PROYECCIONES DEMOGRÁFICAS 2022-2070

DOCUMENTO TÉCNICO 1/23

24 de marzo de 2023

AIReF
Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal

La Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal, AAI (AIReF) nace con la misión de velar por el estricto cumplimiento de los principios de estabilidad presupuestaria y sostenibilidad financiera recogidos en el artículo 135 de la Constitución Española.

Contacto AIReF:

C/José Abascal, 2, 2º planta. 28003 Madrid, Tel. +34 910 100 599

Email: Info@airef.es.

Web: www.airef.es

Esta documentación puede ser utilizada y reproducida en parte o en su integridad citando necesariamente que proviene de la AIReF

Fecha de publicación: 24 de marzo de 2023

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN 4

2. PRINCIPALES DETERMINANTES 9

2.1. Fecundidad 12

2.1.1. Fecundidad. Metodología 12

2.1.2. Fecundidad. Resultados 14

2.2. Supervivencia 25

2.2.1. Supervivencia. Metodología 25

2.2.2. Supervivencia. Resultados 28

2.3. Migración 44

2.3.1. Migración. Metodología 44

2.3.2. Migración. Datos 48

2.3.3. Migraciones. Resultados 52

3. MARCO GENERAL DE PROYECCIÓN 73

3.1. Marco general de proyección. Metodología 73

3.2. Marco general de proyección. Resultados 79

4. CONCLUSIONES 85

ANEXO I. ANÁLISIS DE LOS MODELOS LEE-CARTER 87

CUADRO.1. Modelos ARIMA identificados para las tendencias generales de la mortalidad estimadas de los modelos tipo Lee-Carter. Hombres 88

CUADRO.2. Modelos ARIMA identificados para las tendencias generales de la mortalidad estimadas de los modelos tipo Lee-Carter. Mujeres 89

CUADRO.3. Medidas de calidad de los modelos Lee-Carter estimados 90

1. INTRODUCCIÓN

Las proyecciones demográficas constituyen un elemento esencial para analizar la sostenibilidad fiscal a medio y largo plazo de una economía. Las proyecciones de gasto en pensiones, sanidad, educación y servicios sociales, entre otros, se encuentran estrechamente ligadas a la estructura por edades de la población.

La AIReF desarrolló en 2018 diversas herramientas para la proyección del gasto en pensiones[1], incluyendo modelos y herramientas para estimar la evolución esperada de los fenómenos demográficos -fecundidad, mortalidad y las inmigraciones netas- con el propósito de proyectar la población total por cohortes. Esta metodología se presentó en el documento "Previsiones demográficas: una visión integrada" (AIReF (2018))[2], basado a su vez en los trabajos de Osés y Quilis (2018) y Fernández-Huertas y López (2018).

Con motivo de las nuevas proyecciones de población de la AIReF se ha realizado una profunda revisión metodológica, de la información de base y del proceso de estimación de los fenómenos demográficos.

De esta manera, para la proyección del fenómeno de la fecundidad se mantiene en lo esencial el procedimiento metodológico establecido en 2018 y 2020 que parte de la representación y estimación paramétrica de las curvas gaussianas de fecundidad por cohortes, distinguiendo entre madres de

[1] Pastor y Vila (2019). "*Modelo AIReF de proyección del gasto en pensiones en España*"

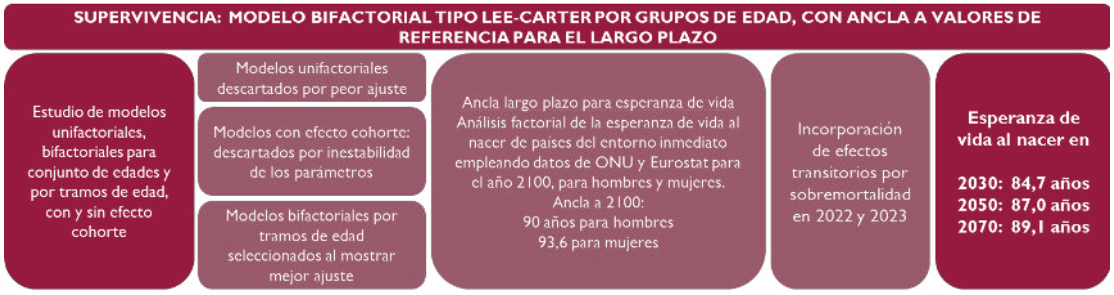
[2] AIReF (2018). Previsiones demográficas: una visión integrada

nacionalidad extranjera y española, junto con una proyección estocástica de estos parámetros. Estas proyecciones se condicionan en el largo plazo a valores de referencia que se extraen de la tendencia común subyacente en un panel de países de nuestro entorno económico. Con estas referencias de largo plazo se trata de suavizar los elementos idiosincrásicos a la fecundidad en España y, en particular, la continua caída de la fecundidad observada en las últimas décadas que cabe esperar que tenga un límite inferior. Estas anclas se aplican de manera diferenciada en función de la nacionalidad de las madres bajo el supuesto de paulatina asimilación de los patrones de conducta de la fecundidad de las madres con nacionalidad española por parte de las madres extranjeras. Como resultado, se proyecta que el índice sintético de fecundidad se sitúe en el entorno de los 1,24 hijos por mujer en 2030, partiendo desde los 1,19 registrados en 2021. Hacia 2050, este índice ascendería hasta los 1,39 hijos por mujer y hasta unos 1,49 hijos por mujer en 2070.

CUADRO 1. ESQUEMA DEL PROCEDIMIENTO DE ESTIMACIÓN DE LA FECUNDIDAD Y PRINCIPALES RESULTADOS

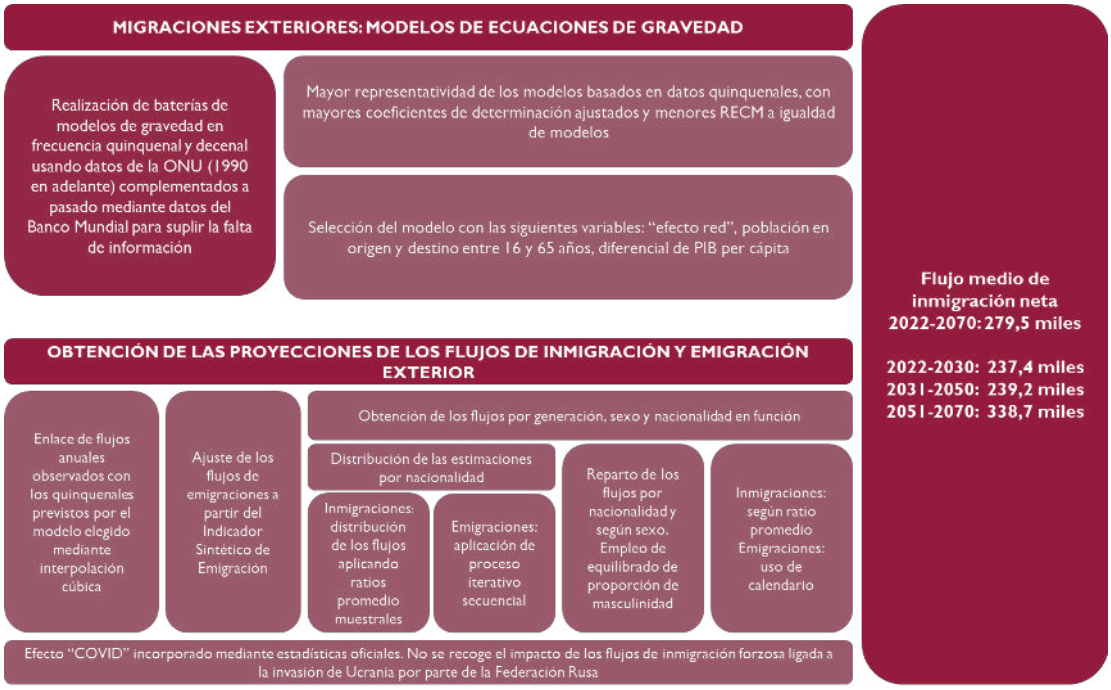
El procedimiento para la proyección del fenómeno de la mortalidad supone un cambio respecto a la metodología hasta ahora aplicada por la AIReF. Para estimar el fenómeno se parte de la familia de modelos Lee-Carter y se analizan los resultados de distintas variantes según se trate de modelos unifactoriales y bifactoriales, por grupos de edad y para el conjunto de edades y modelos con y sin efectos de cohorte. El análisis de los resultados obtenidos permite seleccionar la modelización optima que mejor se ajusta al caso de España. Adicionalmente, al igual que en el caso de la fecundidad, a la hora de proyectar resulta necesario incorporar valores de referencia en el muy largo plazo. En este caso, además, se incorporan de forma externa impactos de naturaleza transitoria en las estimaciones obtenidas para los años 2022 y 2023 para tener en consideración los excesos de mortalidad observados tras la pandemia a lo largo de 2022. Como resultado de este procedimiento, las proyecciones de la esperanza de vida al nacer situarían esta métrica en 84,7 años hacia 2030, ascendiendo a 87 años en 2050 y a 89,1 años en 2070.

CUADRO 2. ESQUEMA DEL PROCEDIMIENTO DE ESTIMACIÓN DE LA SUPERVIVENCIA Y PRINCIPALES RESULTADOS



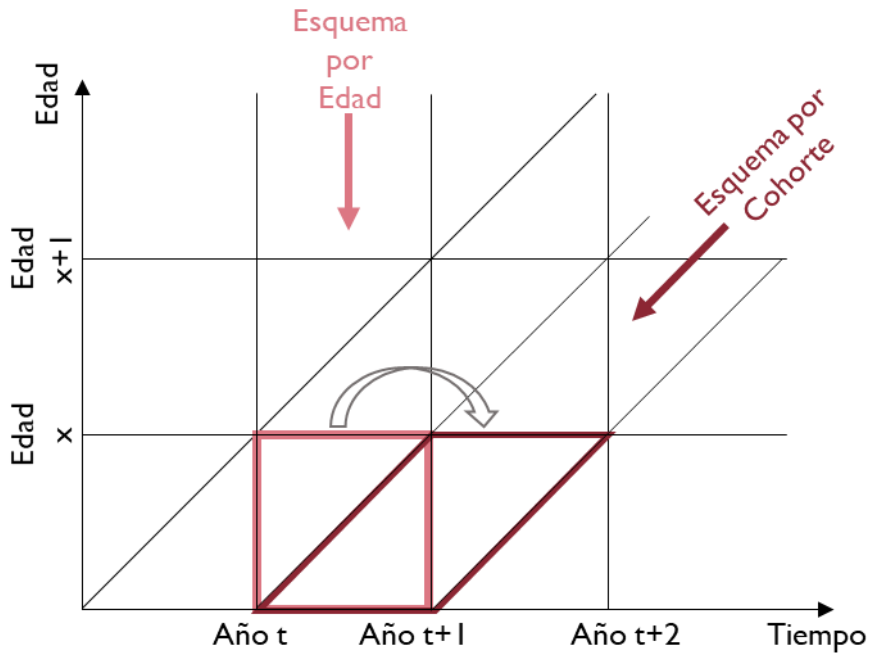
Los procedimientos, datos de base y técnicas empleadas para realizar las proyecciones del fenómeno demográfico de la inmigración neta se han sometido a un proceso de revisión amplio. Se mantiene la estructura básica del modelo, consistente en un modelo de gravedad que no solo proyecta la inmigración neta hacia España, sino también para el resto de los países del mundo para los que se dispone de información. A diferencia de los modelos hasta ahora empleados, que se estimaban a partir de los datos decenales de población del Banco Mundial, la AIReF ha recurrido en esta ocasión a los datos quinquenales publicados por la ONU, complementándolos de forma auxiliar con la información del Banco Mundial para años previos a 1990. Al igual que para los fenómenos demográficos anteriormente descritos, el documento detalla el proceso de selección del modelo óptimo de entre una amplia gama de modelos de ecuaciones de gravedad que se estiman usando datos quinquenales o decenales, con distintos períodos muestrales y diversas variables explicativas. Atendiendo a las mejores características estadísticas, de estabilidad y capacidad predictiva, se selecciona un modelo con datos quinquenales que incluye entre las variables explicativas la población entre 15 y 65 años en el país de origen y el de destino, la variable de "efecto red"-que trata de recoger la posible atracción de inmigración exterior como resultado del mayor stock de personas de un determinado país en el país de destino- y el diferencial de PIB entre el país de origen y el de destino. Los resultados apuntan a un flujo medio de inmigración neta hacia la economía española de 279 miles de personas en el promedio de 2022 a 2070.

CUADRO 3. ESQUEMA DEL PROCEDIMIENTO DE ESTIMACIÓN DE LA INMIGRACIÓN NETA Y PRINCIPALES RESULTADOS



La metodología empleada hasta la fecha por la AIReF (ver Osés y Quilis (2018) y AIReF (2018)) consideraba los fenómenos demográficos desde un punto de vista basado en la edad de los individuos, a diferencia de otras instituciones que los consideran desde un punto de vista generacional o por cohortes. Esto hacía que las proyecciones de la AIReF no resultasen estrictamente comparables con las de otros organismos. Por ello, se ha realizado un cambio en la dinámica de estimación de la población, que consiste en el empleo un modelo de componentes por cohortes más tradicional.

CUADRO 4. DIAGRAMA DEL ESQUEMA DE PROYECCIÓN



Adicionalmente, se ha implementado un cambio para recoger la dinámica endógena de los flujos de emigración que anteriormente se consideraban exógenos. Con ello, además de responder de forma más precisa a la evolución de los flujos de emigración, evita que puedan surgir distorsiones en la composición etaria, por sexo y nacionalidad para ciertas cohortes.

Agradecimientos

La AIReF ha contado con la inestimable ayuda de Amand Blanes Llorens, investigador del Centro de Estudios Demográficos ubicado en la Universidad Autónoma de Barcelona, a quien agradece el asesoramiento técnico prestado de forma completamente desinteresada. Su contribución técnica ha sido fundamental para dotar de mayor robustez a las previsiones demográficas. En este sentido, los supuestos, modelos y desarrollos realizados, así como las conclusiones de este documento y las proyecciones de los fenómenos demográficos, son única y exclusivamente responsabilidad de la AIReF.

2. PRINCIPALES DETERMINANTES

En este documento técnico se presentan las herramientas empleadas por la AIReF para obtener las proyecciones demográficas que sirven de base en los análisis de sostenibilidad de las finanzas públicas a largo plazo y las revisiones metodológicas que se introducen. Estas mejoras se concentran en torno a la modelización de la mortalidad, así como en los modelos y fuentes de datos empleados para la estimación de la inmigración neta. También se ha modificado la dinámica implementada para la población, consistente en la adopción del esquema tradicional de Lexis, contemplando una perspectiva generacional y no temporal como era el caso en la metodología previa. En el siguiente cuadro se resumen las principales novedades introducidas en el marco de proyección de la AIReF, que se explican con detalle en los epígrafes del documento.

CUADRO 5. RESUMEN DE MEJORAS METODOLÓGICAS INTRODUCIDAS EN LAS PROYECCIONES DE POBLACIÓN 2022-2070

	Metodología AIReF 2018-2020	**Nueva Metodología**		***Impacto de las Mejoras***
Mortalidad	Estimación a partir de la evolución prevista por modelos VAR para los parámetros asociados a las curvas potenciales ajustadas a las tasas de supervivencia observadas.	*Cambio en los modelos empleados*	Uso de modelos Lee-Carter que combinan un componente específico por edad y uno estocástico relativo a la evolución en el tiempo.	*Probabilidades de supervivencia acotadas entre [0,1] ex-ante.* *Mortalidad de recién nacidos diferenciada del resto de edades infantiles.* *Ganancia de consistencia en las estimaciones para el grupo de edad abierto de 100 o más años.* *Mejoras en el perfil de evolución de la mortalidad, permitiendo capturar efectos como los derivados de modificaciones en los patrones de mortalidad a lo largo del tiempo para las diversas cohortes.*
Migraciones	Datos decenales de Banco Mundial desde 1960 hasta 2010 y de la ONU en adelante.	*Modificación de la información de base*	Datos decenales y quinquenales de la ONU desde 1990 en adelante y de 1960 a 1990 de Banco Mundial.	*Mayor estabilidad de las estimaciones y robustez de los modelos.*
	Distribuciones fijas de los flujos en base a las proporciones que representa cada grupo sobre el total.	*Corrección de los perfiles y calendarios de distribución por sexo, edad y nacionalidad*	Distribuciones no siempre fijas de los flujos en función del promedio histórico del peso de cada grupo sobre el flujo total, excepto para los flujos de salida por edad donde se hace en base al peso de la tasa de emigración sobre la intensidad total.	*Mayor vinculación de la distribución de las emigraciones a la estructura poblacional.* *Corrección de potenciales desequilibrios en la población mediante la incorporación de sendas de evolución de las ratios de migración.*
	Las variables de estructura demográfica diferencian según tramos de edad y según origen/destino. Las variables relativas a las condiciones económicas distinguen en función del origen/destino.	*Revisión de las variables de los modelos de gravedad*	Una única variable asociada a la estructura demográfica, en origen y destino, y otra relativa al diferencial en el nivel de bienestar entre destino y origen.	*Ausencia de problemas de multicolinealidad aproximada entre variables.*

	Metodología AIReF 2018-2020	**Nueva Metodología**		***Impacto de las Mejoras***
Dinámica de población	Población en base a la dinámica de los fenómenos demográficos por edades simples y con las migraciones, tanto flujos de entrada como de salida, como elemento exógeno.	*Transformación del esquema a un modelo de componentes*	Proyecciones de población en base a la evolución de los fenómenos demográficos por cohorte, endogeneizando los flujos de emigración mediante las ecuaciones de transición.	*Estabilidad en la dinámica de la población por cohorte.* *Sincronía entre la evolución de la población y de los flujos de emigración.*

Fuente: AIReF

Así, para el fenómeno de la mortalidad se ha pasado de proyectar las tasas de supervivencia mediante el ajuste de curvas paramétricas potenciales a utilizar modelos más ampliamente empleados en la literatura demográfica: esto es, modelos de la familia Lee-Carter basados en componentes estocásticos que permiten capturar la evolución de la mortalidad en el tiempo con un perfil diferenciado por grupos de edad y cohorte. La aplicación de estos modelos, desarrollados por Lee y Carter (1992) y, posteriormente, ampliados por otros autores, está justificada en la evidencia empírica existente sobre su efectividad en la estimación en países desarrollados (Lee y Miller (2001), Tuljapurkar, Li y Boe (2000)). Asimismo, la utilización de esta gama de modelos permite corregir algunas deficiencias observadas en estimaciones alternativas al garantizar que las tasas de supervivencia se encuentren en su rango de valores posibles - acotadas entre cero y la unidad-. Igualmente, estos modelos permiten utilizar un esquema por edades que diferencia el grupo de recién nacidos del resto de menores y posibilitan alargar el rango de edades para estimar de forma más precisa la supervivencia dentro del grupo abierto de 100 y más años. Estos modelos permiten identificar de manera más ágil los cambios en los patrones de mortalidad observados y tenerlos en consideración a la hora de proyectarlos.

Para los flujos de migración exterior, la metodología usada por la AIReF en 2019 y 2020 partía del supuesto del mantenimiento a lo largo del periodo proyectivo de la distribución de los flujos de entrada y salida en base a la proporción observada en los últimos años del flujo total, distinguiendo por sexo, grupo de edad y nacionalidad. Como novedad, se adapta la metodología, en primer lugar, distribuyéndose los flujos migratorios exteriores por sexo y nacionalidad en base a la proporción histórica que representan sobre el total. En segundo lugar, para la estimación por cohortes se establece un perfil diferenciado por tipo de flujo. Así, para las inmigraciones, se emplean

las proporciones históricas de cada grupo de edad sobre el conjunto de edades. En el caso de las emigraciones exteriores se utilizan calendarios basados en el peso de las tasas de emigración a cada edad sobre un indicador de intensidad de la emigración. De esta manera se permite que la distribución de las emigraciones pueda variar conforme a la composición etaria y por sexos de la población. En esta misma línea, para adecuar las estimaciones de los flujos de emigraciones a medida que evoluciona la estructura etaria de la población, las emigraciones -que se consideraban como un flujo independiente- pasan a considerarse en función de la población existente en el periodo inmediatamente anterior.

Con esta finalidad, otra de las modificaciones más relevantes introducidas consiste en la implementación de una dinámica poblacional basada en el esquema tradicional de Lexis, consistente en un análisis con un enfoque generacional en vez de temporal como se venía aplicando anteriormente.

2.1. Fecundidad

En esta sección se exponen los detalles sobre la modelización de la fecundidad y se presentan los resultados de su aplicación a los datos demográficos de España.

2.1.1. Fecundidad. Metodología

Al igual que en las estimaciones previas de la AIReF, la modelización de las curvas de fecundidad se ha realizado en dos fases. En una primera fase, se parte de una representación funcional paramétrica de las curvas gaussianas de fecundidad:

$$f_{i,t} = \beta_{1,t} e^{-\left(\frac{i-\beta_{2,t}}{\beta_{3,t}}\right)^2} + e_{i,t} \qquad i \in [i^-, i^+] \qquad t = 1, \dots, n \tag{1}$$

donde $f_{i,t}$ es el número de hijos por mujer en el momento t a la edad fértil i, comprendida en el rango $[i^-, i^+] = [15,49]$, $\beta_{1,t}$ es el parámetro de escala o intensidad de fecundidad, $\beta_{2,t}$ es el parámetro de localización estrechamente relacionado con la edad media a la maternidad, $\beta_{3,t}$ es el parámetro de dispersión que mide la concentración de la fecundidad en torno a la edad media y $e_{i,t}$ es un término de error no sistemático. Esta curva se estima para cada año, distinguiendo entre madres con nacionalidad española y extranjera, lo que permite obtener un vector de series temporales con los parámetros estimados, $\beta_t = [\beta_{1,t}\, \beta_{2,t}\, \beta_{3,t}]'$. A continuación, se

modelizan estos parámetros mediante un modelo vectorial autorregresivo (VAR) de la forma:

$$\beta_t = c + \Psi_1\beta_{t-1} + \Psi_2\beta_{t-2} + \cdots + \Psi_p\beta_{t-p} + U_t \qquad t = p+1, \dots, n \qquad (2)$$

donde c es un vector de medias, Ψ_h son matrices de dimensión 3x3, con $h = 1, \dots, p$, y U_t representa una perturbación estocástica gaussiana de media cero. Ello permite tener en cuenta las interacciones entre los parámetros básicos que determinan la fecundidad y proyectarlos. Así, una vez especificado el modelo se generan previsiones de los parámetros mediante medias de m simulaciones de Monte Carlo, con $m = 1000$. Los intervalos de confianza se construyen en función de los percentiles 20 y 80 de las simulaciones.

En una segunda fase se obtienen proyecciones condicionadas a unos valores de referencia de largo plazo. Estos valores de referencia se calculan a partir de un análisis que revela la existencia de factores comunes en los patrones de fecundidad de los países de nuestro entorno más próximo[3] y España., Para ello se efectúa un análisis factorial del índice sintético de fecundidad de los diversos países del entorno inmediato:

$$\gamma_{j,t} = \lambda_{j,1}z_{1,t} + \lambda_{j,2}z_{2,t} + \cdots + \lambda_{j,r}z_{r,t} + e_{j,t} \qquad j = 1, \dots, M \qquad t = 1, \dots, n \qquad (3)$$

donde $\gamma_{j,t}$ es el índice sintético de fecundidad, relacionado con la intensidad del fenómeno demográfico, en el país j en el periodo t, $z_{h,t}$ es el factor común $h - ésimo$ en el periodo t, con $h = 1, \dots, r$ siendo $r < M$, $\lambda_{j,t}$ es la carga del factor $h - ésimo$ en el país j. Finalmente, $e_{j,t}$ es el término de error idiosincrático del país j en el periodo t.

La estimación del modelo factorial mediante el método de componentes principales permite recuperar los factores asociados a la muestra observada para el panel de países. En concreto, el primer factor permite explicar la mayor parte de la varianza del índice sintético de fecundidad. Este factor es el que se emplea a modo de punto de referencia y convergencia para el número de hijos por mujer a largo plazo. Así, una vez obtenido este valor de convergencia, se incorpora como condicionante de la evolución del parámetro de intensidad de la fecundidad. Esta senda ejerce una atracción del parámetro hacia el punto de referencia, que aumenta linealmente con el tiempo, siendo cercana a cero en el corto plazo y convirtiéndose en completamente vinculante en el largo plazo.

[3] Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Grecia, Irlanda, Italia, Noruega, Países Bajos, Portugal y Suiza.

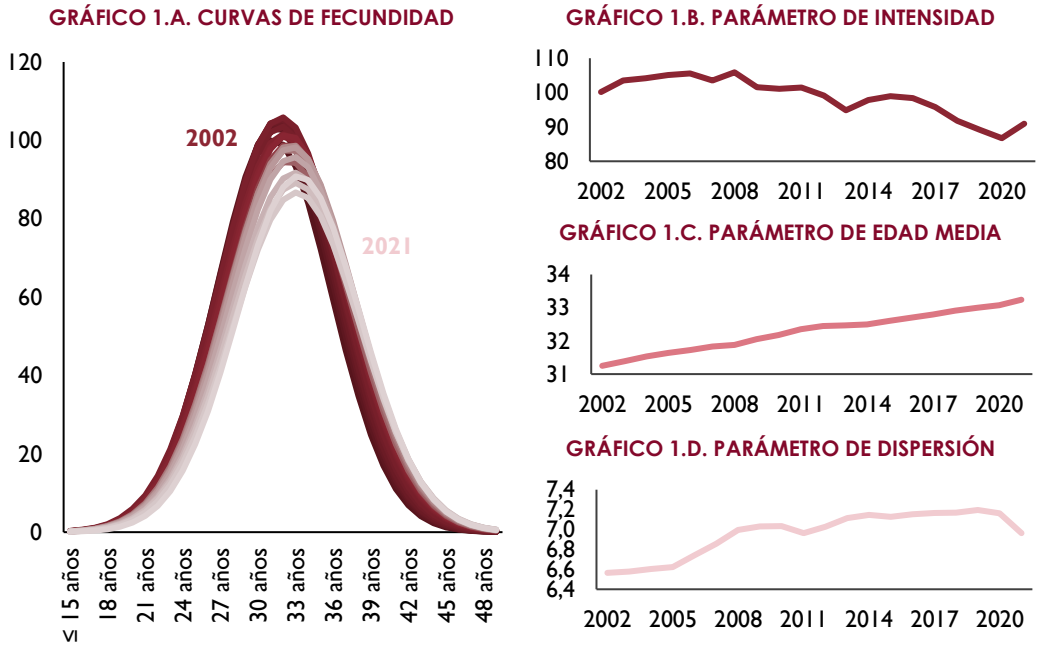
2.1.2. Fecundidad. Resultados

La metodología expuesta en la sección anterior se ha aplicado a datos para España correspondientes al periodo 2002-2021 publicados por el Instituto Nacional de Estadística. Se ha optado por modelizar de forma independiente la fecundidad de madres de nacionalidad española y extranjera, por su comportamiento diferenciado, pese a que la evidencia de los años recientes revela que las decisiones de fecundidad de las mujeres de nacionalidad extranjera han tendido a adaptarse a los patrones de comportamiento de las españolas.

Para madres de nacionalidad española, las curvas de fecundidad ajustadas al histórico de tasas de fecundidad muestran un desplazamiento progresivo (gráfico 1). Esta traslación de la curva de fecundidad está ligada tanto al paulatino aumento de la edad media a la maternidad -de 31,2 años en 2002 a 33,2 años en 2021- como a la continua reducción de la intensidad del fenómeno y al aumento de la dispersión.

Esta tendencia se ha visto alterada en los dos últimos años debido a la irrupción de la COVID-19. Durante dicho periodo se ha producido una disminución de la dispersión, de mayor cuantía en el último año, mientras que la fuerte caída en 2020 de la intensidad parece haberse compensado con un notable incremento en 2021.

GRÁFICO 1. MADRES DE NACIONALIDAD ESPAÑOLA. CURVAS DE FECUNDIDAD ESTIMADAS Y EVOLUCIÓN DE SUS PARÁMETROS



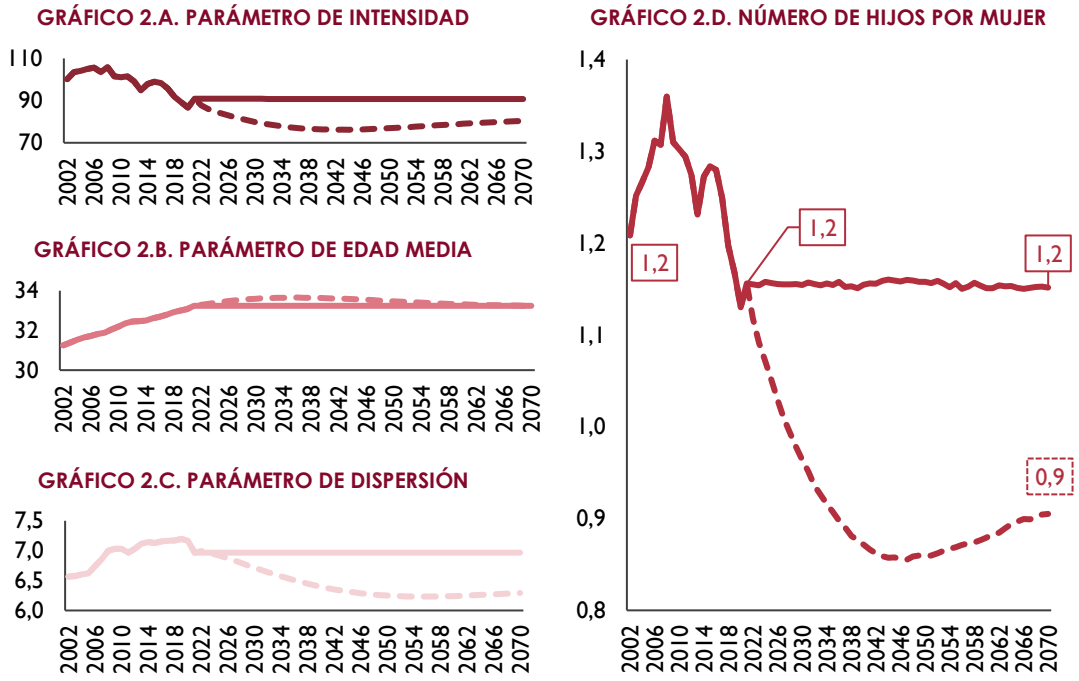
Fuente: INE y estimaciones AIReF

Dada la evolución observada de los parámetros, la estimación conjunta del modelo VAR prevé un paulatino descenso de la intensidad hasta mediados de la década de 2030, momento a partir de cual se mantiene más o menos estable. Asimismo, estima un estancamiento de la edad media a la maternidad en torno a 33,2 años, con valores ligeramente superiores en las primeras décadas. El fuerte descenso de la dispersión observado en los años de pandemia produce que el modelo siga previendo una continua reducción de este parámetro hasta mitad de siglo, alcanzándose valores muy por debajo de los observados históricamente.

En el caso de la fecundidad, se supone que el efecto de la COVID-19 es de naturaleza transitoria (véase el recuadro 1). Por ello se mantienen fijas las previsiones de la dispersión y la edad media a la maternidad de acuerdo con los datos observados, suponiendo con ello que ambos parámetros han alcanzado su valor mínimo y máximo, respectivamente, y que se mantendrán estables a lo largo del periodo proyectivo.

En base a las previsiones de los parámetros de las curvas de fecundidad, el índice sintético de fecundidad, que ha venido mostrando una tendencia decreciente hasta 2020, se mantendría en valores cercanos a 1,2 hijos por mujer durante todo el periodo de proyección. De no suponerse un estancamiento de la edad media a la maternidad y de la dispersión, los modelos preverían un descenso prolongado del índice sintético de fecundidad (ISF) hasta alcanzar valores en torno a 0,9 hijos por mujer.

GRÁFICO 2. MADRES DE NACIONALIDAD ESPAÑOLA. EVOLUCIÓN PREVISTA PARA LOS PARÁMETROS DE LAS CURVAS DE FECUNDIDAD Y ESTIMACIÓN DEL NUMERO DE HIJOS POR MUJER. ESTIMACIÓN CONJUNTA DE LOS PARÁMETROS (DISCONTINUO) Y ESTIMACIÓN RESTRINGIDA (CONTINUO).

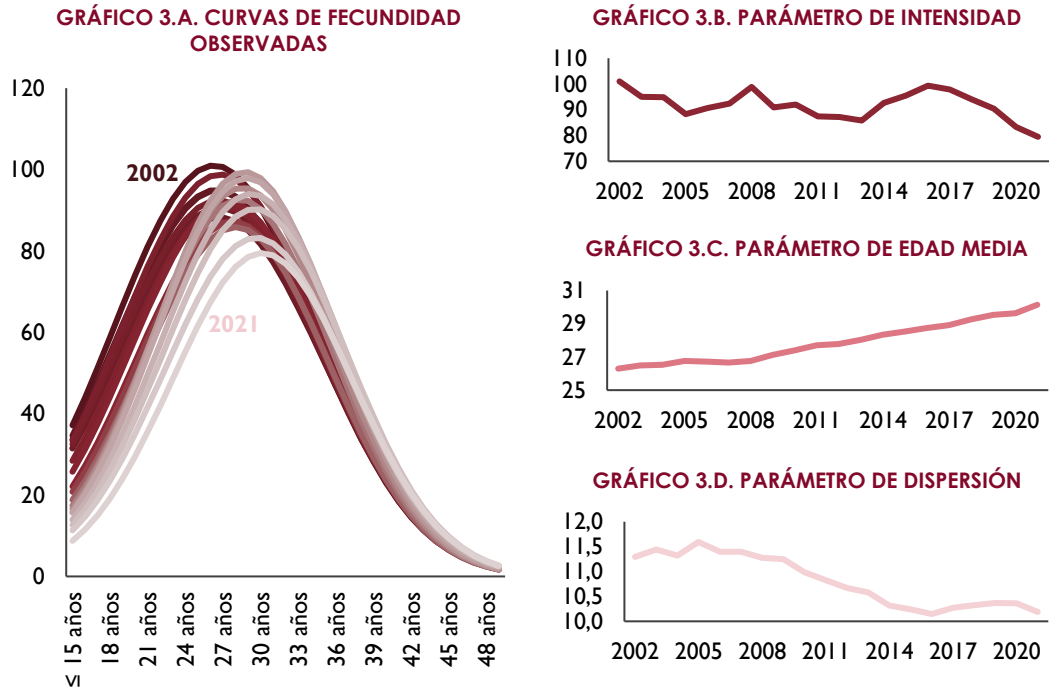


Fuente: INE y estimaciones AIReF

Nota: las líneas discontinuas representan las estimaciones sin imponer las restricciones para los parámetros de edad media y dispersión.

Para las madres de nacionalidad extranjera, se observa un desplazamiento similar de las curvas de fecundidad, con una notable diminución de la incidencia en los tramos de edades más jóvenes. Esto se traduce en una evolución creciente de la edad media a la maternidad, que pasa de 26,3 años en 2002 a 30,1 años en 2021, y decreciente de la dispersión. Por su parte, el parámetro de intensidad no presenta una tendencia clara, aunque en el año 2020, en que se inició la pandemia, se aprecia una disminución de este parámetro. El resto de parámetros no se ven alterados en 2021 pero sí en 2021 -descenso de la dispersión y la intensidad, y un notable incremento de la edad media a la maternidad-.

