

**PROYECCIONES DE POBLACIÓN 2026  
INFORME METODOLÓGICO**



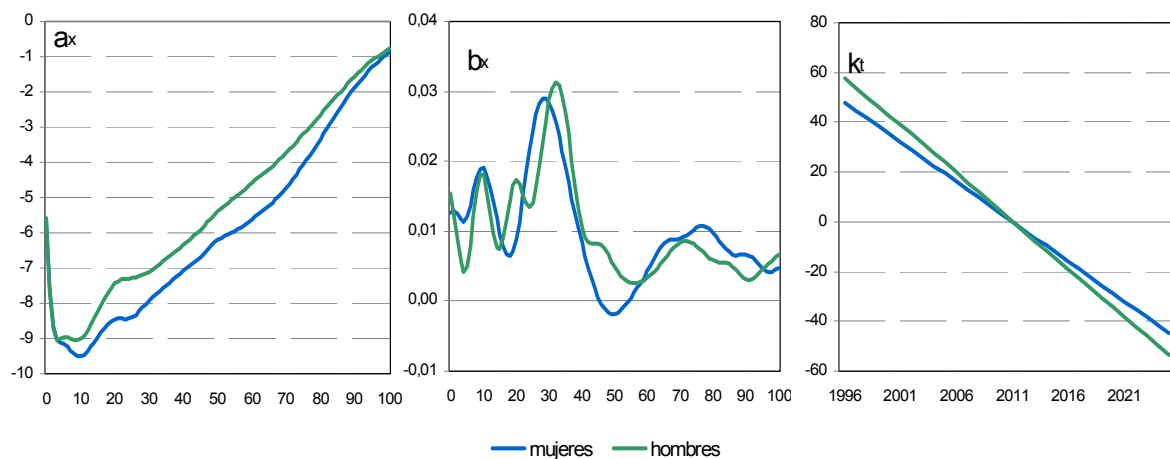
## 1 METODOLOGÍA DE PROYECCIÓN DE LA MORTALIDAD

La proyección de la mortalidad de la C.A. de Euskadi se ha realizado mediante una aproximación consistente en prolongar las tendencias de evolución de las tasas de mortalidad por sexo y edad observadas en el periodo reciente. La metodología utilizada ha sido la propuesta por Lee-Carter<sup>1</sup> que combina un modelo demográfico de pocos parámetros, que sintetizan la estructura y evolución de la matriz de las tasas de mortalidad, con métodos estadísticos de series temporales que permiten extrapolar la tendencia de evolución del nivel de mortalidad. El modelo es:

$$\ln(m_{x,t}) = \alpha_x + \beta_x \kappa_t + \varepsilon_{x,t}$$

siendo  $x$  la edad,  $t$  el año,  $\alpha$  el nivel de mortalidad por edad,  $\beta$  la velocidad de cambio relativo en cada edad,  $\kappa$  la variación del nivel de mortalidad en el tiempo, y  $\varepsilon$  el valor residual en la edad  $x$  y el tiempo  $t$ .

Gráfico A.1: Parámetros por sexo del modelo Lee-Carter para la C.A. de Euskadi. Periodo de ajuste 1996-2011

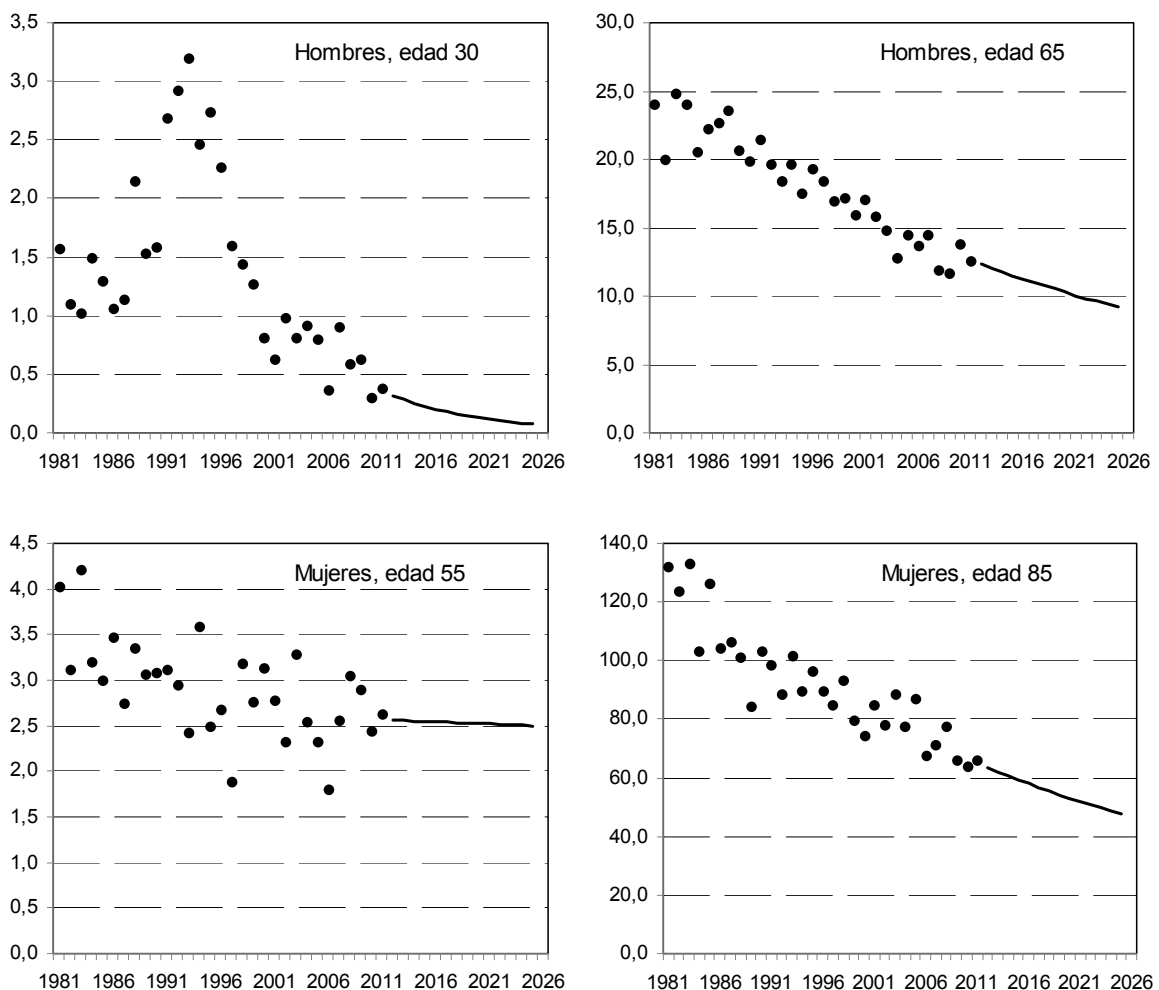


El modelo se ha aplicado al logaritmo de las tasas de mortalidad por edad y sexo de 1996 a 2011, ya que ese periodo de ajuste recoge las tendencias más relevantes de la evolución reciente de la mortalidad por edad. El parámetro  $\alpha_x$  indica el nivel de

<sup>1</sup> Lee, R. y Carter, L. (1992), "Modeling and Forecasting the Time Series of U.S. Mortality", en *Journal of the American Statistical Association*, 87, nº 419, pp. 659-671.

mortalidad en cada edad y refleja, por tanto, la propia forma de la curva de mortalidad (Gráfico A.1). El parámetro  $\beta_x$  describe la velocidad de cambio relativo de la mortalidad en cada edad durante el periodo de ajuste. Los descensos relativos más significativos se han producido en ambos sexos en las edades adultas-jóvenes, observándose también ritmos de reducción relevantes por su impacto sobre el valor absoluto de la tasa de mortalidad en las edades avanzadas, alrededor de los 65 años en los hombres y de los 75 años en las mujeres. Este parámetro muestra también la estabilidad, e incluso ligero incremento, que se ha producido recientemente en las tasas de mortalidad de las mujeres en torno a la edad 50. Finalmente, el valor de  $\kappa_t$  sintetiza la evolución del nivel de mortalidad en el tiempo y es el parámetro que utiliza el modelo para proyectar la mortalidad. En el periodo 1996-2011 la mejora del nivel de mortalidad ha sido mayor en los hombres que en las mujeres, prolongándose esa tendencia durante el periodo de la proyección.

