeros por separado.

En el caso de las altas por omisión de nacionalidad española, un excesivo peso observado en las edades inferiores a los cinco años correspondientes a nacidos en España, puso de manifiesto la necesidad de no considerar como entradas una parte de las mismas, dado lo improbable de que se produzcan inmigraciones a España entre menores nacidos en España, en un periodo tan breve de tiempo, sino que las altas corresponden a nacidos en proceso de incorporación como tales nacimientos al PC⁶.

Otro problema que se presenta en la estimación del total de entradas netas a España es el subregistro de salidas al extranjero, debido a que las personas

⁵ Es decir, las Altas por cambio de residencia (ACR), las Altas por omisión (AOM), las Bajas por cambio de residencia (BCR), las Bajas por inclusión indebida (BII) y las Bajas por duplicado (BDU).

⁶ A partir de junio 2005 ha parecido más aconsejable no contabilizar las altas por omisión de nacionalidad española. Asimismo, no se tienen en cuenta las bajas por inclusión indebida de españoles.

que van a residir a otro país o retornan a su país de origen, en general, no lo comunican a los ayuntamientos⁷.

En el cálculo de las presentes *Estimaciones de la Población Actual* se han incorporado las cifras registradas en el PC durante los años 2002, 2003 y 2004, de acuerdo con la definición que se ha dado para la deducción de las entradas netas a partir de los flujos anuales registrados en el Padrón.

Como consecuencia, del seguimiento trimestral de las variaciones padronales registradas, a partir del año 2005, los flujos de entradas netas del extranjero no se reparten uniformemente a lo largo del año. Como resultado se tuvo un total de 305.000 entradas en el primer semestre del año 2005 y de 331.052 en el segundo.

Para la estimación de las entradas netas del primer trimestre de 2006, el último avance de movimientos padronales acumulados fue el de 20 de enero de 2006. El análisis de la evolución de los flujos mensuales durante el periodo 2002-2004 trajo como conclusión el supuesto de un total de entradas netas para el trimestre 1 del 2006 igual al del trimestre 4 del 2005, es decir, 138.087 entradas netas, de las cuales 131.276 corresponden a población de nacionalidad extranjera⁸.

Para la estimación de las entradas netas del segundo trimestre de 2006 se contó con los nuevos avances de variaciones padronales de 29 de marzo y 27 de abril de 2006. Asimismo, se dispuso de nueva información, la relativa a las bajas por caducidad (BBC), registradas durante los mencionados meses de marzo y abril del año en curso (la correspondiente a los dos primeros meses del año que está acumulada, naturalmente, es muy escasa). La forma de estimación de las salidas de extranjeros, para su incorporación al cálculo de las entradas netas figura en el siguiente apartado.

El análisis de la evolución de los flujos mensuales desde el año 2002 realizado en el segundo trimestre de 2006, condujo a la siguiente hipótesis: si se considera que las cifras del último avance de variaciones padronales acumuladas, de 27 de abril de 2006, dan como resultado unas 159.000 entradas netas del extranjero para el primer trimestre del año 2006 (153.000 de nacionalidad extranjera), puede estimarse, a la vista de dicho análisis, un 5% menos para el segundo trimestre de dicho año. Por tanto, a falta de deducir las salidas estimadas a partir de las cifras registradas de BBC, se tendrían 151.000 entradas netas del extranjero para el segundo trimestre del año 2006 (145.000 de nacionalidad extranjera).

Dado que dichas BBC se han estimado para el año 2006, en unas 96.000 (como se muestra en el siguiente apartado), las entradas netas estimadas para el segundo trimestre quedan, finalmente, en unas 128.000 (122.000 de nacionalidad extranjera).

⁷ En el caso de la población de nacionalidad extranjera, de países no comunitarios, sin autorización de residencia permanente, la entrada en vigor (el 31-12-2005) de la Resolución de 26 de mayo de 2005, por la que se dictan instrucciones técnicas a los ayuntamientos sobre el proceso para acordar la caducidad de las inscripciones padronales de este colectivo, ha permitido, a partir del segundo trimestre de 2006, llevar a cabo una estimación de una parte de las salidas al extranjero.

⁸ Posteriormente, la disponibilidad de un nuevo avance de variaciones padronales acumuladas, de 1 de marzo de 2006, corroboró el anterior supuesto.

Para la estimación de las entradas netas del tercer trimestre de 2006 se dispuso de cuatro nuevos recuentos de movimientos acumulados en los Padrones Municipales de Habitantes, de 29 de mayo, 5 y 28 de julio y 9 de septiembre de 2006. El análisis de los gráficos conteniendo las series por trimestres y por meses, si no se tiene en cuenta el año 2004, porque las entradas netas están afectadas por el *proceso de regularización* en los trimestres intermedios y por la difusión de la posible entrega de los registros del Padrón de Habitantes al Ministerio del Interior, en los trimestres cuarto de 2003 y primero de 2004, durante los años 2002, 2003 y 2005, se concluyó, respecto a la población de nacionalidad extranjera, que: a) Las cifras del primer trimestre son las más altas de cada año. b) Las entradas netas del segundo trimestre vienen siendo inferiores a las del primero. c) Las cifras del tercer trimestre vienen siendo ligeramente inferiores a las del segundo trimestre (en un 1% en 2002 y 2003 y en un 8% en 2005).

Sin embargo, el resultado acumulado con el avance de variaciones padronales de 28 de julio de 2006, mostró dos novedades: a) Las entradas del segundo trimestre de 2006 son superiores a las del primer trimestre de dicho año. Puede decirse que se ha debido al extraordinario incremento observado en los meses de mayo y junio de 2006 en relación a esos mismos meses del año 2005 y a pesar de que en abril se registra una disminución en el saldo neto de entradas. b) Las cifras de marzo de 2006 aumentan, respecto a las que se obtuvieron con el avance de movimientos acumulados en el Padrón, de 28 de abril de 2006, en unas 6.000 entradas netas (6.800 de extranjeros), alcanzándose ese mes algo más de lo que cabía esperar según la evolución de años anteriores. Ello implica un incremento en el flujo de extranjeros del primer trimestre de 7.700 personas respecto a lo registrado con el avance de variaciones padronales de 28 de abril de 2006.

Aparte de la nueva información acumulada en el Padrón, se han incorporado las cifras de la EVR del año 2005. Estas cifras suponen en dicho año 30.000 entradas más (24.000 y 6.000 extranjeros y españoles, respectivamente) que las obtenidas con los avances de movimientos padronales acumulados a 28 de julio de 2006. Además, las entradas netas de la EVR son superiores a las de los avances de variaciones acumuladas en el Padrón en los tres primeros trimestres y, por el contrario, inferiores en el cuarto.

Como puede observarse en la serie trimestral que resulta una vez incorporadas las cifras de la EVR 2005, exceptuando el año 2004, las cifras del tercer trimestre son prácticamente iguales al segundo en 2002 y 2003 y casi un 88% en 2005. En el caso de la población de nacionalidad extranjera, las entradas netas del tercer trimestre son ligeramente inferiores a las del segundo, siendo el 99% en 2002 y 2003 y el 87% en 2005. Dada la tendencia creciente de las cifras, parece más aconsejable tomar el promedio de los tres porcentajes anteriores (96,4% y el 94,9%, respectivamente, para la población total y de nacionalidad extranjera), es decir, el 95% de las entradas netas registradas en el segundo trimestre, si se quiere extrapolar la evolución que se acaba de comentar para calcular las cifras del tercer trimestre de 2006 a partir del segundo trimestre observado de ese año. Como consecuencia, se tuvieron 191.973 entradas netas, que se redujeron a 154.473 con la estimación de 37.500 salidas a partir de la información sobre las bajas por caducidad (cuyo detalle, como para el trimestre anterior, figura en el punto siguiente).

Para la estimación de las entradas netas del cuarto trimestre de 2006 se dispuso de los avances variaciones mensuales acumuladas en los Padrones Municipales, siendo el último el de 24 de noviembre de 2006. En esta ocasión, se llevó a cabo una estimación de las variaciones padronales. El objetivo, por tanto, fue obtener las estimaciones de cada una de las componentes ACR, AOM, BCR, BII y BDU tanto para españoles como para extranjeros (aunque en los españoles no se tuvieron en cuenta ni las altas por omisión, ni las bajas por inclusión indebida), para los meses de noviembre y diciembre.

A partir de las *cifras expandidas* de 2006, se calculó para cada uno de los movimientos y mes la relación de los dos meses posteriores sobre los dos anteriores. El promedio de esta relación para los meses de junio, julio y agosto, es la que se aplicó al mes de octubre, para así calcular los dos meses siguientes. Las entradas netas así estimadas para el cuarto trimestre son casi 245.000 para la población total, resultando 243.000 extranjeros.

Para la estimación de las entradas netas del primer trimestre de 2007, el último avance de movimientos del Padrón fue el de 20 de marzo de 2007. Se expandieron los movimientos ACR, AOM, BCR, BII y BDU, tanto para españoles como para extranjeros, de diciembre de 2006, enero y febrero 2007 (aunque para los españoles, no se tiene en cuenta las AOM y BII). El objetivo de dicha expansión fue estimar aquellos movimientos que se registrarán con posterioridad, pero que tendrán fecha de variación en los meses ya transcurridos. La expansión del volumen observado para cada variación en el mes *m* se ha realizado en función del porcentaje que respecto al dato final observado para el mismo mes *m* representaba lo que se llevaba recogido en el mes actual del año anterior.

Pues bien, partiendo de la información disponible sobre los meses de enero y febrero, y teniendo en cuenta la evolución de cada uno de los movimientos padronales durante 2006, tratamos de obtener las estimaciones del número de variaciones padronales de cada tipo, ACR, AOM, BCR, BII y BDU, tanto para españoles como para extranjeros (aunque en los españoles no se tengan en cuenta ni las altas por omisión, ni las bajas por inclusión indebida en el cálculo del saldo de entradas netas), para el mes de marzo.

Para ello, a partir de las *cifras expandidas* de 2006 y enero y febrero 2007, se ha calculado, para cada uno de los movimientos y mes, la relación de los dos meses posteriores sobre los dos anteriores. El promedio de los coeficientes así obtenidos para los meses de octubre, noviembre y diciembre, es el que se ha aplicado a la cifra estimada para el mes de febrero para obtener la estimación correspondiente al mes de marzo.

La estimación de las entradas netas del segundo trimestre de 2007 se ha realizado de la misma manera que para el primero del mismo año, siendo el último avance de variaciones padronales acumuladas disponible el de fecha 25 de junio. En esta ocasión se han *expandido* de forma análoga al primer trimestre, todos los movimientos con fecha de variación de enero a mayo de 2007, y estimado lo correspondiente del mes de junio.

Dada la inestabilidad observada en el comportamiento a lo largo de los meses de las BCR y BDU, el mecanismo de expansión descrito anteriormente no resulta suficientemente robusto para tales tipos de variaciones

padronales, por lo que se ha considerado más aceptable repetir para 2007 las BDU de españoles y extranjeros, y las BCR de españoles, observadas en los mismos meses de 2006.