GRÁFICO 3. MADRES DE NACIONALIDAD EXTRANJERA. CURVAS DE FECUNDIDAD ESTIMADAS Y EVOLUCIÓN DE SUS PARÁMETROS

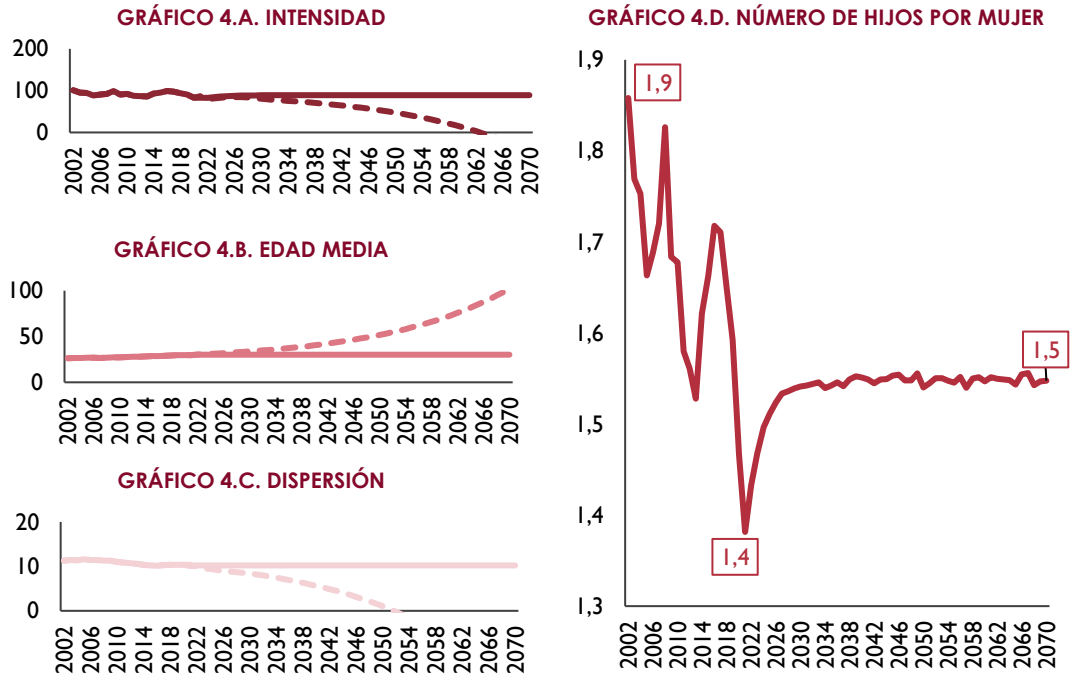


Fuente: INE y estimaciones AIReF

La estimación conjunta de los parámetros de las curvas con un modelo multivariante supone mantener el ritmo constante de incrementos de la edad media y de descensos de la dispersión observados, lo que llevaría, en el largo plazo, a valores estimados para los parámetros fuera del rango plausible. Para evitar este problema, que se ve acrecentado por el impacto de la COVID-19, se fijan a lo largo del horizonte de proyección los parámetros de dispersión y edad media en los valores recientemente observados, que se consideran, respectivamente, el valor mínimo y máximo a alcanzar por dichos parámetros, y se modeliza la evolución de la intensidad, para la que se estima un leve aumento inicial acompañado de un posterior estancamiento.

El número de hijos por mujer que se deriva de estas previsiones implica una vuelta a valores cercanos a 1,5 hijos por mujer, tras el descenso observado durante 2020 y 2021, nivel inferior al valor promedio observado en la última década, de 1,6 hijos por mujer.

GRÁFICO 4. MADRES DE NACIONALIDAD EXTRANJERA. EVOLUCIÓN PREVISTA PARA LOS PARÁMETROS DE LAS CURVAS DE FECUNDIDAD Y ESTIMACIÓN DEL NÚMERO DE HIJOS POR MUJER. ESTIMACIÓN CONJUNTA DE LOS PARÁMETROS (DISCONTINUO) Y ESTIMACIÓN RESTRINGIDA (CONTINUO).



Fuente: INE y estimaciones AIReF

Nota: las líneas discontinuas representan las estimaciones sin imponer las restricciones para los parámetros de edad media y dispersión.

En una segunda fase se obtienen las proyecciones condicionadas a valores de referencia de largo plazo. Estas referencias se adoptan a partir del análisis de la tendencia de la fecundidad en los países de nuestro entorno geográfico más próximo. En concreto, entre los países europeos del entorno inmediato se observa una convergencia del número de hijos por mujer[4] hacia valores en torno a 1,5. Del análisis factorial se desprende que existen dos componentes determinantes de la fecundidad en ese conjunto de países. El primero se puede interpretar como la tendencia común general de la fecundidad. El segundo aproxima el comportamiento diferencial de algunos países del norte de Europa frente a lo observado en el sur. Con todo, a efectos de las proyecciones de la AIReF, se utiliza el primer componente para establecer el punto de referencia de largo plazo, ya que es el que recoge la mayor parte de la dinámica de las series al explicar un 84,4% de la varianza.

[4] Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Grecia, Irlanda, Italia, Noruega, Países Bajos, Portugal y Suiza. No se incluye países como Francia y Alemania por la menor disponibilidad de datos históricos.

GRÁFICO 5. EVOLUCIÓN DEL NÚMERO DE HIJOS POR MUJER EN LOS PAÍSES EUROPEOS DE ENTORNO INMEDIATO Y GRÁFICO DE SEDIMENTACIÓN

GRÁFICO 5.A. HIJOS POR MUJER DEL ENTORNO INMEDIATO

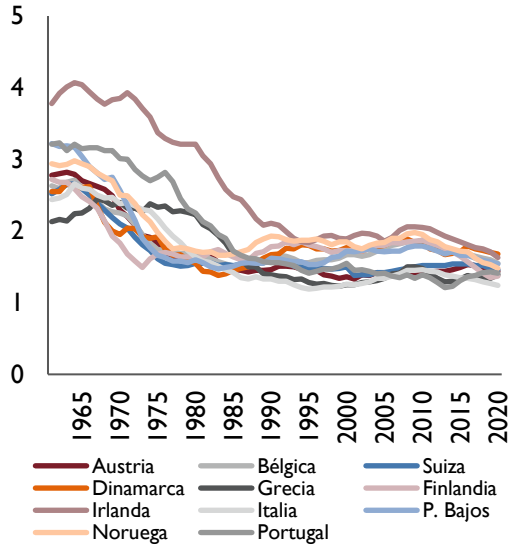
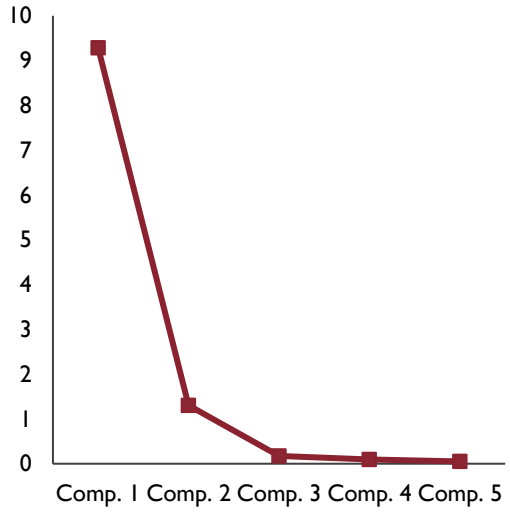


GRÁFICO 5.B. GRÁFICO DE SEDIMENTACIÓN DE LOS AUTOVECTORES



Fuente: Eurostat y AIReF

CUADRO 6. ANÁLISIS FACTORIAL PARA EL NÚMERO DE HIJOS POR MUJER EN EL ENTORNO EUROPEO INMEDIATO

	Comunalidades					Cargas				
	Comp.1	*Comp.2*	*Comp.3*	*Comp.4*	*Comp.5*	*Comp.1*	*Comp.2*	*Comp.3*	*Comp.4*	*Comp.5*
Austria	0,99	0,01	-0,01	0,12	0,07	0,09	0,00	-0,03	1,45	1,69
Bélgica	0,96	-0,20	-0,08	-0,01	-0,12	0,08	-0,17	-0,38	0,25	-1,82
Suiza	0,97	-0,13	-0,01	0,15	0,07	0,11	-0,10	-0,07	1,53	1,27
Dinamarca	0,88	-0,38	-0,17	-0,19	0,10	0,10	-0,29	-1,00	-2,06	1,75
Grecia	0,78	0,62	0,07	-0,06	-0,02	0,09	0,48	0,39	-0,76	-0,58
Finlandia	0,81	-0,48	0,34	-0,07	0,00	0,09	-0,36	1,94	-0,77	-0,02
Irlanda	0,90	0,43	0,06	-0,01	-0,03	0,10	0,33	0,35	-0,17	-0,64
Italia	0,95	0,27	-0,09	-0,06	-0,04	0,11	0,21	-0,56	-0,74	-1,01
Países Bajos	0,96	-0,25	-0,06	0,09	-0,06	0,12	-0,18	-0,41	0,66	-1,59
Noruega	0,96	-0,19	-0,03	0,00	-0,06	0,10	-0,14	-0,14	0,09	-1,03
Portugal	0,92	0,38	0,03	-0,02	0,09	0,09	0,29	0,23	0,01	1,98
Varianza	*9,28*	*1,30*	*0,18*	*0,09*	*0,05*					
% Explicado	*84,4%*	*11,9%*	*1,6%*	*0,9%*	*0,5%*					

Fuente: AIReF

Aplicando las cargas estimadas mediante componentes principales para el primer factor, ajustadas para que la suma a través de los países sea unitaria, se obtiene un valor de 1,47 hijos por mujer para 2020 en el conjunto de los países del entorno inmediato. Este es el valor que se establece como el valor de referencia de largo plazo a alcanzar en las estimaciones para madres de nacionalidad española. No obstante, para madres de nacionalidad extranjera, dado que se observa un número de hijos por mujer superior al de españolas, tendente a aproximarse a éste en periodos de crisis, pero con un diferencial casi creciente o constante en épocas de bonanza, se ha optado

por derivar la referencia de largo plazo en base a los valores proyectados a largo plazo por Eurostat para los países que forman el panel de datos. Dicho valor de referencia asciende a 1,62 hijos. Si bien es cierto que este valor es inferior al número de hijos por mujer proyectado por la ONU en las principales zonas geográficas de origen de las madres extranjeras: Sudamérica, Caribe, Centroamérica y Norte de África, la referencia se considera razonable dada la asimilación de los patrones de comportamiento de madres nacionales por parte de madres extranjeras.

GRÁFICO 6. COMPARATIVA DEL NÚMERO DE HIJOS POR MUJER SEGÚN NACIONALIDAD DE LA MADRE Y PROYECCIONES PARA EL NÚMERO DE HIJOS POR MUJER SEGÚN ZONA GEOGRÁFICA.

GRÁFICO 6.A. NÚMERO DE HIJOS POR MUJER DE LA POBLACIÓN RESIDENTE SEGÚN NACIONALIDAD

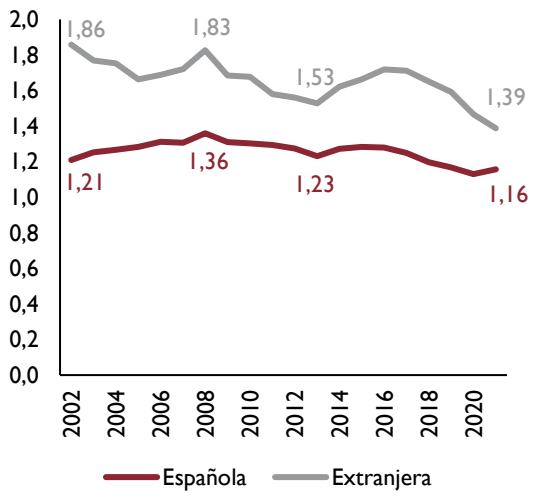
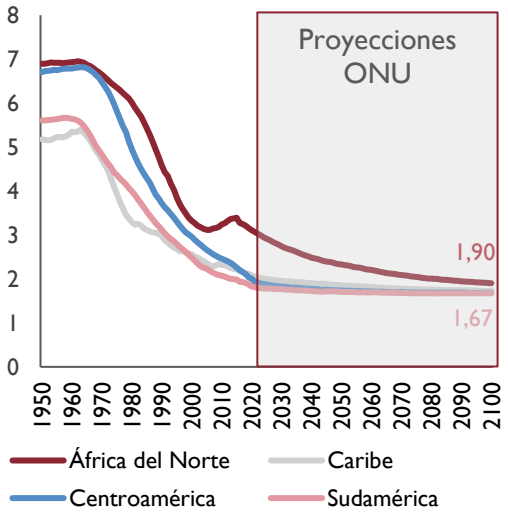


GRÁFICO 6.B. NÚMERO DE HIJOS POR MUJER SEGÚN ZONAS GEOGRÁFICAS



Fuente: INE y ONU

Las proyecciones estocásticas condicionadas a los valores de referencia muestran, para madres de nacionalidad española, un estancamiento inicial del número de hijos por mujer y un ligero ascenso desde mediados de la década actual, recuperando, antes del año 2050, un número de hijos por mujer similar al promedio histórico -1,26 hijos por mujer-. Para madres extranjeras, el número de hijos por mujer se recuperaría rápidamente hasta niveles previos a la pandemia, para luego mantener una senda creciente hasta el año 2070. Los resultados suponen una paulatina reducción del diferencial entre el número de hijos por mujer de madres extranjeras frente a españolas, prolongando la tendencia observada.

GRÁFICO 7. ESTIMACIÓN CONDICIONADA DEL NÚMERO DE HIJOS POR MUJER Y DEL PARÁMETRO DE INTENSIDAD DE LAS CURVAS DE FECUNDIDAD SEGÚN NACIONALIDAD DE LA MADRE

GRÁFICO 7.A. PARÁMETRO DE INTENSIDAD – MADRES EXTRANJERAS

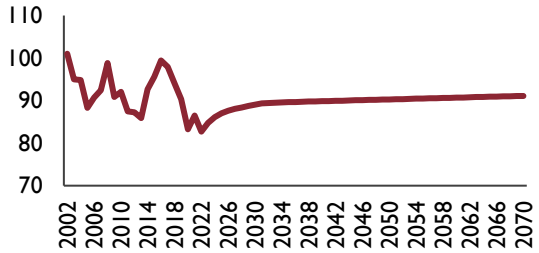


GRÁFICO 7.B. PARÁMETRO DE INTENSIDAD – MADRES ESPAÑOLAS

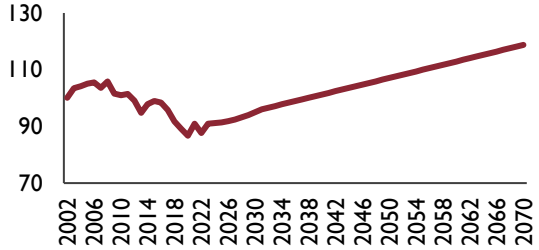
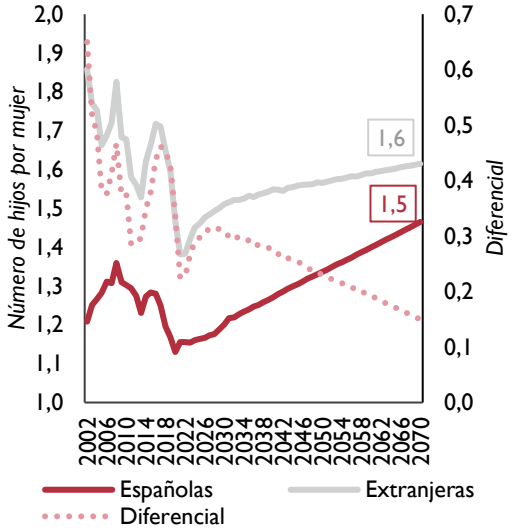


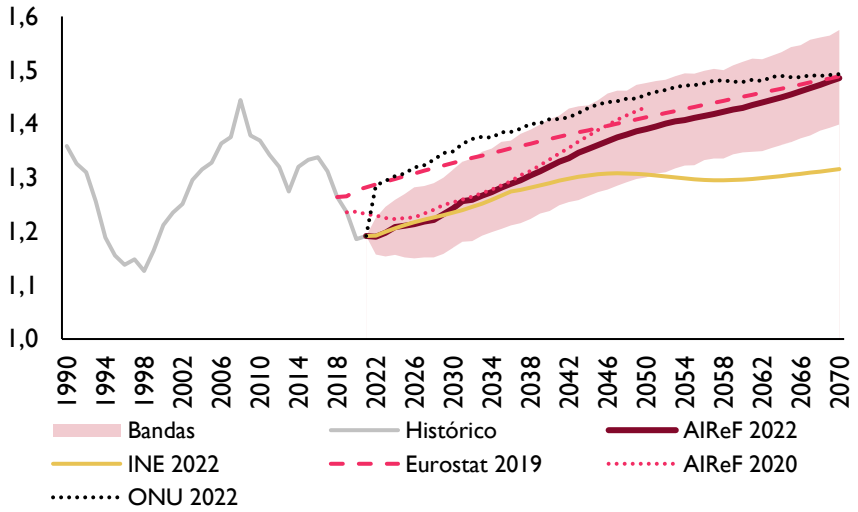
GRÁFICO 7.C. ESTIMACIÓN CONDICIONADA DEL NÚMERO DE HIJOS POR MUJER



Fuente: INE y AIReF

Las proyecciones del número de hijos por mujer resultantes suponen una revisión a la baja respecto a las publicadas por AIReF en la opinión de sostenibilidad de 2020 y resultan inferiores a las efectuadas por otros organismos como la ONU y Eurostat. No obstante, se encuentran en línea con las proyecciones del INE hasta la década de 2040, siendo superiores a éstas a partir de entonces (grafico 8).

GRÁFICO 8. NÚMERO DE HIJOS POR MUJER. COMPARATIVA SEGÚN ORGANISMOS



Fuente: INE, Eurostat, ONU y AIReF

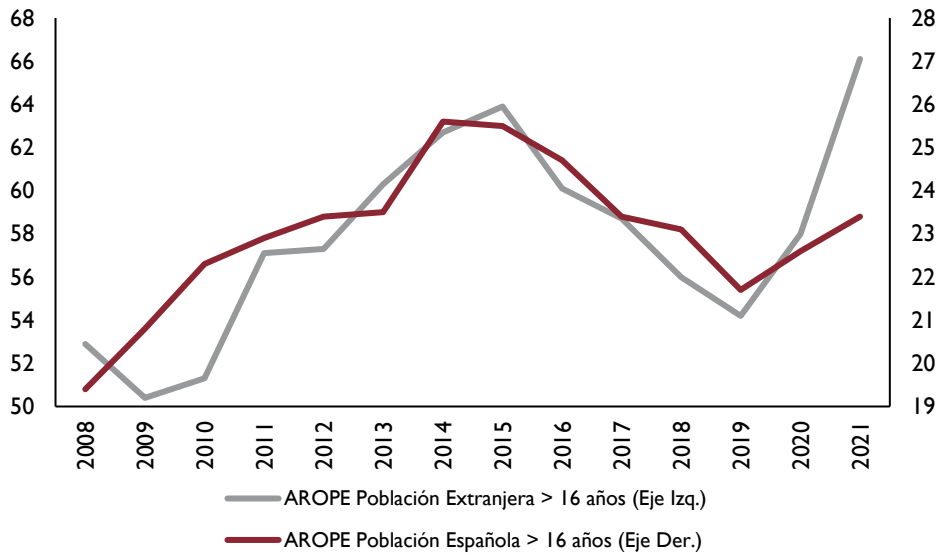
RECUADRO 1. IMPACTO DE LA COVID-19 SOBRE LA FECUNDIDAD

La evidencia empírica en relación con sucesos de incrementos transitorios de mortalidad como el vivido durante la pandemia muestra que suelen ir seguidos de disminuciones en el número de nacimientos, aproximadamente nueve meses después de registrarse picos de exceso de mortalidad, y un incremento posterior, una vez transcurridos entre uno y dos años desde el evento (véase United Nations (2021)).

Se considera que existen varios canales diferenciados a través de los cuales la crisis del coronavirus puede haberse visto reflejada en la tasa de fecundidad. En primer término, a través del empeoramiento en las condiciones económicas y la mayor inseguridad en el empleo, especialmente para la población más joven. Tal y como se detalló en el Documento Técnico 1/20, algunas personas que deseaban tener hijos podrían haber pospuesto su decisión. Dada la elevada edad media a la maternidad actual, en el entorno de unos 32 años, el retraso en la decisión de tener hijos podría tener repercusiones durante un periodo prolongado. A ello se une el retraso en la decisión de formación de nuevos hogares como consecuencia del coronavirus (véase Luppi F., Rosina A. & Sironi E. (2020)). Detrás de este comportamiento se encontraría principalmente el incremento en el desempleo ligado a la crisis económica.

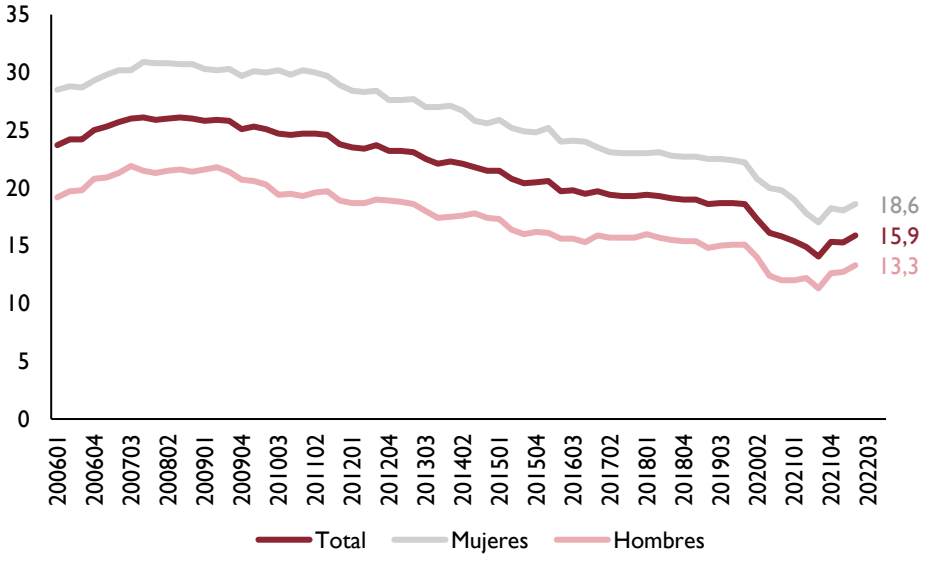
Para España se observa cómo el indicador de exclusión social (AROPE) para la población con nacionalidad española experimentó un repunte inicial durante 2020 que prosiguió durante 2021. En el caso de la población con nacionalidad distinta a la española si bien el repunte inicial observado durante 2020 fue relativamente moderado, el del año 2021 hizo que este indicador mostrase su nivel máximo histórico. Asimismo, se observa como la tasa de emancipación residencial -especialmente en el caso de los hombres- aceleró su descenso. Aunque resulta difícil extrapolar estas tendencias al fenómeno de la fecundidad, al menos sí que podría indicar un retraso en la decisión de tener hijos y un mayor desplazamiento en la edad media a la maternidad.

GRÁFICO RE_1.1 RIESGO DE POBREZA O EXCLUSIÓN SOCIAL -INDICADOR AROPE- (SEGÚN NACIONALIDAD, PERSONAS DE 16 Y MÁS AÑOS)



Fuente: INE

GRÁFICO RE_1.2 TASA DE EMANCIPACIÓN RESIDENCIAL DE LA POBLACIÓN ENTRE 16 Y 29 AÑOS (%)

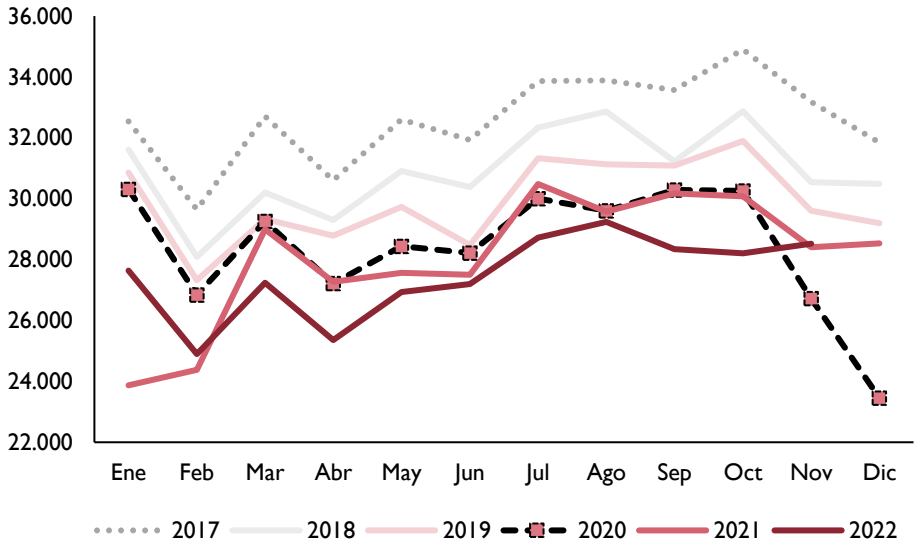


Fuente: Observatorio de Emancipación del Consejo de la Juventud de España e INJUVE

Las cifras observadas revelan que el número de nacimientos en 2020 resultó nuevamente inferior al registrado en el año anterior. Atendiendo a los embarazos a término según el mes, si bien se advierte un brusco descenso en los embarazos producidos entre febrero y marzo de 2020 -que se mantuvo hasta mayo- aquéllos producidos a partir de junio de 2020 resultaron sólo ligeramente inferiores a los registrados en 2019, de manera que, los nacimientos en 2021 retomaron el patrón prepandemia,

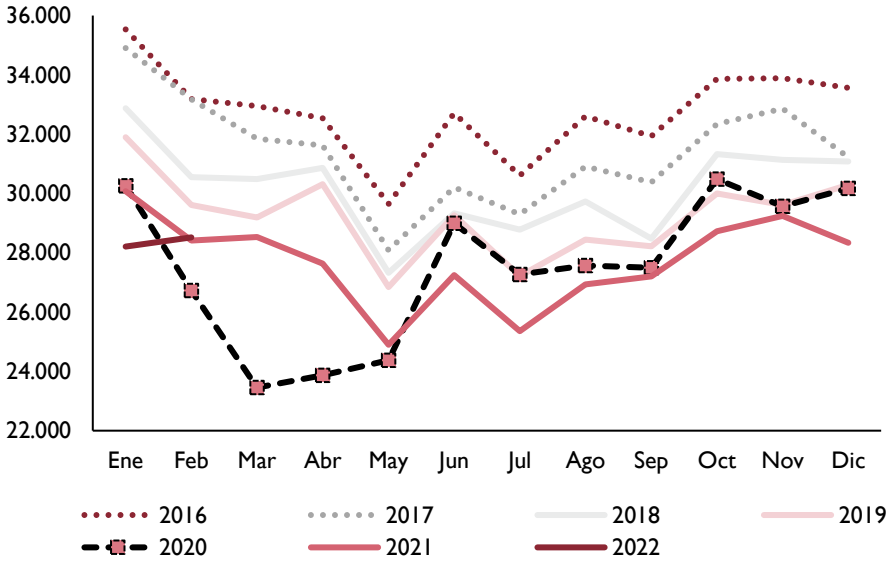
suponiendo un descenso en el nivel respecto a 2019 similar al observado en los últimos años.

GRÁFICO RE_1.3 NÚMERO DE NACIMIENTOS POR MES DE REGISTRO



Fuente: INE

GRÁFICO RE_1.4 NACIMIENTOS RETRASADOS 9 MESES



Fuente: INE

Estos datos parecen anticipar una relativa recuperación durante el año 2021 y posterior estabilización de la tasa bruta de fecundidad para el conjunto de 2022. Dado que esta evolución ya queda recogida en los datos empleados en las estimaciones realizadas mediante los modelos empleados, no se incorporan efectos adicionales sobre la fecundidad asociados a la COVID.

2.2. Supervivencia

En este apartado se describe la metodología usada en las proyecciones de mortandad, así como los resultados de su aplicación al caso español. A diferencia de la metodología empleada por la AIReF en documentos previos (Osés y Quilis (2018)), para la modelización de este fenómeno demográfico se recurre a una nueva batería de modelos. En concreto, se usa la familia de modelos Lee y Carter (1992), más comúnmente empleados en el análisis de este fenómeno demográfico. Estos modelos fueron introducidos por estos autores y posteriormente desarrollados por Booth et al (2002). Mas tarde se ampliaron con la inclusión de un término de efecto cohorte por Renshaw y Haberman (2006). Este cambio metodológico permite mejorar las propiedades de las estimaciones, acotando las probabilidades de defunción teóricas entre 0 y 1, posibilitando diferenciar entre grupos etarios y permitiendo capturar efectos como la posible evolución de los patrones de mortalidad a lo largo del tiempo.

2.2.1. Supervivencia. Metodología

Uno de los modelos más utilizados para obtener estimaciones de mortalidad es el modelo introducido en Lee y Carter (1992). Consiste en ajustar la medida de mortalidad mediante la siguiente función:

$$q_{xt} = e^{a_x + b_x k_t + \varepsilon_t} \qquad \text{o equivalentemente} \qquad \ln(q_{xt}) = a_x + b_x k_t + \varepsilon_t \qquad (4)$$

donde q_{xt} se refiere a la probabilidad de muerte correspondiente a la edad x en el periodo t, a_x es el parámetro de forma que describe el perfil general a lo largo de la edad de la mortalidad, b_x es un parámetro de sensibilidad que describe la velocidad con la que varía la mortalidad a cada edad x cuando cambia el nivel general de mortalidad, k_t es la tendencia general de mortalidad, que depende únicamente del tiempo t, y ε_t representa el error aleatorio que recoge las influencias históricas no capturadas por el modelo.

El modelo expuesto no asegura que las estimaciones de las probabilidades de muerte no superen la unidad, por lo que Debón et al (2008) proponen el uso del logit para solventar el problema, dando lugar al denominado modelo unifactorial:

$$\text{logit}(q_{xt}) = \ln\left(\frac{q_{xt}}{1 - q_{xt}}\right) = a_x + b_x^1 k_t^1 + u_t \qquad (5)$$

Agregando un término adicional se puede capturar mejor algunas interacciones entre la edad y el tiempo, como precisan Booth et al (2002) y Renshaw y Haberman (2003), dando lugar al modelo bifactorial. Este término tendría su fundamento en tratar de recoger la mayor sobremortalidad de

ciertos grupos de edad (ligada a la mayor exposición a elementos de riesgo de muerte, como por ejemplo los accidentes de tráfico):

$$\text{logit}(q_{xt}) = a_x + b_x^1 k_t^1 + b_x^2 k_t^2 + e_t \tag{6}$$

Asimismo, siguiendo las propuestas de Renshaw y Haberman (2006), se generalizan las anteriores expresiones para incorporar el efecto cohorte:

$$\text{logit}(q_{xt}) = \ln\left(\frac{q_{xt}}{1-q_{xt}}\right) = a_x + \sum_i b_x^i k_t^i + b_x^0 \gamma_{t-x} + \varepsilon_t \tag{7}$$

donde b_x^0 es el parámetro que mide la sensibilidad a cada edad x respecto al efecto cohorte y γ_{t-x} es el efecto adicional de la cohorte nacida en $t-x$. Con este término se pretende capturar eventos de sobremortalidad -o de ausencia de mortalidad- en cohortes específicas (por ejemplo, cohortes que han experimentado una guerra). Para resolver algunos problemas de estabilidad del modelo se fija $b_x^0 = 1$, como sugieren Renshaw y Haberman (2011).

Tanto en el modelo (5) como en el (6), para que exista una única solución se debe cumplir que $\sum_x b_x^i = 0$ y $\sum_t k_t^i = 0$. Adicionalmente en el modelo (7) se debe asegurar que $\sum_{c=t_1-x_k}^{t_n-x_1} \gamma_c = 0$, donde $t = t_1, \dots, t_n$ y $x = x_1, \dots, x_k$.

La estimación de los parámetros de los modelos se lleva a cabo por máxima verosimilitud. Para garantizar la convergencia en la estimación se asignan valores iniciales a los parámetros que, en el caso del modelo de un factor, se derivan usando la descomposición en valores singulares de los residuos del modelo con sólo un componente de edad, en el producto de dos matrices: los valores singulares y el componente de tiempo. En el caso de las extensiones se parte de las estimaciones del modelo con un menor número de parámetros.

Para realizar previsiones resulta necesario extender las tendencias generales de la mortalidad y el efecto cohorte. Ello se hace mediante el uso de modelos ARIMA de la forma:

$$\phi_p(B)\nabla^d(\hat{y}_t - \mu) = \theta_q(B)\epsilon_t \tag{8}$$

donde $\hat{y}_t$ hace referencia a la estimación del parámetro cuyo comportamiento se desea predecir, $\phi_p = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \cdots - \phi_p B^p)$ representa el polinomio autorregresivo de orden p, d indica el número de diferencias necesarias para que $\hat{y}_t$ sea estacionaria, $\theta_q = (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \cdots + \theta_q B^q)$ representa el polinomio de medias móviles de orden q, μ es un término constante, ∇ y B son el operador de diferencias y de retardos, respectivamente y ϵ_t es una perturbación aleatoria ruido blanco. Estos modelos son identificados y estimados siguiendo la metodología de Box-Jenkins (1970).

Las tendencias generales que se derivan de los modelos expuestos prolongan el comportamiento observado recientemente, sin tener en consideración la paulatina disminución del ritmo de incremento de la esperanza de vida. Ello se ve claramente en el caso de identificarse un paseo aleatorio con deriva de la forma, $\hat{k}_t - \hat{k}_{t-1} = d + \epsilon_t$, donde d representaría el cambio anual medio en la mortalidad observado históricamente. Por este motivo puede resultar conveniente suavizar la evolución de las tendencias previstas mediante la imposición de hipótesis de convergencia.

Dado que la mortalidad, al igual que sucede con la fecundidad, presenta patrones de comportamiento comunes entre países del mismo entorno, los supuestos utilizados tratan de capturar la dinámica común del fenómeno. Así se lleva a cabo el siguiente análisis factorial de la esperanza de vida al nacer, como medida de la mortalidad:

$$\gamma_{j,s,t} = \lambda_{j,s,1} z_{1,s,t} + \ldots + \lambda_{j,s,r} z_{r,s,t} + e_{j,s,t} \qquad j = 1, \ldots, M \qquad t = 1, \ldots, n \qquad s = 1, 2 \qquad (9)$$

donde $\gamma_{j,s,t}$ es la esperanza de vida para el género s en el país j en el periodo t, $z_{h,s,t}$ es el factor común $h - ésimo$ en el periodo t para el género s, con $h = 1, \ldots, r$ siendo $r < M$, $\lambda_{j,s,t}$ es la carga del factor $h - ésimo$ para el género s en el país j. Finalmente, $e_{j,s,t}$ es el término de error idiosincrático del país j y género s en el periodo t.

Los factores latentes característicos de la evolución de la mortalidad en la muestra observada para el conjunto de países de entorno[5] permiten, empleando las cargas asociadas al primer factor –es decir, mediante la combinación lineal de los valores del fenómeno en los distintos países-, derivar un valor de referencia para este fenómeno.

A partir de dichas hipótesis, en aquellos modelos identificados para los que existe una deriva representativa del descenso medio observado en las probabilidades de muerte, se condiciona el valor del parámetro a aquél que supone una senda de evolución convergente a los valores de referencia obtenidos mediante el análisis factorial.

Los intervalos de confianza de las previsiones se construyen a partir del término de error de los modelos univariantes ajustados a las tendencias generales de la mortalidad, obviando otras fuentes de incertidumbre, como las derivadas de las estimaciones de los parámetros del modelo Lee-Carter.