Gráfico A.2: Tasas de mortalidad observadas y proyectadas para la CAE, 1981-2025 (tasas por mil habitantes)



En el Gráfico A.2 se presentan algunas de las evoluciones más significativas de las tasas de mortalidad proyectadas mediante el modelo Lee-Carter: la continuación de las mejoras en la mortalidad en edades adultas-jóvenes; el freno en el descenso de la mortalidad en las edades centrales en las mujeres; o las mejoras en la supervivencia entre la población mayor, localizadas en edades más avanzadas en las mujeres.

A partir de las tasas de mortalidad proyectadas se han construido las tablas de mortalidad de la C.A.E. para cada año del periodo de proyección. La esperanza de vida estimada para el año 2025 es de 82,6 años para los hombres y de 88,4 años para las mujeres, lo que representa una ganancia absoluta en relación con los valores de 2011 de 3,4 y de 2,7 años, respectivamente.

La proyección de la mortalidad de los territorios históricos se ha realizado mediante una aproximación de tipo relacional que integra, por un lado, la evolución prevista de los niveles de mortalidad de la C.A.E. y, por otro, los diferenciales entre los territorios y el conjunto de Euskadi. El método empleado ha sido el de los logits de Brass<sup>2</sup> que sintetiza la relación que se establece entre dos tablas de mortalidad en dos parámetros. Los parámetros iniciales se han estimado a partir de la transformación logit de la función de supervivencia de las tablas de mortalidad del trienio 2009-11 de los territorios históricos y de la C.A.E. mediante:

$$\text{logit}(l_{s,x}^{2009-11}) = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{l_{s,0}^{2009-11} - l_{s,x}^{2009-11}}{l_{s,x}^{2009-11}} \right)$$

$$\text{logit}(l_{s,x}^{TT.HH.,2009-11}) = \alpha_s^{TT.HH.,2009-11} + \beta_s^{TT.HH.,2009-11} * \text{logit}(l_{s,x}^{C.A.E.,2009-11})$$

siendo x la edad y s el sexo.

Para cada territorio histórico y sexo se han obtenido los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  de la recta del trienio 2009-11 (Tabla A.1). Un valor de  $\alpha$  negativo indica que el nivel general de mortalidad es más favorable que en la C.A.E., mientras que un valor positivo expresa un nivel de mortalidad más elevado. Por su parte, un valor de  $\beta$  inferior a la unidad refleja que la estructura relativa de la fuerza de mortalidad es mejor en las edades avanzadas, mientras que un valor superior indica la situación contraria. En relación con el nivel se contraponen en ambos sexos la mejor situación de Álava con la menos favorable de Bizkaia, situándose Gipuzkoa en una posición intermedia. En

<sup>2</sup> W. Brass (1974), *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*, CELADE, Santiago de Chile.

relación con la estructura, se aprecia una divergencia territorial ligeramente mayor en los hombres que en las mujeres en el parámetro  $\beta$ .

Tabla A.1: Valor de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  entre las tablas de mortalidad de los TT.HH. y la de la C.A. de Euskadi del trienio 2009-11.

	<b>Hombres</b>		<b>Mujeres</b>	
	<b>alfa</b>	<b>beta</b>	<b>alfa</b>	<b>beta</b>
Araba/Álava	-0,067	1,005	-0,053	0,976
Bizkaia	0,021	0,977	0,011	0,995
Gipuzkoa	-0,002	1,043	0,002	1,018

La cuestión clave radica en establecer los valores futuros de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  para cada año del periodo proyectado. En otras palabras, plantear si se producirá una convergencia en los niveles y en la estructura de la mortalidad en el seno de la C.A. de Euskadi y, en su caso, cuál será la intensidad de dicho proceso. El análisis de la evolución de la mortalidad en el último decenio ha mostrado que los diferenciales espaciales se han mantenido relativamente constantes, tanto en el nivel como en la estructura de la mortalidad, motivo por el cual se ha procedido a mantener fijos los parámetros del trienio 2009-11 durante todo el periodo de la proyección.

Una vez fijado el valor de los parámetros para cada año de la proyección, sexo y territorio histórico se ha obtenido la función de supervivencia de sus tablas de mortalidad a partir de las previamente proyectadas para la C.A. de Euskadi mediante:

$$\text{Logit} (l_{s,x}^{TT.HH.,t}) = \alpha_s^{TT.HH.,2009-11} + \beta_s^{TT.HH.,2009-11} \times \text{Logit} (l_{s,x}^{C.A.E.,t})$$

$$l_{s,x}^{TT.HH.,t} = \frac{l_0}{1 + e^{2 \times \text{Logit}(l_{s,x}^{TT.HH.,t})}}$$

siendo  $x$  la edad,  $s$  el sexo i  $t$  el año de proyección (2013... 2025).

Finalmente, se ha procedido a construir las tablas de mortalidad de los territorios históricos a partir de las correspondientes funciones estimadas de supervivencia. La esperanza de vida al nacer en 2025 oscila entre los mínimos de Bizkaia, con 82,2 años en los hombres y 88,2 años en las mujeres, y los máximos de Álava, con 83,4 y 88,8 años, respectivamente.

## 2 METODOLOGÍA DE PROYECCIÓN DE LA FECUNDIDAD

La proyección de la fecundidad ha sido el resultado de un proceso de extrapolación de la tendencia de evolución de las tasas de fecundidad por edad de la madre y orden del nacido. En primer lugar se han analizado las características del cambio de la fecundidad durante el periodo 1976-2012, como paso previo para la formulación de un modelo estadístico que resume la evolución pasada. A partir de ese modelo se ha realizado una predicción de la tendencia de evolución al horizonte 2025. En segundo lugar se ha examinado la verisimilitud de la estimación desde una óptica generacional.

### 2.1 Metodología de proyección

El procedimiento de proyección de las tasas de fecundidad por edad de la madre y orden del nacido ha consistido en las siguientes etapas:

- 1) Se han calculado las tasas de fecundidad por año, orden y generación para la C. A. de Euskadi y sus tres territorios históricos para el periodo 1976-2012.
- 2) El análisis de las tasas ha permitido formular un modelo de su evolución para el periodo 1976-2012. En total se ha trabajado con 560 series temporales resultantes de la combinatoria de edades (35 edades simples de la madre), rango del nacido (1, 2, 3, 4 y más) y ámbitos territoriales (C.A.E. y TT.HH.)
- 3) En el proceso de ajuste del modelo se ha detectado la presencia de dos periodos diferenciados en función de la tendencia de evolución de las tasas por edad y por orden. El primer periodo transcurre hasta la primera mitad de la década de los noventa y el segundo periodo cubre los años recientes.
- 4) El modelo estadístico ha servido para obtener una retropolación al pasado y extrapolación al futuro de las 560 series de tasas. El proceso de retropolación se justifica por la necesidad de obtener resultados agregados por generación que permitan comprobar a posteriori la bondad de los métodos empleados.
  - El primer modelo ha permitido resumir la tendencia de evolución en el periodo 1976-1985 y ha servido de base para la retropolación. Se ha ajustado un modelo logarítmico del tiempo para cada serie de tasas por edad y orden de ese periodo con la siguiente formulación:

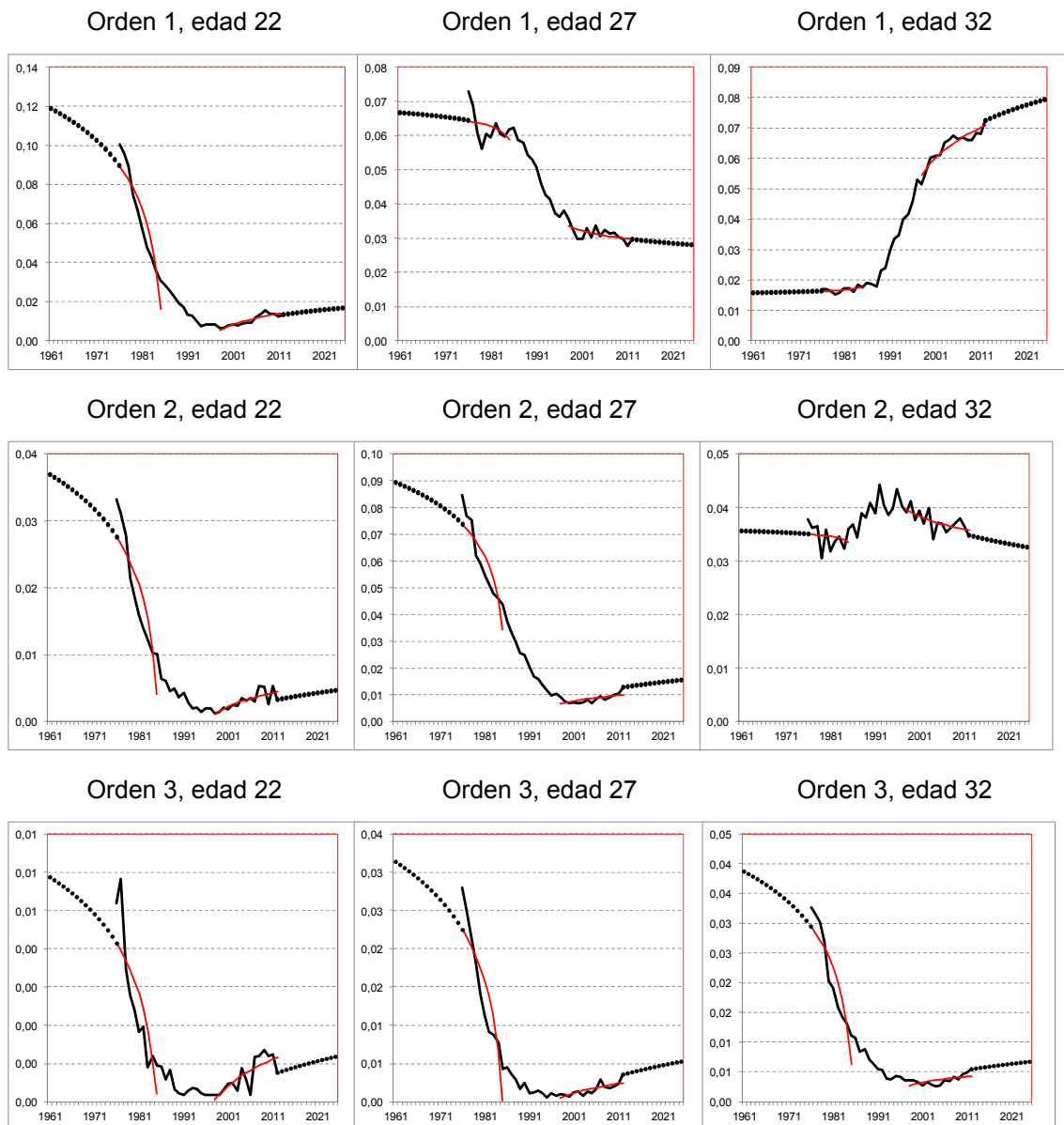
$$f(x, r, t, amb) = a(x, r, amb) + b(x, r, amb) \cdot \ln(t) + \varepsilon(x, r, amb)$$

A la serie de tiempo  $t$  se le ha asignado el valor 1 para el año 1985, 2 para el año 1984, ..., 10 para el año 1976. Los valores anteriores a 1976 se han obtenido a partir de los coeficientes ajustados a los datos de 1976 hasta 1985. La retroprolación se ha calculado para las tasas por edad, orden y las 4 unidades territoriales para el periodo 1961-1975.

- Para el periodo más reciente se ha ajustado otro modelo que ha servido para la extrapolación de las series de tasas. El modelo es del mismo tipo que el anterior, pero con diferentes parámetros. Así, el periodo de tiempo de ajuste es más largo, de 1998 a 2012. La elección de un mayor número de años para el ajuste da más estabilidad a los valores estimados de los parámetros del modelo. Se justifica también por el hecho de que el punto de inflexión de las series de fecundidad anterior al año actual está más alejado en el tiempo (años 1994-5) que el punto de inflexión para los años de retroprolación. Para el primer orden, se ha asignado a la serie de tiempo el valor de 6 para el año 1998, de 7 para el año 2000, ..., de 20 para el año 2012. Para los órdenes superiores, los índices del tiempo han sido 18 para el año 1998, 19 para el año 1999, hasta 32 para el año 2012. La elección de los valores de los índices de tiempo permite modular la curvatura de crecimiento de las tasas. Se ha optado por una mayor curvatura en el orden 1, en comparación con las tasas de los órdenes superiores, para reducir la tasa de crecimiento futuro de la fecundidad. Esta elección de un mayor grado de curvatura para el orden 1 se basa en un examen de los resultados agregados por generación, ya que el menor crecimiento de ese rango permite obtener unos valores de la fecundidad total por generación más realistas y acordes con el nivel de la edad media a la maternidad.
- 5) El análisis de los resultados permite justificar el uso de ese proceso de ajuste en 2 tiempos y la elección de los parámetros. Tal como se observa en el Gráfico B.1 en la evolución de las tasas se diferencian dos periodos:
- Periodo 1976-1990: las tasas de fecundidad de las mujeres de menos de 27 años se reducen rápidamente y por encima de esa edad aumentan a un ritmo relativamente lento.
  - Periodo 1991-2012: las tasas de las mujeres de más de 27 años siguen subiendo a un ritmo notablemente más rápido mientras que por debajo de esa edad se recuperan aunque a un ritmo menor que la caída acaecida en el periodo anterior. La recuperación de las tasas en las edades más jóvenes se explica básicamente por la inmigración extranjera que se traduce en la llegada de parejas jóvenes con una edad media a la maternidad inferior a la de las mujeres autóctonas. Es probable que sin los flujos de inmigración de extranjeros las tasas de fecundidad de las mujeres menores de 27 años hubiesen seguido bajando en el periodo reciente.



Gráfico B.1: Evolución observada, ajustada y proyectada de las tasas de fecundidad por edad simple y orden de nacimiento. C.A.E.



Nota: línea negra tasas de fecundidad observadas; línea roja tasas de fecundidad ajustadas mediante los modelos; círculos negros tasas de fecundidad retroproladas y proyectadas mediante los modelos.

- 6) Se han calculado los indicadores de fecundidad por generación y por rango para comprobar la coherencia de los resultados. Para ello se han derivado las tasas de fecundidad de las cohortes a partir de una media de dos años consecutivos de las tasas de fecundidad del momento por edad y orden del nacido. Los valores de la fecundidad total del momento están afectados por las variaciones en el calendario reproductivo, lo que dificulta el análisis de los niveles y de las tendencias de evolución. Por tanto, el recurso al análisis de los indicadores de generación ofrece una mejor aproximación al fenómeno de la fecundidad y a la propia calidad del proceso de extrapolación.