En cuanto al tercer y cuarto trimestre de 2007, la estimación del total de entradas desde el extranjero se ha realizado de la misma manera que en los dos primeros trimestres del año, siendo el último recuento de variaciones padronales acumuladas disponible el de 19 de diciembre. En esta ocasión se han *expandido* de forma análoga al tercer trimestre, todos los movimientos con fecha de variación de octubre y noviembre, y estimado lo correspondiente al último mes del trimestre de acuerdo al procedimiento ya descrito en los trimestres anteriores, si bien se han considerado en dicha estimación los coeficientes de crecimiento de cada mes sobre las suma de los tres anteriores con el objetivo de dotar de mayor robustez a la misma, estimándose el último mes del trimestre a partir de la media de lo obtenido para los meses de diciembre de 2006 y 2007 como promedio de dicho coeficiente para los tres meses anteriores.

Ahora bien, desde el tercer trimestre de 2007 se ha introducido una novedad metodológica en la estimación de las salidas al extranjero de la población extranjera residente en España, con la cual se pretende solventar el problema de subregistro que los Padrones Municipales de Habitantes presentan en los flujos de salida al exterior, según se explica en el siguiente apartado.

ESTIMACIÓN DE LA EMIGRACIÓN EXTERIOR DE POBLACIÓN EXTRANJERA

La estimación de los flujos con el exterior constituye hasta la actualidad el punto más frágil de la estadística española debido, fundamentalmente, a que los Padrones Municipales presentan un claro subregistro de las salidas al extranjero.

Para solventar, en parte, este problema, el desarrollo del Reglamento de la Ley Orgánica 14/2003, "De los derechos y libertades de los extranjeros en España y su integración social", obliga a los extranjeros no comunitarios sin autorización de residencia permanente, a partir del 31 de diciembre de 2005, a renovar su inscripción padronal cada 2 años. Este procedimiento administrativo es un buen punto de arranque, aunque incompleto, para una estimación de los flujos de salida al exterior.

El primer colectivo de población afectado por dicha norma se refería por tanto a todos aquellos ENCSARP que no hubieran tenido ningún movimiento padronal durante los años 2004 y 2005, pudiendo incluso datar su última variación en Padrón de años anteriores, desde el año 1996.

Posteriormente, y cada mes, van entrando en caducidad sucesivos colectivos de ENCSARP. Así, en enero de 2006, entraron los que tuvieron su último movimiento en enero 2004, en febrero 2006, los que tuvieron su último movimiento en febrero de 2004 y así sucesivamente.

Los extranjeros referidos deben comunicar la renovación de su inscripción padronal, quedando así actualizada su correspondiente inscripción; aquellas bajas por caducidad confirmadas, es decir individuos que realmente habían abandonado el país, eran dados de baja en el correspondiente Padrón.

A partir del segundo trimestre de 2006, se comienza a estimar el número de dichas salidas del país no comunicadas, afectando, por tanto, a las entradas netas a introducir en el cálculo de las correspondientes Estimaciones de la Población Actual de cada trimestre.

Para estimar los ENCSARP que corresponden a salidas no comunicadas, hay que estimar el colectivo que entra en caducidad en los años futuros, el porcentaje de éstos que serían *bajas confirmadas* (BBC) y las que quedarían como *pendientes de contestación*, así como una estimación de la posible permanencia que hayan tenido en el país, para cada uno de los dos colectivos anteriores (de *BBC* y *pendientes*). Sobre los resultados así obtenidos, hay que pensar que no todos han sido salidas reales del país, pero sí un alto porcentaje de éstos.

Para la estimación de las salidas por caducidad se ha estimado el volumen de extranjeros no comunitarios sin autorización de residencia permanente que van a entrar en caducidad, a partir de la tendencia observada sobre dicho volumen en los últimos periodos. Además, sobre éstos se repiten los resultados observados en el proceso de caducidad hasta la última fecha disponible en la que los porcentajes de *bajas confirmadas* (BBC) y *pendientes de respuesta* pueden considerarse definitivos.

Seguidamente, al total de bajas por caducidad confirmadas resultante de las estimaciones anteriores, se le supone un perfil de salida del país a partir del último contacto con el ayuntamiento de tres años (25% para ese año del último contacto, 50% para el siguiente, y 25% para el último). Para los casos *pendientes de respuesta* estimados, el perfil de salida considerado es de 4 años (14,29% para el año del último contacto, y un 28,57% para el resto de años).

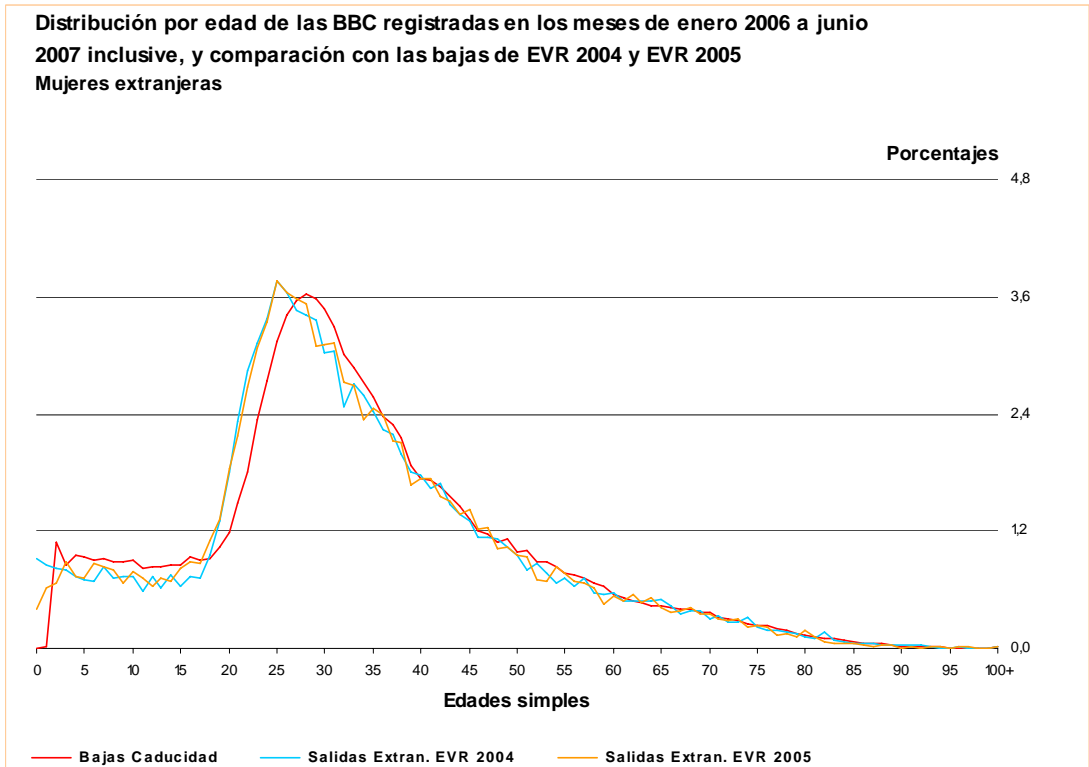
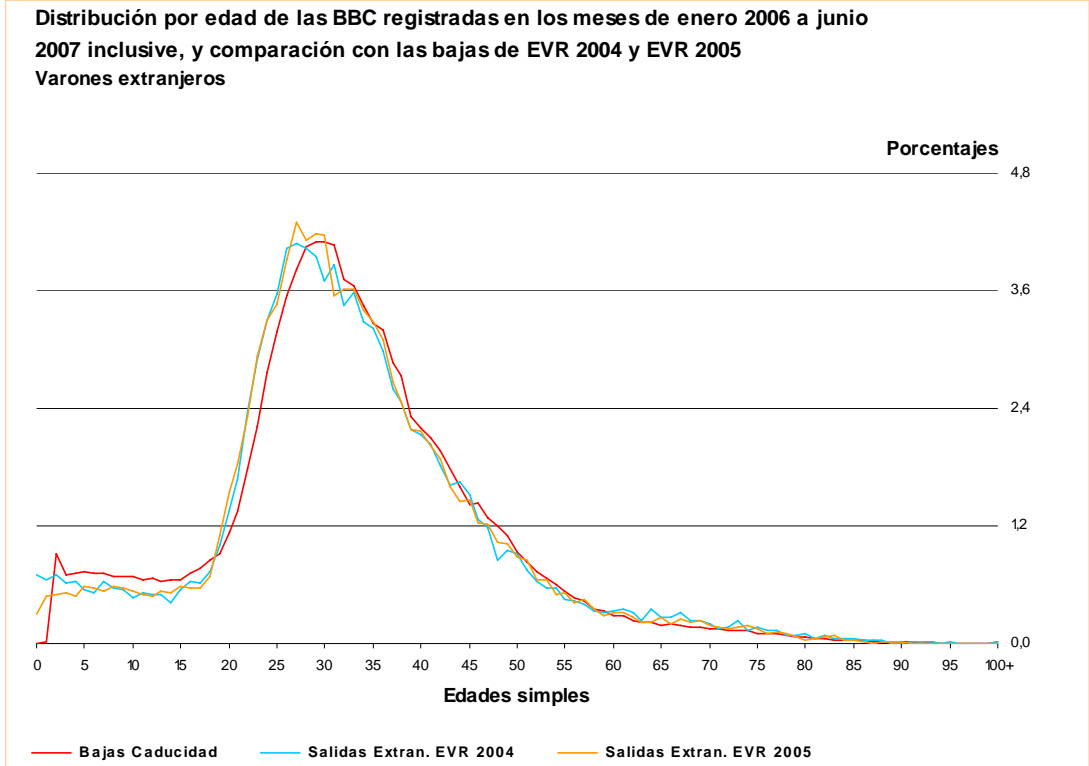
Además, se establece una hipótesis sobre qué porcentaje de *bajas por caducidad* y *pendientes de respuesta* resultante de los cálculos anteriores habrán sido salidas reales.

Con todo ello, se obtiene finalmente el total de salidas no registradas de ENCSARP ocurridas en los últimos trimestres.

Por otra parte, a partir de la estimación de salidas no registradas de ENCSRP, se estima también un total de salidas no registradas de la población extranjera restante.

La estimación de salidas no comunicadas de los extranjeros del Espacio Económico Europeo se efectúa analizando las salidas observadas al extranjero en la EVR según nacionalidad, y expandiendo la estimación anterior de los ENCSARP de acuerdo a la estructura porcentual por nacionalidad de las salidas registradas en la última EVR disponible, resultando el total estimado de salidas no registradas de extranjeros.

La similitud de los perfiles por sexo y edad de las salidas estimadas por caducidad y las BCR, tal y como se aprecia en el gráfico adjunto, ha permitido distribuir, por sexo y edad, las salidas no registradas de acuerdo a estas últimas.