Finalmente, cabe mencionar que los datos usados para la estimación de los modelos, disponibles por edades hasta el grupo abierto de 100 y más años,

[5] Se consideran Austria, Bélgica, Suiza, Dinamarca, Grecia, Finlandia, Italia, Países Bajos, Noruega, Portugal, Suecia y España.

se han extendido y suavizado utilizando la adaptación de Denuit y Goderniaux (2005) como describen Debón et al (2009). Para las edades más avanzadas el patrón de la mortalidad está fuertemente afectado por las fluctuaciones aleatorias, produciendo desviaciones respecto a la forma clásica -que supone incrementos suaves-. Por ello, los autores mencionados anteriormente proponen sustituir los datos disponibles en los tramos de edad mayores (de 86 años en adelante) y extender la información hasta la edad de 125 años con un modelo de regresión log cuadrático de la forma:

$$\ln(q_{xt}) = a_t + b_t x + c_t x^2 + e_{tx} \tag{10}$$

El modelo se estima separadamente para cada año usando los datos disponibles para mayores de 75 años. Se imponen dos restricciones: una de cierre, $q_{130t} = 1$ para todo t, es decir que se supone una edad máxima de 130 años, y otra de inflexión, $q'_{130t} = 0\ \forall t$, que haga que la ratio de mortalidad se incremente con la edad más lentamente a edades avanzadas de los esperado. Esas restricciones llevan a la siguiente relación con los parámetros de la regresión log-cuadrática, que es la finalmente utilizada para la estimación de los datos para 86 o más años:

$$a_t + b_t x + c_t x^2 = c_t(130 - x)^2 \tag{11}$$

2.2.2. Supervivencia. Resultados

La batería de modelos de la familia Lee-Carter descrita en el apartado anterior se ha estimado en base a los datos para España correspondientes al periodo de tiempo comprendido entre los años 1991 a 2019, ambos inclusive, recabados de las tablas de mortalidad publicadas por el Instituto Nacional de Estadística. No se incluye información relativa a los años 2020 y 2021 por su carácter anómalo, al irrumpir la epidemia por COVID-19, que podría alterar los patrones de evolución estimados. El análisis se ha efectuado de forma separada para hombres y mujeres al tener este fenómeno un comportamiento desigual por género. Asimismo, los modelos, que se denominan según el número de factores como unifactorial o bifactorial, y que pueden incluir un efecto cohorte adicional, se han estimado para el conjunto de edades y distinguiendo entre tres grupos de edad: menores de 16 años, población en edad de trabajar y mayores de 66 años[6].

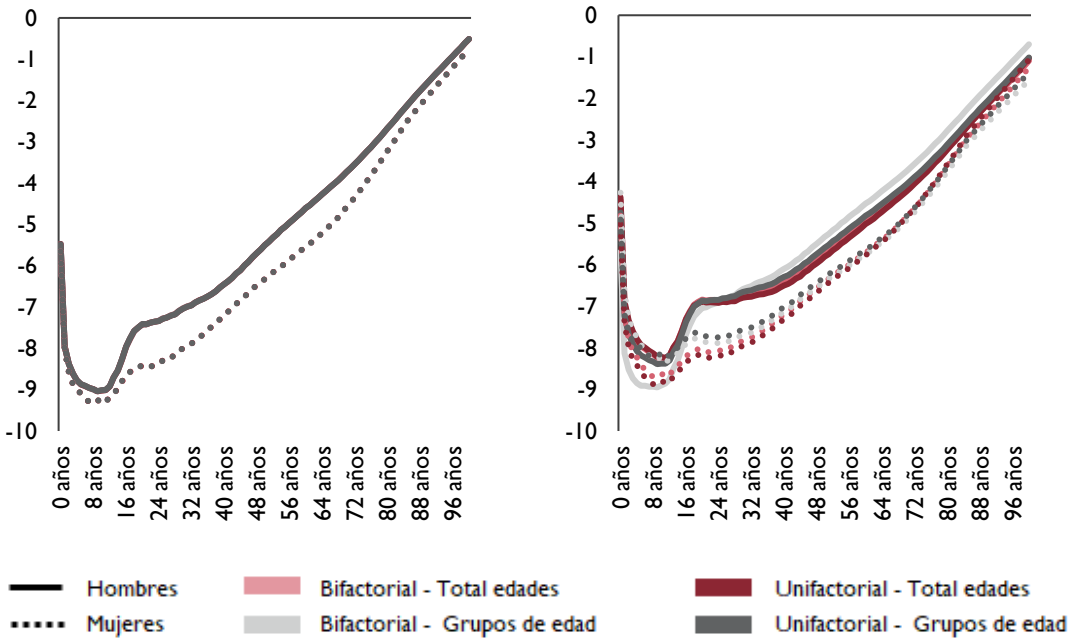
[6] A lo largo de este documento de trabajo se entiende el intervalo de edades 16-66 como el intervalo cerrado de edades. Así, se considera que los mayores de 66 años son aquéllos que poseen 67 o más años y los menores de 16 años son los individuos de 15 o menos años.

La estimación del parámetro de forma (que aproxima la mortalidad promedio por edad), a_x, es prácticamente la misma en todos los modelos que no incluyen efecto cohorte, pero presenta ligeras diferencias entre modelos cuando se introduce dicho término. No obstante, este parámetro específico por edad siempre muestra un patrón común en hombres y mujeres, con un elevado valor al nacer que desciende velozmente hasta alcanzar su mínimo en torno a los 10 años y posteriormente crece de forma gradual, con mayor pendiente a partir de los 45 años. Las mujeres presentan una menor mortalidad promedio con valores inferiores del parámetro en todas las edades, especialmente en el tramo de edad entre 18 y 35 años.

GRÁFICO 9. ESTIMACIÓN DEL PARÁMETRO ESPECÍFICO DE EDAD DE LOS MODELOS TIPO LEE-CARTER PARA HOMBRES Y MUJERES

GRÁFICO 9.A. PARÁMETRO a_x - MODELOS SIN EFECTO COHORTE

GRÁFICO 9.B. PARÁMETRO a_x - MODELOS CON EFECTO COHORTE



Fuente: AIReF

El parámetro de sensibilidad asociado a la primera tendencia general de la mortalidad, b_x^1, cambia en su escala si se estima de forma separada por grupos de edad, si bien en general se conserva el patrón de evolución, con velocidades de reacción para los hombres y las mujeres similares. Para las mujeres, al estimar distinguiendo por grupos de edad el modelo de un factor que incluye efecto cohorte, se produce un aumento notable de la variabilidad del parámetro, especialmente para el grupo de menor edad, indicando una posible mala especificación.

GRÁFICO 10. ESTIMACIÓN DEL PARÁMETRO DE SENSIBILIDAD ASOCIADO A LA PRIMERA TENDENCIA DE LOS MODELOS TIPO LEE-CARTER PARA HOMBRES Y MUJERES

GRÁFICO 10.A. PARÁMETRO b_x^1 - MODELOS SIN EFECTO COHORTE

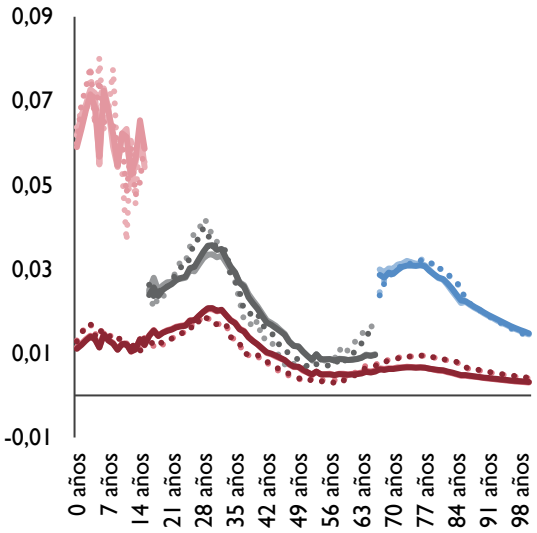
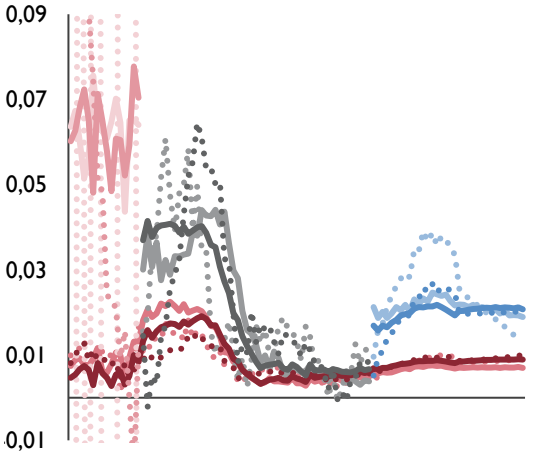


GRÁFICO 10.B. PARÁMETRO b_x^1 - MODELOS CON EFECTO COHORTE



Unifactorial (total edades) | Unifactorial (<16 años) | Unifactorial (de 16 a 66 años) | Unifactorial (>66 años)
Bifactorial (total edades) | Bifactorial (<16 años) | Bifactorial (de 16 a 66 años) | Bifactorial (>66 años)

Fuente: AIReF

Un comportamiento similar se observa en el parámetro de sensibilidad relativo a la segunda tendencia de la mortalidad, con la excepción del tramo de edades de 16 a 66 años, justo donde se espera que el segundo término actúe más específicamente. En este caso la senda estimada para el conjunto de edades difiere en la forma y no sólo en la escala de la obtenida estimando por grupos de edad y existen diferencias entre sexos, con una sobrerreacción en el caso de los hombres frente al de las mujeres.

GRÁFICO 11. ESTIMACIÓN DEL PARÁMETRO DE SENSIBILIDAD ASOCIADO A LA SEGUNDA TENDENCIA DE LOS MODELOS TIPO LEE-CARTER PARA HOMBRES Y MUJERES

GRÁFICO 11.A. PARÁMETRO b_x^2 - MODELOS SIN EFECTO COHORTE

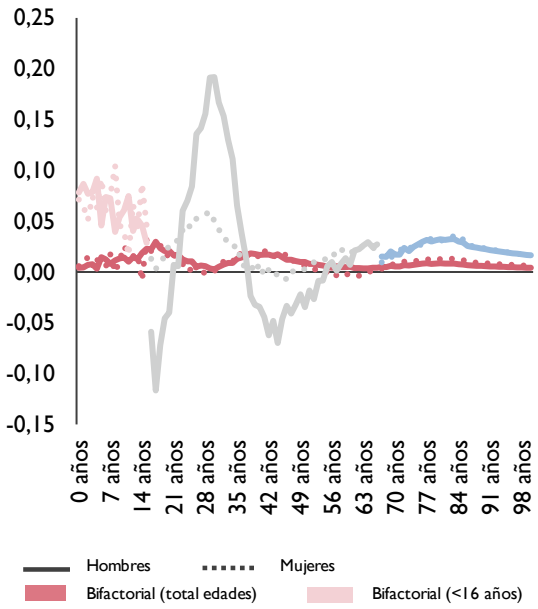
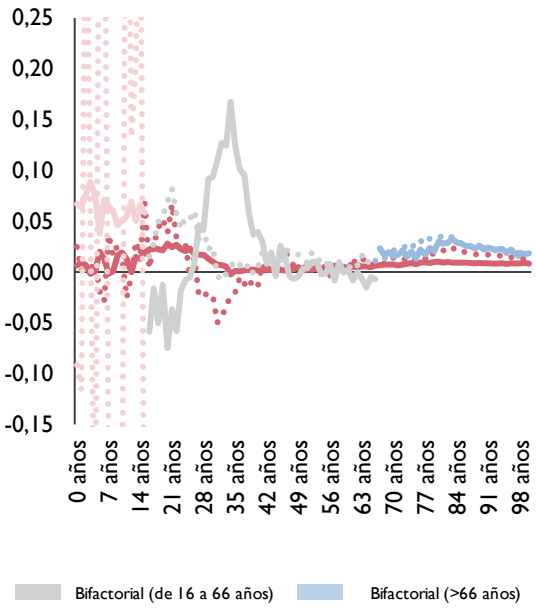


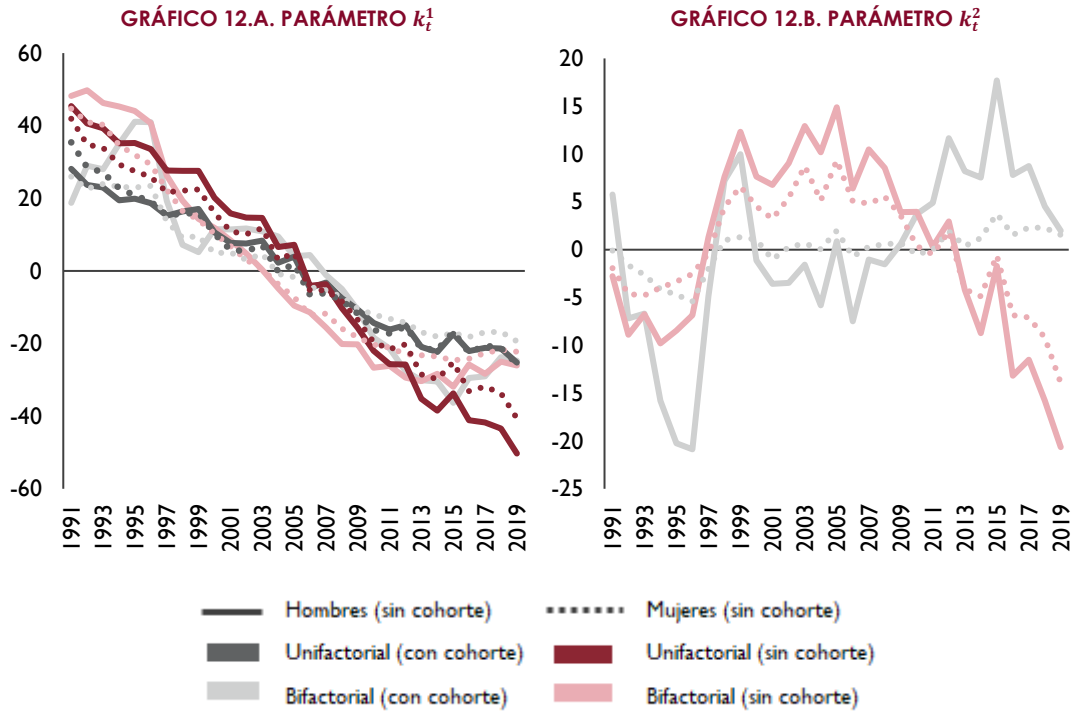
GRÁFICO 11.B. PARÁMETRO b_x^2 - MODELOS CON EFECTO COHORTE



Fuente: AIReF

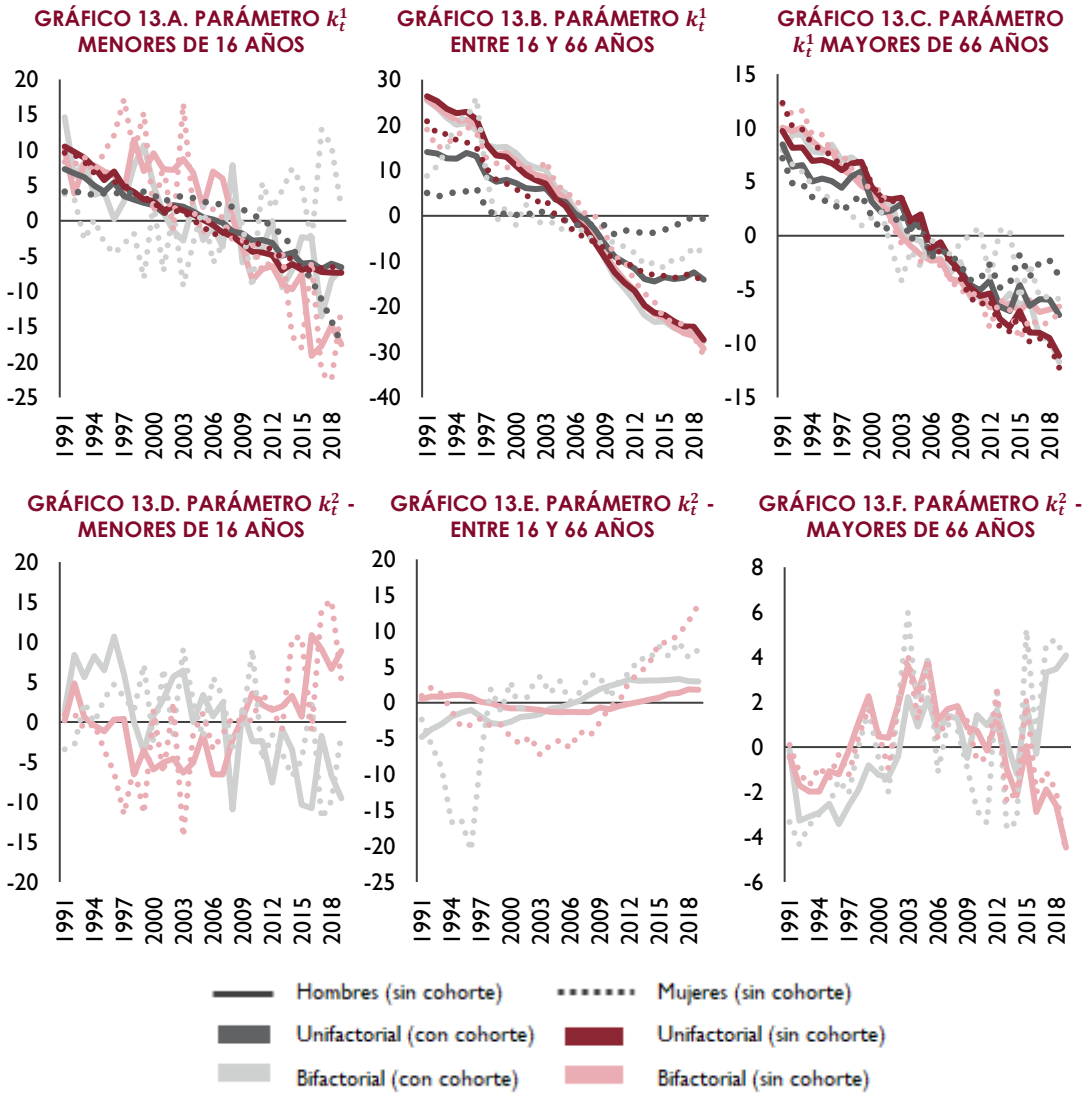
Las tendencias generales de la mortalidad a las que se asocian estas sensibilidades no solo varían en función del tramo de edad utilizado, sino que adicionalmente se ven influenciadas por el número de factores del modelo y la inclusión del efecto cohorte. Así, para la primera tendencia general a la mortalidad, k_t^1, estimada para el conjunto de edades, que presenta una senda decreciente, mayor para hombres que para mujeres, se observa un estancamiento a partir de 2015 en el modelo bifactorial, sin reflejo en el modelo unifactorial.

GRÁFICO 12. ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE TENDENCIA DE LOS MODELOS TIPO LEE-CARTER PARA HOMBRES Y MUJERES PARA EL CONJUNTO DE EDADES.



Fuente: AIReF

GRÁFICO 13. ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE TENDENCIA DE LOS MODELOS LEE-CARTER PARA HOMBRES Y MUJERES POR GRUPOS DE EDAD.

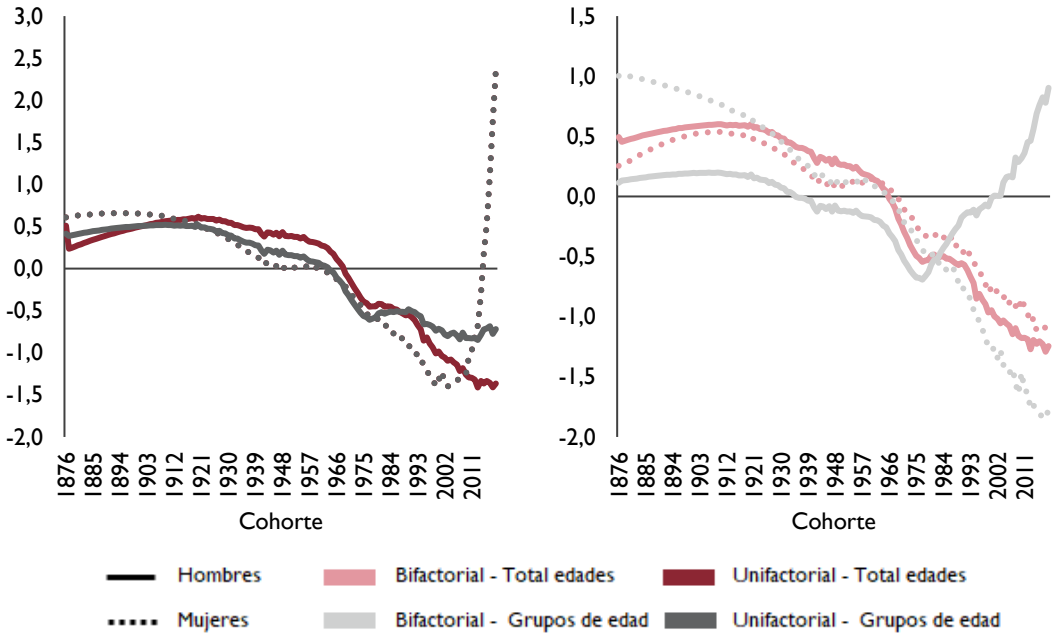


Fuente: AIReF

La estimación del parámetro asociado al efecto cohorte γ_{t-x} se caracteriza por una permanencia en terreno positivo en los nacidos antes del año 1960, con un rápido deterioro a partir de entonces, y una estabilización en las últimas cohortes. En la estimación unifactorial para las mujeres, en vez de estabilizarse el parámetro en el tramo final, se produce un crecimiento exponencial, que puede ser la causa de las deficiencias observadas en la estimación de los otros parámetros de dicho modelo. También se observa un comportamiento similar, aunque menos intenso, en la estimación del efecto cohorte para hombres en base al modelo bifactorial estimado distinguiendo por grupos de edad.

GRÁFICO 14. ESTIMACIÓN DEL PARÁMETRO DE EFECTO COHORTE DE LOS MODELOS LEE-CARTER PARA HOMBRES Y MUJERES

GRÁFICO 14.A. PARÁMETRO γ_{t-x} - MODELOS UNIFACTORIALES **GRÁFICO 14.B. PARÁMETRO γ_{t-x} - MODELOS BIFACTORIALES**



Fuente: AIReF

Para valorar la bondad de ajuste de los distintos modelos se comparan distintas medidas de calidad y se efectúa un análisis gráfico de los residuos. Las medidas empleadas son el coeficiente de determinación (R^2), la Suma del Cuadrado de los Errores (Sum Squared Error -SSE-), el Error Cuadrático Medio (Mean Squared Error -MSE-), el Error Medio Absoluto (Mean Absolute Error -MAE-) y Error Porcentual Medio Absoluto (Mean Absolute Percentage Error -MAPE-) formulados como:

$$SSE = \sum_{t=1}^{T}\sum_{x=0}^{X}(q_{xt} - \hat{q}_{xt})^2 \qquad MSE = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{x=0}^{X} q_{xt} - \hat{q}_{xt}{}^2 \tag{12}$$

$$MAE = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{x=1}^{X}|q_{xt} - \hat{q}_{xt}| \qquad MAPE = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{x=0}^{X}\frac{|q_{xt} - \hat{q}_{xt}|}{q_{xt}} \tag{13}$$

donde q_{xt} son las probabilidades de muerte observadas a la edad x en el periodo t y $\hat{q}_{xt}$ las probabilidades estimadas por el modelo. El análisis gráfico incluye el estudio de los residuos tipificados en el tiempo (véase ANEXO I).

En términos de las medidas de calidad, el modelo bifactorial resulta siempre preferible al unifactorial. Para ambos sexos, tanto si se estima para el conjunto de edades o por tramos de edad, con o sin efecto cohorte, el modelo bifactorial presenta un mayor coeficiente de determinación y menores medidas de error que el resto de los modelos. Asimismo, la estimación

diferenciada por grupos de edad supone mejoras en la precisión de los modelos respecto a la estimación para el conjunto de edades -excepto en el modelo bifactorial con efecto cohorte para los hombres- y la inclusión del término relativo a las cohortes (γ_{t-x}) produce un empeoramiento en la bondad de ajuste.

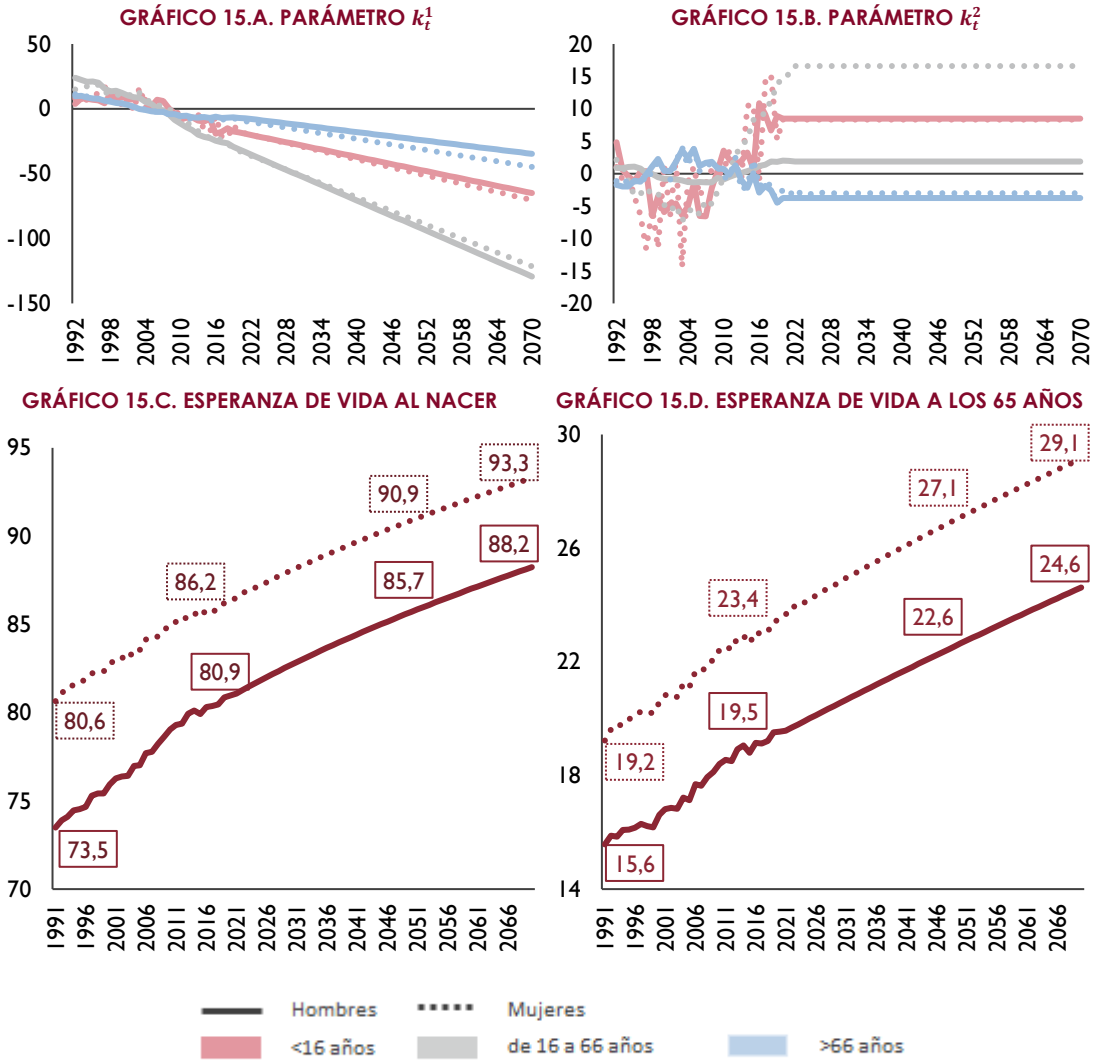
Atendiendo a los gráficos de los residuos por edades y cohortes, se observa como todos los modelos presentan mayor volatilidad de los residuos en las edades más avanzadas, con forma suavizada a partir de los 86 años por el método utilizado de extensión de la información. A la misma conclusión se llega analizando el mapa de calor, donde los colores más intensos se dan en los grupos de mayor edad. No obstante, en dichos gráficos se aprecia falta de aleatoriedad en la estimación con un factor, ya sea la estimación para el conjunto de edades o por grupos de edad, cuando no incluyen efecto cohorte por la existencia de errores de igual signo que se van prolongando a lo largo del tiempo, apareciendo como diagonales con el mismo color en los mapas de calor. También se incumple la aleatoriedad en la estimación unifactorial con efecto cohorte estimada distinguiendo grupos de edad, donde la mayor parte de los errores son positivos.

Una vez estimadas las tendencias generales de la mortalidad, éstas se proyectan a futuro a partir de modelos ARIMA, seleccionados como óptimos al presentar la mayor bondad de ajuste y los mejores resultados en los contrastes efectuados sobre sus residuos (ver Anexo I).

Dados los resultados del análisis de la bondad de ajuste de los diferentes modelos de tipo Lee-Carter analizados se decide usar la estimación generada por el modelo bifactorial, distinguiendo por tramos de edad.

Como resultado, se prevé una reducción continua de la primera tendencia de la mortalidad k_t^1 para todos los grupos de edad, aunque más acusada para el tramo de edad de 16 a 66 años y de mayor intensidad para las mujeres, excepto en el grupo en edad de trabajar, donde la reducción para los hombres es mayor. El comportamiento más irregular de la segunda tendencia k_t^2 hace que se prevea un mantenimiento del nivel en valores similares en hombres y mujeres, menos para el grupo en edad de trabajar, para el que se pronostica un nivel superior en las mujeres. Todo ello lleva a previsiones de crecimiento continuo de la esperanza de vida al nacer hasta alcanzar en 2070 aproximadamente 88,2 años para los hombres y 93,3 años para las mujeres. De forma similar, la esperanza de vida a los 65 años mantendría una senda creciente hasta situarse en 2070 en 29,1 años en mujeres y 24,6 años en hombres.

GRÁFICO 15. EVOLUCIÓN PREVISTA PARA LAS TENDENCIAS GENERALES DE LA MORTALIDAD DE LOS MODELOS LEE-CARTER Y PARA LA ESPERANZA DE VIDA



Fuente: INE y AIReF

Estas tendencias prolongan el comportamiento medio observado históricamente, como se observa en los gráficos de evolución de las curvas de riesgos de muerte. Ello Implica fuertes reducciones de la mortalidad en las edades infantiles y un menor ritmo de descenso en las edades más avanzadas, sin tener en consideración la paulatina disminución del ritmo de incremento de la esperanza de vida. Por ello se considera necesario suavizar su evolución mediante la imposición de hipótesis de convergencia.

GRÁFICO 16. EVOLUCIÓN PREVISTA PARA LAS CURVAS DE RIESGOS DE MUERTE SEGÚN SEXO Y EDAD

GRÁFICO 16.A. MUJERES

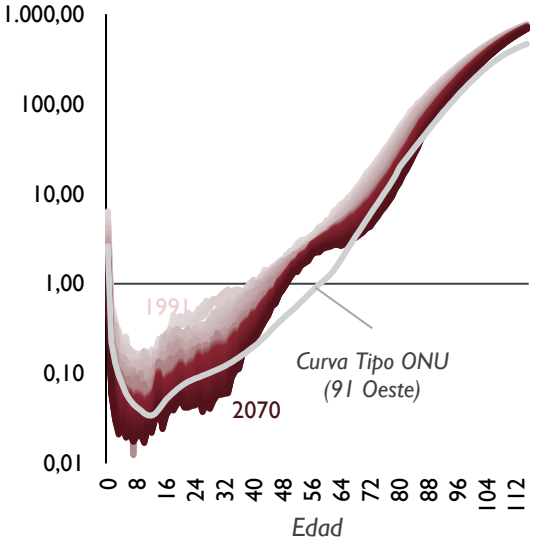
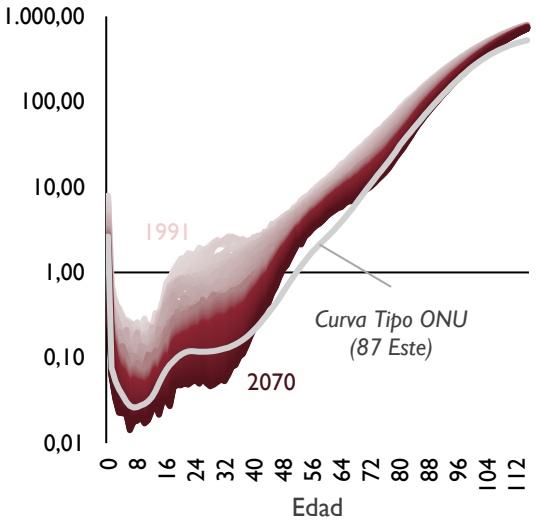


GRÁFICO 16.B. HOMBRES



Fuente: INE y AIReF

El análisis del contexto internacional apunta a cierta confluencia en las esperanzas de vida en los países de entorno inmediato, si bien se produce en mayor medida en los hombres que en las mujeres. España destaca entre los países con mayor longevidad femenina.

GRÁFICO 17. EVOLUCIÓN DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER EN LOS PAÍSES DE ENTORNO INMEDIATO (AÑOS)

GRÁFICO 17.A. MUJERES

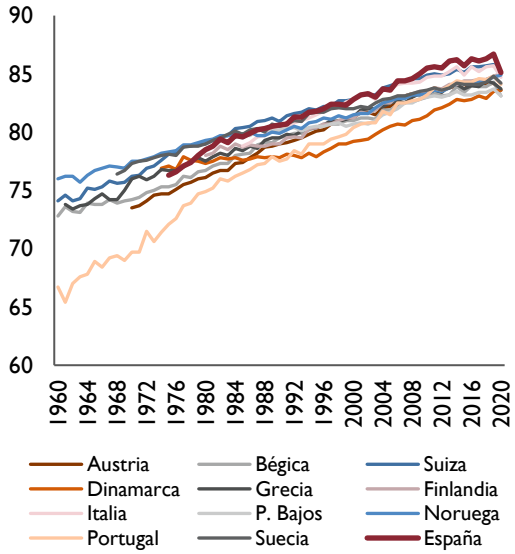
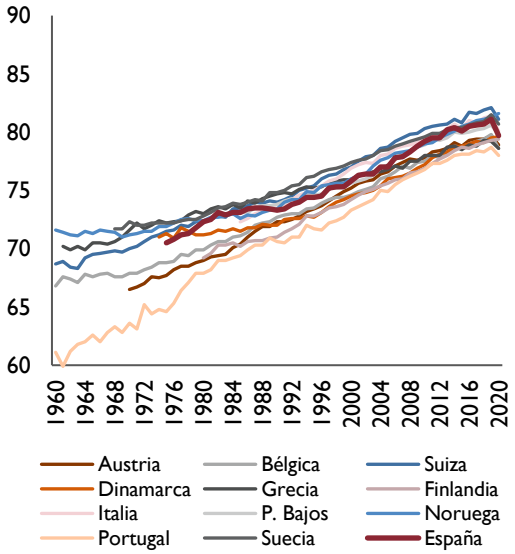


GRÁFICO 17.B. HOMBRES



Fuente: Eurostat

A partir de las cargas factoriales del primer componente resultante del análisis factorial, que recoge prácticamente toda la dinámica de la esperanza de vida, y las proyecciones de Eurostat o de la ONU para los países del entorno europeo, se puede establecer el punto de referencia de largo plazo para la esperanza de vida, de forma análoga a lo visto para el fenómeno demográfico de fecundidad. Así, a partir de los datos de la ONU el valor de referencia ascendería a 90,6 años en hombres y 93 años en mujeres, mientras que en base a las proyecciones de Eurostat a 89,3 años en hombres y 94,1 en mujeres. El trabajo utiliza el promedio de ambas que es de 90 años y 93,6 años, respectivamente.

CUADRO 7. ANÁLISIS FACTORIAL DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER EN LOS PAÍSES DE ENTORNO INMEDIATO

	Comunalidades		Cargas	
	Hombres	*Mujeres*	*Hombres*	*Mujeres*
Austria	0,996	0,99	0,06	0,04
Bélgica	0,998	0,99	0,08	0,10
Suiza	0,998	1,00	0,08	0,11
Alemania	0,988	0,99	0,08	0,09
Dinamarca	0,995	0,98	0,08	0,06
Grecia	0,994	0,99	0,08	0,10
España	0,994	1,00	0,07	0,09
Finlandia	0,997	1,00	0,09	0,09
Italia	0,997	0,99	0,09	0,03
Países Bajos	0,995	0,97	0,09	0,06
Noruega	0,997	0,99	0,07	0,05
Portugal	0,997	1,00	0,08	0,10
Suecia	0,995	0,99	0,07	0,08
Varianza	*12,881*	*12,76*		
% Explicado	*99,1%*	*98,2%*		

Fuente: AIReF

En base a estos valores de referencia, el parámetro asociado a la pendiente de los modelos univariantes identificados para las tendencias generales de la mortalidad se suaviza de forma lineal hasta lograr la convergencia al final del periodo de proyección. En el proceso de suavizado se impone un mayor descenso de la tendencia para los grupos de menor edad en favor de los grupos de edad más avanzados para contemplar la rotación que se ha ido observando en los últimos años. Así las estimaciones de la esperanza de vida resultantes, si bien siguen mostrando una tendencia creciente, presentan una pendiente menor, especialmente en las mujeres, lo que supone una senda de convergencia en la esperanza de vida entre hombres y mujeres.