## 2.2 Análisis generacional de la consistencia del proceso de extrapolación

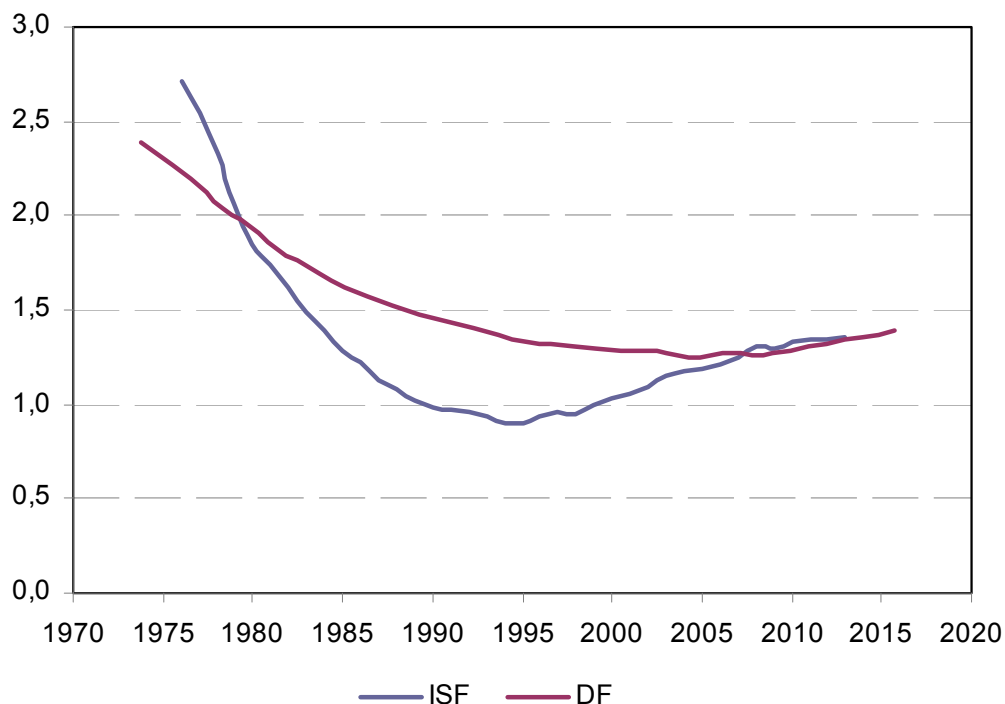
El nivel del Indicador Sintético de Fecundidad (ISF) presenta más oscilaciones en el tiempo que el valor de la Descendencia Final (DF) que es más estable. La diferencia entre ambos se debe a los cambios que se producen en la edad a la maternidad de las generaciones. La relación entre ambos indicadores puede expresarse mediante<sup>3</sup>:

$$ISF_{g+m_g} \approx DF_g \cdot (1 - \Delta m_g)$$

donde  $g$  es el año de nacimiento de una generación,  $m_g$  su edad media a la maternidad y  $\Delta m_g$  la variación de esa edad en relación con la generación nacida un año antes.

Esa ecuación permite explicar la diferencia entre los valores de la fecundidad del momento y de las generaciones durante el periodo 1976-2012 en término de las variaciones de la edad a la maternidad de las generaciones.

Gráfico B.2: Evolución comparada del indicador de fecundidad del momento (ISF) y de las generaciones (DF) de la C.A. de Euskadi.



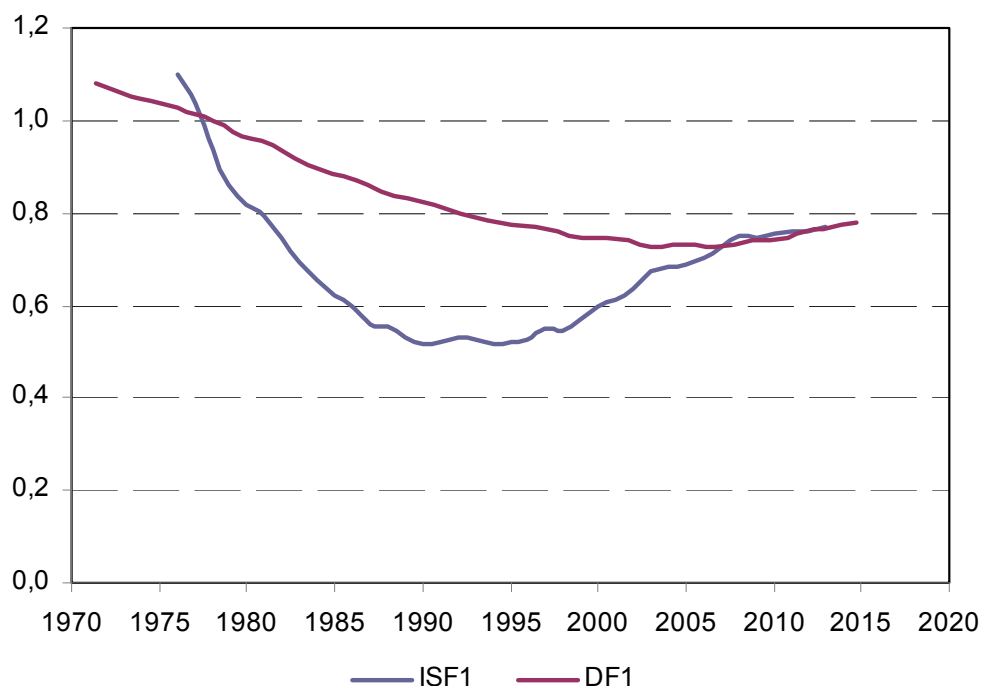
Nota: para el ISF, valores observados hasta 2012. El valor de la DF está parcialmente estimado para todas las generaciones, excepto las nacidas en el periodo 1960-67. La DF de las generaciones se representa en el gráfico en el momento que corresponde a su año de nacimiento más su edad media a la maternidad. Por ejemplo la generación 1960 tiene un valor de la DF de 1,47 que se representa en el gráfico a mitad del año 1988, momento en que dicha generación alcanza su edad media a la maternidad.

<sup>3</sup> N. B. Ryder (1964), "The Process of Demographic Translation", en *Demography*, vol 1, nº 1, pp. 74-82.

Así, para la fecundidad total se observa que los niveles del momento son inferiores a los de las generaciones durante todo el periodo en que se retrasa la edad a la maternidad, hasta el año 2005 aproximadamente (Gráfico B.2). A partir de esa fecha se estabiliza la edad media a la maternidad, lo que explica que los niveles de la fecundidad del momento y de las generaciones son muy similares en los últimos años, con valores cercanos a 1,4 hijos por mujer. En este sentido, el incremento del ISF a partir de 1995 no se explica por un aumento de la fecundidad de las generaciones, cuyo nivel sigue reduciéndose hasta la segunda mitad de los años 2000, sino por un efecto de calendario, concretamente por una ralentización en el proceso de retraso de la edad a la maternidad.

Esta metodología permite explicar también por qué la fecundidad de orden 1 alcanzó niveles tan bajos, cercanos a 0,5 primeros hijos por mujer, durante la década de los noventa (Gráfico B.3).