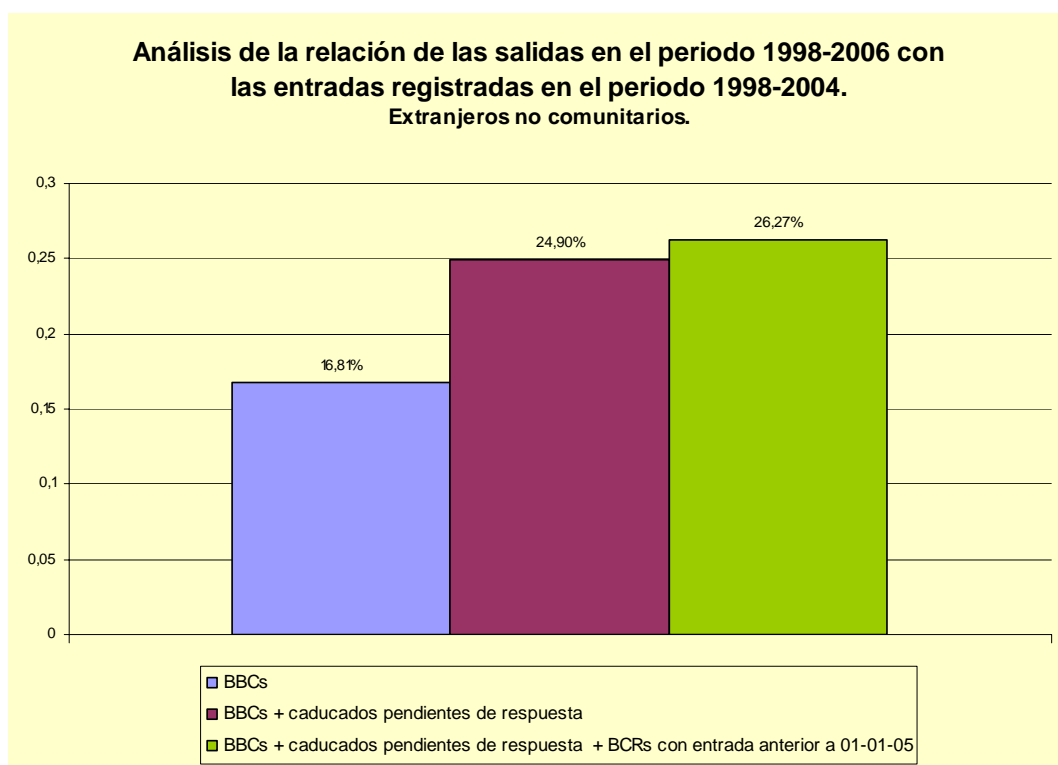


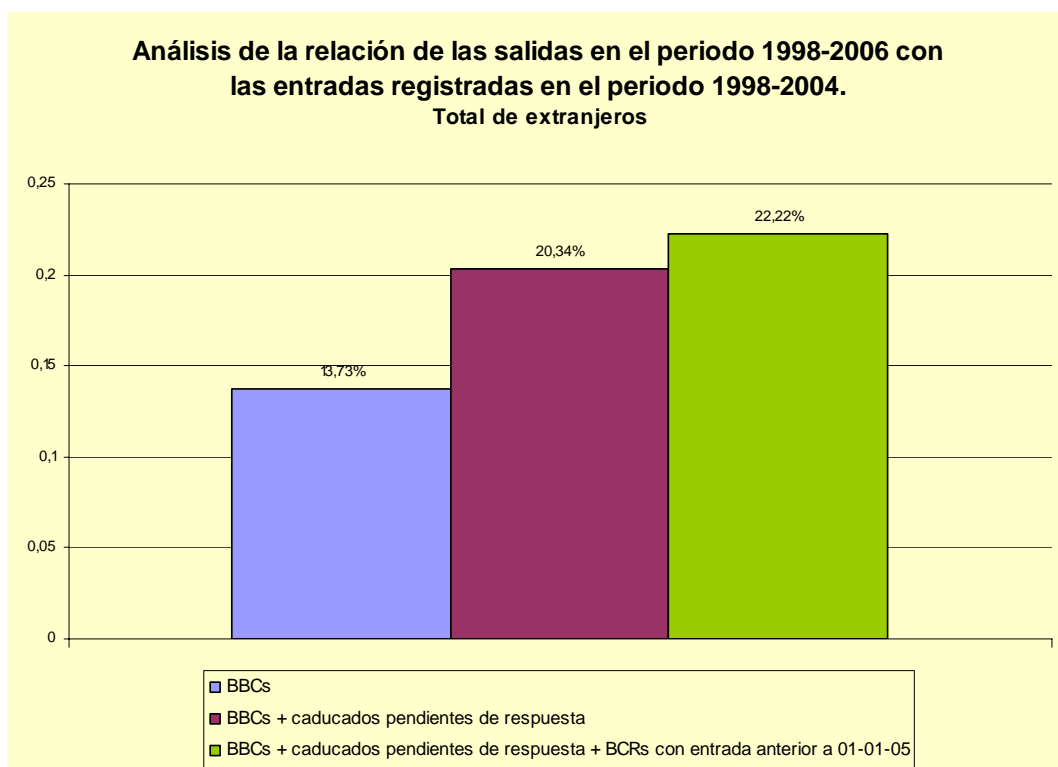
No obstante, la estimación de las salidas al exterior no registradas de ENCSARP a partir del proceso de caducidad adolece de dos limitaciones a tener en cuenta: a) el procedimiento administrativo afecta a una parte del conjunto de extranjeros, dejando fuera a los extranjeros comunitarios y

aquellos no comunitarios que disponen de una autorización de residencia permanente; y b) limita el ámbito cronológico de observación de resultados hasta dos años después de la última anotación padronal. Ahora bien, aunque sesgada e incompleta, las informaciones que suministran las bajas por caducidad permiten una aproximación a la proporción de salidas de los inmigrantes que llegaron en años anteriores con una cierta solidez estadística.

Es por ello que, a partir del tercer trimestre de 2007 se ha puesto en práctica un nuevo mecanismo de estimación de la emigración de población extranjera al exterior que trata de superar las limitaciones de procedimientos anteriores señaladas, basado en el engarce de las salidas al exterior de extranjeros con las entradas producidas en años anteriores. El tratamiento que se realiza de las emigraciones exteriores depende de dos aspectos íntimamente ligados: a) la propensión a marchar al extranjero de una cohorte de entrada en años sucesivos a la misma; y b) el calendario o distribución cronológica de esas salidas.

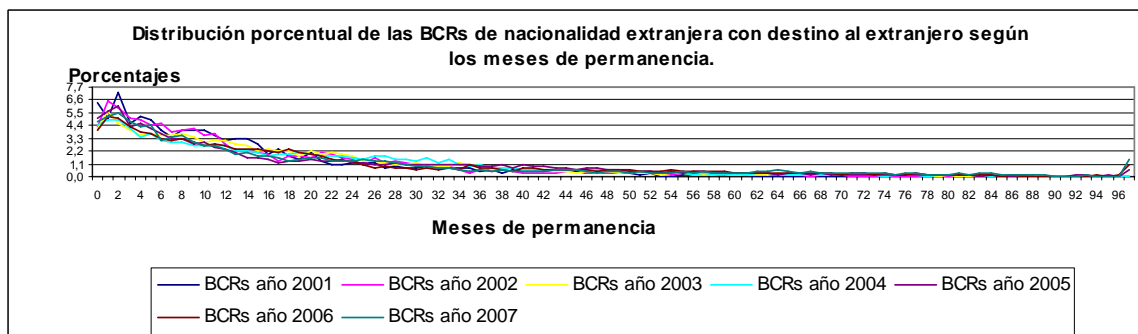
De hecho, un análisis realizado a partir de las bajas padronales de extranjeros y del propio proceso de caducidad permite estimar que entre un 20 y un 30% de la inmigración extranjera acaba saliendo de nuevo de España.



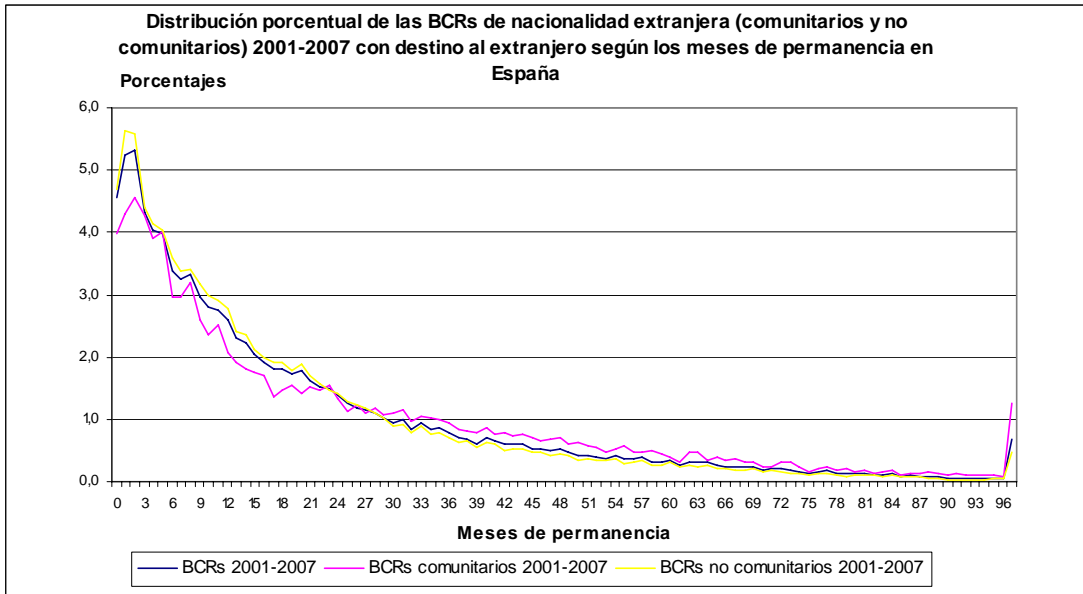


Además, se ha supuesto que los retornos al extranjero se producen de acuerdo con un determinado perfil temporal, caracterizado por una acumulación de los mismos en los años inmediatamente sucesivos al año de la entrada. Los mencionados supuestos sobre el perfil temporal de las salidas de extranjeros están basados en los análisis llevados a cabo para estimar el tiempo de permanencia de los inmigrantes, que se obtiene a partir de una explotación de las BCR del Padrón según la fecha de salida de España y la fecha de su primer alta en el mismo (fecha de entrada en España). Los tres gráficos siguientes muestran estos resultados.