GRÁFICO 18. EVOLUCIÓN PREVISTA CONDICIONADA PARA LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER Y A LOS 65 AÑOS Y PARA EL DIFERENCIAL EN LA ESPERANZA DE VIDA ENTRE MUJERES Y HOMBRES

GRÁFICO 18.A. ESPERANZA DE VIDA AL NACER

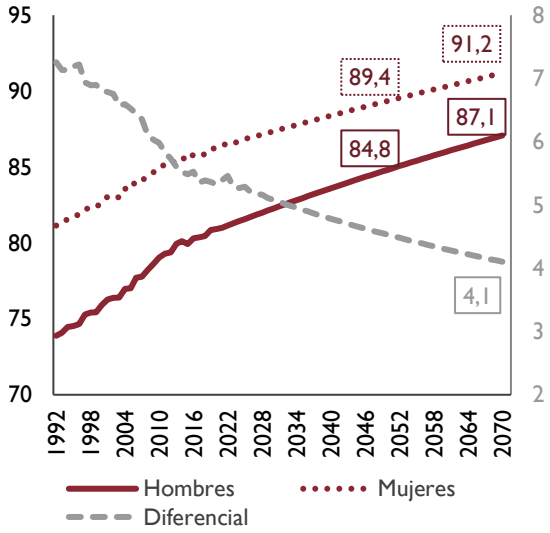
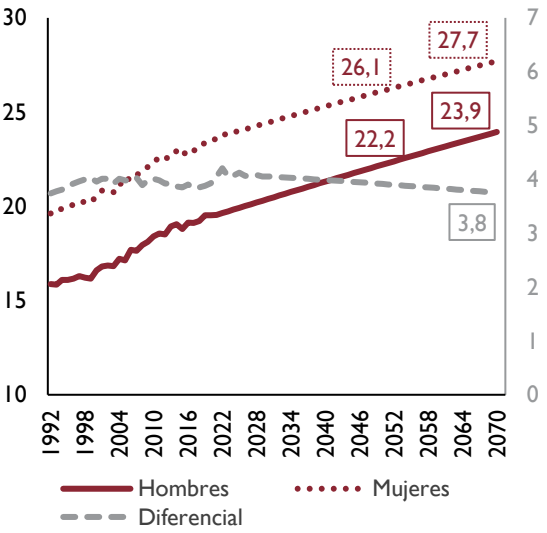


GRÁFICO 18.B. ESPERANZA DE VIDA A LOS 65 AÑOS



Fuente: INE y AIReF

Adicionalmente, se añade un ajuste de corto plazo para introducir el efecto del exceso de mortalidad asociado a la COVID-19 y a otras causas para el periodo 2022-2023, asumiendo que a partir de ahí la esperanza prosigue su tendencia previa. Se estima que la esperanza de vida al nacer de los hombres se situará en el entorno de 80 años y 80,9 años, respectivamente en 2022 y 2023, en lugar de los 81,1 y 81,3 años que se hubiesen alcanzado en ausencia de la pandemia. En el caso de las mujeres, la esperanza de vida al nacer se situaría en 85,6 en 2022 y en 86,4 en 2023, frente a los 86,6 años estimados si no se hubiese incluido el efecto de exceso de mortalidad en 2022 (ver recuadro 2).

GRÁFICO 19. PROYECCIONES DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER Y A LOS 65 AÑOS SEGÚN SEXO INCLUYENDO EL EFECTO DE EXCESO DE MORTALIDAD POR TODAS LAS CAUSAS

GRÁFICO 19.A. ESPERANZA DE VIDA AL NACER SEGÚN SEXO

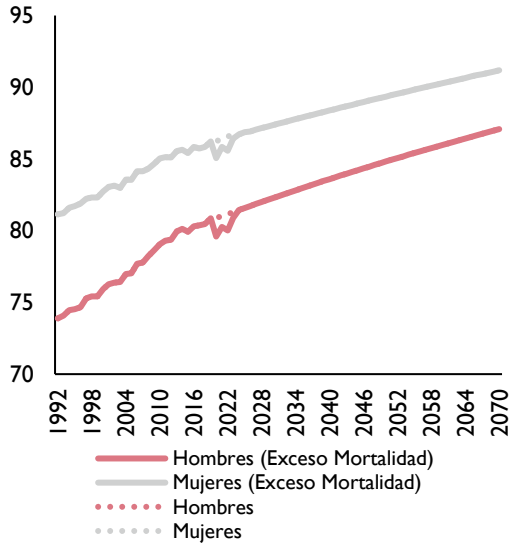
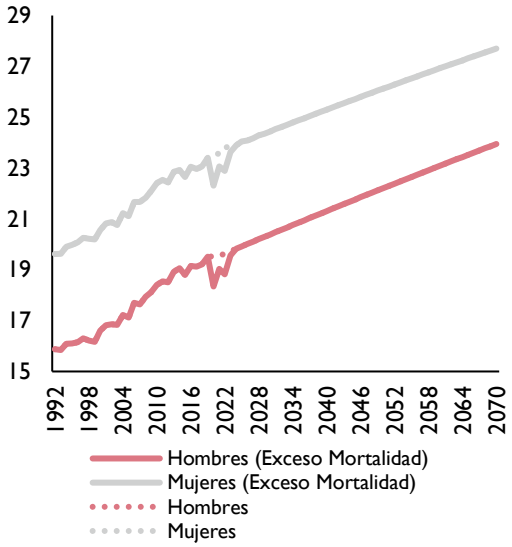


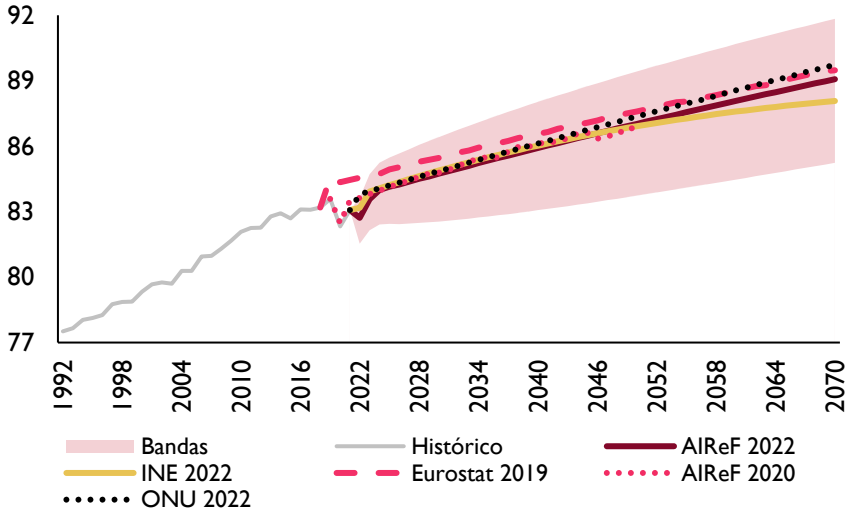
GRÁFICO 19.B. ESPERANZA DE VIDA A LOS 65 AÑOS SEGÚN SEXO



Fuente: INE y AIReF

Las proyecciones de esperanza de vida resultantes presentan un perfil similar al estimado por otros organismos. Estos resultados suponen una revisión a la baja respecto a las proyecciones plasmadas en el informe de sostenibilidad de 2020 de la AIReF. Ello se debe a la reducción de la esperanza de vida de las mujeres ligada a diferencias en los supuesto de convergencia con respecto a la esperanza de vida de los hombres.

GRÁFICO 20. PROYECCIONES DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER INCLUYENDO EFECTO DE EXCESO DE MORTALIDAD POR TODAS LAS CAUSAS



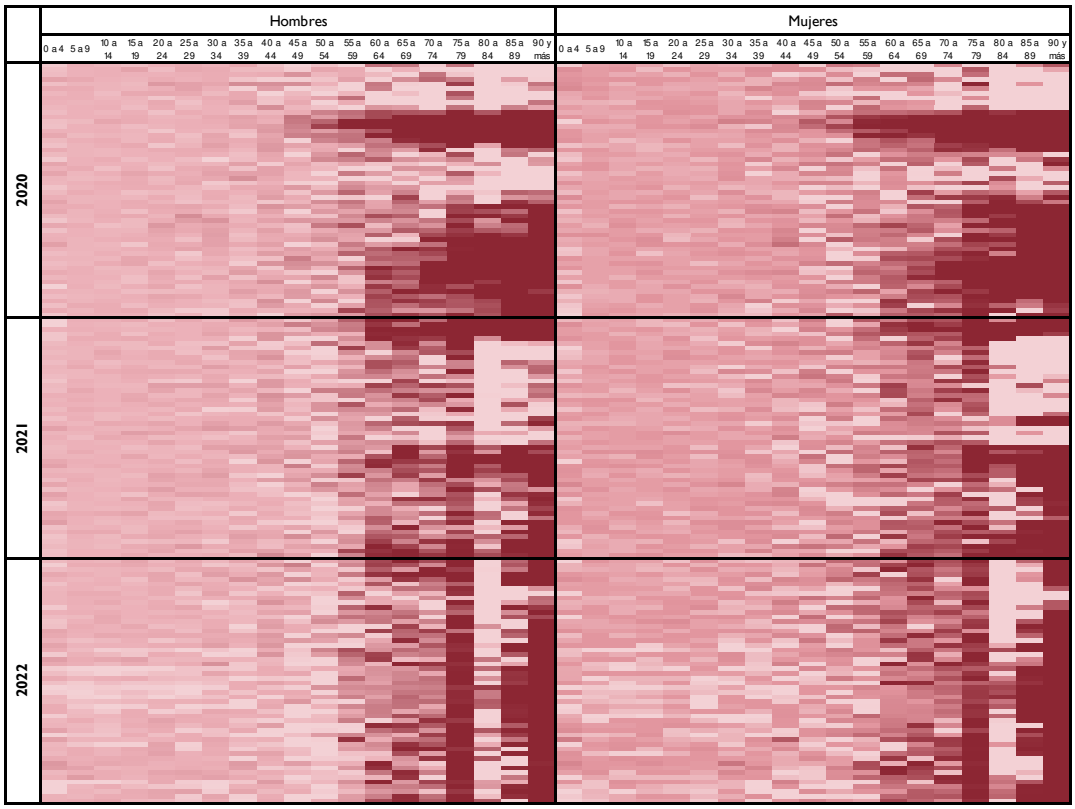
Fuente: INE, Eurostat, ONU y AIReF

RECUADRO 2. ESTIMACIÓN DEL IMPACTO DE LA SOBREMORTALIDAD

A fin de captar los efectos de corto plazo sobre la esperanza de vida derivados de los excesos de mortalidad de los años 2020 a 2022 se han empleado los datos de la estadística experimental del Instituto Nacional de Estadística sobre la "*Estimación del número de defunciones semanales (EDeS) durante el brote de covid-19*". Estos datos reflejan tanto la mortalidad derivada de la COVID-19 como por el resto de causas y permiten establecer una aproximación de la evolución de corto plazo de variables como la esperanza de vida y las probabilidades de supervivencia.

En términos generales, se aprecia como los excesos de mortalidad de 2020 tuvieron una elevada incidencia relativa sobre la población tanto masculina como femenina, que prácticamente se ha reducido a la mitad en el año 2021 para los grupos de edad superiores a los 80 años. En la población masculina persistió en 2021 un exceso de mortalidad frente al año 2019, especialmente elevado para ciertos grupos de edad. En términos relativos, durante 2022 se habría observado una sobremortalidad más elevada que en 2021, algo que se habría dado también en los grupos de más edad de los hombres.

GRÁFICO RE_2.1 EVOLUCIÓN SEMANAL DE LOS EXCESOS DE MORTALIDAD ABSOLUTOS EN RELACIÓN CON LA MISMA SEMANA DE 2019 POR GRUPOS ETARIOS QUINQUENALES Y SEXO.



Fuente: INE y AIReF

Nota: Valores más oscuros denotan valores superiores al percentil 90 según la distribución para cada sexo, los más claros denotan valores inferiores al percentil 10. Valores intermedios se denotan mediante tonalidades intermedias. La fecha de corte de la información empleada es el 31 de diciembre de 2022.

Los elevados excesos observados en 2020 y a comienzos de 2021 dieron lugar a un defecto relativo de mortalidad hasta mediados del año 2021 para algunos grupos de edad.

Tomando estos datos como punto de partida, para la estimación de la posible pauta de excesos de mortalidad por todas las causas en el contexto de la COVID-19 se ha seguido una estrategia en tres pasos.

En primer lugar, se han extraído los datos semanales por sexo y grupos etarios anuales desde el año 2000. Empleando estos datos se ha calculado la tendencia de mortalidad para cada grupo de edad y según el sexo mediante el procedimiento de Cleveland et al 1990, estableciendo el parámetro para la estimación de la tendencia en el equivalente a 15 años, de manera que ésta no posea oscilaciones derivadas del ciclo.

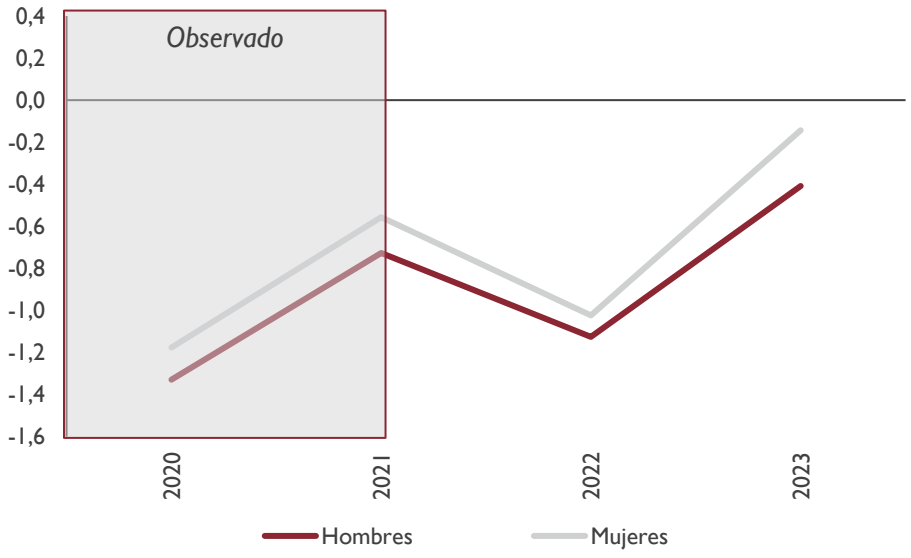
En un segundo paso se ha seguido el mismo procedimiento para calcular la tendencia de mortalidad por grupo etario y sexo usando exclusivamente datos hasta finales del año 2019. A continuación, se establece el supuesto simplificador de que hacia finales del año 2023 la mortalidad por todas las causas recuperará la tendencia previa estimada mediante los datos hasta finales de 2019.

De este modo, en adelante, se supone una paulatina convergencia de las defunciones observadas hacia las marcadas por las tendencias existentes con anterioridad a la irrupción de la Covid-19. Debe tenerse en cuenta que, aunque el supuesto simplificador empleado resulta conveniente para poder realizar las estimaciones, también obvia los potenciales efectos ligados al tensionamiento asistencial durante la COVID y que podrían perdurar en los próximos años. Sin embargo, la complejidad de la estimación de dichos efectos sobrepasa claramente el alcance de este análisis y deberá ser incorporado en estimaciones futuras, una vez exista más evidencia empírica.

Teniendo en cuenta las limitaciones al alcance mencionadas y empleando las proyecciones calculadas mediante la metodología se procede a calcular los excesos de defunciones por sexo y grupo etario frente al año 2019. En el siguiente gráfico se establece una comparativa entre los excesos semanales estimados, agregados por grupo quinquenal, frente a lo observado en el año 2019.

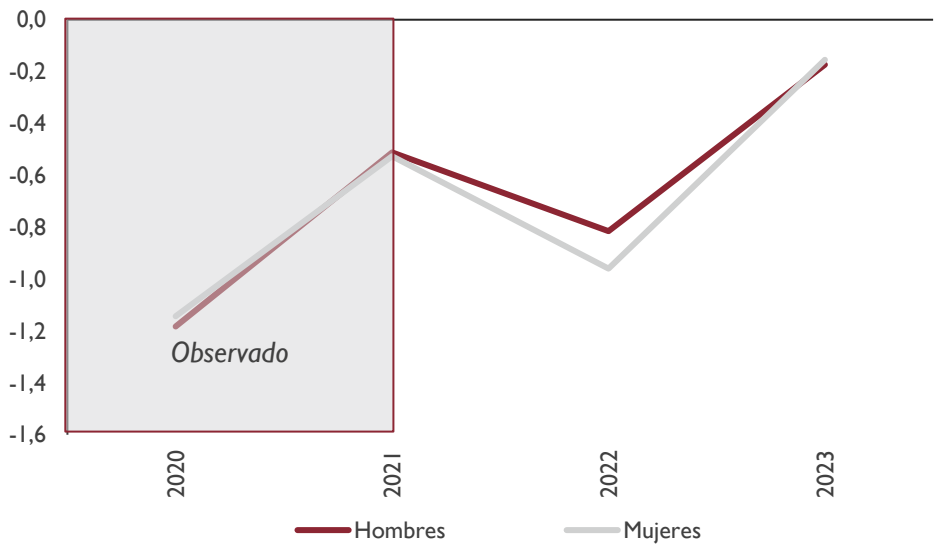
Los excesos de mortalidad según sexo y grupo etario hallados se emplean en un último paso para calcular las probabilidades de supervivencia relativas frente al año 2019. Estas probabilidades se aplican, en última instancia, para calcular el efecto transitorio que se observaría en 2022 y 2023. Cabe recordar que la convergencia impuesta de las pautas de mortalidad a las tendencias existentes previas a la irrupción de la crisis sanitaria posee asimismo implicaciones sobre el potencial de recuperación de variables como la esperanza de vida, pudiendo implicar una sobreestimación del efecto en grupos de edad específicos para los que las tendencias existentes en 2019 estuviesen afectadas por valores atípicos en los últimos años. Mediante las probabilidades de supervivencia se puede deducir el impacto estimado sobre la esperanza de vida. En el siguiente gráfico se representa esta métrica para diversos grupos de edad y según sexo.

GRÁFICO RE_2.2 ESTIMACIÓN DEL EFECTO DE LA SOBREMORTALIDAD SOBRE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER



Fuente: AIReF.

GRÁFICO RE_2.1 ESTIMACIÓN DEL EFECTO DE LA SOBREMORTALIDAD SOBRE LA ESPERANZA DE VIDA A LOS 65 AÑOS



Fuente: AIReF

Se observa como la caída en 2020 y 2021 de la esperanza de vida al nacer respecto a la estimación del modelo Lee-Carter en hombres fue más intensa que para las mujeres, con una sobremortalidad mayor en las personas menores de 65 años. En 2023, se estima que el impacto de la sobremortalidad en la esperanza de vida al nacer en hombres siga siendo superior al de las mujeres.

2.3. Migración

En este apartado se detalla el procedimiento utilizado para proyectar los flujos migratorios, indicando las características del conjunto de datos empleado y los resultados obtenidos.

2.3.1. Migración. Metodología

Siguiendo la metodología propuesta por Fernandez-Huertas y López (2018), la decisión de migrar es resultado de la elección de un destino por maximización de la utilidad de cada individuo, que de forma agregada deriva en la clásica ecuación de gravedad.

La utilidad que deriva de que un individuo i situado en el país o en el periodo $t-1$ opte por ir al país d en el momento t viene dada por la expresión:

$$U_{iod} = \beta' x_{odt} + \epsilon_{iodt} \qquad (10)$$

donde el vector x_{odt} recoge todos los componentes deterministas de la utilidad mientras que ϵ_{iodt} es un componente estocástico específico individual. Los supuestos sobre la distribución de ϵ_{iodt} determinan la probabilidad esperada de optar por el país d, p_{odt}. Así, el uso de los supuestos distribucionales más generales (McFadden, 1974) lleva a la siguiente expresión:

$$ln\left(\frac{p_{odt}}{p_{oot}}\right) = \frac{1}{\tau}\beta' x_{odt} - \beta' x_{oot} + MRM_{odt} \quad (11)$$

donde MRM_{odt} es la resistencia multilateral del término de migración, que refleja el efecto de los destinos alternativos en las tasas bilaterales de migración y τ es el parámetro de disimilaridad, que está asociado a la correlación a través de destinos alternativos en ϵ_{iodt}. Si suponemos independencia entre alternativas irrelevantes, entonces $\tau = 1$ y $MRM_{odt} = 0$ y ϵ_{iodt} esta idéntica e independientemente distribuido siguiendo una distribución de Valor Extremo Tipo I.

Puesto que no se dispone de datos de probabilidades de migrar, teniendo en cuenta que los flujos de migración de un país o a otro d en t, m_{odt}, pueden calcularse como $m_{odt} = p_{odt} \times pop_{t-1}$, donde pop_{ot-1} representa el stock de población que reside en el país o en el periodo $t-1$, éstas se pueden sustituir por su expresión en términos de los flujos migratorios. Así la expresión teórica anterior llevada a su aplicación a los datos da lugar a la siguiente ecuación:

$$y_{odt} = ln\left(\frac{m_{odt}}{m_{oot}}\right) = \frac{1}{\tau}\beta' x_{odt} - \beta' x_{oot} + MRM_{odt} + \varepsilon_{odt} \quad (12)$$

Donde los vectores x_{odt} y x_{oot} contienen las variables independientes del modelo, que en este caso son:

- Estructura demográfica: se incluye la variación de la población en el país de origen o y en destino d, para el conjunto de edades o diferenciando por cohortes de grupos etarios –menores de 16 años, entre 16 y 65 años y mayores de 65 años-.
- Condiciones económicas: se aproximan mediante la variación del PIB per cápita en el país de origen o y de destino d, o, alternativamente, empleando el diferencial del cambio del país de origen frente al de destino.
- Efecto red: estimado como el stock de personas nacidas en el país de origen o que actualmente están residiendo en el país de destino d.

Las variables independientes usadas difieren del conjunto utilizado en anteriores estimaciones para permitir corregir problemas de multicolinealidad entre variables.

A partir de las estimaciones del modelo, $\widehat{y_{odt}}$, se recuperan los flujos migratorios de la estimación para un determinado país A del siguiente modo:

$$\widehat{m_{oAt}} = \frac{\widehat{y_{oAt}}}{1 + \sum_d \widehat{y_{odt}}} \widehat{pop_{ot-s}} \qquad (12) \qquad\qquad \widehat{m_{Adt}} = \frac{\widehat{y_{Adt}}}{1 + \sum_o \widehat{y_{odt}}} \widehat{pop_{ot-s}} \qquad (13)$$

Siendo $\widehat{m_{oAt}}$ y $\widehat{m_{Adt}}$, respectivamente, los flujos brutos de inmigración y emigración estimados para el país A, s la frecuencia de los datos utilizados ($s = 10$ con datos decenales, $s = 5$ con datos quinquenales, etc.) y $\widehat{pop_{ot-s}}$ la estimación de la población nativa ajustada en el país de origen o en el periodo $t - s$, obtenida por substracción a la población total del país de los inmigrantes estimados residentes en dicho país y adición de los emigrantes estimados nacidos en el país que migraron a otros destinos. El intervalo de confianza para los flujos migratorios se genera como $[\widehat{m_{oAt}} - C_\alpha \hat{\sigma}_{m_{oA}}, \widehat{m_{oAt}} + C_\alpha \hat{\sigma}_{m_{oA}}]$ donde $C_\alpha$es el valor crítico de la distribución del estadístico al α de nivel de significatividad y $\hat{\sigma}_{m_{oA}}$es el error estándar de previsión obtenido mediante simulaciones de bootstrap.

Una vez obtenidos los resultados del modelo de gravedad, de frecuencia s, se desagregan temporalmente a frecuencia anual con el método propuesto por Boot-Feibes-Lisman (1967) o mediante la interpolación cúbica polinómica por tramos de Fritsch, et al (1980). Debido a que los datos de menor frecuencia utilizados en los modelos representan flujos promedio, las proyecciones anuales obtenidas suelen suponer una ruptura con los datos anuales observados. Para suavizar esta ruptura se puede establecer un supuesto de convergencia progresiva, de tipo lineal o exponencial, del último dato observado respecto a las previsiones del modelo. Alternativamente, para solventar el problema se puede anclar el valor inicial de proyección de las emigraciones a un valor de referencia y derivar las inmigraciones en base a éstas, manteniendo inalterada la estimación del flujo neto de migración.

Los modelos de gravedad planteados estiman flujos de salida sin tener en consideración el cambio en la cuantía y estructura de la población del país desde el cual se originan. Para corregir los problemas en la dinámica que ello supone se efectúa un ajuste adicional sobre las previsiones de los flujos de emigración. Este ajuste consiste en trasladar la variación prevista por el modelo para los flujos de emigraciones a la propensión a emigrar, medida a partir del Indicador Sintético de Emigración (ISME), obtenido como la suma de las tasas de emigración a cada edad simple en un determinado periodo.

Para obtener proyecciones de flujos migratorios distinguiendo por sexo, edad y nacionalidad, es necesario distribuir las estimaciones totales en base a perfiles y ponderaciones representativas del peso de cada grupo. Para ello, se siguen los siguientes pasos:

i. Se distribuyen los flujos totales por nacionalidad[7] aplicando el valor promedio en la muestra disponible (entre los años 2008 y 2021) de la proporción de flujos de salida correspondientes a cada nacionalidad sobre el total. Para las inmigraciones esta proporción se mantiene constante a lo largo del periodo proyectivo, pero, en el caso de las emigraciones, al depender éstas de la estructura de la población, se va actualizando conforme a la variación estimada en la proporción de población por nacionalidad.
ii. En una segunda fase, los flujos atribuidos a cada nacionalidad se reparten de acuerdo con el promedio de las proporciones por sexo observadas históricamente en extranjeros y nacionales o con las sendas de evolución previstas para éstas, con la finalidad de permitir un gradual equilibrado entre sexos en el caso de no existir. En el primer caso se supone que la distribución permanece inalterada en todo el horizonte de proyección, no así en el segundo.
iii. En tercer lugar, se distribuyen los flujos por generaciones en base a unos perfiles fijos. Éstos se derivan de la estructura observada en la muestra, para las inmigraciones como el promedio del cociente entre el flujo de inmigración de cada grupo quinquenal de edad sobre el flujo total. Para las emigraciones se proyecta el calendario de emigración por generación como el promedio del cociente entre la tasa de emigración de cada grupo de edad y el Indicador Sintético de Emigración (suma de las tasas de emigración específicas por edad).

Al disponer de información generacional por grupos quinquenales de edad, los perfiles resultantes deben someterse a un procedimiento de interpolación cúbica por tramos con conservación de forma que permita una desagregación por tramos etarios simples. Asimismo, para evitar la extrema variabilidad de los datos en edades más avanzadas y permitir desagregar el grupo abierto de mayor edad, el grupo de 90 y más años se interpola de forma lineal decreciente hasta llegar a cero en el grupo abierto de 100 y más años.

[7] El modelo de migraciones exteriores estima los flujos según país de origen, por lo que resulta necesario realizar un reparto según nacionalidad.

Finalmente, se lleva a cabo un proceso de suavizado de los perfiles, consistente en aplicar un filtro de medias móviles de cinco generaciones consecutivas de forma iterativa.

2.3.2. Migración. Datos

Los flujos migratorios bilaterales componen la variable de análisis del modelo de gravedad. Su medición y recopilación conlleva muchas más dificultades que su homólogo estático, los stocks bilaterales, que representan el número de una población extranjera, definida por su lugar de nacimiento u origen, presente en un país de destino. Ello hace que los datos de stocks se encuentren disponibles para un período mayor y para un mayor número de países que los datos sobre flujos. Además, los datos de flujos migratorios disponibles suelen utilizar criterios muy variados entre países para definir los migrantes, lo que impide comparaciones transnacionales. Así, dado que los flujos migratorios bilaterales se pueden estimar indirectamente a partir de los stocks, se utilizan como datos de entrada los stocks migratorios bilaterales publicados por la ONU disponibles en frecuencia quinquenal desde 1990 en adelante[8], para un total de 232 países. Estos datos se complementan con los publicados por el Banco Mundial sobre stock migratorio al comienzo de cada década, desde 1960 hasta 2000 para 226 países[9], (Özden et al. (2011)). Debe considerarse que en los ejercicios previos de proyecciones demográficas la AIReF empleaba los datos decenales del Banco Mundial entre 1960 y 2010, complementándolos con los de la ONU a partir de entonces.

Adicionalmente, para reflejar de forma más fiel la realidad española, debido al retraso en la actualización de la información de la ONU al tener que contemplar un gran número de países, se actualizan los datos del último periodo disponible para España con la publicación más próxima a este quinquenio del Instituto Nacional de Estadística sobre el stock de población residente en España según país de nacimiento.

Los flujos migratorios bilaterales se derivan a partir de los datos de stock mediante el uso de los seis métodos propuestos por Abel y Cohen (2019) divididos en tres bloques. El primero utiliza las diferencias en los saldos bilaterales sucesivos de los pares de países para estimar los flujos migratorios.

---

8 Los últimos datos disponibles corresponden a 2020.

9 En caso de trabajar con datos agrupados en periodos de 5 años, se estiman los valores de la mitad de la década, con un procedimiento que consiste en, primero, interpolar las proporciones de cada población bilateral de nacidos en el extranjero a su valor en la mitad de la década y, posteriormente, multiplicarlas por el dato disponible de población total correspondiente al dicho año.

El segundo utiliza los datos de stock para estimar la ratio de migrantes sobre población total y obtener el flujo de migración como producto de ésta y la población denominada como de riesgo de migrar o susceptible a migrar. El tercer bloque enmarca aquellos métodos basados en determinar los cambios en las poblaciones migrantes en base a los residuos de una contabilidad demográfica global, es decir, igualar los aumentos o disminuciones en los stocks bilaterales de migrantes teniendo en cuenta los nacimientos y las defunciones.

Este documento se centra en el primer enfoque pues es el comúnmente usado al ofrecer las estimaciones más consistentes. En concreto, en la estimación por diferencias en el tamaño del stock al comienzo y final de un determinado periodo, convirtiendo todas las diferencias negativas en ceros, expresado como:

$$m_{odt} = \begin{cases} s_{od}^{t+1} - s_{od}^{t} & si\ s_{od}^{t+1} > s_{od}^{t} \text{ y o} \neq d \\ 0 & si\ s_{od}^{t+1} \leq s_{od}^{t}\ o \text{ o} = d \end{cases} \tag{14}$$

donde s_{od}^{t} es el stock de población residente en el momento t en el país d y nacidos en el país o.

Respecto a las variables explicativas, las proyecciones de la ONU (2022), actualizadas cada dos o tres años por esta institución, proporcionan datos relativos a la estructura demográfica, así como de otros indicadores demográficos – nacimientos, defunciones, etc.-, necesarios para el análisis. El conjunto de datos final engloba aquellos 200 países que están presentes en las dos fuentes de datos utilizadas (Banco Mundial y la ONU) y de los que se dispone de esta información demográfica.

Por otra parte, los datos relativos a las condiciones económicas medidas por el nivel de PIB per cápita, se obtienen, para el periodo de 1960 a 2019, de las Penn World Tables en términos de paridad del poder adquisitivo, y para el periodo 2020-2027 de las previsiones de crecimiento del PIB en términos de volumen del Fondo Monetario Internacional combinadas con el crecimiento de la población estimado por la ONU. Para 2027 en adelante[10], la previsión de crecimiento económico se estima mediante el crecimiento modal, en la muestra disponible incluyendo previsiones, del PIB en términos de volumen publicado por el FMI descontando el crecimiento de la población[11].

[10] O desde el último año disponible en caso de no disponer de datos de previsiones del Fondo Monetario Internacional para todo el periodo 2020-2027.

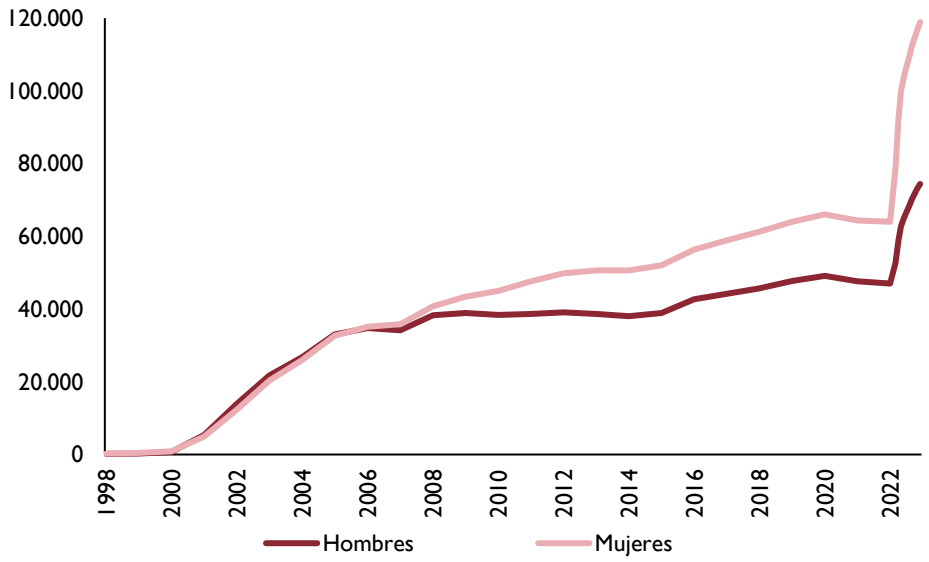
[11] Para obtener estimaciones más robustas los valores extremos del crecimiento del PIB per cápita, entendiéndose como aquellos por debajo del percentil 5 o por encima del percentil 95 de la distribución de los crecimientos, se limitan al valor de dichos percentiles, respectivamente.

Cabe destacar que este ejercicio no recoge el impacto de los flujos de inmigración forzosa ligada a la invasión de Ucrania por parte de la Federación Rusa. Ante las características de estos flujos de inmigración, donde predomina la inmigración de mujeres y niños (véase recuadro 3), y ante la imposibilidad de anticipar la duración del conflicto bélico, se trabaja sobre la hipótesis de que el efecto de largo plazo de estos flujos es nulo.

RECUADRO 3. DESCRIPCIÓN DE LOS FLUJOS DE INMIGRACIÓN DE NACIONALES UCRANIANOS DESDE MARZO DE 2022

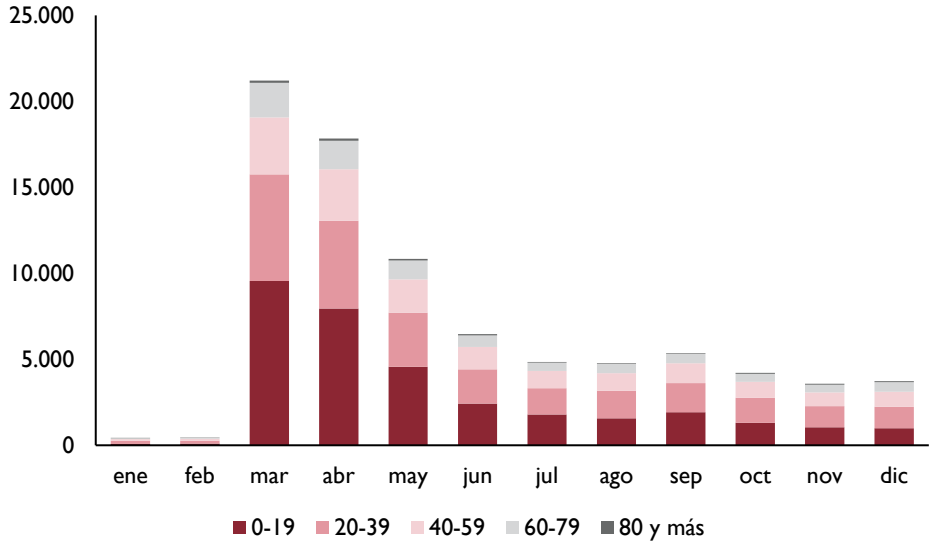
A partir de los datos de las infografías del Instituto Nacional de Estadística (los datos disponibles a fecha de cierre de este informe se refieren a 31 de diciembre de 2022) sobre la población empadronada con nacionalidad ucraniana se puede observar el relativamente fuerte flujo de inmigración tras la invasión de Ucrania. De esta manera, a finales de diciembre de 2022 habría aproximadamente 193.292 personas empadronadas en España con nacionalidad ucraniana, un incremento de 82.315 frente a las registradas a 1 de enero de 2022. Los mayores flujos de empadronamiento se registraron en los tres meses inmediatamente posteriores a la invasión rusa, mientras que los flujos registrados a partir de junio han tendido a estabilizarse.