Gráfico B.3. Evolución comparada de la fecundidad del primer orden para el momento ( $ISF_1$ ) y las generaciones ( $DF_1$ ) de la C.A. de Euskadi



Nota: para el  $ISF_1$ , valores observados hasta 2012. El valor de la  $DF_1$  está parcialmente estimado para todas las generaciones, menos para las nacidas en el periodo 1960-67. La  $DF_1$  de las generaciones se representa en el gráfico en el momento que corresponde a su año de nacimiento más su edad media a la primera maternidad. Por ejemplo la generación 1960 tiene un valor de la  $DF_1$  de 0,87 que se representa a principios del año 1987, momento en el que esa cohorte alcanza su edad media a la primera maternidad.

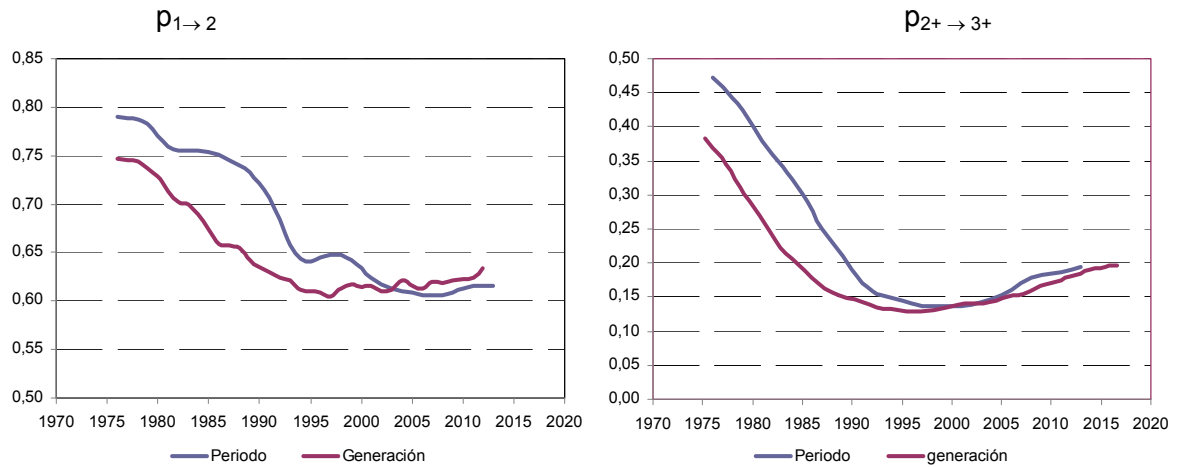
En ese periodo la descendencia final de orden 1 se situaba aproximadamente en 0,8 hijos por mujer, y la diferencia con el indicador del momento se explica por el

pronunciado retraso que se produjo en la edad a la primera maternidad. Este indicador también permite otra interpretación ya que si se calcula su complemento a uno se obtiene la proporción de mujeres sin hijos o infecundidad definitiva. Por ejemplo, la descendencia final de orden 1 de la cohorte nacida en 1974 que, según los valores de esta proyección, alcanzó su edad a la primera maternidad en el año 2005, sería de 0,7 primeros hijos por mujer, lo que representa que un 30 por ciento de las mujeres de esa generación no tendrán hijos. Según los resultados de esta proyección, la mínima fecundidad de primer orden y por consiguiente el máximo de infecundidad correspondería a esa generación, la nacida en 1974. La extrapolación de las tasas por edad conduce a una previsión de reducción del nivel de infecundidad hasta situarse en el 22 por ciento para las mujeres nacidas en 1982, que alcanzarán su edad media a la primera maternidad en el año 2015.

Un aspecto clave de cara al futuro es el papel que pueden desempeñar las restricciones biológicas más allá de los 30 años ya que las mujeres que buscan su primer hijo ven reducir su probabilidad de tenerlo debido al aumento de la esterilidad con la edad, a la reducción de su fertilidad y al mayor riesgo de interrupción del embarazo por factores naturales. En este sentido, la proyección del orden 1 conduce a un aumento muy significativo de las tasas de fecundidad por encima de los 30 años, lo que podría resultar incierto debido a esos condicionantes. En contrapartida, puede aducirse que la introducción y generalización de las técnicas de asistencia a la reproducción podría mitigar el papel de esos condicionantes biológicos. Es una cuestión relevante ya que el nivel de fecundidad de primer orden determina en gran parte el de la fecundidad total.

Finalmente, se ha analizado la evolución de las “probabilidades de agrandamiento”, o proporción de mujeres que con un determinado número de hijos tienen un hijo más. Para los nacimientos de segundo orden se ha calculado una probabilidad que indica la proporción de mujeres con un hijo que tuvieron un segundo hijo ( $p_{1 \rightarrow 2}$ ) y para los órdenes superiores se ha estimado la probabilidad para mujeres con dos hijos y más de tener un hijo más ( $p_{2+ \rightarrow 3+}$ ). En la C.A. de Euskadi la proporción de mujeres con un hijo que tuvieron un segundo hijo se ha reducido de 0,7 en los años ochenta a 0,6 entre 1995-2006. Se observa una estabilidad del comportamiento para ese rango y la proyección al 2025 mantiene el valor de la probabilidad entre 0,6 y 0,65 segundos hijos para las mujeres que han tenido el primero (Gráfico B.4).

Gráfico B.4. Evolución de los valores del momento y de las generaciones de la probabilidad de agrandamiento para las mujeres con un hijo ( $p_{1 \rightarrow 2}$ ) y para las mujeres con dos hijos y más ( $p_{2+ \rightarrow 3+}$ ). C.A. de Euskadi.



Nota:  $p_{1 \rightarrow 2}$  es la proporción de mujeres con un hijo que tuvieron un segundo;  $p_{2+ \rightarrow 3+}$  es la proporción de mujeres con dos hijos y más que tuvieron un hijo más. Para los valores de momento los datos son observados hasta 2012. El valor de la probabilidad para las generaciones está parcialmente estimado para todas las generaciones, menos para las nacidas en el periodo 1960-67. Ese valor se representa en el gráfico en el momento que corresponde a su año de nacimiento más la edad media a la maternidad correspondiente.

Para el orden 3 y superior se observa un descenso generalizado e importante de la probabilidad de tener un hijo más para las mujeres que ya tienen 2 hijos o más. En los años setenta, periodo que se corresponde con la maternidad de las cohortes nacidas a finales de los años cuarenta y principios de los cincuenta, entre un 40 y un 50 por ciento de las mujeres con 2 hijos o más tenían otro hijo. Esa proporción se reduce a un 15 por ciento en el periodo más reciente, con una ligera tendencia de aumento en los datos observados y en los derivados de la proyección, pero sin que su nivel exceda el 20 por ciento en el horizonte 2026.

### 3 METODOLOGÍA DE PROYECCIÓN DE LOS FLUJOS MIGRATORIOS

En la proyección de las migraciones, a la dimensión demográfica por sexo y edad se le agrega la dimensión espacial de origen y de destino. En términos demográficos, la emigración se considera un fenómeno endógeno que se estima mediante tasas al ser la población de riesgo la residente en el territorio que se proyecta, mientras que la inmigración tiene la consideración de un fenómeno exógeno, tratándose como un flujo que se añade cada año a la población. En las proyecciones multiregionales los tipos de flujos migratorios aumentan conforme disminuye el nivel territorial. Así, para la C. A. de Euskadi se han considerado las inmigraciones y las emigraciones exteriores mientras que para los territorios históricos a los anteriores flujos se le añaden los movimientos internos que se producen entre ellos.

#### 3.1 La inmigración a la C.A. de Euskadi

La proyección de las entradas del exterior a la C.A. de Euskadi se ha realizado en tres etapas. En la primera se ha establecido el volumen anual de entradas en función de su procedencia y, en su caso nacionalidad, y se han repartido por sexo. En la segunda, se han aplicado patrones migratorios específicos para cada tipo de flujo con el fin de distribuirlos por edades simples. Finalmente, en la tercera etapa, se han asignado los inmigrantes por sexo y edad a los territorios históricos.