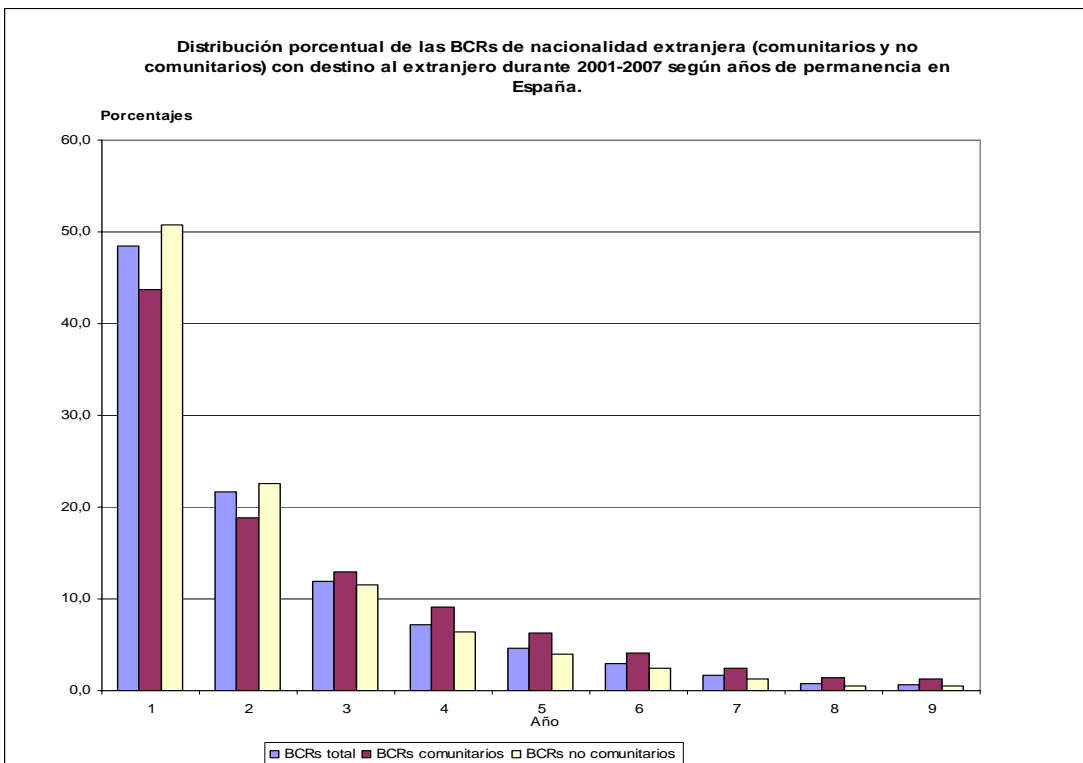
Tiempo de permanencia en España de las bajas por cambio de residencia de extranjeros con destino al extranjero por año de baja



Tiempo de permanencia en España de las bajas por cambio de residencia de extranjeros, comunitarios y no comunitarios, con destino al extranjero del periodo 2001-2007



Años de permanencia en España de las bajas por cambio de residencia de extranjeros, comunitarios y no comunitarios, con destino al extranjero del periodo 2001-2007



Por otro lado, un estudio similar para el caso de las bajas por caducidad permite también observar este fenómeno de acumulación de las salidas de extranjeros en los meses inmediatos a la entrada en España en el caso de los extranjeros no comunitarios sin autorización de residencia permanente⁹.

Tras estas consideraciones se fija inicialmente una intensidad de salidas del 30 por ciento de las cohortes de entrada y un calendario que se extiende durante ocho años, en el que en los dos primeros años saldrían el 65 por ciento de los emigrantes de la cohorte. Así, las cohortes de entrada en España del período 1998-2006 y a lo largo de toda la fase proyectada tienen una propensión a salir del 30 por ciento de los efectivos de entrada en un período de 8 años. La distribución temporal de salidas se ajusta a una función exponencial negativa donde el 40 por ciento aproximado de todas las salidas se producen el primer año y un 25 por ciento el segundo año posterior a la llegada a España, manteniendo una distribución uniforme en los meses de cada año.

DISTRIBUCIÓN POR SEXO

La distribución de las entradas netas del extranjero por sexo ha sido la observada en los años 2002 y 2003, empleándose la de este último año en los dos siguientes, 2004 y 2005, en vista de la estabilidad que presenta.

La distribución por sexo de las entradas netas del exterior obtenida para el año 2005, a partir de los avances de movimientos del Padrón, presenta una gran consistencia con los años anteriores observados, por lo que se ha utilizado, tanto para la población total como para la población de nacionalidad extranjera, para el reparto de las entradas de los dos primeros trimestres de 2006.

En el tercer trimestre de 2006, la distribución por sexo de las entradas netas del extranjero aplicada ha sido la observada según la EVR del año 2005 (última disponible). Dado que también presenta una gran consistencia con años previos, se ha utilizado en los siguientes trimestres, hasta el segundo del año 2007 inclusive.

A partir del tercer trimestre de 2007, aunque las diferencias entre las distribuciones por sexo y edad empleadas en los dos primeros trimestres del año para repartir las entradas netas estimadas y las deducidas de la EVR de 2006 no son importantes, se han incorporado estas últimas.

Las distribuciones por sexo empleadas han sido del 51,48% y del 51,51% de varones para el total de entradas netas y de entradas netas de extranjeros, respectivamente.

DISTRIBUCIÓN POR PROVINCIAS

⁹ *Protocolo para determinar las salidas de los caducados*, del proyecto *La población Inmigrante en España: un balance económico-estructural*, fruto del convenio de colaboración entre el Instituto de Estudios Fiscales, el Instituto Nacional de Estadística y la Universidad Nacional de Educación a Distancia, a través del Centro de Estructuras Sociales Comparadas. Junio, 2007.

El reparto por provincias del total de entradas a España, se ha realizado aplicando en 2002 y 2003 la distribución porcentual observada.

En los años 2004 y 2005, el reparto por provincias del total de entradas a España, se ha realizado aplicando la distribución porcentual promedio de las observadas en los años 2002 y 2003.

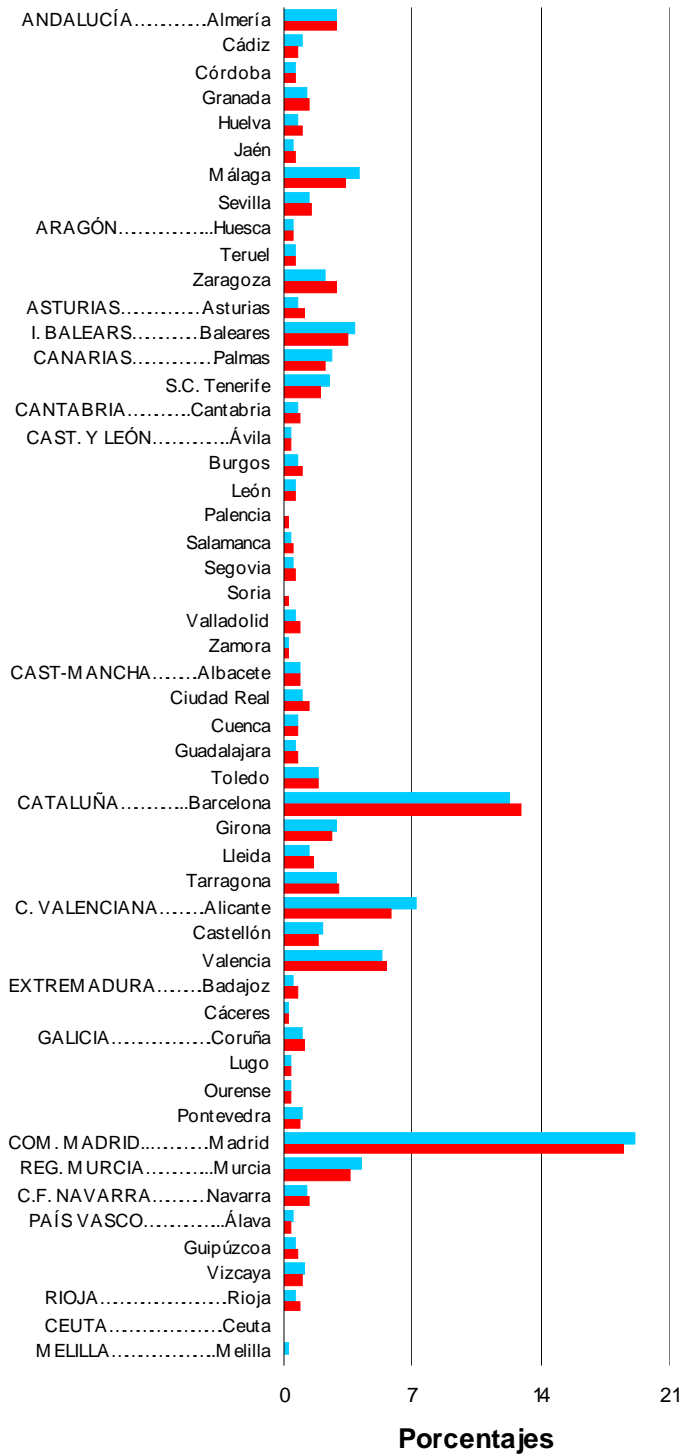
En los periodos siguientes se ha utilizado la observada para el año 2005 hasta el segundo trimestre de 2007, y la observada en la EVR 2006 en los dos últimos trimestres del año, una vez analizada su consistencia con la evolución de los años anteriores.

La consistencia de dicha distribución con la evolución observada en los recuentos de movimientos acumulados en el Padrón durante el año 2007 se refleja en el cuadro y gráfico comparativos siguientes:

TOTAL	% Reparto		EXTRANJEROS	% Reparto	
Provincia	Varones	Mujeres	Provincia	Varones	Mujeres
	EVR 2006			EVR 2006	
TOTAL NACIONAL	100,000	100,000	TOTAL NACIONAL	100,000	100,000
ALAVA	0,477	0,469	ALAVA	0,483	0,466
ALBACETE	0,828	0,712	ALBACETE	0,840	0,722
ALICANTE	7,263	7,214	ALICANTE	7,338	7,300
ALMERIA	2,809	2,090	ALMERIA	2,823	2,087
ASTURIAS	0,798	0,963	ASTURIAS	0,753	0,922
AVILA	0,341	0,350	AVILA	0,348	0,358
BADAJOS	0,536	0,524	BADAJOS	0,535	0,518
ILLES BALEARS	3,881	3,781	ILLES BALEARS	3,941	3,832
BARCELONA	12,279	12,831	BARCELONA	12,359	12,862
BURGOS	0,736	0,688	BURGOS	0,747	0,705
CACERES	0,231	0,268	CACERES	0,219	0,261
CADIZ	1,014	1,085	CADIZ	0,997	1,068
CANTABRIA	0,730	0,798	CANTABRIA	0,719	0,800
CASTELLON	2,098	2,106	CASTELLON	2,132	2,144
CIUDAD REAL	1,036	0,889	CIUDAD REAL	1,053	0,904
CORDOBA	0,570	0,433	CORDOBA	0,560	0,420
CORUÑA (A)	1,010	1,076	CORUÑA (A)	0,761	0,862
CUENCA	0,699	0,553	CUENCA	0,711	0,564
GIRONA	2,829	2,664	GIRONA	2,855	2,700
GRANADA	1,219	1,102	GRANADA	1,218	1,095
GUADALAJARA	0,641	0,577	GUADALAJARA	0,653	0,585
GUIPUZCOA	0,577	0,697	GUIPUZCOA	0,622	0,750
HUELVA	0,745	0,892	HUELVA	0,760	0,909
HUESCA	0,449	0,417	HUESCA	0,459	0,423
JAEN	0,468	0,374	JAEN	0,479	0,378
LEON	0,602	0,560	LEON	0,586	0,536
LLEIDA	1,407	1,283	LLEIDA	1,419	1,298
LUGO	0,330	0,318	LUGO	0,297	0,295
MADRID	19,091	20,169	MADRID	19,291	20,361
MALAGA	4,049	4,328	MALAGA	4,047	4,338
MURCIA	4,285	3,724	MURCIA	4,345	3,777
NAVARRA	1,191	1,197	NAVARRA	1,190	1,203
OURENSE	0,330	0,341	OURENSE	0,236	0,257
PALENCIA	0,123	0,153	PALENCIA	0,120	0,147
PALMAS (LAS)	2,556	2,527	PALMAS (LAS)	2,565	2,509
PONTEVEDRA	1,024	1,024	PONTEVEDRA	0,856	0,884
RIOJA (LA)	0,643	0,647	RIOJA (LA)	0,661	0,665
SALAMANCA	0,365	0,413	SALAMANCA	0,362	0,406
SANTA CRUZ T.	2,519	2,739	SANTA CRUZ T.	2,352	2,582
SEGOVIA	0,502	0,432	SEGOVIA	0,513	0,437
SEVILLA	1,333	1,507	SEVILLA	1,321	1,500
SORIA	0,185	0,167	SORIA	0,191	0,171
TARRAGONA	2,857	2,527	TARRAGONA	2,874	2,557
TERUEL	0,584	0,399	TERUEL	0,598	0,410
TOLEDO	1,819	1,457	TOLEDO	1,850	1,488
VALENCIA	5,400	5,548	VALENCIA	5,414	5,538
VALLADOLID	0,643	0,702	VALLADOLID	0,641	0,696
VIZCAYA	1,107	1,495	VIZCAYA	1,108	1,504
ZAMORA	0,220	0,183	ZAMORA	0,206	0,172
ZARAGOZA	2,267	2,197	ZARAGOZA	2,295	2,216
CEUTA	0,064	0,087	CEUTA	0,062	0,087
MELILLA	0,238	0,322	MELILLA	0,239	0,331