GRÁFICO RE_3.1 POBLACIÓN EMPADRONADA CON NACIONALIDAD UCRANIANA (PERSONAS)



Fuente: INE

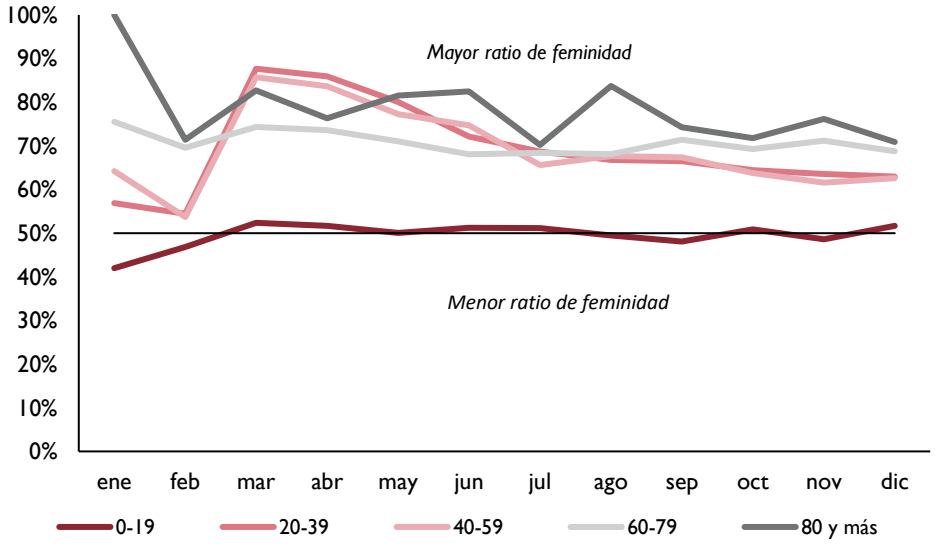
GRÁFICO RE_3.2 FLUJOS DE EMPADRONAMIENTO DE NACIONALES UCRANIANOS SEGÚN GRUPO DE EDAD (PERSONAS)



Fuente: INE

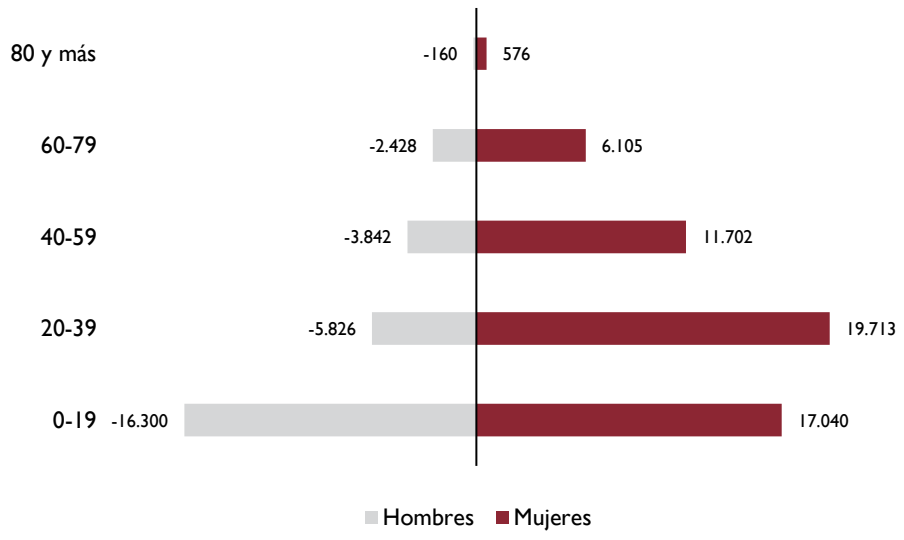
Uno de los elementos característicos radica en el elevado peso de las mujeres y de los tramos etarios de menor edad en el total. Ello redunda en una pirámide por sexo y edad de los flujos acumulados desde enero muy descompensada y marcada por la inmigración de menores y mujeres.

GRÁFICO RE_3.3 RATIO DE FEMINIDAD DE LA POBLACIÓN EMPADRONADA CON NACIONALIDAD UCRANIANA



Fuente: INE

GRÁFICO RE_3.4 LLEGADAS ACUMULADAS POR GRUPO DE EDAD Y SEXO DESDE ENERO DE 2022



Fuente: INE

Dada la incertidumbre existente en torno a la duración del conflicto bélico y sobre el comportamiento posterior de los inmigrantes forzosos se ha considerado oportuno no recoger este efecto en las proyecciones de largo plazo.

2.3.3. Migraciones. Resultados

Se realizan estimaciones del modelo en base a los datos en dos frecuencias diferentes, decenal y quinquenal, y con distintas combinaciones de las variables explicativas relativas a la estructura demográfica -por tramos de edad o totales- y a las condiciones económicas -distinguiendo entre origen y destino o solo por el diferencial de crecimiento-, pero manteniendo siempre la variable asociada al efecto red como variable explicativa.

Así, el primer modelo (A) incluye la población dividida en tramos edad y el PIB per cápita distinguiendo entre origen y destino. El segundo modelo (B) añade la relación cuadrática entre la actividad económica en origen y las migraciones, mientras que en el modelo (C) se sustituyen las variables relativas a las condiciones económicas en origen y destino por el diferencial entre ellas. Los modelos (D), (E) y (F) presentan las mismas variables asociadas al nivel de bienestar que los tres anteriores, pero se reemplazan las variables explicativas referidas a la población en grupos de edad por los totales. Finalmente, en los modelos (G), (H) y (I) se incluye únicamente la población en edad de trabajar como estructura demográfica junto con los niveles

económicos mencionados, diferenciando entre origen y destino, incluyendo el efecto cuadrático o mediante el diferencial de crecimiento, respectivamente. Adicionalmente, se incorpora un modelo básico (0) que sólo recoge efectos fijos debidos a las características invariantes en el tiempo específicas en origen y en destino, tales como la distancia física, cultural y lingüística, existencia de colonias comunes en el pasado, etc.

Con datos decenales, con independencia del modelo, se estima un impacto positivo y significativo del efecto red en la probabilidad de migrar, si bien este coeficiente resulta mucho más reducido que el valor típicamente reportado en la literatura, al menos superior al medio punto (Beine et al (2011)).

Respecto a la estructura demográfica, se han probado distintas medidas de población por edades tanto en origen como destino. En particular, en los modelos (A) a (C) un aumento de la población en edad de trabajar, o más mayor, en origen supone un incremento de la probabilidad de migrar, al revés en menores, mientras que se observa un efecto contrario en destino, si bien los coeficientes solo son estadísticamente significativos para los grupos de mayor edad. Este resultado puede estar condicionado por la elevada correlación de las variables relativas a la estructura poblacional. Para evitar el problema de colinealidad aproximada se decide sustituir la población en tramos de edad por la población total (regresiones D a F). Mediante esta variable se observa como un incremento de la población total en origen produce una reducción en la probabilidad de migrar -y al contrario si se produce en la población de destino-, si bien el primer efecto no resulta significativo en todos los modelos, pudiendo incluso ser negativo (modelo E). Otra forma de solventar el problema es mediante la introducción únicamente de la población de aquel grupo de edad que se considera más relevante para el análisis de los movimientos migratorios, es decir, la población en edad de trabajar. Al eliminar las variables asociadas a la población de menor y mayor edad, el coeficiente estimado para aquélla entre 16 y 65 años se vuelve más significativo, presentando el signo esperado, de manera que un aumento de la población en edad de trabajar en el país de origen fomenta la probabilidad de migrar y en destino la desincentiva, de forma estadísticamente significativa. No obstante, ambas opciones suponen una ligera pérdida de poder explicativo del modelo -se reduce en unas dos milésimas el coeficiente de determinación ajustado y aumenta ligeramente la raíz del error cuadrático medio (RECM)-.

En cuanto a las condiciones económicas, mejoras en el destino inducen de forma significativa a una mayor probabilidad de migrar, pero en origen el efecto no es tan claro. El coeficiente estimado asociado a PIB per cápita en origen es negativo, por tanto, un mayor nivel de bienestar supone una menor probabilidad de migrar, aunque únicamente resulta estadísticamente distinto

de cero si la estructura demográfica diferencia entre grupos de edad. También mejora su significatividad la inclusión del término cuadrático del PIB per cápita, con una mejora de la capacidad explicativa del modelo y reducción de la RECM. Así se estima una relación en forma de U invertida, es decir, se supone un aumento de las migraciones en un primer momento y luego, tras alcanzar un nivel de desarrollo en el país de origen, una disminución. No obstante, se observa una elevada correlación entre las dos variables de condiciones económicas en origen que puede estar afectando a la significatividad de éstas. La sustitución de las variables de bienestar en origen y destino por el diferencial de crecimiento del PIB per cápita entre destino y origen no modifica la bondad de ajuste y resulta en un coeficiente significativo y positivo, que indica que a mayor diferencia entre los crecimientos mayor probabilidad de migrar.

La hipótesis nula de no significatividad conjunta de todas las variables se rechaza en todos los modelos. Esto significa que las variables aportan información relevante al modelo. Sin embargo, explican una mínima parte de la variabilidad de los datos, ya que suponen un incremento de en torno a 4 centésimas del coeficiente de determinación frente al modelo que presenta únicamente efectos fijos por origen-destino.

CUADRO 8. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS DE GRAVEDAD CON DATOS DECENALES

	(0)	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	(I)
Efecto red		0,145 ***	0,144 ***	0,146 ***	0,157 ***	0,161 ***	0,190 ***	0,151 ***	0,155 ***	0,173 ***
		(0,053)	(0,054)	(0,053)	(0,054)	(0,054)	(0,055)	(0,052)	(0,053)	(0,052)
Población en origen (total)					0,215	-0,029	0,563 ***			
					(0,219)	(0,232)	(0,220)			
Población en origen (<16 años)		-0,449	-0,602	-0,644						
		(0,572)	(0,568)	(0,508)						
Población en origen (entre 16-65 años)		0,537	0,134	0,712				0,382 *	0,175	0,694 ***
		(0,638)	(0,511)	(0,611)				(0,202)	(0,174)	(0,210)
Población en origen (>65 años)		0,427	0,693 **	0,518 *						
		(0,308)	(0,332)	(0,275)						
Población en destino (total)					-0,287 *	-0,145	-0,214			
					(0,158)	(0,193)	(0,160)			
Población en destino (<16 años)		0,280	0,227	0,172						
		(0,294)	(0,288)	(0,330)						
Población en destino (entre 16-65 años)		-0,458	-0,371	-0,403				-0,382 ***	-0,270 *	-0,323 **
		(0,289)	(0,289)	(0,292)				(0,139)	(0,163)	(0,136)
Población en destino (>65 años)		-0,332 *	-0,213	-0,278						
		(0,175)	(0,164)	(0,197)						
PIB per cápita en origen		-0,240 *	2,185 **		-0,031	2,085 *		-0,050	1,829 *	
		(0,133)	(1,061)		(0,125)	(1,140)		(0,124)	(1,082)	
PIB per cápita en origen (cuadrático)			-0,153 **			-0,129 **			-0,113 *	
			(0,069)			(0,066)			(0,062)	
PIB per cápita en destino		0,479 ***	0,529 ***		0,420 ***	0,508 ***		0,408 ***	0,481 ***	
		(0,101)	(0,098)		(0,115)	(0,122)		(0,123)	(0,127)	
Diferencial de PIB per cápita				0,370 ***			*** 0,158			0,184 *
				(0,074)			(0,100)			(0,103)
Efectos fijos	-13,838***	-18,613***	-25,471***	-17,251***	-18,284***	-25,850***	-19,951***	-19,236***	-26,020***	-20,372***
	(0,073)	(1,967)	(4,145)	(1,886)	(2,356)	(5,598)	(2,607)	(2,215)	(5,575)	(2,390)
Observaciones	54.345	38.368	38.368	38.368	38.368	38.368	38.368	38.368	38.368	38.368
R^2	0,861	0,884	0,885	0,884	0,883	0,884	0,882	0,884	0,884	0,883
R^2 ajustado	0,778	0,818	0,820	0,818	0,816	0,818	0,815	0,817	0,818	0,816
F-test		10,0	15,1	10,0	14,8	17,1	14,8	15,5	18,2	15,2
F-test (p-value)		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
RECM	1,493	1,324	1,318	1,325	1,330	1,325	1,336	1,328	1,324	1,332

Fuente: AIReF

Nota: Los asteriscos se refieren al p-valor asociado al contraste de significatividad de las variables: *** p>0,01, ** p>0,05 y * p>0,1. Los recuadros sombreados indican elevadas correlaciones entre las variables independientes con el mismo tono. Entre paréntesis se muestran los errores estándar clusterizados por origen y año. La variable dependiente es el logaritmo de la probabilidad de migrar. Las variables independientes están transformadas a logaritmos (sumando 1 a la variable efecto red para evitar el problema de valores nulos). Los pesos de la regresión se basan en la población ajustada retardada 10 años. F-test se refiere al contraste de significatividad conjunta de todas las variables explicativas. RECM hace referencia a la Raíz del Error Cuadrático Medio.

A partir del uso de la información quinquenal se llega a conclusiones similares, en el sentido de apreciarse los mismos cambios en la capacidad explicativa y la bondad de ajuste de los modelos y en las correlaciones entre variables según éstas varían.

No obstante, existen algunas particularidades en las estimaciones. La primera está asociada al impacto estimado del efecto red, que, frente a lo estimado empleando datos decenales, resulta mucho más intenso -prácticamente el doble-. En segundo lugar, se observa una diferencia en el efecto de la estructura demográfica. En concreto, en origen distinguiendo por cohortes, el coeficiente de la población de mayor edad ya no resulta significativo -y cambia de sentido-, mientras que el de la población menor de 16 años y en edad de trabajar sí, con un efecto sobre la probabilidad de migrar de sentido esperado -negativo y positivo, respectivamente-. Mientras, en destino, el

coeficiente para la población mayor de 65 años sigue resultando ocasionalmente significativo, pero también la población de otros tramos de edad, manteniéndose el sentido con el que impactan en la probabilidad de migrar. Con el uso de las variables de población total, en origen se reduce el coeficiente o se vuelve más negativo, de manera que puede incluso llegar a desincentivar el migrar, de forma contraria a lo esperado, y en destino se reduce la magnitud del impacto. Teniendo en cuenta sólo la población entre 16 y 65 años se estima un efecto de menor fuerza en origen y destino, si bien este último sigue manteniendo su elevada significatividad.

Al igual que en las estimaciones decenales, se aprecia un valor para el estadístico del contraste de significatividad global que supone rechazar la hipótesis nula de no significatividad conjunta en todos los modelos. Asimismo, la incorporación de variables adicionales al modelo produce un incremento de la capacidad explicativa de éste de aproximadamente 4 centésimas, si bien la mayor parte de la variabilidad viene explicada por los factores fijos (véase modelo 0 del cuadro siguiente). No obstante, en términos de bondad de ajuste, se observa una mayor representatividad de los modelos basados en datos quinquenales, con mayores coeficientes de determinación ajustados y menores RECM a igualdad de modelos.

CUADRO 9. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS DE GRAVEDAD CON DATOS QUINQUENALES

	(0)	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	(I)
Efecto red		0,286 ***	0,286 ***	0,285 ***	0,296 ***	0,301 ***	0,313 ***	0,286 ***	0,292 ***	0,296 ***
		(0,044)	(0,044)	(0,044)	(0,045)	(0,045)	(0,046)	(0,044)	(0,044)	(0,045)
Población en origen (total)					-0,102	-0,353 **	0,063			
					(0,176)	(0,172)	(0,167)			
Población en origen (<16 años)		-1,429 ***	-1,540 ***	-1,396 ***						
		(0,392)	(0,351)	(0,355)						
Población en origen (entre 16-65 años)		1,790 ***	1,311 ***	1,764 ***				0,174	-0,028	0,290 *
		(0,581)	(0,500)	(0,555)				(0,166)	(0,147)	(0,162)
Población en origen (>65 años)		-0,319	-0,005	-0,339						
		(0,283)	(0,269)	(0,296)						
Población en destino (total)					-0,126	0,018	-0,088			
					(0,100)	(0,110)	(0,101)			
Población en destino (<16 años)		0,621 ***	0,591 ***	0,641 ***						
		(0,192)	(0,200)	(0,201)						
Población en destino (entre 16-65 años)		-0,607 **	-0,563 **	-0,617 ***				-0,254 ***	-0,148 ***	-0,229 **
		(0,236)	(0,243)	(0,236)				(0,096)	(0,101)	(0,096)
Población en destino (>65 años)		-0,219 *	-0,082	-0,228 *						
		(0,129)	(0,116)	(0,133)						
PIB per cápita en origen		-0,417 ***	1,923 ***		-0,096	1,966 ***		-0,107	1,645 **	
		(0,100)	(0,577)		(0,095)	(0,714)		(0,094)	(0,685)	
PIB per cápita en origen (cuadrático)			-0,148 ***			-0,125 ***			-0,106 ***	
			(0,036)			(0,041)			(0,039)	
PIB per cápita en destino		0,372 ***	0,426 ***		0,275 ***	0,372 ***		0,240 ***	0,318 ***	
		(0,063)	(0,063)		(0,070)	(0,077)		(0,075)	(0,080)	
Diferencial de PIB per cápita				0,394 ***			0,154 **			0,156 **
				(0,057)			(0,073)			(0,073)
Efectos fijos	-14,483***	-16,553***	-23,059***	-16,809***	-15,471***	-22,829***	-16,329***	-17,350***	-23,675***	-17,802***
	(0,050)	(1,540)	(2,409)	(1,523)	(1,679)	(3,446)	(1,787)	(1,537)	(3,486)	(1,627)
Observaciones	107.928	76.486	76.486	76.486	76.486	76.486	76.486	76.486	76.486	76.486
R^2	0,846	0,871	0,872	0,871	0,868	0,869	0,868	0,868	0,869	0,868
R^2 ajustado	0,805	0,837	0,839	0,837	0,834	0,835	0,834	0,834	0,835	0,834
F-test		21,1	28,4	24,2	35,6	36,6	41,6	35,6	36,5	41,9
F-test (p-value)		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
RECM	1,381	1,245	1,240	1,245	1,256	1,252	1,257	1,256	1,253	1,256

Fuente: AIReF

Nota: Los asteriscos se refieren al p-valor asociado al contraste de significatividad de las variables: *** p>0,01, ** p>0,05 y * p>0,1. Los recuadros sombreados y marcados con la misma tonalidad indican elevadas correlaciones entre los regresores. Entre paréntesis se muestran los errores estándar clusterizados por origen y año. La variable dependiente es el logaritmo de la probabilidad de migrar. Las variables independientes están transformadas a logaritmos (sumando 1 a la variable efecto red para evitar el problema de valores nulos). Los pesos de la regresión se basan en la población ajustada retardada 10 años. F-test se refiere al contraste de significatividad conjunta de todas las variables explicativas. RECM hace referencia a la Raíz del Error Cuadrático Medio.

La selección de los datos desde el año 1990 -comienzo de la información de la ONU- supone una mejora de la capacidad explicativa de los modelos. En el caso del modelo con sólo factores invariantes de origen y destino, el R^2 ajustado se incrementa, tanto en frecuencia decenal como quinquenal. No obstante, los errores de estimación no se reducen al incluir el resto de las variables explicativas, lo que sugiere que en dicha muestra no aportan información adicional que permita capturar de forma más precisa el comportamiento de las migraciones. Ello hace que se descarte su uso en caso de querer explicar el comportamiento de los flujos migratorios en base a la estructura demográfica, el efecto red y las condiciones económicas, pero se considere al hacerlo sólo en base a los efectos invariantes.

Con cada uno de los modelos estimados, según la frecuencia de los datos, se obtienen predicciones de los flujos migratorios de entrada y salida,

calculándose a partir de éstos los flujos netos de inmigración. En el caso de España, si se tienen en cuenta únicamente los factores invariantes propios del origen y el destino –desde 1990-, se estima un flujo neto de inmigración prácticamente constante, en promedio de unas 180.000 personas mediante el modelo de datos decenales, y de unas 200.000 personas, en caso de utilizar datos quinquenales, con flujos promedio muy inferiores, por debajo de 90.000 personas, en caso de usar la muestra completa. La utilización de la población dividida en tramos de edad para recoger los factores demográficos supone sendas de evolución con una tendencia creciente, más notable en las estimaciones decenales, que suponen, ya en la década de 2070, flujos netos de más de medio millón de personas. Con el uso de la población total o en edad de trabajar se corrigen esas tendencias, con previsiones para el flujo promedio en el periodo 2020-2070 que varían entre 200 mil y 500 mil personas. Las estimaciones en el rango inferior se corresponden con los modelos que incluyen el término cuadrático en las condiciones económicas en origen. Mientras, en el rango superior se encuentran las estimaciones basadas en la población en edad de trabajar y las condiciones económicas representadas a partir del PIB per cápita en origen y destino, seguidas por las que utilizan el diferencial de crecimiento de destino frente a origen. En general, se aprecia cómo las previsiones generadas con datos decenales suponen flujos promedio más elevados que las estimaciones empleando los quinquenales.

GRÁFICO 21. EVOLUCIÓN PREVISTA POR LOS MODELOS DE GRAVEDAD PARA LOS FLUJOS DE INMIGRACIÓN NETA DE ESPAÑA (MILES DE PERSONAS)

GRÁFICO 21.A. FRECUENCIA QUINQUENAL

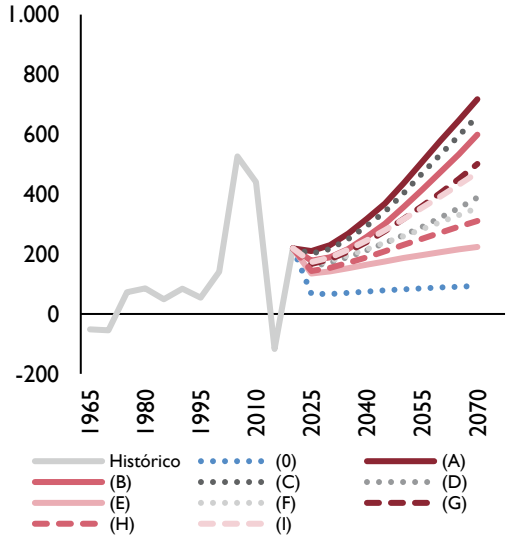
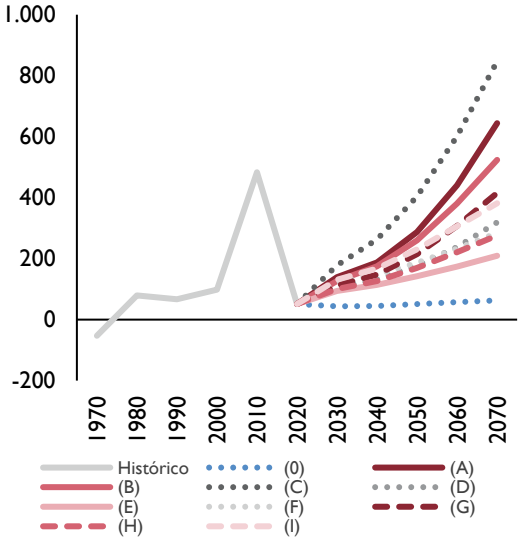


GRÁFICO 21.B. FRECUENCIA DECENAL



Fuente: Banco Mundial, ONU y AIReF

En base a la bondad de ajuste de los modelos y la ausencia de elavadas correlaciones entre variables explicativas que pudiesen distorsionar los coeficientes estimados, se consideran los modelos (G) y (I) estimados con

datos quinquenales como los más adecuados. En particular el modelo (I) por presentar mayor significatividad del coeficiente asociado a la estructura demográfica en destino y la relevancia del diferencial de crecimiento entre destino y origen.

Sobre los flujos de entrada y salida quinquenales que resultan de la estimación de este modelo se efectúa una desagregación temporal a frecuencia anual mediante el método de interpolación cúbica con conservación de forma de Hermite para evitar los ciclos pronunciados que produce el uso del método propuesto por Boot-Feibes-Lisman (1967). Debido al elevado salto que existe entre el último dato observado y el primero previsto, se incorpora un ajuste exponencial en cada flujo para suavizar la ruptura, sin alterarse de forma notable el flujo neto estimado.

No obstante, el cambio en el nivel sigue siendo considerable por lo que adicionalmente se efectúa el ajuste mencionado en el apartado metodológico sobre los flujos de emigración e inmigración en función de un valor ancla, en concreto el último valor observado en 2021, lo que resulta en un desplazamiento hacia arriba en los niveles de los flujos de emigración e inmigración, sin cambios en el flujo neto. No obstante, debido al carácter anómalo de los datos del periodo 2020-2021 por la irrupción de la COVID-19, se decide usar como ancla los datos relativos al periodo 2019, prepandemia. Así, el flujo de emigración se situaría en valores en torno a 300 mil personas frente las casi 400 mil que se estimaban previamente, con una reducción equivalente de unas 100 mil personas en los flujos de inmigración. Todo ello resulta en un flujo de inmigración neta promedio de unas 220 mil personas en el periodo 2020-2050 y de casi 400 mil personas entre 2050 y 2070.

GRÁFICO 22. PREVISIÓN DE FLUJOS MIGRATORIOS ANUALES DE ESPAÑA (MILES DE PERSONAS)

GRÁFICO 22.A. FLUJOS DE INMIGRACIÓN Y EMIGRACIÓN

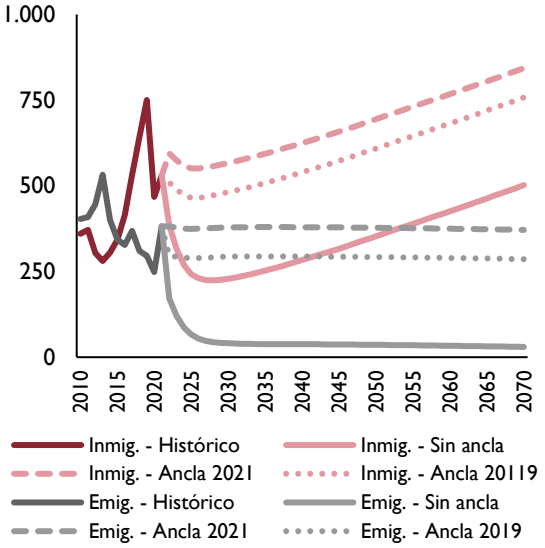
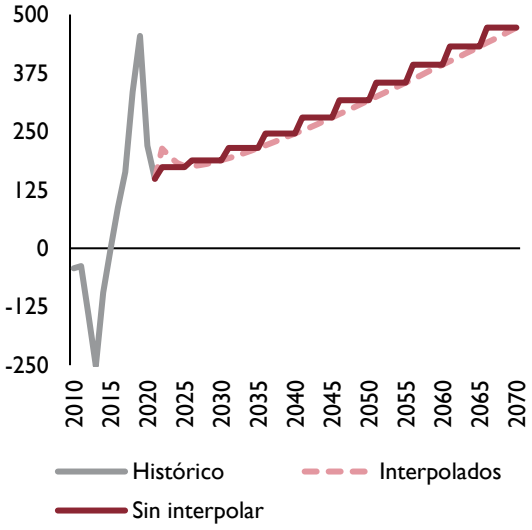


GRÁFICO 22.B. FLUJOS DE INMIGRACIÓN NETA



Fuente: INE y AIReF

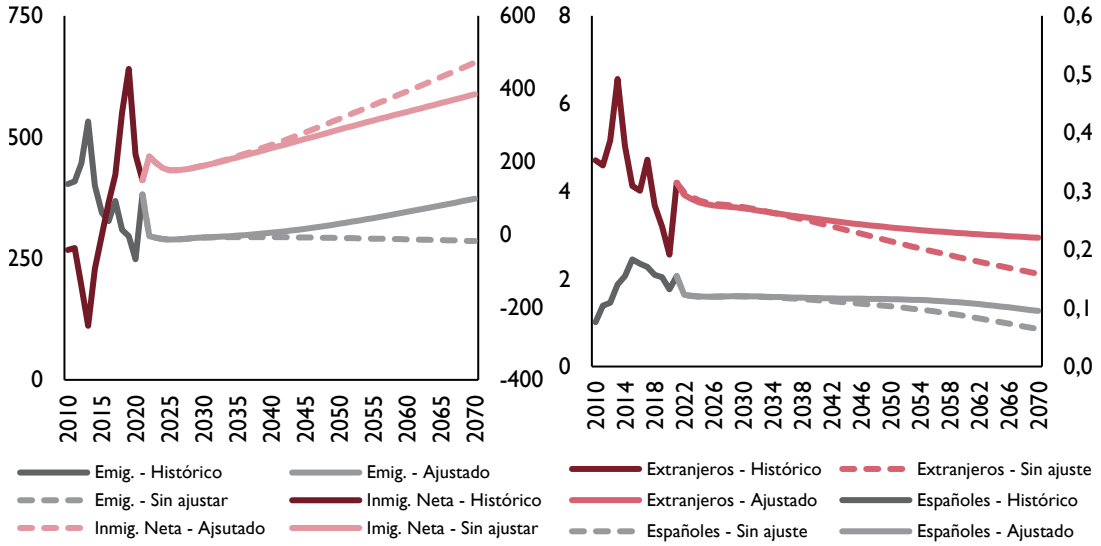
Los resultados obtenidos suponen un flujo de emigración relativamente estable, pero uno de inmigración creciente. Dado que la mayor parte de los flujos de entrada y salida provienen de personas de nacionalidad extranjera, esto es equivalente a suponer que la propensión a emigrar de los residentes extranjeros va a ir decreciendo de forma continuada en el tiempo y en mayor medida que para los residentes nacionales.

Para permitir que las estimaciones de los flujos de salida evolucionen conforme al tamaño y composición de la población, se efectúa un ajuste en las estimaciones de manera que la evolución prevista para el flujo de emigración se traslada parcialmente a la evolución de la propensión a emigrar, medida a través del Indicador Sintéticos de Emigración (ISME), mitigando su descenso. A partir de este indicador ajustado se generan los flujos de emigración finales, y por diferencia con la estimación de inmigraciones, el flujo de inmigración neto.

GRÁFICO 23. EVOLUCIÓN ESTIMADA DE LA PROPENSIÓN A EMIGRAR Y CORRECCIÓN EN LAS ESTIMACIONES DE FLUJOS DE SALIDA Y NETOS

GRÁFICO 23.A. CORRECCIÓN EN LOS FLUJOS DE EMIGRACIÓN E INMIGRACIÓN NETA (MILES DE PERSONAS)

GRÁFICO 23.B. PROPENSIÓN A EMIGRAR (ISME)

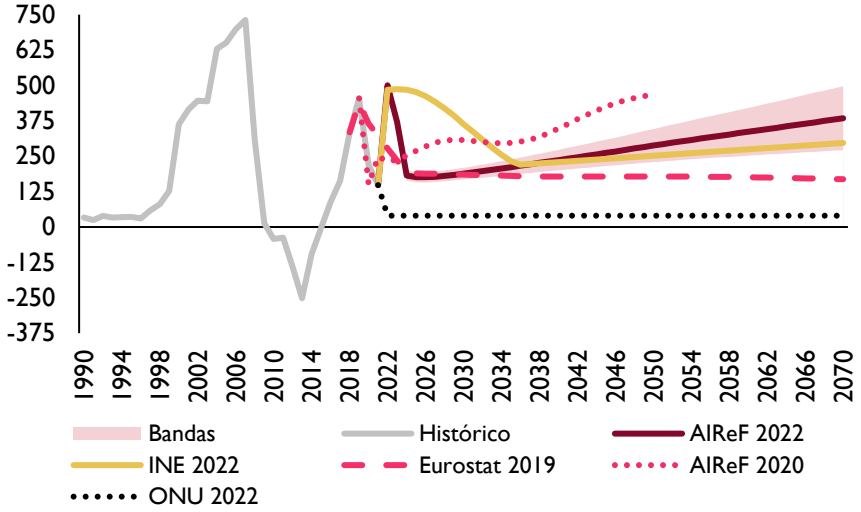


Fuente: INE y AIReF

En el contexto de la crisis sanitaria se considera que las restricciones a la movilidad internacional impuestas por los diversos países tienen un impacto transitorio, con una vuelta a la normalidad en 2023. Por ello se ha introducido un ajuste de corto plazo externo a las previsiones ofrecidas por el modelo. No obstante, cabe destacar que no se ha introducido efecto alguno asociado al incremento de los flujos de entrada ligados a la invasión de Ucrania por parte de Rusia debido a la dificultad que entraña su estimación por el desconocimiento acerca de la duración de la guerra o el posible retorno de los ucranianos una vez termine el conflicto bélico (véase recuadro 3).

Las estimaciones resultantes apuntan a un flujo promedio de entradas netas anuales en torno a 235 mil personas entre 2020 y 2050, que asciende a casi 339 mil personas en el periodo 2051-2070. Estas proyecciones, que suponen una revisión a la baja respecto a las últimas publicadas por la AIReF, prevén flujos de inmigración neta superiores a los estimados por Eurostat y la ONU, quienes mantienen constantes los flujos en los últimos niveles observados, pero proyectan un menor volumen de entradas netas que el INE hasta el año 2040.

GRÁFICO 24. PROYECCIONES DE FLUJOS DE INMIGRACIÓN NETA SEGÚN ORGANISMOS (MILES DE PERSONAS)



Fuente: INE, Eurostat y AIReF

La descomposición de los flujos de emigración estimados por países muestra un mantenimiento en los patrones observados recientemente. Los principales destinos de la migración son Alemania, Bélgica, Francia, Reino Unido, Estados Unidos y, ya más avanzado el periodo de proyección, Rumanía. En el caso de los flujos de inmigración la distribución histórica, centrada en Sudamérica, Centroamérica y el Magreb, se mantiene solo en parte del periodo de proyección. Los principales países de origen de los flujos de inmigración son Marruecos, Venezuela, Colombia, Perú y Argentina. No obstante, transcurridas las dos décadas iniciales destacan los flujos procedentes de algunos países centroafricanos con niveles de renta actuales reducidos, como Senegal y Nigeria.