##### a) El flujo de la inmigración exterior

El volumen total de la inmigración exterior a la CAE es el resultado de la suma de dos flujos de entrada: las que proceden del resto del Estado y las que tienen su origen en el extranjero. Para la inmigración procedente del resto del Estado se han asumido los flujos por sexo previstos por el INE en las “Proyecciones de Población a Corto Plazo 2013-2023”, prolongándose la tendencia de la serie para cubrir los últimos años del periodo proyectado. Para las entradas con origen en el extranjero se han formulado hipótesis diferenciadas según la nacionalidad (española/extranjera), y se han distribuido por sexo en función de la relación de masculinidad de los inmigrantes observada en el periodo 2010-12 (tabla C.1).

Tabla C.1: Proyección de los flujos de inmigración a la C.A. de Euskadi. 2013-2025.

Procedencia Nacionalidad	Resto Estado Ambas	Extranjero		Total Ambas
		Española	Extranjera	
2013	16.786	1.225	5.000	23.011
2014	16.442	1.100	3.000	20.542
2015	16.106	1.000	750	17.856
2016	15.783	1.000	1.000	17.783
2017	15.474	1.000	1.500	17.974
2018	15.181	1.000	2.000	18.181
2019	14.904	1.000	2.600	18.504
2020	14.646	1.000	3.300	18.946
2021	14.406	1.000	4.100	19.506
2022	14.186	1.000	4.900	20.086
2023	13.988	1.000	5.850	20.838
2024	13.814	1.000	6.900	21.714
2025	13.665	1.000	8.000	22.665

Nota: El flujo total de inmigración procedente del Resto del Estado en el periodo 2013-2022 se corresponde con el previsto por el INE en sus "Proyecciones de Población a Corto Plazo 2013-2023".

#### b) La estructura demográfica de la inmigración

La estructura demográfica de los inmigrantes presenta perfiles específicos en función del sexo, de la procedencia y de la nacionalidad, como el mayor peso de las edades adultas-jóvenes en la inmigración de extranjeros. Por ese motivo, la distribución por edad del total anual de inmigrantes se ha realizado considerando patrones específicos para cada flujo de migración. Los patrones migratorios se han calculado a partir de la media de los datos registrados en el trienio 2010-2012, procediéndose a su posterior suavizado mediante una media móvil de cinco edades (Gráfico C.1). Esos calendarios relativos de la inmigración se han mantenido constantes durante todo el periodo de la proyección, ya que el análisis de su evolución reciente muestra una elevada estabilidad temporal cuando se controlan por sexo, nacionalidad y procedencia.

Los inmigrantes por edad simple para un año de la proyección se obtienen como:

$$i_{x,s}^{t,CAE} = I_s^{t,CAE} \times C_{x,s}^{2010-12,CAE} \quad \Rightarrow \quad \text{para los que proceden de resto del Estado}$$

$$i_{x,s}^{t,CAE} = \sum_{NAC} I_{s,NAC}^{t,CAE} \times C_{x,s,NAC}^{2010-12,CAE} \quad \Rightarrow \quad \text{para los que proceden del extranjero}$$

Siendo  $t$  cualquier año del periodo proyectado,  $x$  la edad,  $I$  el número total de inmigrantes,  $NAC$  la nacionalidad y  $C$  el patrón relativo.

## c) La inmigración a los territorios históricos

El flujo de inmigración exterior a la CAE se ha asignado a los territorios históricos mediante matrices de distribución territorial calculadas a partir de los datos del trienio 2010-12. Como la capacidad de atracción de un territorio varía en función de la edad de los inmigrantes, de su sexo, de su procedencia y de su nacionalidad, se han considerado matrices de reparto específicas en función de las anteriores variables aplicándose al correspondiente flujo de inmigración. Para garantizar una mayor representatividad de los datos, las matrices se han calculado agrupando las edades en las diferentes etapas del ciclo vital (0-14, 15-29, 30-49, 50-64 y 65 y más años). De esta manera, los inmigrantes por sexo y edad a un territorio histórico para cualquier año de proyección se han obtenido como:

$$i_{x,s}^{t,TTHH} = i_{x,s}^{t,CAE} \times M_{g,s}^{2010-12,TTHH} \Rightarrow \text{para los que proceden del resto del Estado}$$

$$i_{x,s}^{t,TTHH} = \sum_{NAC} i_{x,s,NAC}^{t,CAE} \times M_{g,s,NAC}^{2010-12,TTHH} \Rightarrow \text{para los que proceden del extranjero}$$

Siendo  $t$  cualquier año del periodo proyectado,  $x$  la edad,  $s$  el sexo,  $NAC$  la nacionalidad,  $i$  los inmigrantes y  $M$  el peso relativo que representa la inmigración al TTHH en el total de la inmigración a la CAE en el grupo de edad  $g$ .

En la tabla C.2 se presenta el número anual de inmigrantes estimado para cada territorio histórico según su procedencia del resto del Estado o del Extranjero.

Tabla C.2: Estimación de los inmigrantes a los TT.HH. según procedencia. 2013-2025.

	Araba/Álava			Bizkaia			Gipuzkoa		
	España	Extranjero	Total	España	Extranjero	Total	España	Extranjero	Total
2013	3.293	973	4.266	8.948	3.437	12.385	4.545	1.815	6.360
2014	3.225	625	3.850	8.765	2.241	11.007	4.452	1.234	5.685
2015	3.159	238	3.397	8.586	916	9.503	4.361	595	4.956
2016	3.095	280	3.375	8.415	1.058	9.473	4.273	662	4.935
2017	3.034	363	3.397	8.250	1.342	9.592	4.190	795	4.984
2018	2.976	447	3.423	8.094	1.625	9.720	4.110	928	5.038
2019	2.922	547	3.469	7.947	1.966	9.913	4.035	1.088	5.123
2020	2.871	664	3.534	7.810	2.362	10.172	3.965	1.274	5.239
2021	2.823	797	3.621	7.682	2.816	10.498	3.900	1.487	5.387
2022	2.780	931	3.711	7.565	3.270	10.835	3.841	1.700	5.540
2023	2.741	1.089	3.830	7.460	3.808	11.268	3.787	1.952	5.740
2024	2.706	1.264	3.971	7.367	4.404	11.771	3.740	2.232	5.972



2025	2.677	1.448	4.125	7.288	5.028	12.316	3.700	2.524	6.224
------	-------	-------	-------	-------	-------	--------	-------	-------	-------

### 3.2 Las salidas por emigración

La proyección de la emigración exterior, además de la propia incertidumbre que representa prever cuál será la propensión futura a realizar un movimiento al exterior de la C.A.E., se enfrenta a una dificultad añadida derivada de la propia cuantificación estadística del fenómeno. Esa dificultad atañe fundamentalmente, aunque no de forma exclusiva, a las salidas al extranjero protagonizadas por individuos de nacionalidad extranjera. En relación con ese colectivo la estadística de migraciones de Eustat sólo recoge como emigraciones al extranjero aquellas que constan como tales en las anotaciones del fichero padronal, es decir se registra el país de destino. Otros tipos de anotaciones como las bajas por inclusión indebida (II) o las bajas por caducidad (BC) son consideradas como ajustes del padrón que no se incluyen en la estadística de migraciones, aunque una parte de esas anotaciones responderían a movimientos migratorios y, por tanto, deberían considerarse como tales. En caso contrario se produce una subestimación de la propensión a emigrar, sobre todo en los últimos años al haberse producido un fuerte incremento de ese tipo de anotaciones. Por este motivo, y como paso previo al análisis y formulación de la hipótesis emigratoria, se ha estimado una nueva serie de salidas al extranjero de nacionales extranjeros.