Comparación distribución por provincias de las entradas netas E.V.R. 2006, y la de observadas según Recuento de Variaciones Padronales Acumuladas a 19-12-2007 (con FVAR=2007) Población total. Varones

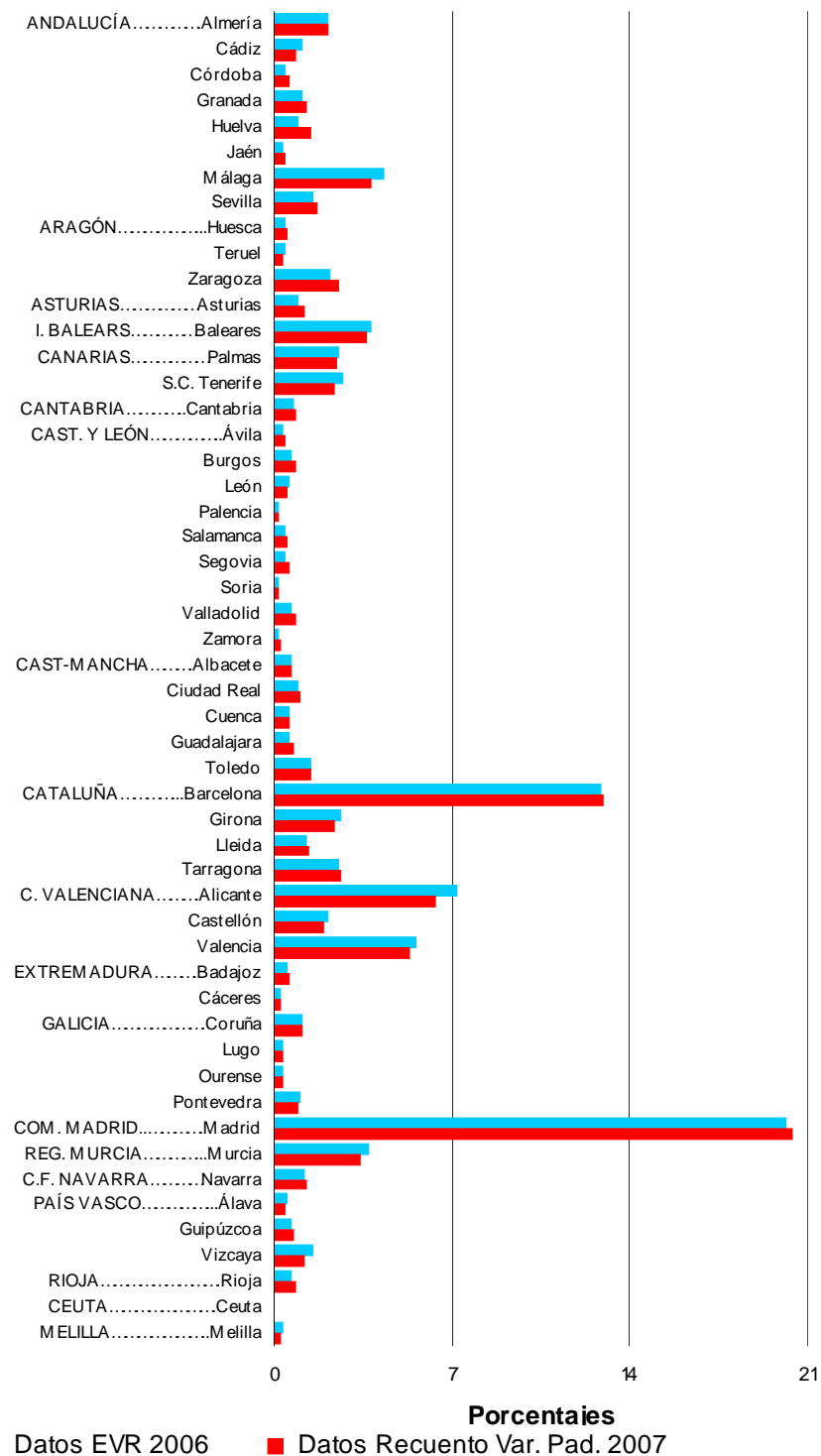
Autonomías/Provincias



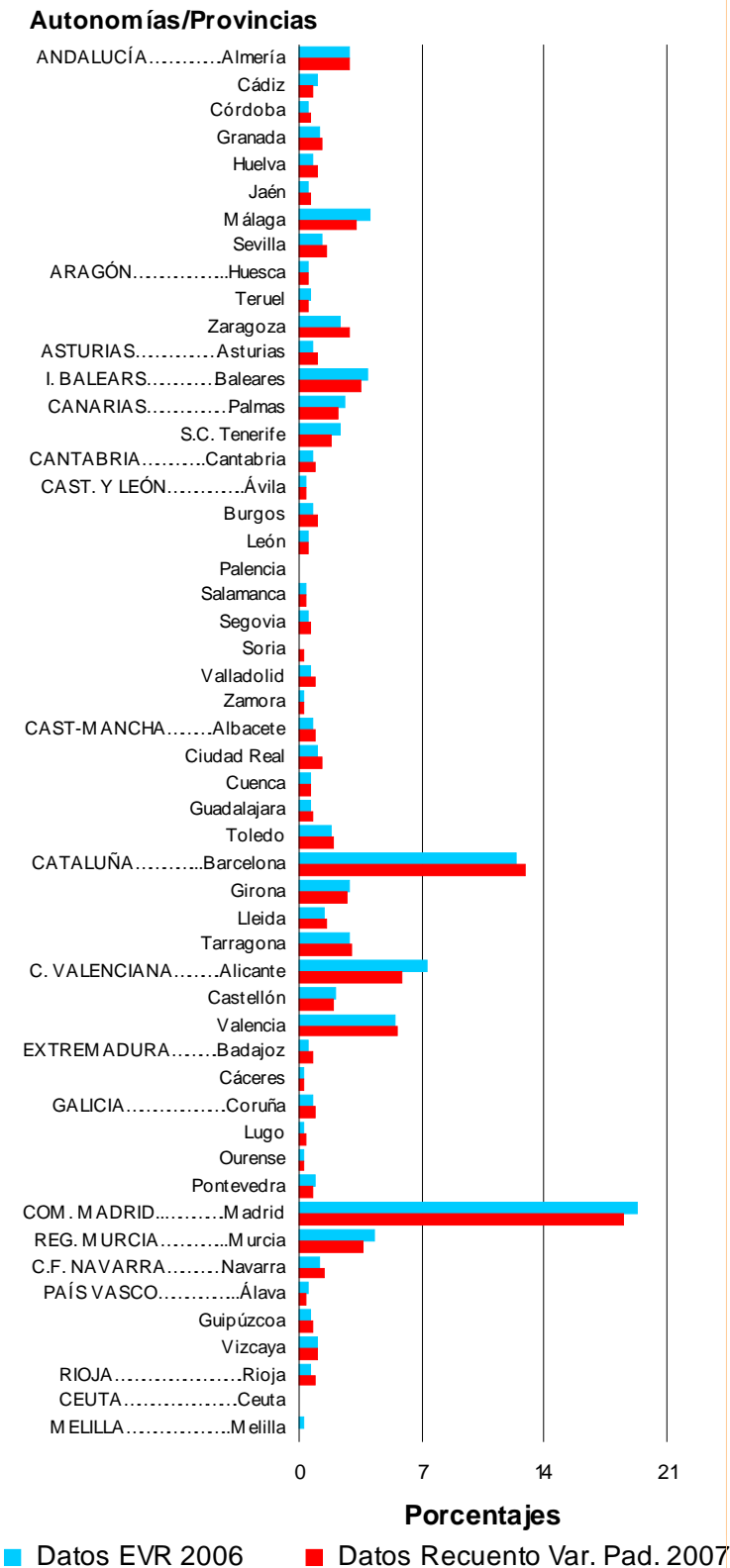
■ Datos EVR 2006 ■ Datos Recuento Var. Pad. 2007

**Comparación distribución por provincias de las
entradas netas E.V.R. 2006,
y la de observadas según Recuento de Variaciones
Padronales Acumuladas
a 19-12-2007 (con FVAR=2007)
Población total. Mujeres**