GRÁFICO 25. PRINCIPALES DESTINOS DE LA EMIGRACIÓN Y ORÍGENES DE LA INMIGRACIÓN

GRÁFICO 25.A. ORÍGENES DE LA INMIGRACIÓN

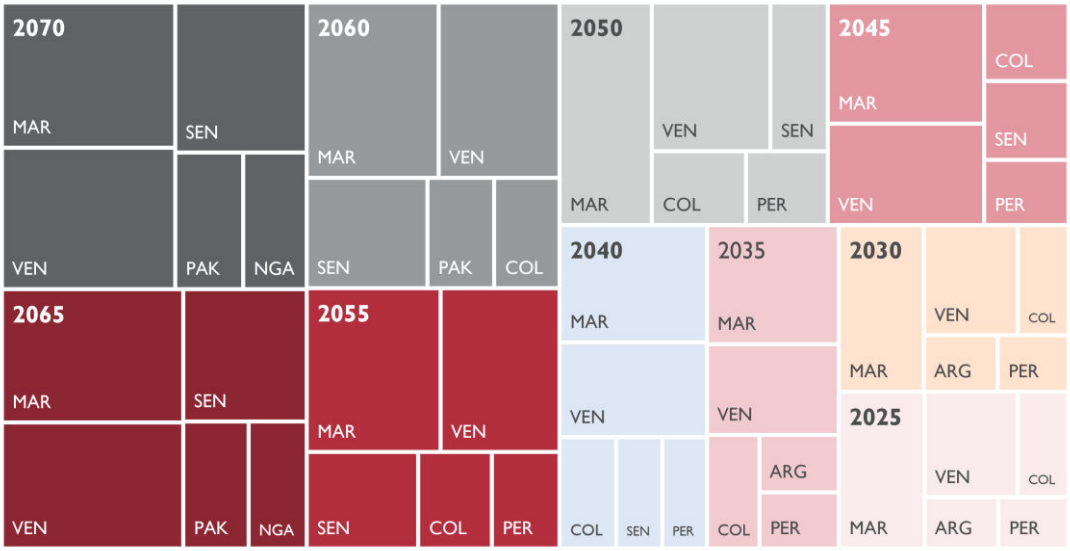
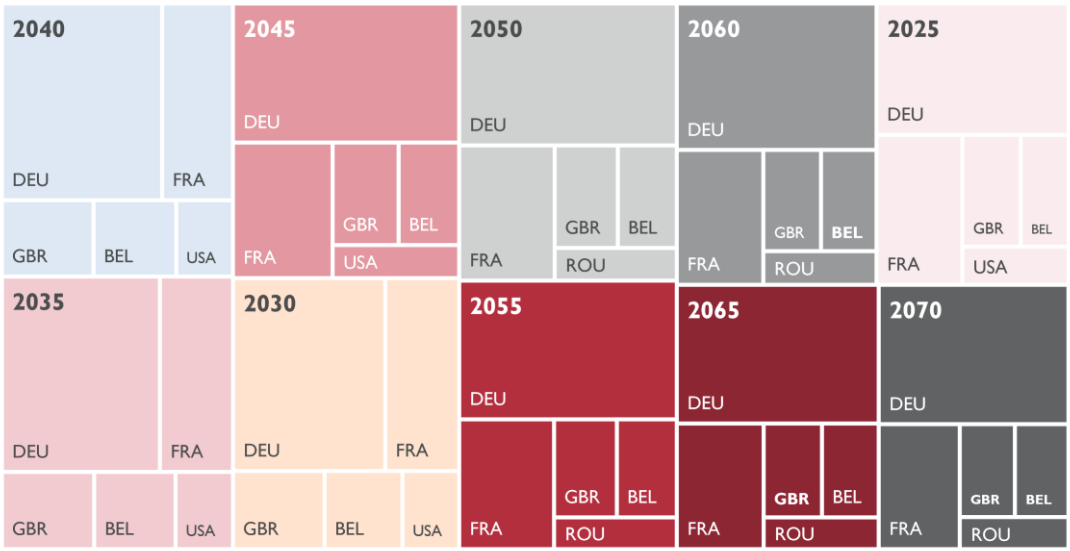


GRÁFICO 25.B. DESTINOS DE LA EMIGRACIÓN



Fuente: AIReF

Hay que tener en cuenta los numerosos retos que se enfrentan al estimar la ecuación de gravedad. Entre los retos listados por Beine et al (2016) destacan, entre otros los asociados al origen del migrante[12], la contrapartida

[12] Los datos están referidos al origen por lugar de nacimiento, aunque a veces se aproxima en función de la nacionalidad.

empírica de usar logaritmos de las probabilidades de migrar[13], la resistencia multilateral a la migración y la presencia de datos ausentes[14].

En cuanto a la distribución de estos flujos, en un primer paso, se reparten atendiendo a la nacionalidad, usando para ello el valor promedio en la muestra disponible (entre los años 2008 y 2021) de la proporción de los flujos correspondientes a cada nacionalidad. En media, el peso de los flujos de personas de nacionalidad extranjera respecto a los de nacionalidad española es muy superior, tanto en los flujos de entrada (88,6% frente a 11,4%) como en los de salida (80,9% frente a 19,1%), si bien en ambos casos se observa hasta 2015 una tendencia decreciente de la ratio para los extranjeros con posterior estabilización. Esta proporción se mantiene constante en el horizonte proyectivo para las inmigraciones, no así en el caso de las emigraciones. Éstas, al depender de la estructura de la población, se van actualizando conforme a la variación estimada en la proporción de la población según nacionalidad. Ello implica una tendencia creciente del peso de los extranjeros en los flujos de emigración, consecuente con mayores retornos a sus países de origen asociados a mayores stocks de población extranjera que, ya en 2050, ascendería a 85%, alcanzando el 89,4% en el año 2070.

[13] Donde el flujo bruto de migración es aproximado mediante el flujo neto entre origen y destino.

[14] La presencia de numerosos datos ausentes o valores cero podrían producir un sesgo en los parámetros estimados, pero que no afectaría significativamente a las predicciones.

GRÁFICO 26. PROPORCIÓN OBSERVADA DE LOS FLUJOS MIGRATORIOS SEGÚN NACIONALIDAD

GRÁFICO 26.A. FLUJOS DE INMIGRACIÓN

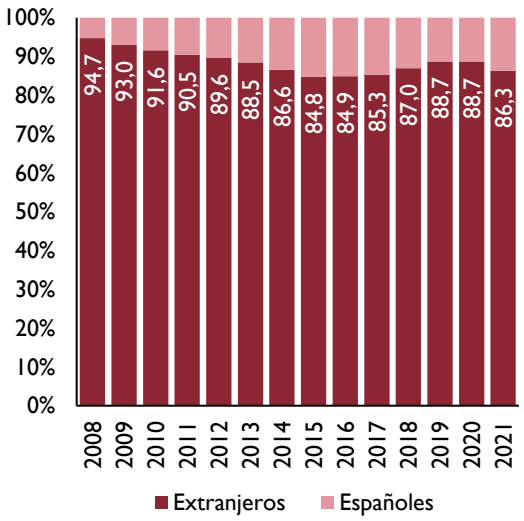
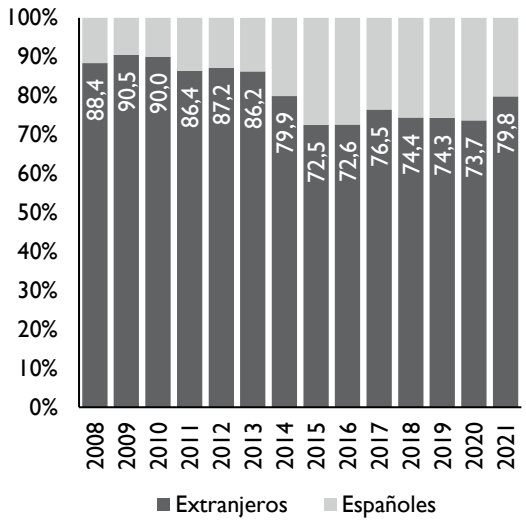


GRÁFICO 26.B. FLUJOS DE EMIGRACIÓN



Fuente: INE

Posteriormente, se efectúa un reparto por sexo de los flujos atribuidos a cada nacionalidad de acuerdo con el promedio histórico de las proporciones migrantes de cada sexo observadas para extranjeros y españoles. En los flujos de entrada, el peso de cada sexo resulta similar, con una ratio promedio -desde 2008 hasta la actualidad- próxima a la unidad. Sin embargo, para las salidas existe cierto grado de descompensación, siendo inferior la proporción de mujeres que emigran. Este hecho se observa principalmente en extranjeros, para los que el flujo para los hombres es un tercio superior al de mujeres. No obstante, se observa una tendencia decreciente en la ratio de hombres y mujeres en el tiempo, que, de mantenerse, conduciría a proporciones por sexos en el largo plazo más semejantes. Bajo estas consideraciones, y dado deterioro en la relación de masculinidad implícito en la estimación en caso de mantener este desequilibrio durante todo el periodo de proyección, se emplea una senda de evolución de la proporción de mujeres que emigran basada en las previsiones de modelos univariantes. En el caso de las mujeres emigrantes españolas, se prevé un mantenimiento en un 48% de la proporción mujeres respecto al total, mientras que, para extranjeras, se produce un aumento de dicha proporción de 0,49 puntos porcentuales en cada año, hasta alcanzar la misma proporción de las residentes de nacionalidad española.

GRÁFICO 27. PROPORCIÓN DE MASCULINIDAD OBSERVADA SEGÚN SEXO Y NACIONALIDAD DE LOS FLUJOS MIGRATORIOS

GRÁFICO 27.A. FLUJOS DE INMIGRACIÓN

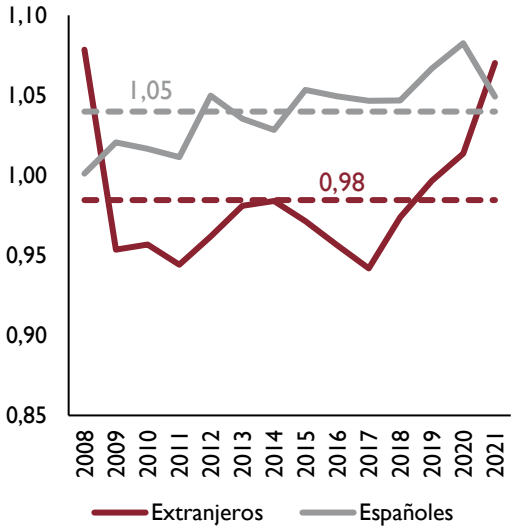
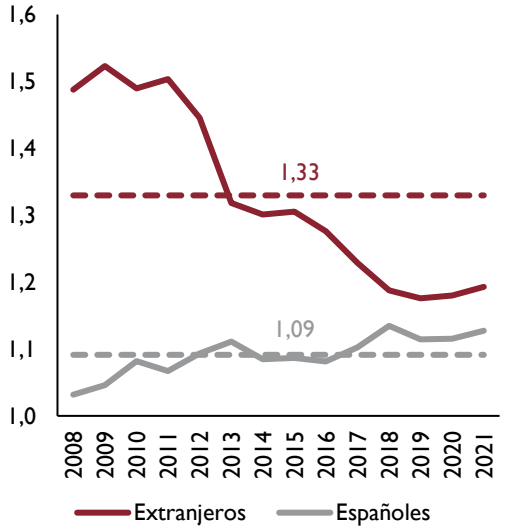


GRÁFICO 27.B. FLUJOS DE EMIGRACIÓN



Fuente: INE

Finalmente, se distribuyen por generaciones los flujos obtenidos anteriormente para cada sexo y nacionalidad. En el caso de las inmigraciones, la asignación se efectúa en base al promedio del cociente entre el flujo de inmigración de cada grupo quinquenal de edad sobre el total. Los perfiles resultantes son semejantes en hombres y mujeres, pero diferentes según nacionalidad, con mayor intensidad entre los 15 y los 40 años en extranjeros y al contrario en el resto de las edades. Para las emigraciones, se utilizan calendarios de emigración, calculados como el promedio del cociente entre las tasas de emigración de cada grupo quinquenal de edad y la suma de las tasas por edad -denominada comúnmente Indicador Sintético de Emigración (ISME)-. Estos calendarios muestran un comportamiento diferenciado en mujeres respecto a hombres. En particular, para extranjeros, las mujeres presentan una emigración menos intensa en el tramo en edad de trabajar, pero mayor en edades infantiles y más avanzadas, mientras que, para los emigrantes nacionales, las mujeres tienden a emigrar en mayor medida que los hombres hasta los 36 años.

GRÁFICO 28. ESTRUCTURA POR EDAD DE LOS FLUJOS MIGRATORIOS SEGÚN SEXO Y NACIONALIDAD

GRÁFICO 28.A. FLUJOS DE INMIGRACIÓN

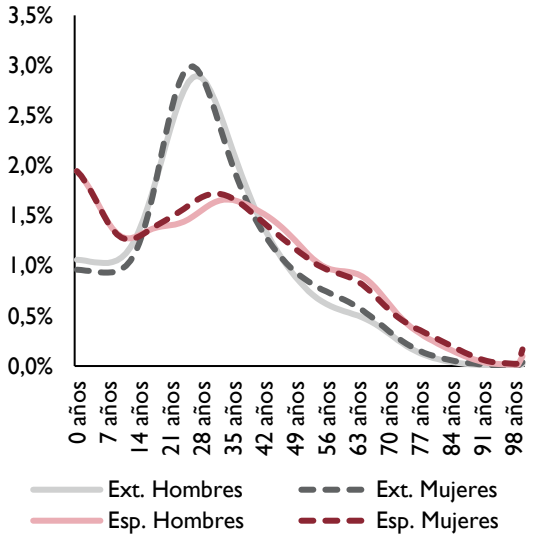
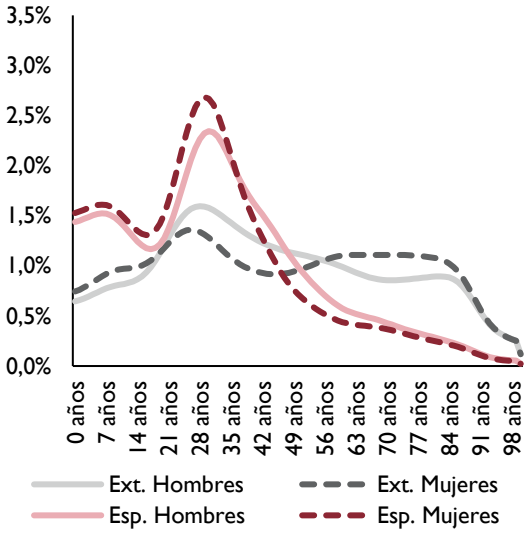


GRÁFICO 28.B. FLUJOS DE EMIGRACIÓN



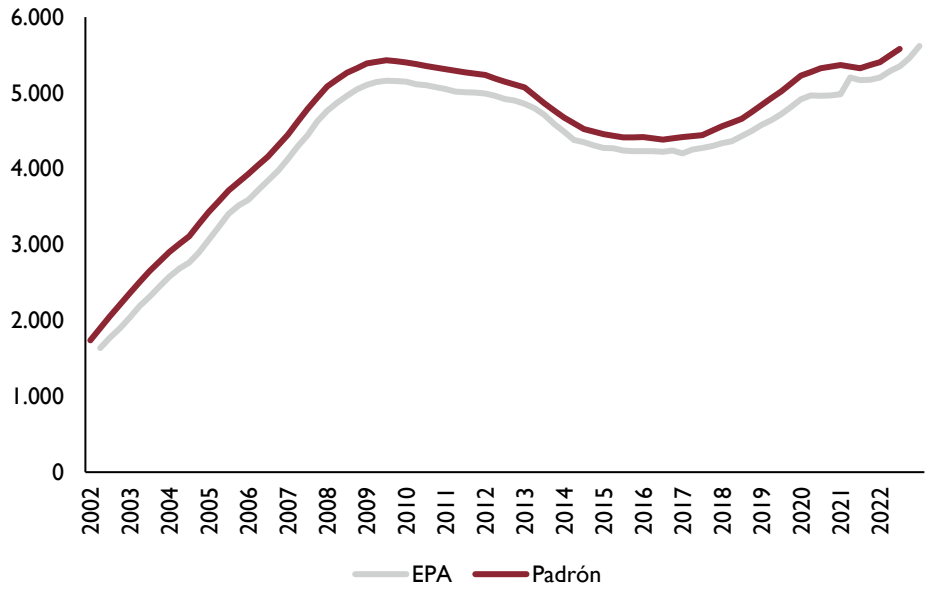
Fuente: AIReF

RECUADRO 4. IMPACTO DE LA COVID-19 SOBRE LAS INMIGRACIONES NETAS

Para poder estimar los efectos ligados a las restricciones a la movilidad internacional sobre la inmigración neta exterior ocasionados por la pandemia durante 2022 y los que potencialmente se producirían en 2023 se realiza un proceso en dos etapas.

En una primera etapa se procede a estimar la relación entre los datos trimestralizados del padrón de residentes con nacionalidad extranjera y la población con nacionalidad extranjera de la EPA retardada un periodo.

GRÁFICO RE_4.1 PADRÓN Y LA EPA RETARDADA UN PERIODO. PERSONAS CON NACIONALIDAD EXTRANJERA. MILES DE PERSONAS



Fuente: INE y AIReF

Los resultados de este ejercicio se muestran a continuación.

CUADRO RE_4.1 ESTIMACIÓN DE LA RELACIÓN ENTRE EL PADRÓN Y LA EPA DE PERSONAS CON NACIONALIDAD EXTRANJERA

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico t	p-valor
Constante	317.25	117.28	2.70	0.0085
EPA(-1)	0.99	0.03	38.31	0.0000
Atípico 2021:1T	39.45	16.45	2.40	0.0190
Atípico 2021:2T	-160.90	18.66	-8.62	0.0000
Atípico 2021:3T	-119.76	17.25	-6.94	0.0000
Atípico 2021:4T	-47.32	12.97	-3.65	0.0005
Término Autoregresivo	0.92	0.04	22.07	0.0000

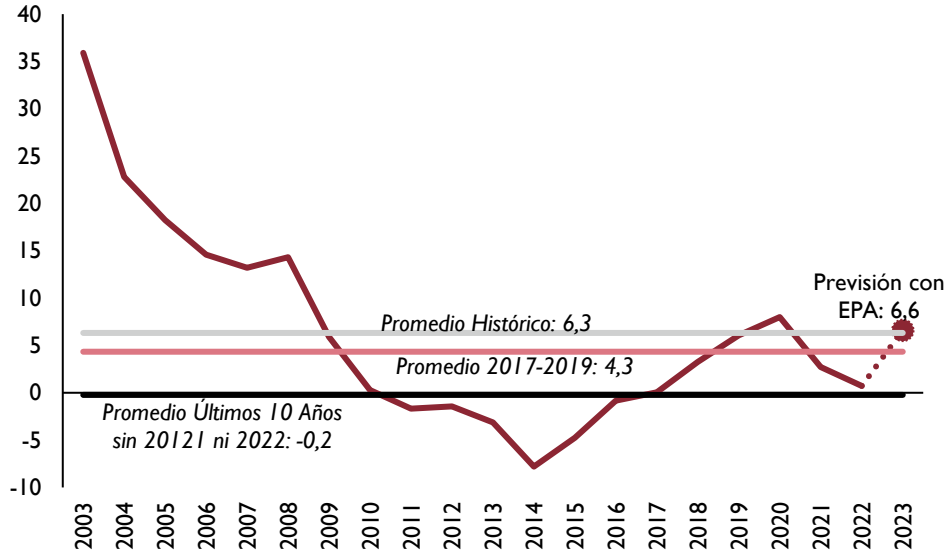
R^2	0.999	Media Variable Dependiente	4547.82
R^2 Ajustado	0.999	Desv. Estándar Var Dep.	916.43
Estadístico F	19631.756	Error Estándar Regr.	22.243
Prob(F-statistic)	0.000	Estadístico de Durbin Watson	1.76

Fuente: INE y AIReF

Una vez obtenida esta relación de corto plazo se procede a realizar una predicción para obtener la población con nacionalidad extranjera a 1 de enero de 2023, que ascendería a 5.847.194 personas. A esta población se detraen las inmigraciones forzosas procedentes de Ucrania dadas las consideraciones establecidas en el recuadro 3.

Desde una perspectiva histórica, el incremento en los flujos de inmigración estimado mediante este procedimiento sitúa la tasa de variación de la población extranjera para 2023 por encima del promedio histórico de la tasa de variación interanual.

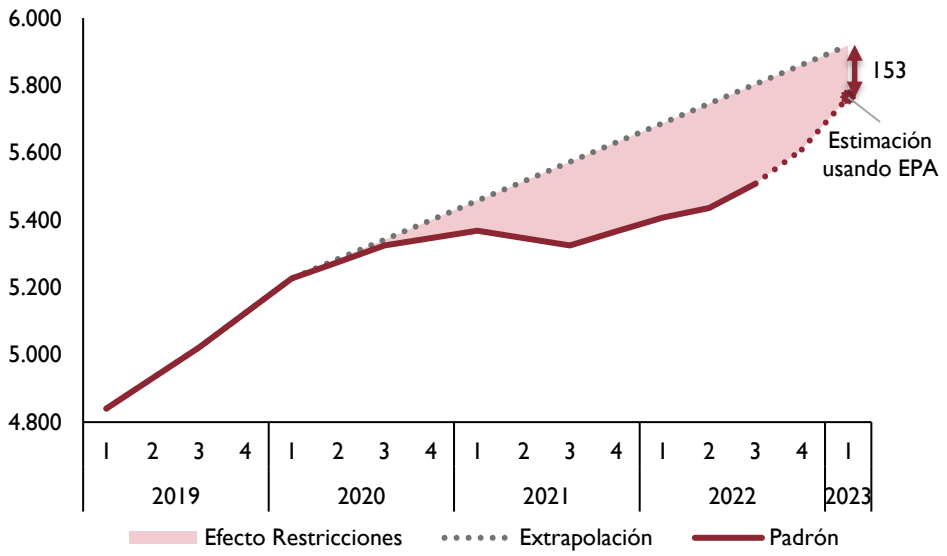
GRÁFICO RE_4.2 TASA DE VARIACIÓN INTERANUAL DE LA POBLACIÓN CON NACIONALIDAD EXTRANJERA A 1 DE ENERO DE CADA AÑO. EXCLUYENDO LA INCIDENCIA DE LA MIGRACIÓN FORZOSA DE NACIONALES UCRANIANOS EN 2022. (%)



Fuente: INE y AIReF

En la segunda etapa, con el fin de poder capturar el posible remanente de inmigrantes netos que podrían haber pospuesto sus decisiones en el contexto del COVID-19 y que migrarían a lo largo de 2023 se establece la hipótesis simplificadora de que la evolución del stock de población extranjera en ausencia de las restricciones a la movilidad internacional se hubiese comportado de acuerdo con la variación promedio observada en el periodo 2027-2019. Este periodo viene marcado por la crisis migratoria venezolana, especialmente entre 2017 y 2019, por lo que esta hipótesis supone que los flujos de este país y de los limítrofes aún hubiese afectado a las inmigraciones en ausencia de las restricciones. Tomando este punto de partida y las estimaciones realizadas en el anterior paso se estima el defecto de población extranjera que aún podría incidir a lo largo del año 2023. El defecto de inmigraciones estimado resultante sería de aproximadamente 153.000 personas.

GRÁFICO RE_4.3. DEFECTO ESTIMADO DE POBLACIÓN CON NACIONALIDAD EXTRANJERA A PRIMER DÍA DE CADA TRIMESTRE (MILES DE PERSONAS)



Fuente: INE y AIReF

Para las estimaciones posteriores se supone que el defecto de inmigraciones se anularía, empleándose el modelo de inmigraciones netas de largo plazo de la AIReF.

3. MARCO GENERAL DE PROYECCIÓN

El tamaño y la estructura de la población es determinante en la planificación de las políticas de los países por sus amplias implicaciones económicas y sociales. Aquellos con elevadas esperanzas de vida y baja fecundidad, como es el caso español y de la mayor parte de Europa, necesitan elaborar pronósticos que les permitan identificar los problemas futuros en la sostenibilidad a largo plazo de las finanzas públicas.

Existen numerosas técnicas para establecer la dinámica de las proyecciones de población, si bien el uso del algoritmo de componentes de cohortes es generalizado. Su relativa sencillez facilita la transparencia en la comunicación, sin menoscabar la eficacia para producir predicciones plausibles. No obstante, es altamente dependiente de las dinámicas asumidas para la fecundidad, la mortalidad y las migraciones y no considera de forma explícita factores no demográficos.

En el resto del epígrafe se expone de forma detallada el método de proyección empleado y los resultados obtenidos en base a la evolución prevista en el apartado anterior de sus principales determinantes.

3.1. Marco general de proyección. Metodología

Hasta ahora la AIReF realizaba proyecciones de población en base a la metodología expuesta en Osés y Quilis (2018), que utiliza el método de componentes para estimar el número de personas para una nacionalidad, edad y sexo existentes en un periodo, en función de la evolución prevista

para los fenómenos demográficos a cada edad simple. Las dinámicas de la población se representaban mediante una cadena de Markov de primer orden dependiente del tiempo con un término exógeno relativo a los flujos migratorios (Luenberger (1979), Girosi y King (2008)).

En la actualidad, si bien se sigue utilizando una metodología similar, ésta se basa en el enfoque clásico por componentes, que proporciona cifras de población a 1 de enero de cada año distinguiendo por sexo, edad y nacionalidad en base a las dinámicas por cohortes previstas para los distintos fenómenos demográficos, lo que permite establecer una comparativa directa con las estimaciones de otros organismos. Asimismo, las emigraciones dejan de considerarse un elemento exógeno, integrándose en las ecuaciones de transición.

La población con edad comprendida entre 1 y 99 años a 1 de enero del periodo siguiente se estima como la población un año más joven en el periodo inmediatamente anterior que sobrevive y no emigra, más los flujos de inmigrantes de dicha edad, conforme a la siguiente expresión:

$$P_{s,x+1}^{t+1} = \frac{\left[1 - 0{,}5\left(m_{s,x}^{t} + e_{s,x}^{t}\right)\right] P_{s,x}^{t} + M_{s,x}^{t}}{\left[1 + 0{,}5\left(m_{s,x}^{t} + e_{s,x}^{t}\right)\right]} \tag{15}$$

donde $P_{s,x+1}^{t+1}$ es la población residente en España de edad $x+1$ a uno de enero del año $t+1$ de sexo s, $m_{s,x}^{t}$ es la tasa de mortalidad en el año t de la cohorte de individuos residentes en España de sexo s y edad x a 1 de enero del año t, $e_{s,x}^{t}$ es la tasa de emigración exterior en el año t de la cohorte de individuos residentes en España se sexo s y edad x a 1 de enero del año t y $M_{s,x}^{t}$ es el flujo de inmigración procedente del extranjero en el año t de individuos de sexo s y edad x a 1 de enero del año t.

Las tasas de mortalidad y de emigración, así como las inmigraciones, de los individuos de la cohorte de edad x a 1 de enero de cada año, se derivan de sus homólogos a cada edad simple x como:

$$m_{s,x}^{t} = \left(\frac{mo_{s,x}^{t} + mo_{s,x+1}^{t}}{2}\right) \quad e_{s,x}^{t} = \left(\frac{em_{s,x}^{t} + em_{s,x+1}^{t}}{2}\right) \quad M_{s,x}^{t} = \left(\frac{IM_{s,x}^{t} + IM_{s,x+1}^{t}}{2}\right) \tag{16}$$

donde $mo_{s,x}^{t}$ y $em_{s,x}^{t}$ son, respectivamente, las tasas de mortalidad y de emigración en el año t de los individuos residentes en España de edad x y sexo s y $IM_{s,x}^{t}$ es el flujo de inmigración procedente del extranjero en el año t de individuos de edad x y sexo s.

Para obtener la población de recién nacidos en el año siguiente, se modifica la ecuación (15), sustituyendo la población un año más joven en el año anterior por los nacidos durante dicho periodo:

$$P_{s,0}^{t+1} = \frac{\left[1 - 0{,}5\left(m_{s,-1}^{t} + e_{s,-1}^{t}\right)\right] N_s^t + M_{s,-1}^{t}}{\left[1 + 0{,}5\left(m_{s,-1}^{t} + e_{s,-1}^{t}\right)\right]} \tag{17}$$

donde $P_{s,0}^{t+1}$ es la población menor de un año a uno de enero del año $t+1$ de sexo s, $m_{s,-1}^{t}$ es la tasa de mortalidad de la cohorte de individuos residentes en España de sexo s y nacidos durante el año t, $e_{s,-1}^{t}$ es la tasa de emigración exterior de la cohorte de individuos residentes en España se sexo s y nacidos durante el año t, $M_{s,-1}^{t}$ es el flujo de inmigración procedente del extranjero de nacidos de sexo s durante el año t y N_s^t son los nacidos en España de sexo s durante el año t, calculados en base a la siguiente ecuación:

$$N_s^t = r \sum_{x=14}^{49} \left(\frac{P_{M,x}^{t} + P_{M,x+1}^{t+1}}{2}\right) f_x^t \tag{18}$$

donde r representa la ratio de masculinidad al nacimiento en hombres y, por ende, $(1-r)$ la ratio de feminidad para las mujeres, $P_{M,x}^{t}$ es la población de mujeres de edad x a 1 de enero del año t y f_x^t es la tasa de fecundidad en el año t de la generación de mujeres residentes en España que tienen la edad x a 1 de enero del año t. De nuevo las tasas de mortalidad, fecundidad y emigración y las inmigraciones se refieren a cohortes siendo necesario calcularlas a partir de las cifras por edades simples como:

$$m_{s,-1}^{t} = \frac{mo_{s,0}^{t}}{2} \qquad e_{s,-1}^{t} = \frac{em_{s,0}^{t}}{2} \qquad M_{s,-1}^{t} = \frac{IM_{s,0}^{t}}{2} \tag{19}$$

$$f_x^t = \left(\frac{fe_x^t + fe_{x+1}^t}{2}\right) \quad \forall j \in [15-48] \qquad f_{14}^t = \frac{fe_{15}^t}{2} \qquad f_{49}^t = \frac{fe_{49}^t}{2}$$

donde $mo_{s,0}^{t}$ y $em_{s,0}^{t}$ son, respectivamente, la tasa de mortalidad y de emigración en el año t de individuos de edad menor de un año y sexo s, $IM_{s,0}^{t}$ es el flujo de inmigración procedente del extranjero en el año t de individuos de menos de 1 año y sexo s y fe_x^t es la tasa de fecundidad en el año t de mujeres de edad x.

En cuanto al cálculo de la población para el grupo de edad abierto de 100 o más año, se deriva por agregación de las estimaciones para la población de 100 años a 115 o más años, de manera que el grupo de 115 o más años, presenta como población sujeta al riesgo de emigrar y de fallecer no sólo la población en el año anterior un año más joven sino también la del grupo abierto, es decir, los individuos de 114 o más años:

$$P_{s,115+}^{t+1} = \frac{\left[1 - 0{,}5\left(m_{s,114+}^{t} + e_{s,104+}^{t}\right)\right]\left(P_{s,114}^{t} + P_{s,115+}^{t}\right) + M_{s,114+}^{t}}{\left[1 + 0{,}5\left(m_{s,114+}^{t} + e_{s,114+}^{t}\right)\right]} \tag{20}$$

donde $P_{s,114}^{t}$ y $P_{s,115+}^{t}$ son la población residente en España de sexo s a 1 de enero del año t de 114 años y 115 o más años, respectivamente, $m_{s,114+}^{t}$ y

$e^t_{s,114+}$ se refieren a la tasa de mortalidad y emigración, respectivamente, durante el año t de la generación de individuos de sexo s residentes en España de 114 o más años a 1 de enero del año t y $M^t_{s,114+}$ es el flujo de inmigración procedente del extranjero en el año t de individuos de sexo s y edad 114 o más años a 1 de enero del año t. Las expresiones a partir de las cuales se derivan las tasas y los flujos para los individuos de 114 o más años a 1 de enero de cada año en función las correspondientes a cada edad simple se muestran a continuación:

$$m^t_{s,114+} = \frac{mo^t_{s,114} + mo^t_{s,115+}}{2} \qquad e^t_{s,114+} = \frac{em^t_{s,114} + em^t_{s,115+}}{2} \quad (21)$$

$$M^t_{s,99+} = \frac{IM^t_{s,114} + IM^t_{s,115+}}{2}$$

donde $mo^t_{s,114}$ y $mo^t_{s,115+}$ son la tasa de mortalidad en el año t de individuos de sexo s y edad igual a 114 años y 115 o más años, respectivamente, $em^t_{s,114}$ y $em^t_{s,115+}$ son la tasa de emigración en el año t de individuos de sexo s y edad igual a 114 años y 115 o más años, respectivamente, y $IM^t_{s,114}$ y $IM^t_{s,115+}$ se refieren al flujo de inmigración procedente del extranjero en el año t de individuos de 114 años y 115 o más años, respectivamente..

Una vez estimadas las poblaciones en t y $t+1$, se pueden obtener los nacimientos ($N^t_{s,x}$), las defunciones ($D^t_{s,x}$) y las emigraciones ($E^t_{s,x}$) del año t de los individuos residentes en España a cada edad simple x y sexo s a partir de la aplicación de las sus correspondientes tasas. A continuación, se muestran las expresiones mediante las cuales se derivan las defunciones, siendo extensibles al resto de fenómenos[15]:

$$D^t_{s,0} = m^t_{s,-1}\left(\frac{N^t_s + P^{t+1}_{s,0}}{2}\right) + \omega \cdot m^t_{s,0}\left(\frac{P^t_{s,0} + P^{t+1}_{s,1}}{2}\right) \quad (22)$$

$$D^t_{s,1} = (1-\omega) \cdot m^t_{s,0}\left(\frac{P^t_{s,0} + P^{t+1}_{s,1}}{2}\right) + \frac{1}{2}\, m^t_{s,1}\left(\frac{P^t_{s,1} + P^{t+1}_{s,2}}{2}\right)$$

$$D^t_{s,x} = \frac{1}{2}\, m^t_{s,x-1}\left(\frac{P^t_{s,x-1} + P^{t+1}_{s,x}}{2}\right) + \frac{1}{2}\, m^t_{s,x}\left(\frac{P^t_{s,x} + P^{t+1}_{s,x+1}}{2}\right)$$

[15] Excepto para el grupo de cero y un año, donde el valor de ω difiere según el fenómeno demográfico que se trate. Así se establece un valor igual a 0,5 para todos los fenómenos demográficos menos para mortalidad, donde se asigna un valor representativo del menor tiempo de vida de los recién nacidos en sus primeros meses ($\omega = 0{,}85$).

$$D_{s,99+}^{t} = \frac{1}{2}\, m_{s,98}^{t} \left(\frac{P_{s,98}^{t} + P_{s,99}^{t+1}}{2} \right) + m_{s,99+}^{t} \left(\frac{P_{s,99}^{t} + P_{s,100+}^{t} + P_{s,100+}^{t+1}}{2} \right)$$

Ahora bien, si se quiere distinguir según nacionalidad, a la dinámica general expuesta se debe incorporar la probabilidad de adquirir la nacionalidad española por parte de la población residente extranjera, para permitir el traspaso de población residente de una nacionalidad a otra. Así las ecuaciones (15), (17) y (20) para el cálculo de la población residente en España de nacionalidad extranjera quedarían como:

$$P_{s,x+1}^{f,t+1} = \frac{\left[1 - 0{,}5\left(m_{s,x}^{f,t} + e_{s,x}^{f,t} + a_{s,x}^{f,t}\right)\right] P_{s,x}^{f,t} + M_{s,x}^{f,t}}{\left[1 + 0{,}5\left(m_{s,x}^{f,t} + e_{s,x}^{f,t} + a_{s,x}^{f,t}\right)\right]} \tag{23}$$

$$P_{s,0}^{f,t+1} = \frac{\left[1 - 0{,}5\left(m_{s,-1}^{f,t} + e_{s,-1}^{f,t} + a_{s,-1}^{f,t}\right)\right] N_{s}^{f,t} + M_{s,-1}^{f,t}}{\left[1 + 0{,}5\left(m_{s,-1}^{f,t} + e_{s,-1}^{f,t} + a_{s,-1}^{f,t}\right)\right]} \tag{24}$$

$$P_{s,115+}^{f,t+1} = \frac{\left[1 - 0{,}5\left(m_{s,114+}^{f,t} + e_{s,114+}^{f,t} + a_{s,114+}^{f,t}\right)\right] \left(P_{s,114}^{f,t} + P_{s,115+}^{f,t}\right) + M_{s,114+}^{f,t}}{\left[1 + 0{,}5\left(m_{s,114+}^{f,t} + e_{s,114+}^{f,t} + a_{s,114+}^{f,t}\right)\right]} \tag{25}$$

donde el $P_{s,x+1}^{f,t+1}$ es la población de nacionalidad extranjera residente en España de edad $x+1$ a 1 de enero del año $t+1$ y sexo s, $m_{s,x}^{f,t}$, $e_{s,x}^{f,t}$ y $a_{s,x}^{f,t}$ son, respectivamente, las tasas de mortalidad, emigración y adquisición de nacionalidad del año t de los individuos de nacionalidad extranjera residentes en España de edad x a 1 de enero del año t y sexo s y $M_{s,x}^{f,t}$ es el flujo de inmigración en el año t de individuos de nacionalidad no española procedentes del extranjero de sexo s y edad x a 1 de enero del año t. Las tasas de adquisición de nacionalidad para cohorte de edad se obtienen a partir de las tasas a cada edad simple, como:

$$a_{s,x}^{t} = \left(\frac{ad_{s,x}^{t} + ad_{s,x+1}^{t}}{2} \right) \quad a_{s,-1}^{t} = \frac{ad_{s,0}^{t}}{2} \quad ad_{s,99+}^{t} = ad_{s,100+}^{t} \tag{26}$$

donde $ad_{s,x}^{t}$ representa la tasa de adquisición de nacionalidad española del año t de individuos residentes en España de nacionalidad extranjera de edad x y sexo s.