#### a) Estimación de las salidas al extranjero de nacionales extranjeros

El objetivo es estimar una nueva serie de salidas al extranjero de extranjeros que incluya, además de las ya consideradas como tales en la estadística de migraciones, parte de las anotaciones por inclusiones indebidas (II) y bajas por caducidad (BC) del fichero padronal. El procedimiento implementado consta de tres pasos:

- 1) Determinar qué anotaciones II y BC deben ser consideradas emigraciones (EM)

La transformación de II y BC a EM requiere que el individuo tenga una anotación padronal que lo sitúe residiendo en la C.A. de Euskadi, concretamente en el TT.HH. de asignación, que no sea español y que haya una coherencia demográfica entre las distintas anotaciones padronales de ese individuo.

Para realizar esas transformaciones se parte de una explotación del fichero padronal que incluye todas las anotaciones padronales de aquellos individuos que

tienen alguna anotación II o BC en el periodo 1996-2012. A partir del identificador personal se ordenan las diferentes anotaciones de cada individuo según su fecha de anotación y se examina su coherencia. Para examinar la coherencia se establecen una serie de criterios de exclusión, por ejemplo que esa anotación no se encuentre junto a una anotación EM inmediatamente anterior o posterior. Como resultado de ese proceso de comprobación de coherencia, de las 53.592 inclusiones indebidas se consideran como emigraciones 27.251, es decir un 51 por ciento, y de las 14.538 bajas por caducidad se retienen 11.369, un 78 por ciento del total. Por tanto, un total de 38.620 anotaciones II o BC se consideran migraciones de extranjeros al extranjero.

- 2) Asignar un año de emigración a las II y BC que se consideran emigraciones (EM)

A las 38.620 anotaciones II y BC que se consideran como EM se les asigna un año de emigración teniendo en cuenta el año de la anotación y el año de la referencia padronal anterior. Esta asignación se realiza en tres pasos:

1. Aquellas anotaciones cuyo año de anotación es igual al de la referencia anterior se asignan automáticamente a dicho año.
2. Para el resto de anotaciones se utiliza una asignación aleatoria a partir de la fecha de referencia anterior pero considerando el calendario de la migración al exterior registrada en la estadística de migraciones de aquellos individuos del mismo sexo, cohorte y región de nacimiento<sup>4</sup>.
3. En aquellos casos en que no se encuentre una referencia en las emigraciones exteriores registradas se procede a una asignación aleatoria entre la fecha de referencia anterior y la de anotación.

La asignación de la fecha de emigración se ha realizado en un 8 por ciento de los casos según el primer paso, al coincidir la fecha de anotación y de referencia anterior, en un 82 por ciento teniendo en cuenta el calendario migratorio, y en un 10 por ciento mediante asignación meramente aleatoria. Dependiendo del año, entre el 88 y el 97 por ciento de las anotaciones se les asigna como fecha de emigración la del año de anotación o la de los dos años anteriores. Por ejemplo, al 45 por ciento de las II y BC con fecha de anotación 2009 se les asigna ese año como fecha de emigración, al 33 se les asigna el año 2008, y al 15 por ciento el año 2007.

---

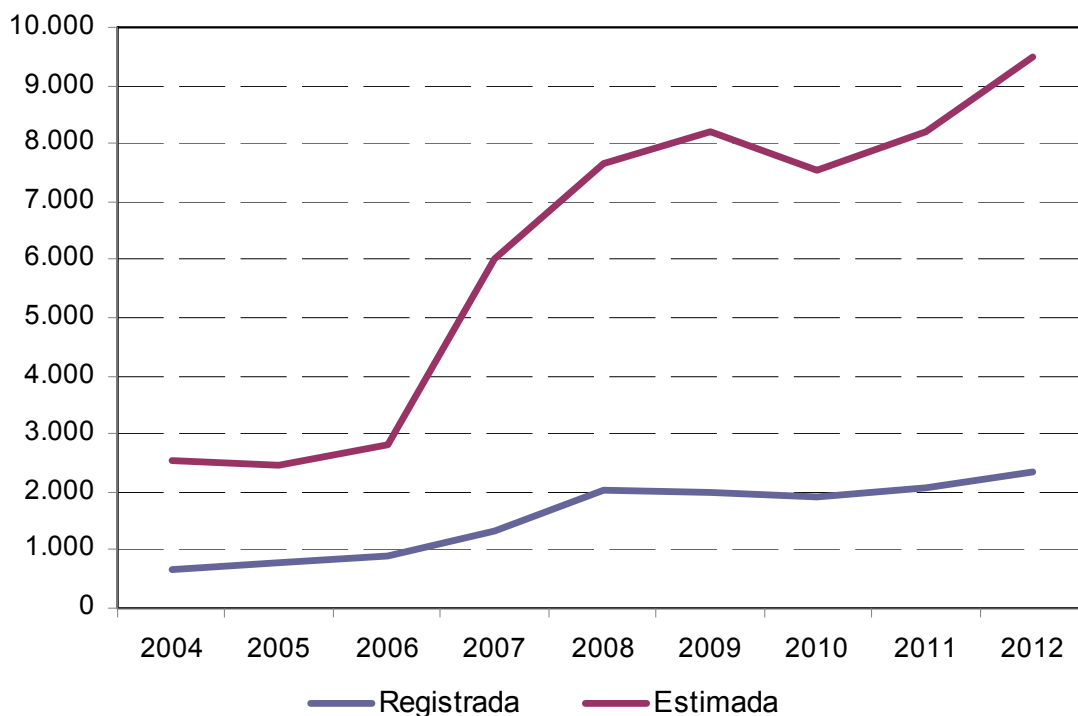
<sup>4</sup> La región de nacimiento agrupada en Europa, África, América y Resto del mundo. El año de nacimiento incluye también las dos cohortes precedentes y las dos posteriores.

- 3) Expandir los resultados para considerar anotaciones futuras que corresponden a años anteriores.

De la misma manera que una parte de las II y BC anotadas en un año se asignan como emigraciones de años anteriores, es necesario realizar una estimación de cuáles pueden ser las II y BC futuras que corresponderían a emigraciones de esos años, y que denominamos como anotaciones expandidas. Como la mayor parte de las fechas de emigración se asignan en el propio año de anotación o en los dos años anteriores se ha considerado que la serie está cerrada hasta el año 2009 y que sólo es necesario realizar esa estimación a partir del 2010.

Para expandir las II y las BC se ha utilizado como referencia la relación existente en el bienio 2008-09 entre la emigración exterior que recoge la Estadística de Movimientos Migratorios (EMM) y la emigración exterior corregida. Esa relación se ha aplicado a la emigración registrada en 2010, 2011 y 2012 para obtener una estimación de la emigración exterior total corregida. La diferencia entre esa cifra y la suma de las migraciones exteriores registradas más las II y BC asignadas a ese año son las expandidas. Este proceso se ha realizado de forma separada para cada territorio histórico. Finalmente, a esas anotaciones expandidas se les imputan las variables sexo y año de nacimiento en función de las anotaciones asignadas como emigraciones.

Gráfico C.1: Serie registrada y estimada de emigración al extranjero de nacionales extranjeros. C.A. de Euskadi. 2004-2012.