Autonomías/Provincias

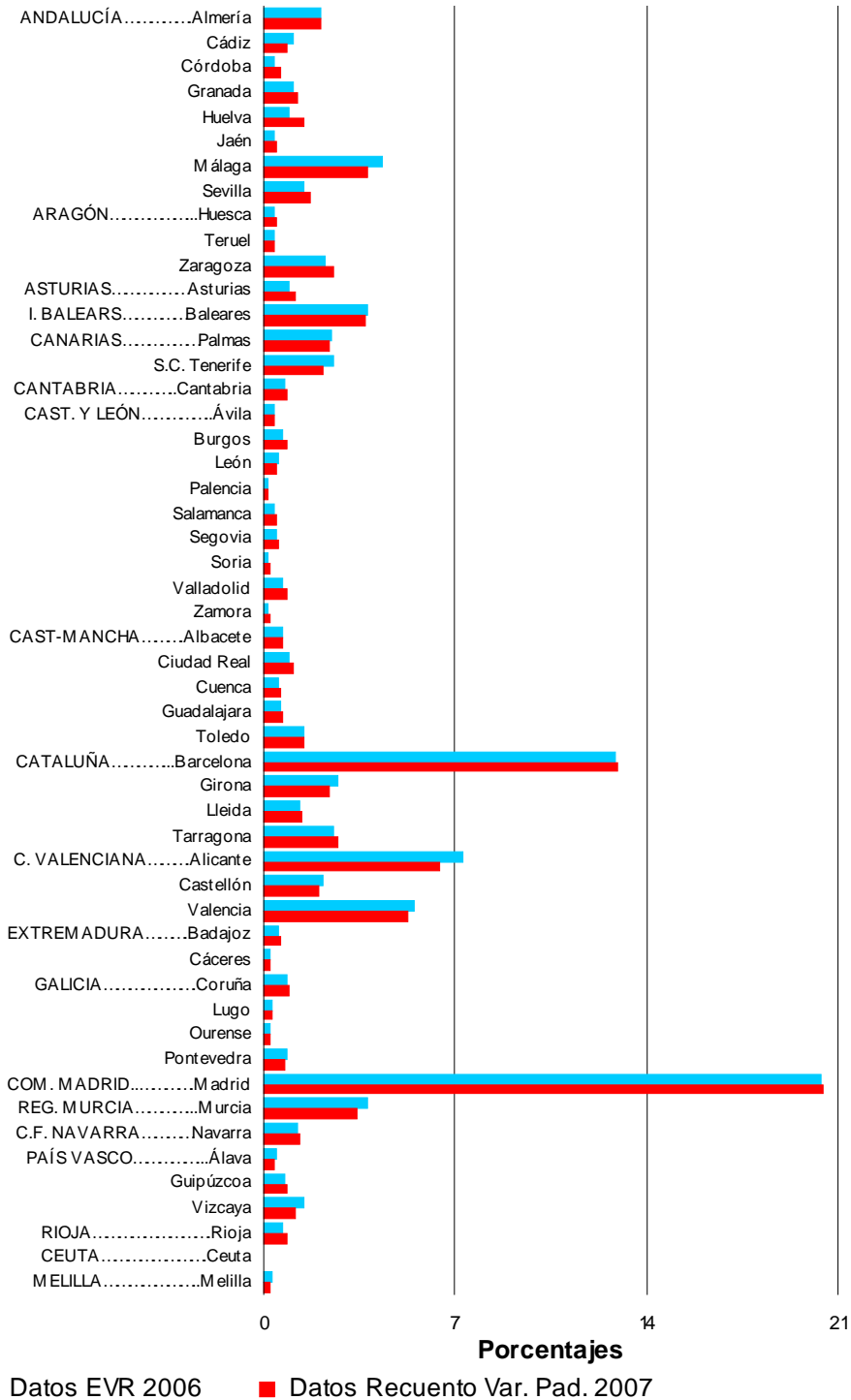


Comparación distribución por provincias de las entradas netas E.V.R. 2006, y la de observadas según Recuento de Variaciones Padronales Acumuladas a 19-12-2007 (con FVAR=2007) Población extranjera. Varones



**Comparación distribución por provincias de las
entradas netas E.V.R. 2006,
y la de observadas según Recuento de Variaciones
Padronales Acumuladas
a 19-12-2007 (con FVAR=2007)
Población extranjera. Mujeres**

Autonomías/Provincias



DISTRIBUCIÓN POR EDADES

En cuanto a la distribución por edades, se dedujo a partir de las cifras registradas en el Padrón, en los años 2002 y 2003. Posteriormente, se hizo una corrección en las edades bajas, tanto en el 2004 como en el 2005¹⁰.

Se observa una sobrevaloración de edades bajas, tanto en las AOM como en las ACR de extranjeros. Para estas edades (se ha considerado de 0 a 14), se ha analizado el lugar de nacimiento, no considerándose como entradas reales de extranjeros todos aquellos que han nacido en España.

Se han tenido en cuenta los movimientos con 100 y más años de edad, considerando que, razonablemente, se pueden igualar a 0.

Hechas las anteriores consideraciones, se ha calculado la estructura por edad. El perfil de la distribución por edad resultante es consistente con el de la Estadística de Variaciones Residenciales del año 2004 y, por ello, se ha utilizado para la distribución, tanto de la población total como de la población extranjera.

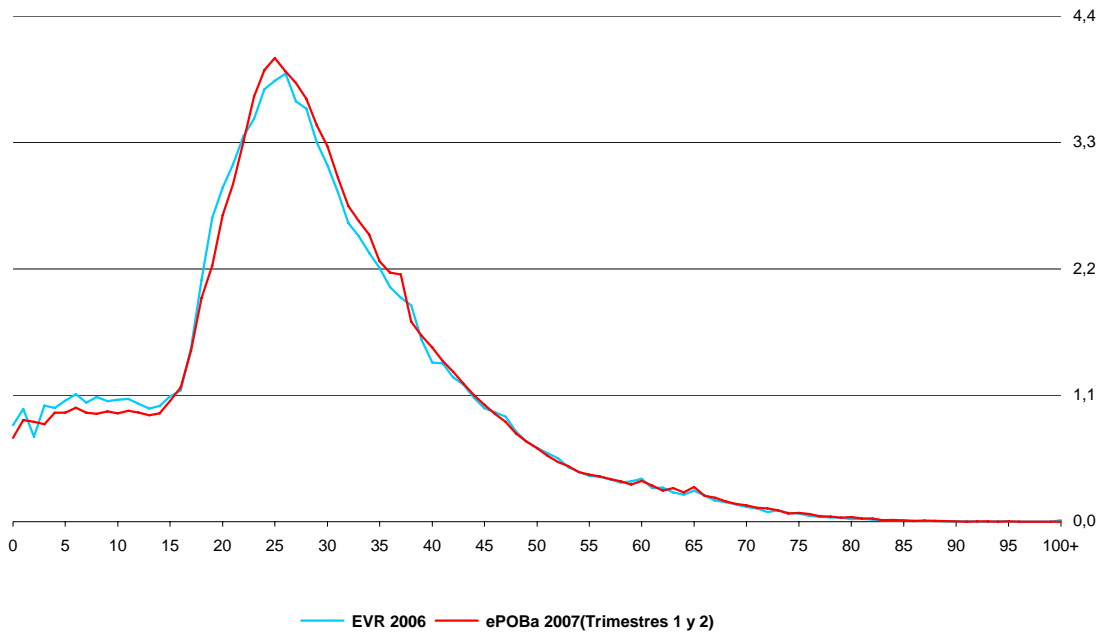
Por otro lado, examinada la evolución que en años sucesivos presenta el perfil de edades de las provincias, se observó que las de Alicante, Málaga y Santa Cruz de Tenerife, presentan un mayor peso en las edades altas, por lo que se distribuyeron las entradas netas de estas provincias según su propia distribución por edad.

Posteriormente, con ocasión de estimar el cuarto trimestre de 2006, se verificó que el perfil de la distribución por edad utilizado en los anteriores era consistente con el de la Estadística de Variaciones Residenciales del año 2005. Por ello, se mantuvo para la distribución de las entradas netas del extranjero, tanto para la población total como para la población de nacionalidad extranjera. Esta misma distribución por edad se ha mantenido para el reparto de los dos primeros trimestres de 2007.

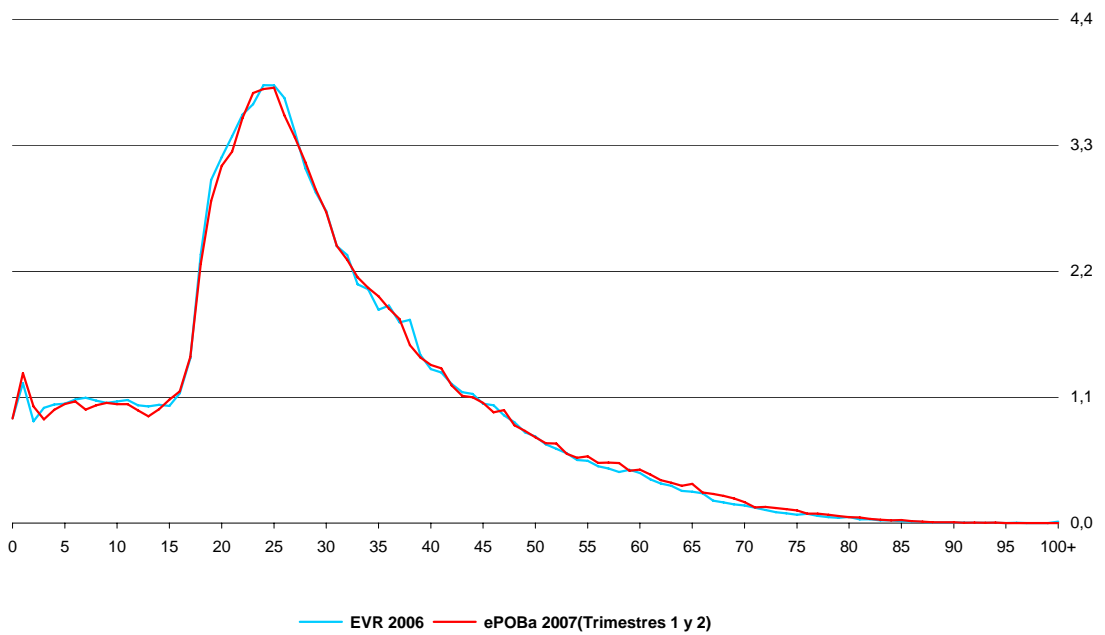
En los dos últimos trimestres de 2007 se ha decidido aplicar las distribuciones por edad observadas en la EVR 2006, aplicando el perfil específico de edades observado en las provincias ya comentadas.

¹⁰ Se realizó una corrección a la baja de las altas por omisión de españoles, en vista del excesivo porcentaje de las edades inferiores a los 5 años.

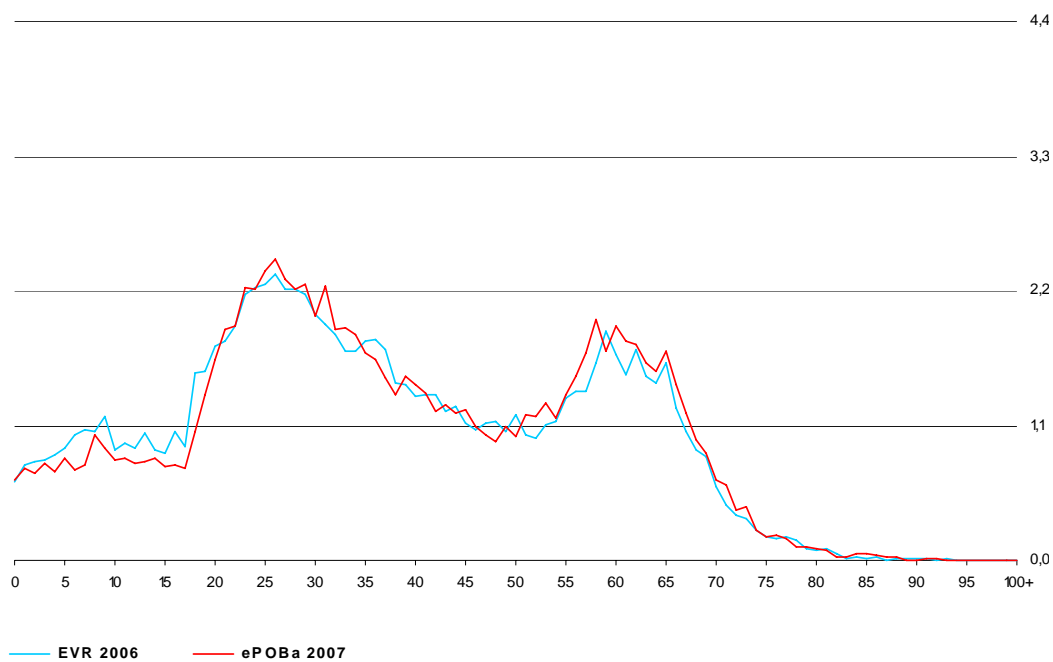
**9.1 Estructuras por edad de las entradas netas exteriores según
EVR 2006 y ePOBa 2007(trimestres 1 y 2)**
Conjunto Nacional (sin Alicante, Málaga y Sta. Cruz T.). Población total. Varones