Mientras, para la población residente en España de nacionalidad española las ecuaciones serían:

$$P_{s,x+1}^{n,t+1} = \frac{\left[1 - 0{,}5\left(m_{s,x}^{n,t} + e_{s,x}^{n,t}\right)\right] P_{s,x}^{n,t} + M_{s,x}^{n,t} + A_{s,x}^{f,t}}{\left[1 + 0{,}5\left(m_{s,x}^{n,t} + e_{s,x}^{n,t}\right)\right]} \tag{27}$$

$$P_{s,0}^{n,t+1} = \frac{\left[1 - 0{,}5\left(m_{s,-1}^{n,t} + e_{s,-1}^{n,t}\right)\right] N_s^{n,t} + M_{s,-1}^{n,t} + A_{s,-1}^{f,t}}{\left[1 + 0{,}5\left(m_{s,-1}^{n,t} + e_{s,-1}^{n,t}\right)\right]} \tag{28}$$

$$P_{s,115+}^{n,t+1} = \frac{\left[1 - 0{,}5\left(m_{s,114+}^{n,t} + e_{s,114+}^{n,t}\right)\right]\left(P_{s,114}^{n,t} + P_{s,115+}^{n,t}\right) + M_{s,114+}^{n,t} + A_{s,114+}^{f,t}}{\left[1 + 0{,}5\left(m_{s,114+}^{n,t} + e_{s,114+}^{n,t}\right)\right]} \tag{29}$$

donde el $P_{s,x+1}^{n,t+1}$ es la población de nacionalidad española residente en España de edad $x+1$ a 1 de enero del año $t+1$ y sexo s, $m_{s,x}^{n,t}$ y $e_{s,x}^{n,t}$ son, respectivamente, las tasas de mortalidad y emigración del año t de los individuos de nacionalidad española residentes en España de edad x a 1 de enero del año t y sexo s, $M_{s,x}^{n,t}$ es el flujo de inmigración en el año t de individuos de nacionalidad española procedentes del extranjero de sexo s y edad x a 1 de enero del año t y $A_{s,x}^{f,t}$ son las adquisiciones de la nacionalidad española del año t por parte de los individuos residentes en España de nacionalidad extranjera de la cohorte de edad x a 1 de enero del año t y sexo s, calculadas como:

$$A_{s,0}^{f,t} = a_{s,-1}^{f,t}\left(\frac{N_s^{f,t} + P_{s,0}^{f,t+1}}{2}\right) \qquad A_{s,x}^{f,t} = a_{s,x-1}^{f,t}\left(\frac{P_{s,x-1}^{f,t} + P_{s,x}^{f,t+1}}{2}\right) \tag{30}$$

$$A_{s,114+}^{f,t} = a_{s,114+}^{f,t}\left(\frac{P_{s,114}^{f,t} + P_{s,115+}^{f,t} + P_{s,115+}^{f,t+1}}{2}\right)$$

Finalmente, hay que mencionar que las tasas específicas de emigración ($em_{s,x}^{v,t}$) para cada periodo de tiempo t, cada nacionalidad v con $v = \{f, n\}$, a cada edad x y sexo s son, a su vez, resultado de aplicar al Indicador Sintético de Emigración (${}_iISME_s^{v,t}$), que se genera de forma iterativa en cada periodo y para cada nacionalidad y sexo hasta lograr en la $i - ésima$ iteración unos flujos de emigración iguales a los estimados ($E_s^{v,t}$), el calendario de emigración por generaciones ($c_{s,x}^v$), que es constante a lo largo del tiempo, pero varía según la nacionalidad y sexo, tal como se muestra a continuación:

$$em_{s,x}^{v,t} = c_{s,x}^v \times ISME_s^{v,t} \quad {}_0ISME_s^{v,t} = \frac{E_s^{v,t}}{\sum_i c_{s,x}^v \cdot N_{s,x}^{v,t-1}} \quad {}_iISME_s^{v,t} = {}_{i-1}ISME_s^{v,t} \pm \alpha\delta \tag{31}$$

donde δ hace referencia a la diferencia existente en la iteración $i - esíma$ entre el flujo de emigración obtenido aplicando el correspondiente ISME y el estimado originalmente y α es un parámetro constante relativo a la intensidad del ajuste en cada iteración.

3.2. Marco general de proyección. Resultados

En base a las dinámicas previstas para los fenómenos demográficos, previamente detalladas en el segundo epígrafe, y unos determinados supuestos sobre la evolución de la ratio de masculinidad y las adquisiciones de nacionalidad, se proyecta la población hasta el año 2070. Se establece que la ratio de masculinidad permanecerá fija durante el horizonte de proyección, con un porcentaje de nacimientos de varones del 51,5%, igual a la hipótesis sostenida por el INE en sus proyecciones (2022). En cuanto a las adquisiciones de nacionalidad, se sostiene la hipótesis de que las tasas de adquisición por cohortes, calculadas como el cociente entre las adquisiciones de nacionalidad y la población en cada grupo de edad, se mantendrán constantes durante el periodo de proyección en su valor promedio observado históricamente. Las tasas así calculadas se suavizan mediante el uso de un triple proceso de medias móviles de cinco generaciones consecutivas, de forma similar al procedimiento seguido por el INE (2016) en sus proyecciones 2016-2066 a partir de las que se deja de publicar las hipótesis sobre las adquisiciones de nacionalidad. La población inicial es aquella residente en España a fecha 1 de enero de 2022[16].

Se estima un crecimiento continuo de la población extranjera residente, si bien la población nacional se mantiene más o menos estable hasta casi la mitad de siglo, con una tendencia decreciente a partir de ese momento, y estabilizándose a mitad de la década de 2060. La población extranjera crecería paulatinamente hasta alcanzar, a 1 de enero de 2050, más de 8 millones de personas y casi 10,5 millones a 1 de enero de 2070. La población residente con nacionalidad española se mantendrá estable en torno a 42,2 millones de personas, para luego iniciar una senda descendente y una posterior estabilización en 2070 -con una población de aproximadamente 41,6 millones de personas-.

[16] Para edades superiores o iguales a 105 años se corresponde con la población para el grupo de 105 o más años publicada por el INE desagregada en edades simples usando el método de interpolación lineal.

GRÁFICO 29. EVOLUCIÓN PREVISTA PARA LA POBLACIÓN SEGÚN NACIONALIDAD (MILES DE PERSONAS)

GRÁFICO 29.A. POBLACIÓN RESIDENTE EXTRANJERA

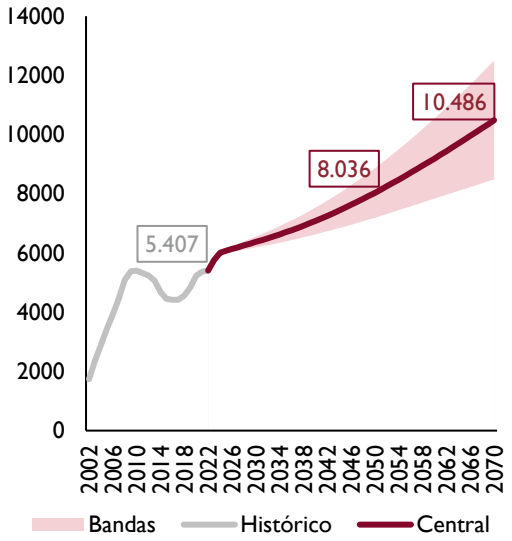
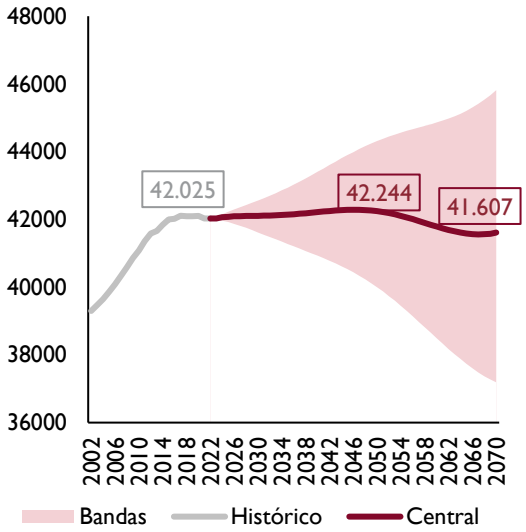


GRÁFICO 29.B. POBLACIÓN RESIDENTE ESPAÑOLA



Fuente: INE y AIReF

La población residente total presenta una tendencia creciente en todo el horizonte de proyección, no así la población en edad de trabajar. El incremento observado en la población extranjera se traslada a la población total, contrarrestando parcialmente la disminución de la población residente de nacionalidad española durante 2050-2070. La población en edad de trabajar presenta un perfil más parecido a la población residente con nacionalidad española, con un estancamiento en torno a 32 millones de personas y un posterior descenso. Hacia 2050 habría una contracción de unos 3 millones de personas en edad de trabajar hasta los 28,8 millones de personas. Tras ese mínimo, se produciría una estabilización y recuperación de los efectivos entre 16 y 66 años hasta el entorno de unos 30,9 millones a 1 de enero de 2070. Respecto a la ONU (2022) suponen una mayor población, si bien con relación a Eurostat sólo a partir de 2050. Ello es debido principalmente a las reducidas migraciones que suponen estos organismos. En contraste, las proyecciones de la AIReF resultan menos favorables que las presentadas por el INE en su última actualización, estimaciones que se sustentan en unos elevados flujos de inmigración neta en los primeros años del periodo proyectivo.

GRÁFICO 30. EVOLUCIÓN PREVISTA PARA LA POBLACIÓN RESIDENTE TOTAL Y EN EDAD DE TRABAJAR (MILES DE PERSONAS)

GRÁFICO 30.A. POBLACIÓN RESIDENTE TOTAL

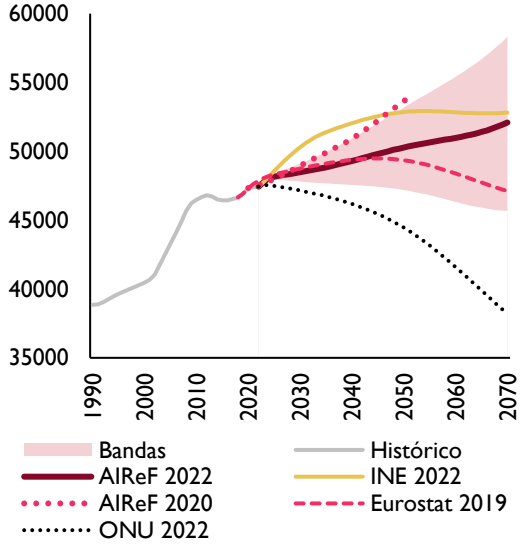
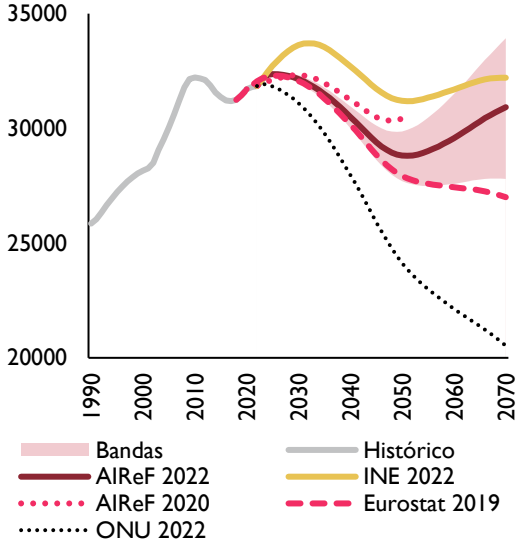


GRÁFICO 30.B. POBLACIÓN EN EDAD DE TRABAJAR



Fuente: INE y AIReF

En lo que se refiere a la tasa de dependencia, se prevé un notable incremento hasta mitad de siglo, seguido de un ciclo de contracción. A 1 de enero de 2050, la tasa de dependencia, definida como la proporción de la población menor de 16 años y mayor de 66 años sobre la población en edad de trabajar (entre 16 y 66 años, ambas edades inclusive), se espera alcance casi el 74,5%, debido, principalmente al incremento del peso de la población mayor de 66 años. Al final del horizonte de proyección la disminución de la población de edad más avanzada se vería contrarrestada parcialmente con el incremento de la población menor de 16 años, lo que lleva a una reducción de la tasa de 6 pp. La evolución de la tasa de dependencia es muy parecida a la prevista en 2020 y a la estimada por Eurostat, la ONU y el INE hasta 2040. Todas las proyecciones sugieren que en torno a las décadas de 2050-2060 se alcanza un máximo en la tasa de dependencia -aunque el rango de estimación es amplio variando entre el 69,6% en 2052 del INE y el 88% de la ONU en 2058-.

GRÁFICO 31. EVOLUCIÓN PREVISTA DE LA TASA DE DEPENDENCIA (%)

GRÁFICO 31.A. TASA DE DEPENDENCIA

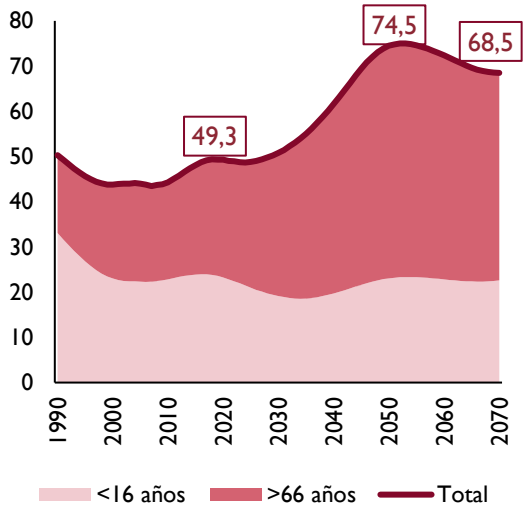
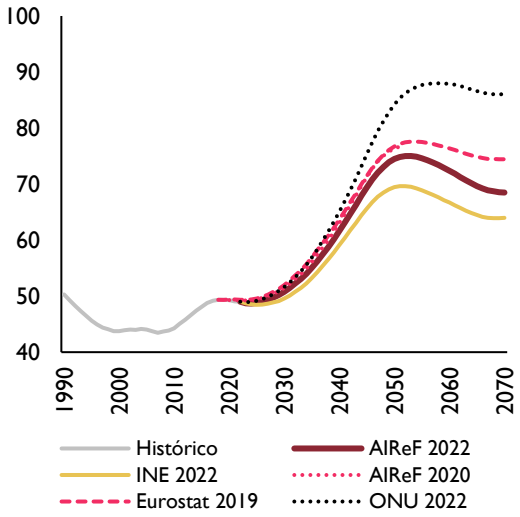


GRÁFICO 31.B. TASA DE DEPENDENCIA. COMPARATIVA



Fuente: INE y AIReF

La evolución de la pirámide de población sería reflejo tanto del envejecimiento de la población como del mayor peso de la población residente extranjera. En 2070 se estima para la población española un incremento de los grupos de edad avanzados y un mantenimiento o descenso en el resto, mientras que para la población extranjera residente se produciría un aumento en todos los grupos de edad, persistiendo una estructura con mayor importancia de la población joven y en edad de trabajar.

GRÁFICO 32. PIRÁMIDES DE POBLACIÓN

GRÁFICO 32.A. POBLACIÓN RESIDENTE TOTAL

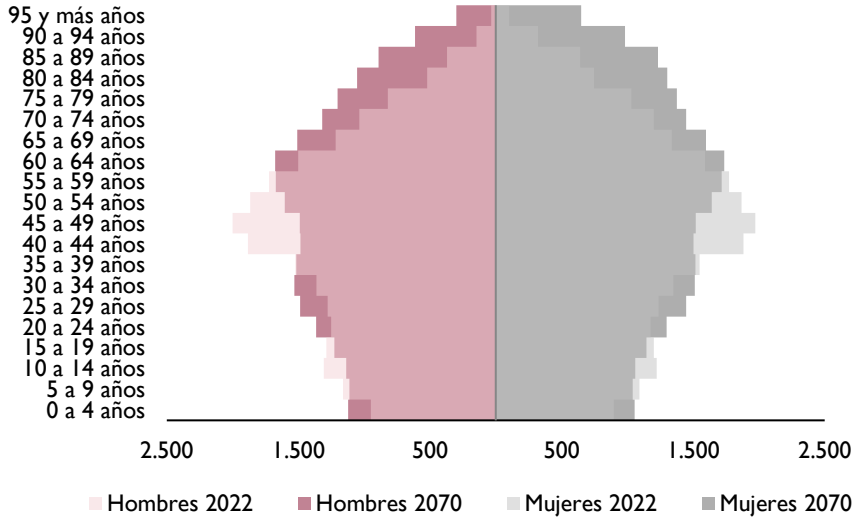


GRÁFICO 32.B. POBLACIÓN RESIDENTE ESPAÑOLA

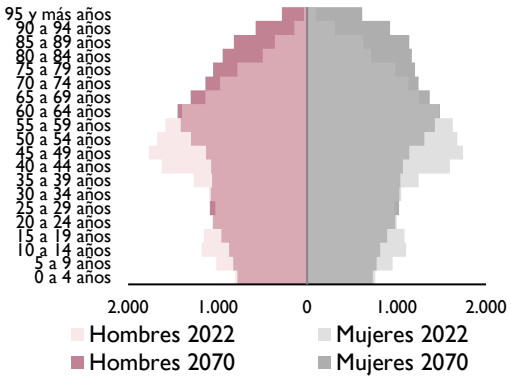
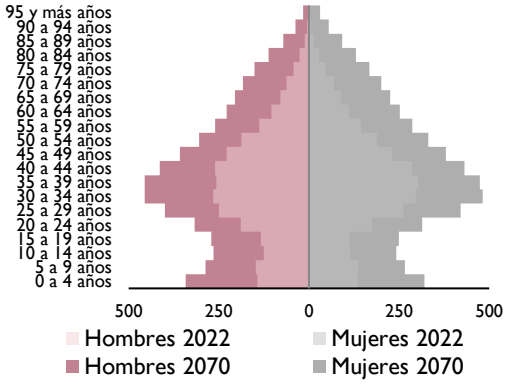


GRÁFICO 32.C. POBLACIÓN RESIDENTE EXTRANJERA



Fuente: INE y AIReF

4. CONCLUSIONES

En este documento técnico se han presentado la metodología y proyecciones de población elaboradas por la AIReF. La metodología incorpora una serie cambios introducidos en las herramientas previamente empleadas por la AIReF. Estas mejoras se concentran en torno a la modelización de la mortalidad, así como en los modelos y fuentes de datos empleados para la estimación de la inmigración neta y en la dinámica implementada para la población.

El enfoque utilizado para proyectar la dinámica conjunta de las curvas de fecundidad permite predecir su evolución en el tiempo sin perder información transversal. En su versión estocástica lleva a proyecciones que suponen un mantenimiento del número de hijos por mujer para madres de nacionalidad extranjera y españolas, estas últimas en niveles muy inferiores en relación con las primeras. Para poder incorporar la información del entorno más cercano, siendo su senda de progreso un referente clave, es necesario efectuar un enfoque en dos pasos, incluyendo dicha trayectoria determinista, que lleva a un progresivo crecimiento del número de hijos por mujer, mayor en el caso de las madres de nacionalidad española, con una reducción del diferencial en el número de hijos según nacionalidad con forme avanza el tiempo.

El método de estimación propuesto para la mortalidad permite distinguir entre la forma que presenta su comportamiento a lo largo de las edades, la sensibilidad por cohortes a las tendencias generales de la mortalidad y estas tendencias. El primer componente asociado a la forma revela una mortalidad en mujeres inferior a la de hombres, principalmente en el tramo de edad de 18 a 35 años. La primera tendencia general de la mortalidad muestra un continuo descenso, generalmente más acusado para el caso de

los hombres, mientras que la segunda tendencia es más errática, actuando principalmente en el tramo de edades de 16 a 66 años. La comparación de los distintos modelos empleados constata una mejoría por la estimación diferenciada por grupos de edad y por del uso del modelo de dos factores, sin evidencias claras en favor de la incorporación de un efecto por cohortes. No obstante, estos modelos resultan muy sensibles a hechos históricos con impacto en la mortalidad como guerras y epidemias, entre otros elementos. Ello hace que sea necesario eliminar los últimos datos disponibles, referidos a 2020-2021 por resultar afectados por la mortalidad por todas las causas en el contexto de la emergencia sanitaria.

A partir de los resultados de la variedad de modelos estimados para predecir los flujos migratorios se puede concluir que el principal determinante de éstos parece provenir de los efectos invariantes en el tiempo debidos a las características específicas en origen y destino, que absorben más del 75% de la variación histórica. No obstante, se aprecia un rol importante de la demografía y las condiciones económicas con un claro impacto en las predicciones a futuro de los flujos migratorios. El uso de la información de mayor frecuencia supone una clara mejora en términos de bondad de ajuste, si bien, dadas las características de los modelos, la elección del rango muestral y los datos de entrada pueden suponer cambios notables en las estimaciones. Al estimarse los modelos con datos agrupados por periodos de tiempo, basados en flujos migratorios derivados de los stocks bilaterales de población extranjera residente en cada país, su estimación para España resulta en un flujo promedio para cada periodo que es difícil de consensuar con los flujos migratorios anuales publicados por el Instituto Nacional de Estadística.

La introducción de las dinámicas de los fenómenos demográficos dentro del modelo de componentes de cohortes permite generar un posible curso para la población consistente con los supuestos sobre fecundidad, esperanza de vida e inmigración neta. Así, se prevé un aumento paulatino de la población residente en el tiempo, pero un descenso de la población en edad de trabajar hasta la mitad de siglo -con el consecuente incremento de la tasa de dependencia durante dicho periodo-, que se torna en crecimientos de similar magnitud a los de la población a partir de entonces.

ANEXO I. ANÁLISIS DE LOS MODELOS LEE-CARTER

CUADRO.1. MODELOS ARIMA IDENTIFICADOS PARA LAS TENDENCIAS GENERALES DE LA MORTALIDAD ESTIMADAS DE LOS MODELOS TIPO LEE-CARTER. HOMBRES

HOMBRES		Atípicos	Media	N	S	K	Q	Q²	Run	se	BIC
			Unifactorial								
Total edades	$(1+0{,}44B)\nabla(k_t^1+3{,}36)=a_t$		0,99	0,71	0,37	0,76	0,76	0,84	0,34	3,25	155,7
<16 años	$\nabla k_t^1=-0{,}64+(1-0{,}36)a_t$		0,99	0,77	0,70	0,44	0,96	0,98	0,34	0,72	70,9
De 16 a 66 años	$\nabla k_t^1=-1{,}92+\ a_t$		0,99	0,33	0,15	0,35	0,70	0,83	0,68	1,22	97,3
> 66 años	$\nabla k_t^1=-0{,}73+\ (1+0{,}47B)a_t$		0,99	0,77	0,70	0,44	0,96	0,98	0,34	0,94	86,3
			Bifactorial								
Total edades	$\nabla k_t^1=-2{,}16+(1-0{,}14B+B^2)a_t$	LS[7]	0,98	0,46	0,15	0,81	0,50	0,67	0,86	2,02	140,9
<16 años	$\nabla k_t^1=-0{,}93+(1-0{,}44)a_t$		0,99	0,41	0,19	0,39	0,54	0,81	0,80	3,50	159,8
De 16 a 66 años	$\nabla k_t^1=-1{,}96+\ a_t$		0,99	0,93	0,93	0,67	0,50	0,70	0,61	1,15	93,8
> 66 años	$\nabla k_t^1=-0{,}56+(1-0{,}14B+0{,}43B^2)a_t$		0,98	0,79	0,96	0,41	0,72	0,86	0,86	0,63	67,6
Total edades	$\nabla k_t^2=a_t$		0,90	0,69	0,69	0,34	0,31	0,53	0,18	4,92	172,5
<16 años	$\nabla k_t^2=(1-0{,}36B)a_t$	LS[26]	0,99	0,94	0,76	0,80	0,43	0,70	0,45	2,60	143,2
De 16 a 66 años	$\nabla k_t^2=(1-0{,}01B+0{,}70B^2+0{,}54B^3)a_t$		0,93	0,13	0,43	0,02	0,60	0,78	0,38	0,22	12,3
> 66 años	$\nabla k_t^2=(1+0{,}34B)a_t$		0,90	0,57	0,92	0,14	0,85	0,93	0,98	1,30	101,2
			Unifactorial con efecto cohorte								
Total edades	$(1+0{,}48B)\nabla(k_t^1-1{,}85)=a_t$		0,99	0,84	0,53	0,78	0,84	0,93	0,34	2,65	144,4
<16 años	$\nabla k_t^1=-0{,}65+\ (1-0{,}5B)a_t$		0,98	0,61	0,40	0,61	0,65	0,85	0,86	0,64	65,1
De 16 a 66 años	$(1-0{,}30B)\nabla(k_t^1+0{,}88)=a_t$	LS[7]	0,99	0,72	0,60	0,20	0,51	0,72	0,34	1,11	98,9
> 66 años	$\nabla k_t^1=-0{,}54+\ (1-0{,}56B)a_t$		0,98	0,78	0,50	0,66	0,93	0,97	0,80	1,18	99,2
Total edades	$\nabla^2\gamma_{t-x}=(1-1{,}03B+0{,}5B^2)a_t$	AO[1,120,138]	0,99	0,00	0,06	0,00	0,12	0,15	0,11	0,02	-664,5
Grupos de edad	$(1-0{,}86B)\nabla\gamma_{t-x}=$ $=(1-0{,}87B+0{,}32B^2)a_t$	AO[120 143]	0,92	0,00	0,00	0,00	0,47	0,51	0,13	0,02	-648,9
			Bifactorial con efecto cohorte								
Total edades	$\nabla k_t^1=a_t$	LS[7]	0,88	0,91	0,63	0,94	0,78	0,87	0,43	5,01	177,0
<16 años	$\nabla k_t^1=(1-0{,}49B)a_t$	AO[18]	0,71	0,80	0,72	0,50	0,56	0,71	0,98	3,91	169,7
De 16 a 66 años	$(1+0{,}30B)\nabla(k_t^1+1{,}9)=a_t$		0,99	0,45	0,27	0,27	0,17	0,36	0,59	1,27	110,0
> 66 años	$(1+0{,}41B)\nabla(k_t^1+0{,}40)=a_t$		0,98	0,74	0,89	0,33	0,56	0,78	0,58	1,11	95,7
Total edades	$\nabla k_t^2=a_t$		0,99	0,86	0,51	0,98	0,64	0,83	0,34	6,78	190,0
<16 años	$\nabla k_t^2=(1-0{,}51B)a_t$	AO[18]	0,85	0,76	0,99	0,36	0,82	0,89	0,85	3,92	167,1
De 16 a 66 años	$(1+0{,}73B)\nabla k_t^2=a_t$	LS[7]	0,86	0,62	0,35	0,52	0,21	0,44	0,05	0,37	35,1
> 66 años	$(1+0{,}68B)\nabla k_t^2=a_t$		0,87	0,99	0,96	0,96	0,57	0,79	0,59	1,35	104,0
Total edades	$(1-0{,}83B)\nabla\gamma_{t-x}=-0{,}01+$ $+(1-1{,}04B+0{,}50B^2)a_t$	AO[120]	0,99	0,00	0,23	0,00	0,69	0,72	0,05	0,02	-645,2
Grupos de edad	$(1-1{,}44B+0{,}5B^2)\nabla\gamma_{t-x}=$ $=(1-1{,}48B+0{,}65B^2)a_t$	AO[133 143]	0,95	0,00	0,00	0,00	0,17	0,20	0,84	0,02	-624,3

Fuente: AIReF

Nota: Media = Contraste de significatividad de la media; N = Test Jarque-Bera; S = Test de simetría; K = Test de curtosis; Q = Contraste Q de Ljung-Box; Q² = Contraste Q de linealidad; Run = Test de rachas; se = error estándar; BIC = Criterio de información Bayesiano; Atípicos = AO= Atípico aditivo; LS=cambio de nivel.

CUADRO.2. MODELOS ARIMA IDENTIFICADOS PARA LAS TENDENCIAS GENERALES DE LA MORTALIDAD ESTIMADAS DE LOS MODELOS TIPO LEE-CARTER. MUJERES

MUJERES		Atípicos	Mean	N	S	K	Q	Q²	Run	se	BIC
			Unifactorial								
Total edades	$\nabla k_t^1 = -2{,}83 + (1+0{,}65B)a_t$		0,98	0,63	0,34	0,58	0,53	0,74	0,59	3,09	153,1
<16 años	$\nabla k_t^1 = -0{,}60 + a_t$		0,99	0,77	0,54	0,56	0,31	0,56	0,34	0,63	60,4
De 16 a 66 años	$\nabla k_t^1 = -1{,}27 + a_t$		0,99	0,15	0,05	0,36	0,99	0,99	0,59	1,21	96,7
> 66 años	$\nabla k_t^1 = -0{,}84 + (1-0{,}64B)a_t$		0,98	0,57	0,31	0,52	0,60	0,54	0,59	0,98	89,1
			Bifactorial								
Total edades	$(1+0{,}93B)\nabla(k_t^1+2{,}03) = (1-0{,}65B)a_t$		0,93	0,51	0,25	0,62	0,43	0,60	0,59	1,72	124,2
<16 años	$\nabla k_t^1 = -1{,}05 + (1+0{,}79B)a_t$		0,94	0,78	0,45	0,76	0,66	0,81	0,89	5,80	189,1
De 16 a 66 años	$\nabla k_t^1 = -1{,}78 + a_t$		0,99	0,75	0,55	0,53	0,29	0,53	0,85	2,31	133,1
> 66 años	$\nabla k_t^1 = -0{,}72 + (1+0{,}39B)a_t$		0,99	0,75	0,55	0,53	0,29	0,53	0,85	1,21	100,4
Total edades	$\nabla k_t^2 = a_t$		0,89	0,73	0,70	0,36	0,44	0,64	0,42	2,99	144,7
<16 años	$\nabla k_t^2 = (1+0{,}66B)a_t$		0,89	0,80	0,75	0,46	0,51	0,68	0,71	5,70	184,7
De 16 a 66 años	$\nabla k_t^2 = (1+0{,}34B+0{,}01B^2+0{,}52B^3)a_t$		0,89	0,75	0,75	0,46	0,51	0,69	0,72	1,32	111,3
> 66 años	$(1+0{,}72B+0{,}51B^2)\nabla k_t^2 = a_t$		0,90	0,75	0,68	0,41	0,90	0,95	0,59	1,66	119,3
			Unifactorial con efecto cohorte								
Total edades	$\nabla k_t^1 = -2{,}08 + (1-0{,}49B)a_t$		0,97	0,49	0,17	0,94	0,86	0,93	0,72	2,89	149,2
<16 años	$\nabla^2 k_t^1 = (1-0{,}37B)a_t$		0,75	0,20	0,24	0,04	0,35	0,55	0,25	0,52	51,8
De 16 a 66 años	$\nabla k_t^1 = a_t$	LS[7]	0,96	0,40	0,12	0,95	0,11	0,28	0,80	0,84	76,4
> 66 años	$\nabla k_t^1 = -0{,}35 + (1-0{,}53B)a_t$		0,97	0,43	0,14	0,93	0,83	0,82	0,96	1,22	101,2
Total edades	$(1-0{,}16B-0{,}05B^2-0{,}43B^3)\nabla\gamma_{t-x} = a_t$	AO[1,135,138]	0,95	0,01	0,75	0,01	0,25	0,28	0,22	0,02	-631,0
Grupos de edad	$(1-1{,}4B+0{,}49B^2)\nabla(\gamma_{t-x}+0{,}01) = (1-1{,}49B+0{,}86B^2)a_t$	LS[120] AO[124, 126,135 -144]	0,92	0,00	0,00	0,00	0,47	0,51	0,13	0,02	-648,9
			Bifactorial con efecto cohorte								
Total edades	$(1+0{,}38B)\nabla(k_t^1+1{,}26) = a_t$	LS[7]	0,99	0,60	0,71	0,19	0,84	0,92	0,58	1,71	122,9
<16 años	$\nabla k_t^1 = (1-1{,}32B+0{,}71B^2)a_t$		0,93	0,49	0,95	0,09	0,69	0,83	0,58	4,61	178,0
De 16 a 66 años	$\nabla k_t^1 = (1-0{,}11B+0{,}66B^2)a_t$	LS[7,8]	0,92	0,44	0,16	0,86	0,57	0,74	0,31	2,06	138,2
> 66 años	$\nabla k_t^1 = -0{,}45 + (1-0{,}59B)a_t$		0,71	0,31	0,10	0,67	0,54	0,69	0,79	1,97	128,1
Total edades	$\nabla k_t^2 = a_t$		0,97	0,65	0,38	0,59	0,48	0,69	0,86	1,54	107,1
<16 años	$\nabla k_t^2 = (1-1{,}27B+0{,}64B^2)a_t$		0,93	0,43	0,86	0,08	0,70	0,84	0,84	4,43	174,9
De 16 a 66 años	$\nabla k_t^2 = (1-0{,}12B+0{,}42B^2)a_t$	LS[7,8]	0,89	0,58	0,25	0,73	0,69	0,82	0,09	2,50	148,3
> 66 años	$\nabla k_t^2 = (1+0{,}56B)a_t$		0,84	0,40	0,13	0,89	0,62	0,78	0,19	2,74	144,2
Total edades	$(1-0{,}91B)\nabla\gamma_{t-x} = +(1-1{,}02B+0{,}03B^2+0{,}32B^3)a_t$	AO[135]	0,91	0,00	0,98	0,00	0,34	0,38	0,05	0,02	-616,7
Grupos de edad	$(1-0{,}59B-0{,}06B^2-0{,}25B^3)\nabla(\gamma_{t-x}-0{,}01) = (1-0{,}64B)a_t$	AO[128,132,135, 138]	0,98	0,00	0,14	0,00	0,34	0,68	0,66	0,02	-616,8

Fuente: AIReF

Nota: Media = Contraste de significatividad de la media; N = Test Jarque-Bera; S = Test de simetría; K = Test de curtosis; Q = Contraste Q de Ljung-Box; Q² = Contraste Q de linealidad; Run = Test de rachas; se = error estándar; BIC = Criterio de información Bayesiano; Atípicos = AO= Atípico aditivo; LS=cambio de nivel.

CUADRO.3. MEDIDAS DE CALIDAD DE LOS MODELOS LEE-CARTER ESTIMADOS

			Hombres				
			SSE	*R²*	*MSE*	*MAE*	*MAPE*
Unifactorial	*Sin efecto cohorte*	*Todas las edades*	0,0042	0,99997	0,0000012	0,0006	0,056
		Grupos de edad	0,0015	0,99999	0,0000004	0,0004	0,054
	Con efecto cohorte	*Todas las edades*	0,0066	0,99995	0,0000020	0,0006	0,044
		Grupos de edad	0,0040	0,99997	0,0000012	0,0005	0,040
Bifactorial	*Sin efecto cohorte*	*Todas las edades*	0,0013	0,99999	0,0000004	0,0004	0,045
		Grupos de edad	0,0006	1,00000	0,0000002	0,0002	0,042
	Con efecto cohorte	*Todas las edades*	0,0034	0,99998	0,0000010	0,0005	0,039
		Grupos de edad	0,0040	0,99997	0,0000012	0,0005	0,040
			Mujeres				
			SSE	*R²*	*MSE*	*MAE*	*MAPE*
Unifactorial	*Sin efecto cohorte*	*Todas las edades*	0,0012	0,99999	0,0000004	0,0003	0,063
		Grupos de edad	0,0007	0,99999	0,0000002	0,0003	0,061
	Con efecto cohorte	*Todas las edades*	0,0096	0,99992	0,0000028	0,0006	0,054
		Grupos de edad	0,0047	0,99996	0,0000014	0,0005	0,051
Bifactorial	*Sin efecto cohorte*	*Todas las edades*	0,0006	1,00000	0,0000002	0,0002	0,055
		Grupos de edad	0,0004	1,00000	0,0000001	0,0002	0,052
	Con efecto cohorte	*Todas las edades*	0,0052	0,99996	0,0000015	0,0005	0,051
		Grupos de edad	0,0004	1,00000	0,0000001	0,0002	0,046

Fuente: AIReF.