De esta manera, el número de migrantes al extranjero para los tres últimos años es la suma de las migraciones exteriores registradas en la estadística de migraciones, de las anotaciones II y BC consideradas como emigraciones y asignadas a ese año, y de la expansión que se ha realizado de esas anotaciones padronales.

b) La proyección de la emigración

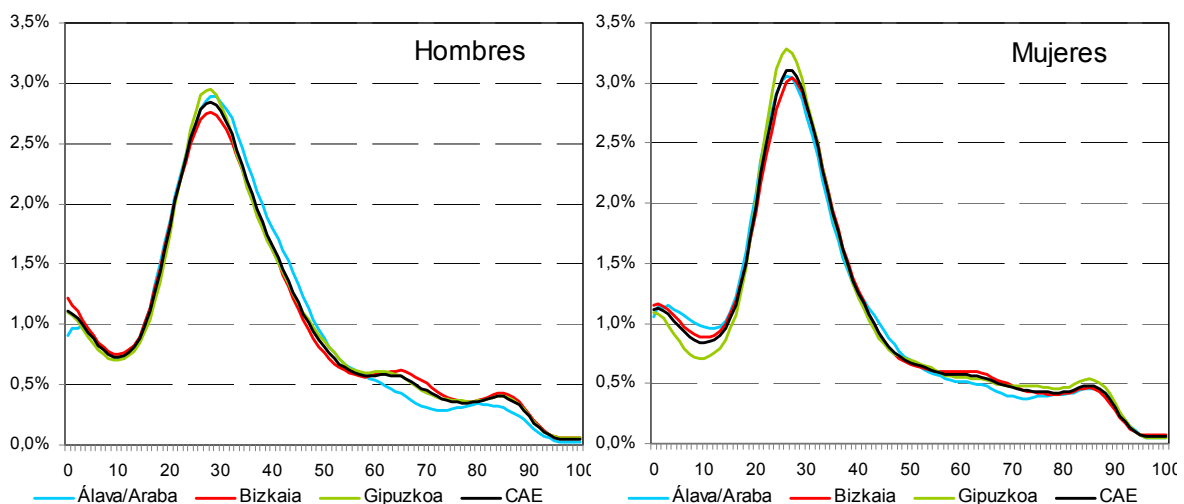
El flujo de emigración se ha estimado aplicando tasas de emigración por sexo y edad simple a la correspondiente población residente en la C.A. de Euskadi y sus TT.HH. en cada año del periodo proyectado. Las tasas de emigración se han calculado en dos etapas. En la primera se ha formulado una hipótesis sobre la evolución futura de la propensión a emigrar medida en términos de un Índice Sintético de Migración Exterior (ISMext). En la segunda se ha desagregado su valor por edades a partir de los correspondientes calendarios relativos de la emigración.

Tabla C.3: Valores proyectados del ISM exterior por sexo de la C.A. E. y territorios históricos. (por mil residentes)

	Araba/Álava	Bizkaia	Gipuzkoa	C.A.E.
Hombres	1.388	1.101	982	1.107
Mujeres	1.098	1.006	891	982

En los últimos años, la propensión a emigrar de los residentes en la C.A.E. ha permanecido relativamente constante como resultado de la combinación entre un significativo incremento de la propensión a emigrar al extranjero y de un descenso equivalente de la emigración al resto del Estado. La hipótesis general, común para todos los territorios, considera que la intensidad emigratoria total se mantendrá constante en los valores observados en el trienio 2010-2012 (Tabla C.3).

Gráfico C.2: Patrones relativos de la emigración por sexo 2010-12. C.A.E. y TT.HH.



El calendario de la emigración al exterior de la C.A.E. se ha calculado también a partir de los datos del trienio 2010-12. Los patrones relativos de la emigración se han suavizado mediante una doble media móvil de siete edades, y se han mantenido constantes a lo largo del periodo de la proyección (Gráfico C.2).

Las tasas de emigración por sexo y edad simple se han obtenido mediante:

$$e_{x,s}^{t,amb} = ISMext_s^{2010-12,amb} \times C_{x,s}^{2010-12,amb}$$

siendo  $t$  cualquier año del periodo proyectado,  $x$  la edad,  $s$  el sexo,  $amb$  los ámbitos territoriales proyectados,  $ISMext$  el índice sintético de emigración exterior y  $C$  el patrón relativo de esa emigración.

### 3.3 Las migraciones internas

Los flujos migratorios entre territorios históricos se han estimado aplicando a la población residente en cada uno de ellos las correspondientes tasas proyectadas de emigración interna según sexo, edad y territorio de destino para cada uno de los años del periodo proyectado. De esta manera se obtienen los flujos de salidas internas de un territorio histórico y se derivan las correspondientes entradas a partir de la suma de los migrantes internos del resto de territorios a ese destino.

Para obtener las matriz de tasas de emigración interna se ha utilizado un modelo multiplicativo que consta de tres elementos: un indicador de la intensidad futura de la migración interna, un calendario de su patrón relativo por edad y una matriz origen-destino que sintetiza el modelo de distribución espacial de la migración interna en el seno de la C.A. de Euskadi. A partir de esos tres elementos se calculan las tasas de migración interna como:

$$e_{x,s,i,j} = ISMint_{s,i} \times C_{x,s,i} \times M_{x,s,i,j}$$

siendo  $x$  la edad,  $s$  el sexo,  $i$  el TTHH de origen,  $j$  el de destino,  $ISMint$  el índice sintético de migración interior,  $C$  el calendario relativo de esa migración, y  $M$  la matriz origen-destino.

Los parámetros del modelo multiplicativo para la proyección de las tasas son:

- Intensidad de la migración. La hipótesis general postula que a muy corto plazo se mantendrán la intensidad migratoria observada en el periodo más reciente para reducirse posteriormente de forma rápida hasta estabilizarse en valores próximos a los observados en los primeros años de este siglo (Tabla C.4). Una parte de esa reducción de la migración interna está relacionada con el descenso previsto en los primeros años de la proyección del flujo de inmigrantes que proceden del extranjero, es decir de colectivos de población que se caracterizan por una mayor movilidad.

Tabla C.4: Índice Sintético de Migración interior proyectado por sexo y territorio histórico 2013-2025. (Por mil habitantes)

	Araba/Álava		Bizkaia		Gipuzkoa	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
2013	396	374	176	156	180	170
2014	392	368	174	153	178	166
2015	373	351	167	147	172	163
2016	351	331	159	140	164	157
2017	325	310	149	133	154	151
2018	303	293	140	127	147	147
2019	288	280	135	122	141	144
2020	278	271	131	120	138	143
2021	272	265	129	117	136	141
2022	268	261	128	116	135	141
2023	266	259	127	116	135	140
2024	266	259	127	116	135	140
2025	266	259	127	116	135	140

- Calendario de la migración interna. Los calendarios migratorios de cada sexo y territorio histórico se han calculado a partir de los datos del trienio 2010-12. El peso que representa la tasa de migración interna de cada edad simple sobre el conjunto de las tasas se ha suavizado mediante una doble media móvil que considera las tasas de las tres edades anteriores y posteriores. Estos patrones se caracterizan por su estabilidad temporal lo que justifica que se mantengan constantes durante todo el periodo de la proyección.

Tabla C.5: Matriz de intercambios entre territorios históricos. 2010-12

		Territorio histórico de destino			
		Áraba/Álava	Bizkaia	Gipuzkoa	
Territorio histórico de origen	Áraba	0-19	---	64,9%	35,1%
		20-39	---	65,2%	34,8%
		40-64	---	66,0%	34,0%
		65+	---	67,2%	32,8%
	Bizkaia	0-19	55,4%	---	44,6%
		20-39	47,2%	---	52,8%
		40-64	49,9%	---	50,1%
		65+	51,8%	---	48,2%
	Gipuzkoa	0-19	31,4%	68,6%	---
		20-39	31,3%	68,7%	---
		40-64	35,7%	64,3%	---
		65+	38,1%	61,9%	---

- Las matrices de intercambios internos se han calculado con los datos del trienio 2010-12, siendo específicas para cada etapa del ciclo vital e idénticas para ambos sexos (Tabla C.5). Las matrices se mantienen constantes durante todo el periodo de la proyección.