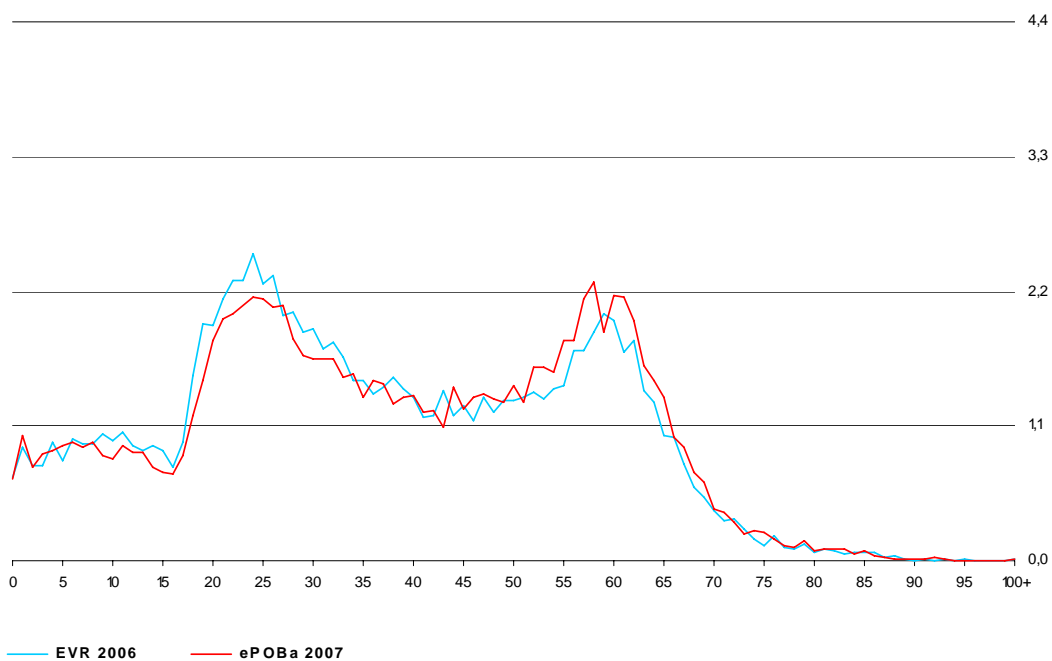
**9.2 Estructuras por edad de las entradas netas exteriores según
EVR 2006 y ePOBa 2007(trimestres 1 y 2)**
Conjunto Nacional (sin Alicante, Málaga y Sta. Cruz T.). Población total. Mujeres



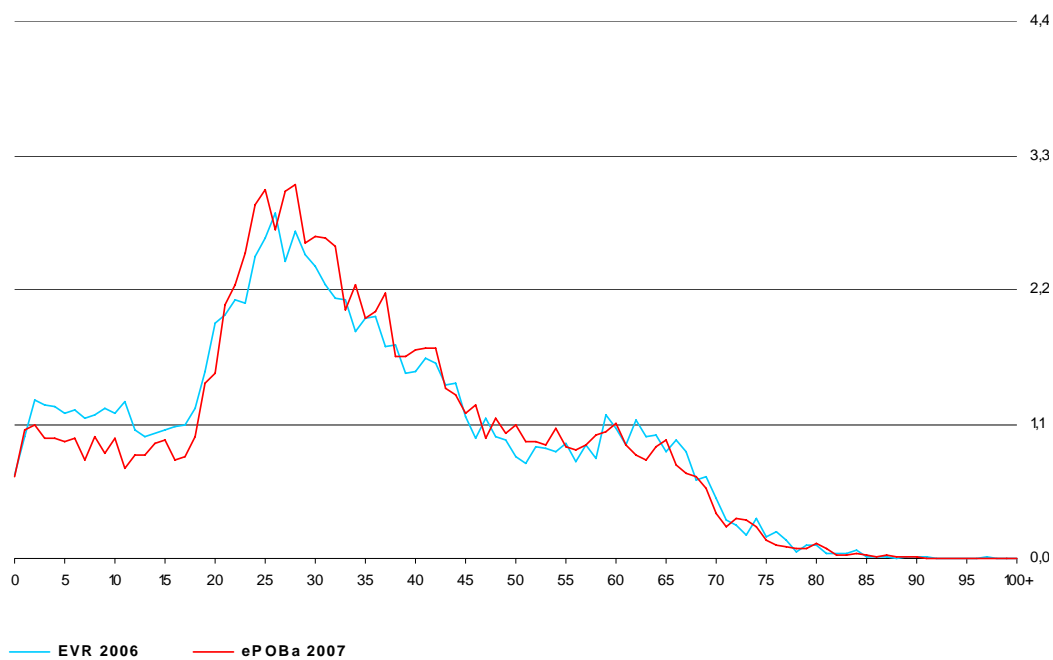
**10.1 Estructuras por edad de las entradas netas exteriores según
EVR 2006 y ePOBa 2007(trimestres 1 y 2)**
Alicante. Población total. Varones



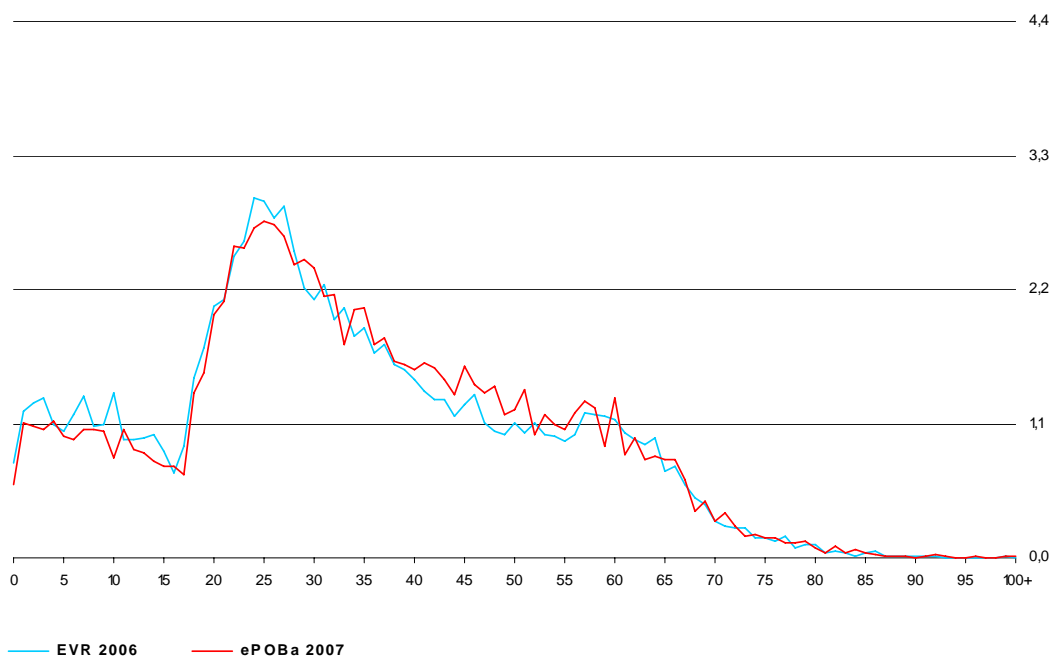
**10.2 Estructuras por edad de las entradas netas exteriores según
EVR 2006 y ePOBa 2007(trimestres 1 y 2)**
Alicante. Población total. Mujeres



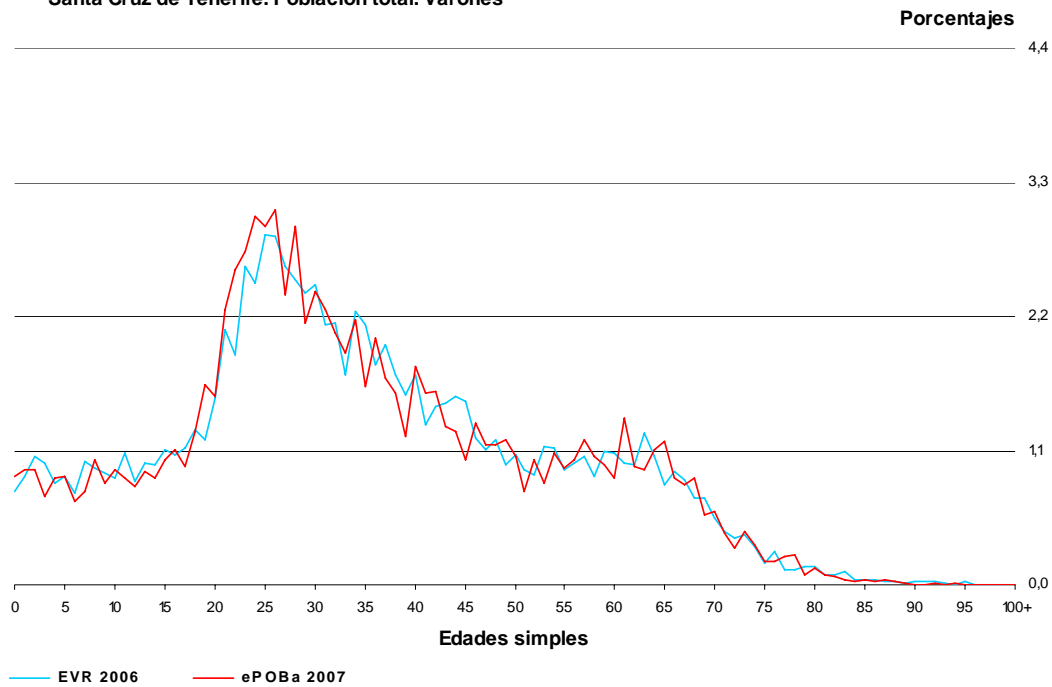
11.1 Estructuras por edad de las entradas netas exteriores según EVR 2006 y ePOBa 2007(trimestres 1 y 2)
Málaga. Población total. Varones



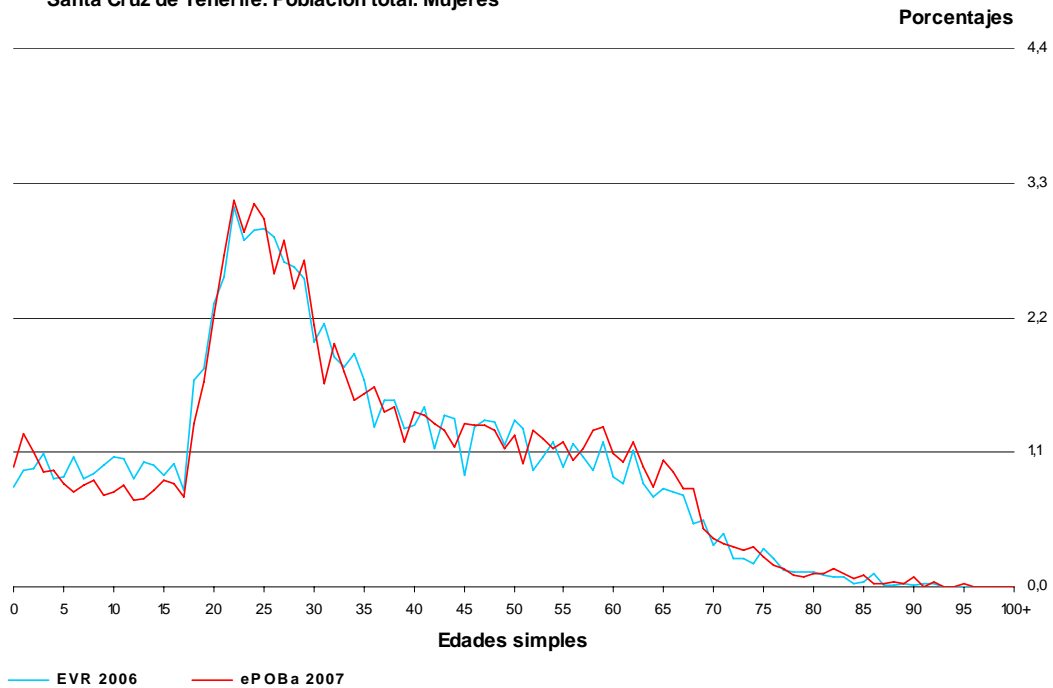
11.2 Estructuras por edad de las entradas netas exteriores según EVR 2006 y ePOBa 2007(trimestres 1 y 2)
Málaga. Población total. Mujeres



**12.1 Estructuras por edad de las entradas netas exteriores según
EVR 2006 y ePOBa 2007(trimestres 1 y 2)
Santa Cruz de Tenerife. Población total. Varones**



**12.2 Estructuras por edad de las entradas netas exteriores según
EVR 2006 y ePOBa 2007(trimestres 1 y 2)
Santa Cruz de Tenerife. Población total. Mujeres**



Migraciones interiores

Se consideran migraciones interiores las que corresponden a cambios de municipio de residencia dentro de España. Entre ellas, es preciso distinguir los cambios de comunidad autónoma de residencia y los cambios de provincia de residencia, que dan lugar, respectivamente, a las migraciones interautonómicas e interprovinciales.

La importancia relativa de estos flujos y de los saldos interautonómicos e interprovinciales correspondientes en el crecimiento poblacional de las comunidades autónomas y de las provincias es, en general, pequeña en comparación al saldo vegetativo y a las entradas netas del extranjero.

El examen de la evolución reciente de los saldos migratorios interautonómicos e interprovinciales disponibles en el momento de establecer estimaciones futuras de los mismos, pone de manifiesto su escasa entidad, tal y como se muestra en el cuadro siguiente, que contiene las diferencias entre las inmigraciones y las emigraciones interautonómicas deducidas de la Estadística de Variaciones Residenciales (EVR), en cada sexo y comunidad autónoma, durante el periodo 1998-2003.

Evolución de los saldos migratorios interautonómicos por sexo

Período 1998-2003

Varones

Autonomía	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Total Interauton.	0	0	0	0	0	0
Andalucía	-5116	-5722	-5207	-1913	101	4941
Aragón	-159	-193	-240	119	-597	-167
Principado de Asturias	-1236	-1024	-1215	-1118	-1166	-391
Illes Balears	5542	6218	6413	4816	3178	-677
Canarias	5513	5068	4313	2203	1238	553
Cantabria	674	862	941	826	809	1290
Castilla y León	-2299	-2777	-3912	-2927	-2384	-2048
Castilla-Mancha	1158	1660	1098	1992	4787	6639
Cataluña	-1759	-930	643	812	572	-136
Comunitat Valenciana	4488	5562	7389	7399	8665	8845
Extremadura	-1037	-973	-1669	-1796	-1651	-562
Galicia	-2206	-3100	-3257	-2255	-1896	-1653
Comunidad de Madrid	-4185	-5191	-3784	-5604	-9377	-14516
Región de Murcia	830	954	177	-945	22	-502
Comunidad Foral de Navarra	761	802	634	160	17	-4
Pais Vasco	-2379	-2595	-2360	-1860	-1538	-1182
La Rioja	320	541	694	517	183	468
Ceuta	1090	838	-658	-426	-963	-461
Melilla	0	0	0	0	0	-437

Evolución de los saldos migratorios interautonómicos por sexo

Período 1998-2003

Mujeres

Autonomía	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Total Interauton.	0	0	0	0	0	0
Andalucía	-2390	-2273	-2020	-19	2961	5729
Aragón	-327	-440	-580	-123	-621	-430
Principado de Asturias	-1069	-1070	-970	-1009	-1171	-448
Illes Balears	4437	4713	4714	3560	2364	-301
Canarias	3432	3203	3042	1749	408	948
Cantabria	601	764	888	740	704	1089
Castilla y León	-2309	-3031	-4059	-3708	-2850	-2969
Castilla-Mancha	1052	1394	677	1428	4190	5771
Cataluña	-1137	-807	277	646	977	1153
Comunitat Valenciana	3876	4927	6331	6035	6705	6657
Extremadura	-991	-1269	-1533	-1579	-1358	-723
Galicia	-1368	-2038	-2396	-1974	-1756	-1974
Comunidad de Madrid	-3239	-3229	-2557	-4144	-8731	-13340
Región de Murcia	1103	911	524	325	811	693
Comunidad Foral de Navarra	498	589	481	298	119	-11
Pais Vasco	-2212	-2544	-2594	-2006	-2011	-1740
La Rioja	253	517	509	297	65	509
Ceuta	-210	-317	-734	-516	-806	-335
Melilla	0	0	0	0	0	-278

En lo que se refiere a la metodología de estimación, el procedimiento de análisis y proyección de la migración aplicado es, en el caso de las comunidades autónomas, el *pool migrant model*, realizando la estimación a partir de los flujos migratorios interautonómicos observados en la EVR. Los resultados obtenidos a partir de la EVR 2003 se aplicaron durante el periodo comprendido entre el 1 de enero de 2002 y el 1 de abril de 2007, si bien la disponibilidad de nuevos flujos observados en la EVR, para los años 2004 y 2005, hizo posible una estimación actualizada de las migraciones interiores para los años 2006 y 2007.

El procedimiento mencionado consiste, en esencia, en el examen de la evolución y proyección de las tasas de movilidad global interregional, clasificadas por sexo y edad, entendiéndose como tales las obtenidas para el conjunto de migraciones, es decir,

$$t_x^{TN} = \frac{E_x}{P_x}$$

representando E el total de emigraciones, x la edad, TN el total nacional y P la población a 1 de julio.

A continuación, se considera el tamaño de la emigración de cada región respecto del total nacional, que puede obtenerse relacionando el flujo de salidas observado en la misma con el resultante de aplicar las mencionadas tasas de movilidad global, por sexo y edad, a los efectivos poblacionales igualmente clasificados de dicha región, es decir,

$$t_1^{CA} = \frac{SSOO}{SSTT} = \frac{SSOO(EVR)}{\sum_x t_x^{TN} \cdot P_x^{CA}}$$

representando SSOO el total de emigraciones observadas en cada comunidad autónoma CA y SSTT las emigraciones teóricas en dicha comunidad autónoma resultantes.

El establecimiento de hipótesis respecto a las tasas de movilidad globales y al tamaño de la emigración para las comunidades autónomas, determina los flujos de salidas de todas ellas, que se obtendrían mediante las tasas

$$\hat{t}_x^{CA} = t_1^{CA} \cdot t_x^{TN}$$

siendo las emigraciones

$$\hat{E}_x^{CA} = \hat{t}_x^{CA} \cdot P_x^{CA} = t_1^{CA} \cdot t_x^{TN} \cdot P_x^{CA}$$

A su vez, los flujos de salidas de las comunidades autónomas se distribuyen como entradas en las mismas con arreglo a una distribución porcentual que se establece a partir del análisis de su evolución en años anteriores. Así, el reparto del total de salidas de las comunidades autónomas como entradas en las mismas, se lleva a cabo aplicando la distribución porcentual media de las correspondientes a los años 2002 y 2003 hasta el primer trimestre de 2007 y la distribución porcentual media de 2004 y 2005 desde el segundo trimestre de 2007 hasta la actualidad.

En el caso de los saldos migratorios interprovinciales, se ha estimado un saldo de entradas netas interprovinciales anual igual al promedio de los saldos observados en los años 2002 y 2003, hasta el primer trimestre de 2007, y en los años 2004 y 2005 desde el segundo trimestre de 2007, que se distribuyó, en cada sexo, por grupos quinquenales de edad de acuerdo con el promedio de las respectivas cifras observadas. Dada la notable proximidad de los saldos interautonómicos observados con los estimados mediante el *pool migrant model*, estas estimaciones por provincias son coherentes con las correspondientes interautonómicas (coincidentes en el caso de las uniprovinciales).

Además, la gran similitud de los calendarios de los movimientos migratorios interiores, hace posible la distribución por edades de los movimientos entre provincias con el mismo calendario que en el caso de las comunidades autónomas.

Además de todo ello, la disponibilidad de los resultados definitivos de la EVR 2006 ha permitido evaluar los saldos interautonómicos estimados para 2006, según se muestra en el siguiente cuadro. Las diferencias más altas, que no son importantes, se presentan en la Comunidad de Madrid (la estimación tiene 8.000 entradas de más), Andalucía (con 7.000 entradas de menos), Baleares (con 4.000 entradas de menos) y Castilla y León y Castilla-La Mancha (en torno a 4.000 entradas estimadas de más en cada una).

1. Saldos migratorios interautonómicos observados (EVR) y estimados

Comunidades autónomas	Observados					Estimados	
	2002	2003	2004	2005	2006	2006	2007
Total nacional	0	0	0	0	0	-7	0
Andalucía	3.062	10.670	13.909	12.175	6.079	13.214	13.444
Aragón	-1.218	-597	461	239	-492	418	416
Asturias (Principado de)	-2.337	-839	-820	-696	-708	-483	-277
Baleares (Illes)	5.542	-978	-1.335	1.360	3.712	-453	-744
Canarias	1.646	1.501	980	-127	-400	316	283
Cantabria	1.513	2.379	1.658	1.164	1.371	1.463	1.521
Castilla y León	-5.234	-5.017	-4.457	-4.155	-2.395	-3.692	-3.313
Castilla - La Mancha	8.977	12.410	12.232	14.618	17.802	13.071	13.023
Cataluña	1.549	1.017	-2.988	-9.776	-11.762	-7.124	-7.663
Comunidad Valenciana	15.370	15.502	16.600	15.362	13.392	15.427	15.289
Extremadura	-3.009	-1.285	-390	-1.368	-203	-561	-392
Galicia	-3.652	-3.627	-1.877	93	-1.438	-448	-123
Madrid (Comunidad de)	-18.108	-27.856	-33.331	-29.994	-23.542	-31.884	-32.429
Murcia (Región de)	833	191	3.558	5.395	2.541	4.233	4.091
Navarra(Comunidad Foral de)	136	-15	126	323	696	301	352
País Vasco	-3.549	-2.922	-3.590	-3.707	-4.843	-3.151	-2.833
Rioja (La)	248	977	1.003	42	604	467	450
Ceuta	-1.769	-796	-1.024	-577	-221	-686	-651
Melilla	0	-715	-715	-371	-193	-435	-444

En vista de que las anteriores diferencias no son importantes respecto al crecimiento total de las respectivas comunidades autónomas y de que los saldos de 2006 rompen en algunas de ellas la tendencia reciente, se ha optado por no cambiar en la estimación los parámetros estimados para el año 2007 hasta que la disposición de nuevas informaciones consolidadas nos permitan confirmar tales cambios de tendencia.