GRÁFICO 33. BONDAD DE AJUSTE DE LOS MODELOS LEE-CARTER PARA HOMBRES. RESIDUOS SEGÚN EDAD.

GRÁFICO 33.A. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

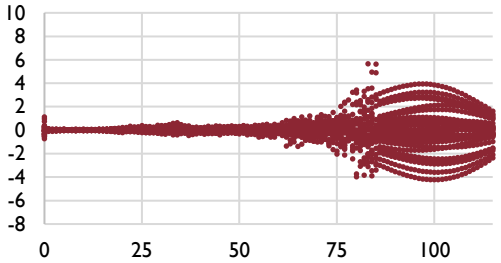


GRÁFICO 33.B. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

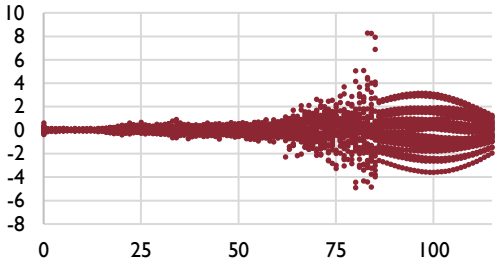


GRÁFICO 33.C. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

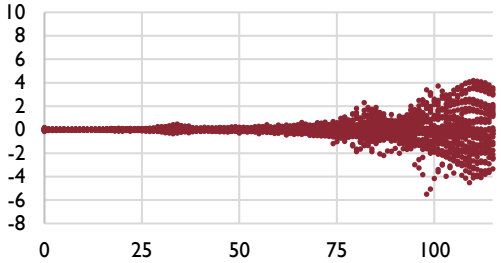


GRÁFICO 33.D. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

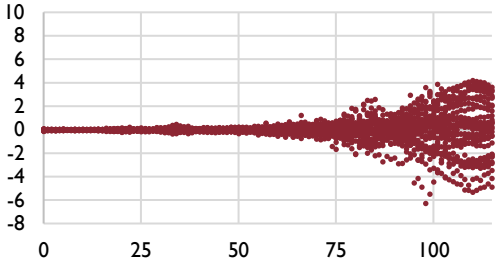


GRÁFICO 33.E. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

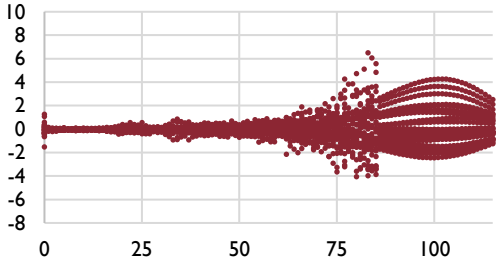


GRÁFICO 33.F. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

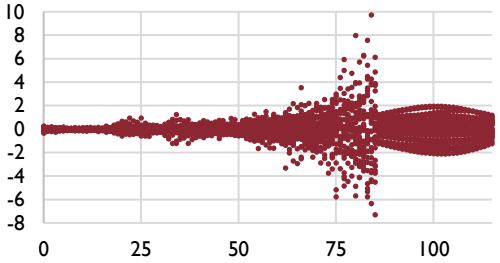


GRÁFICO 33.G. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

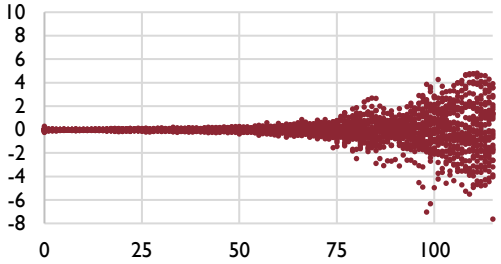
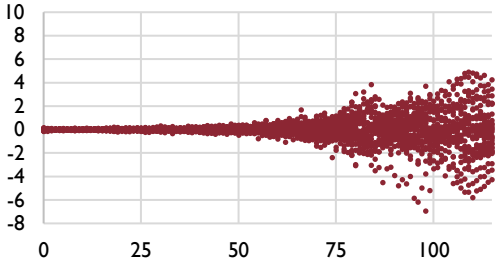


GRÁFICO 33.H. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD



Fuente: AIReF

GRÁFICO 34. BONDAD DE AJUSTE DE LOS MODELOS LEE-CARTER PARA HOMBRES. RESIDUOS EN EL TIEMPO

GRÁFICO 34.A. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

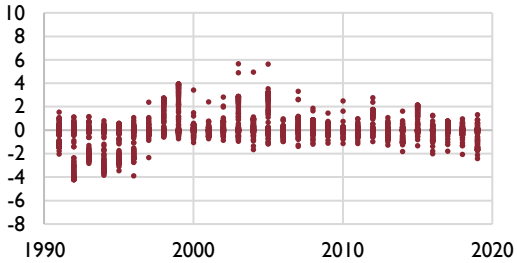


GRÁFICO 34.B. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

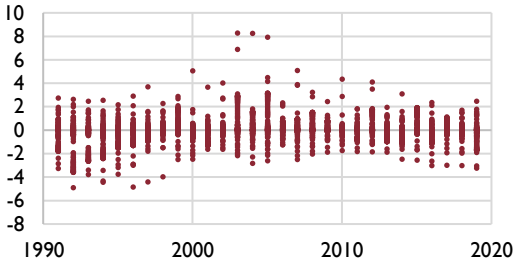


GRÁFICO 34.C. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

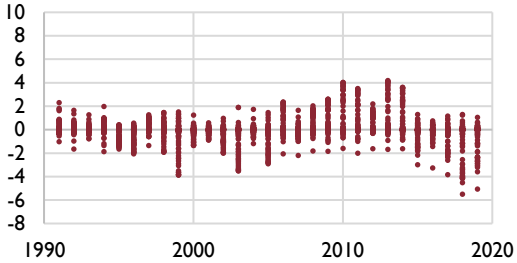


GRÁFICO 34.D. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

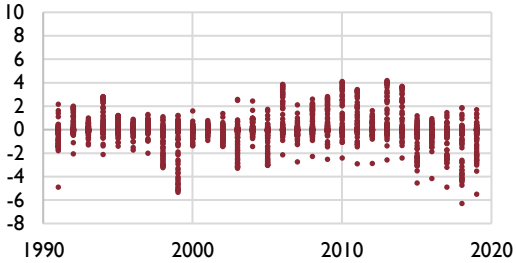


GRÁFICO 34.E. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

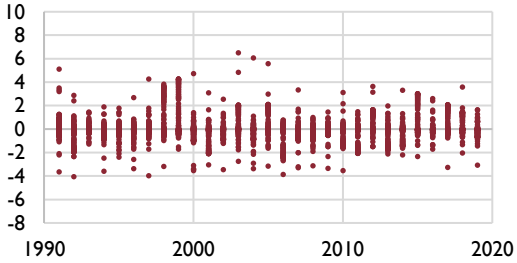


GRÁFICO 34.F. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

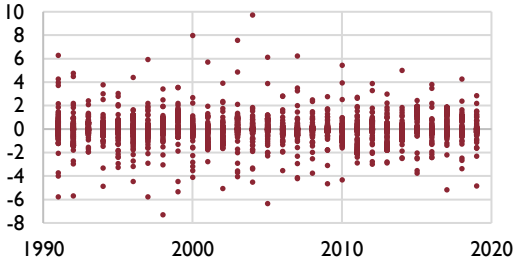


GRÁFICO 34.G. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

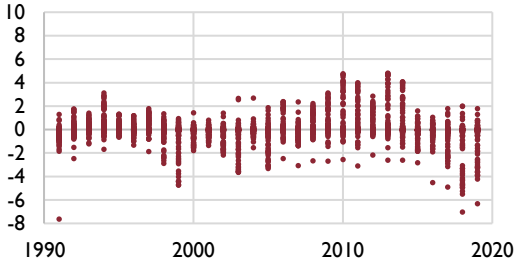
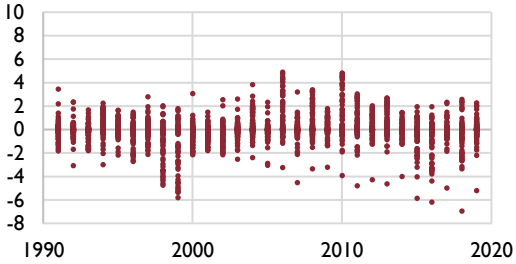


GRÁFICO 34.H. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD



Fuente: AIReF

GRÁFICO 35. BONDAD DE AJUSTE DE LOS MODELOS LEE-CARTER PARA HOMBRES. RESIDUOS SEGÚN COHORTE

GRÁFICO 35.A. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

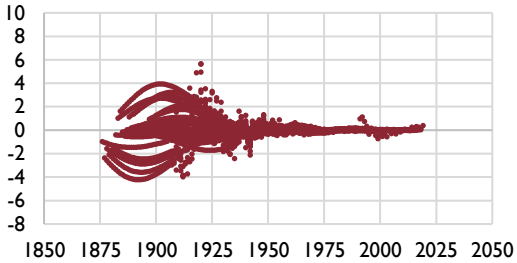


GRÁFICO 35.B. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

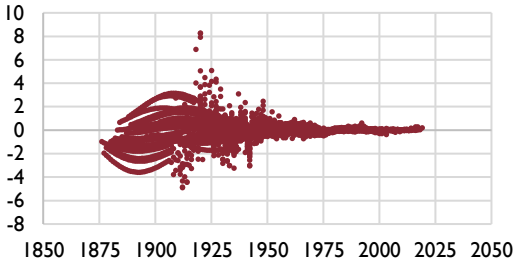


GRÁFICO 35.C. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

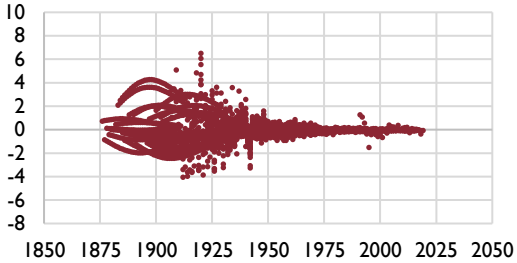


GRÁFICO 35.D. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

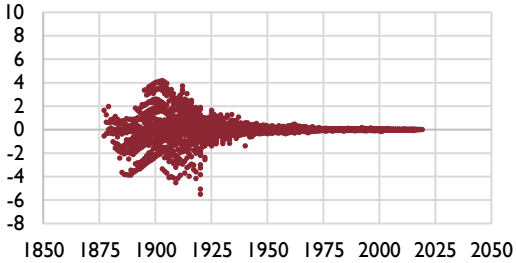


GRÁFICO 35.E. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

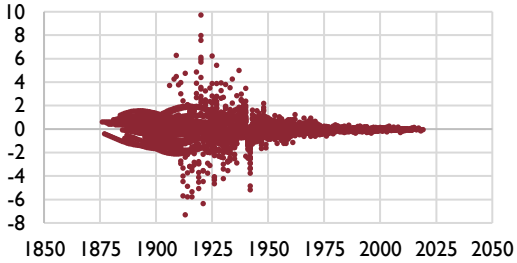


GRÁFICO 35.F. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

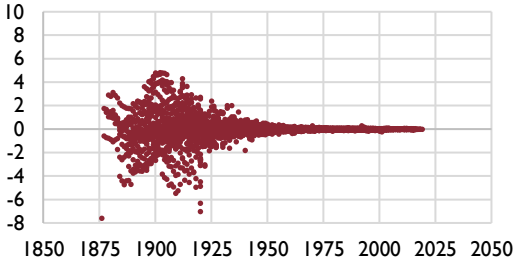


GRÁFICO 35.G. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

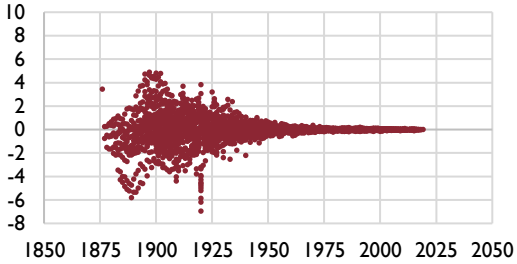
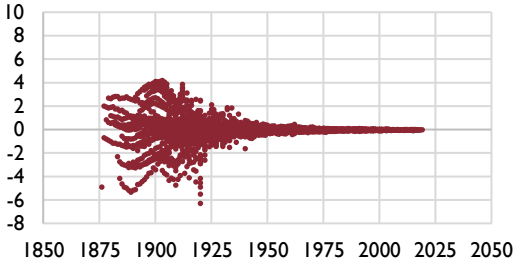


GRÁFICO 35.H. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD



Fuente: AIReF

GRÁFICO 36. MAPA DE CALOR Y DE ALEATORIEDAD DE LOS RESIDUOS DE LOS MODELOS LEE-CARTER PARA HOMBRES

GRÁFICO 36.A. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

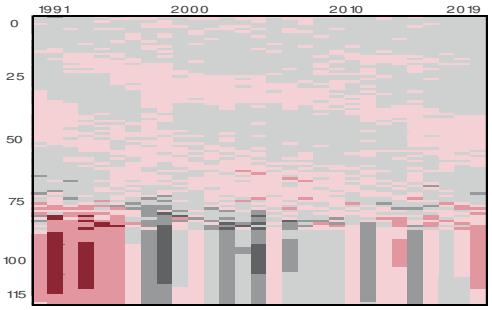


GRÁFICO 36.B. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

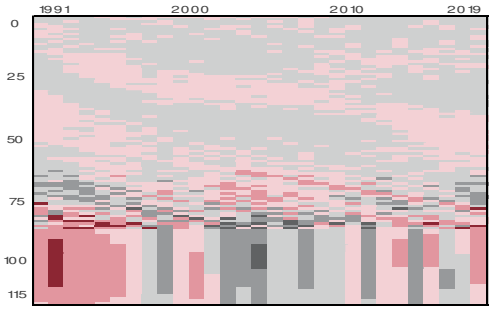


GRÁFICO 36.C. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

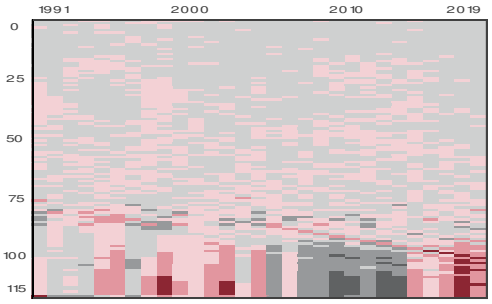


GRÁFICO 36.D. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

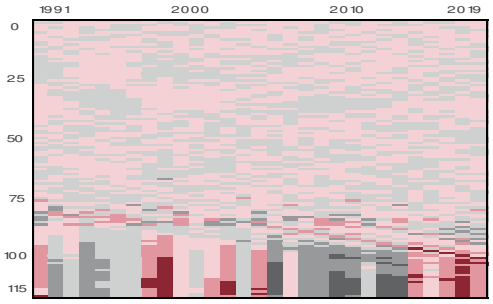


GRÁFICO 36.E. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

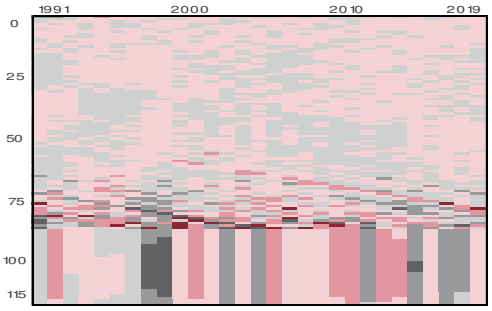


GRÁFICO 36.F. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

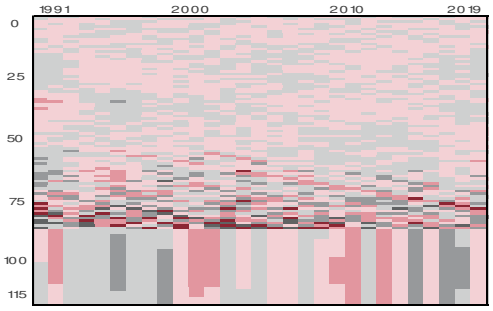


GRÁFICO 36.G. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

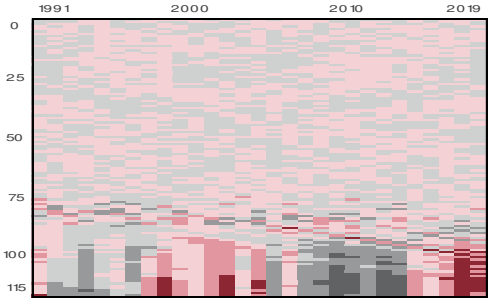
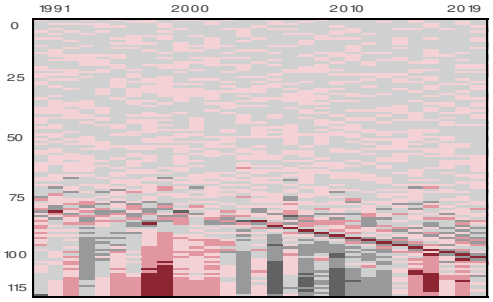


GRÁFICO 36.H. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD



Fuente: AIReF

Nota: La mayor aleatoriedad de los residuos se refleja de forma sinóptica mediante la ausencia de patrones de comportamiento a lo largo del tiempo y de las edades. Así un ejemplo de falta de aleatoriedad vendría dado por la aparición de diagonales o bloques de identico color (gris denota residuos negativos y rosa residuos positivos). De existir falta de aleatoriedad, esta solo debiera concentrarse en los grupos de edad más avanzados (mayores de 86 años), cuyo comportamiento se suaviza siguiendo el procedimiento propuesto por Denuit, M. y Goderniaux, A (2005).

GRÁFICO 37. BONDAD DE AJUSTE DE LOS MODELOS LEE-CARTER PARA MUJERES. RESIDUOS SEGÚN EDAD

GRÁFICO 37.A. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

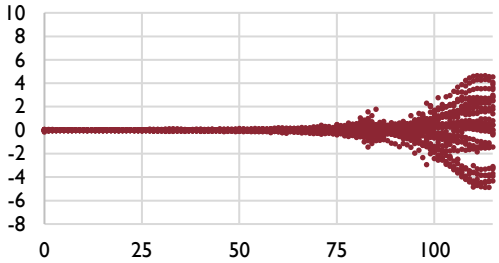


GRÁFICO 37.B. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

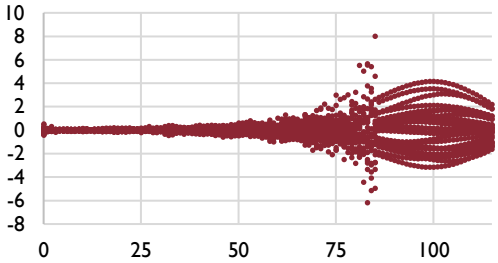


GRÁFICO 37.C. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

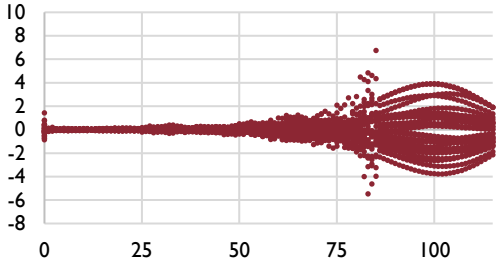


GRÁFICO 37.D. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

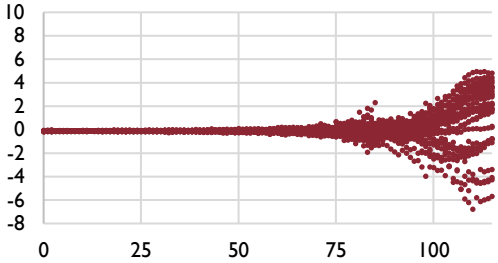


GRÁFICO 37.E. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

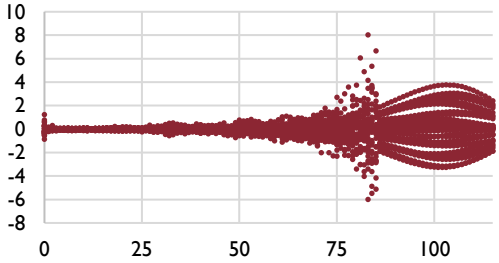


GRÁFICO 37.F. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

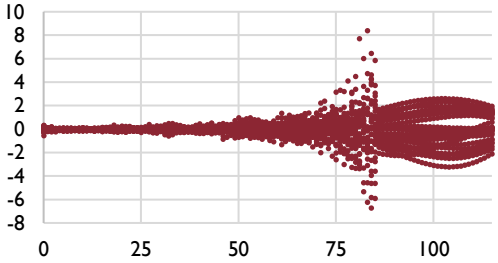


GRÁFICO 37.G. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

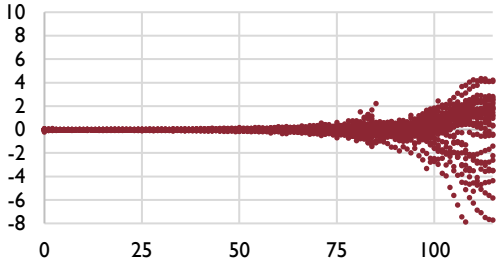
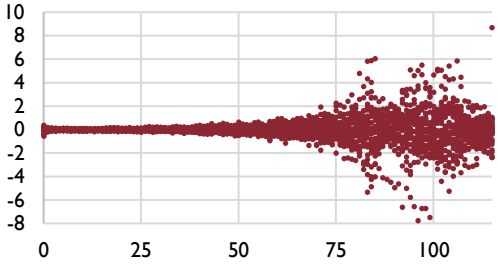


GRÁFICO 37.H. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD



Fuente: AIReF

GRÁFICO 38. BONDAD DE AJUSTE DE LOS MODELOS LEE-CARTER PARA MUJERES. RESIDUOS EN EL TIEMPO

GRÁFICO 38.A. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

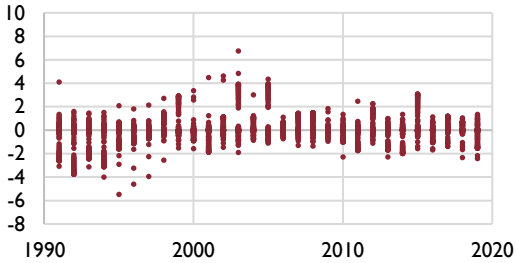


GRÁFICO 38.B. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

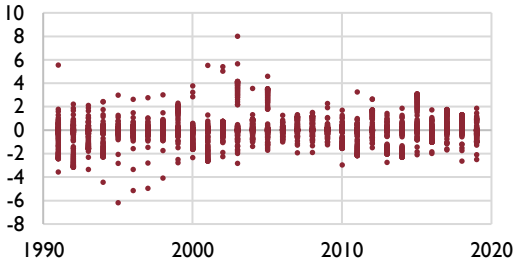


GRÁFICO 38.C. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

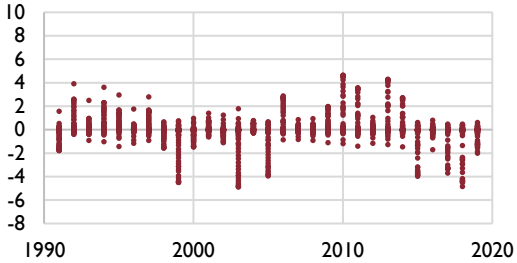


GRÁFICO 38.D. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

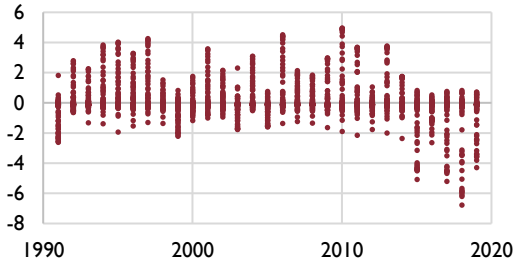


GRÁFICO 38.E. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

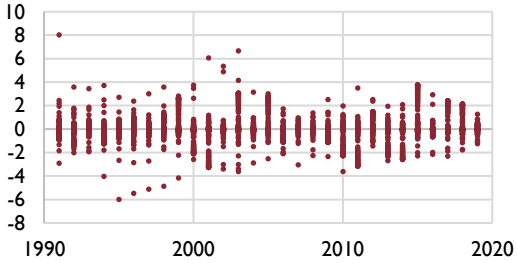


GRÁFICO 38.F. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

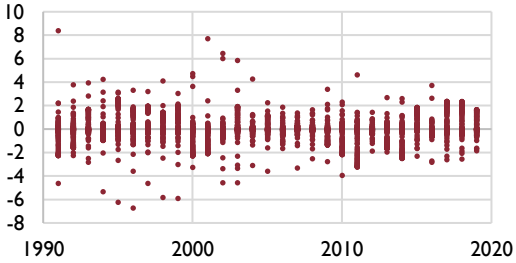


GRÁFICO 38.G. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

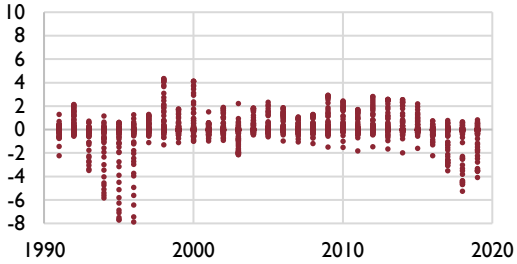
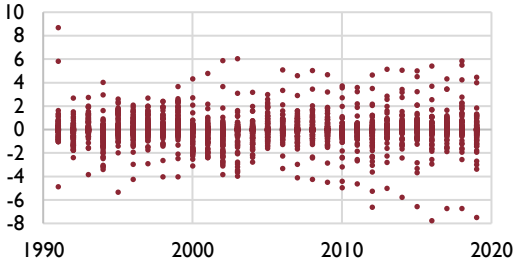


GRÁFICO 38.H. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD



Fuente: AIReF

GRÁFICO 39. BONDAD DE AJUSTE DE LOS MODELOS LEE-CARTER PARA MUJERES. RESIDUOS SEGÚN COHORTE

GRÁFICO 39.A. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

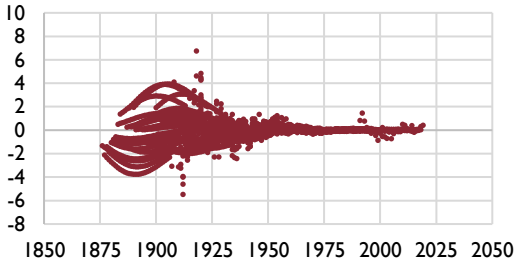


GRÁFICO 39.B. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

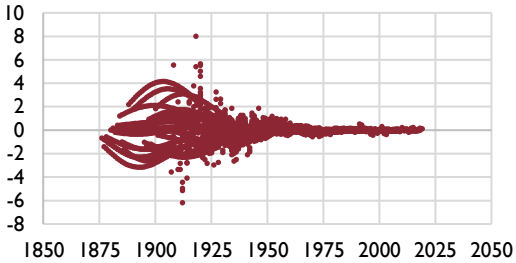


GRÁFICO 39.C. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

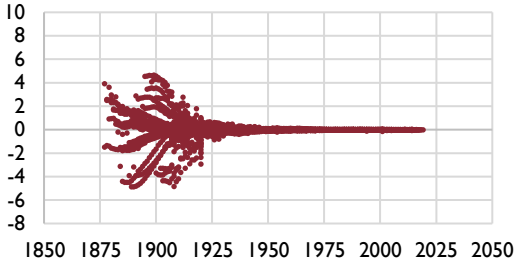


GRÁFICO 39.D. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

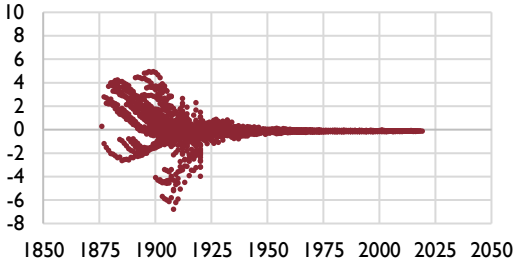


GRÁFICO 39.E. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

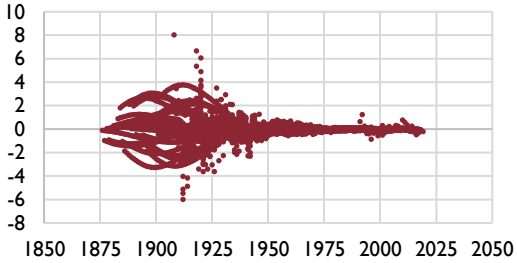


GRÁFICO 39.F. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

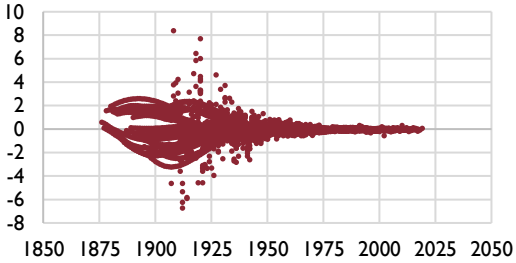


GRÁFICO 39.G. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

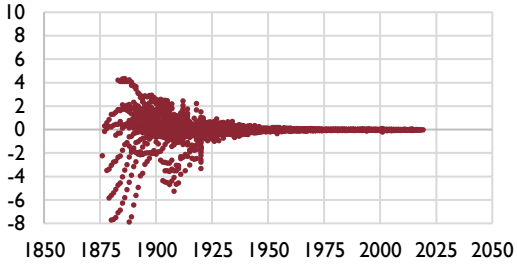
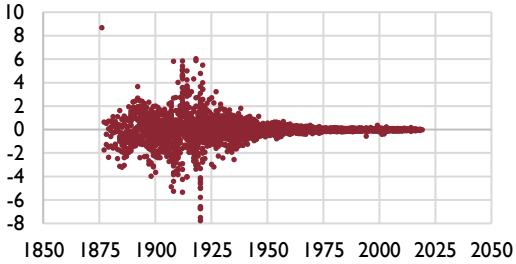


GRÁFICO 39.H. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD



Fuente: AIReF

GRÁFICO 40. MAPA DE CALOR Y DE ALEATORIEDAD DE LOS RESIDUOS DE LOS MODELOS LEE-CARTER PARA MUJERES

GRÁFICO 40.A. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

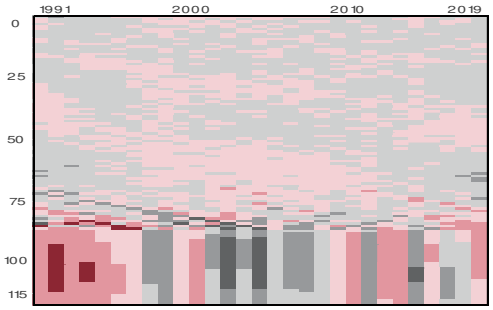


GRÁFICO 40.B. UNIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

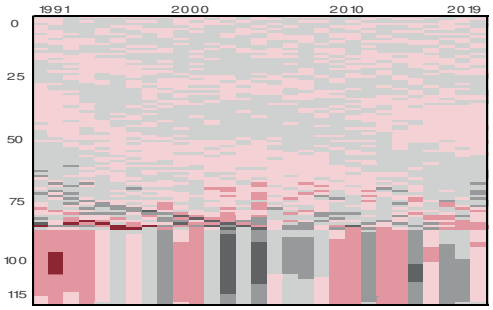


GRÁFICO 40.C. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

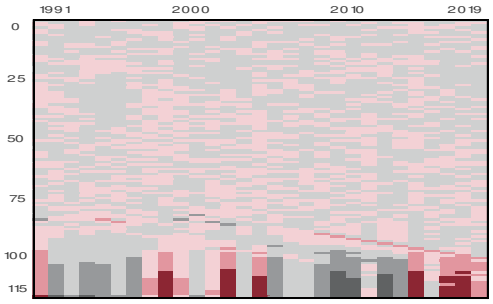


GRÁFICO 40.D. UNIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

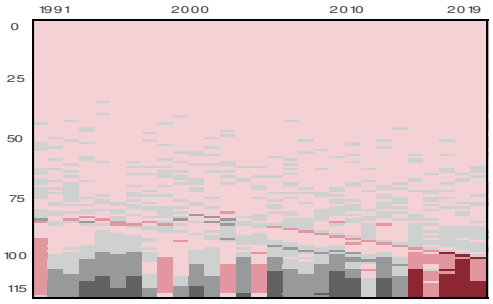


GRÁFICO 40.E. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

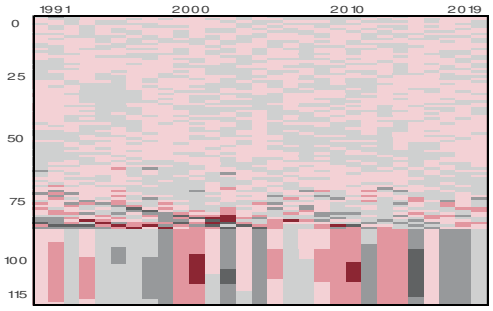


GRÁFICO 40.F. BIFACTORIAL – SIN EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD

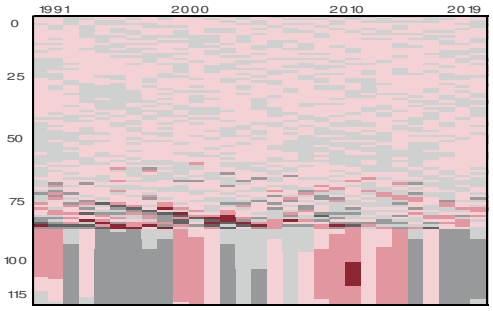


GRÁFICO 40.G. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – CONJUNTO DE EDADES

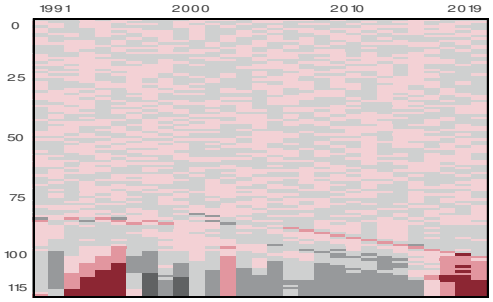
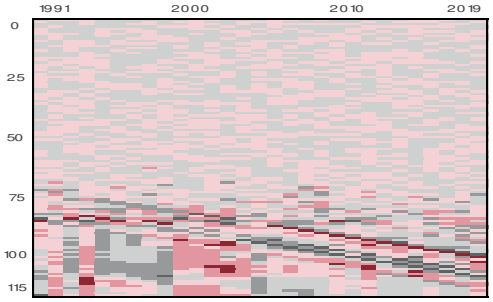


GRÁFICO 40.H. BIFACTORIAL – CON EFECTO COHORTE – GRUPOS DE EDAD



Fuente: AIReF

Nota: La mayor aleatoriedad de los residuos se refleja de forma sinóptica mediante la ausencia de patrones de comportamiento a lo largo del tiempo y de las edades. Así un ejemplo de falta de aleatoriedad vendría dado por la aparición de diagonales o bloques de identico color (gris denota residuos negativos y rosa residuos positivos). De existir falta de aleatoriedad, esta solo debiera concentrarse en los grupos de edad más avanzados (mayores de 86 años), cuyo comportamiento se suaviza siguiendo el procedimiento propuesto por Denuit, M. y Goderniaux, A (2005).

BIBLIOGRAFÍA

Abel, G. J. (2013). "*migest: Methods for the Indirect Estimation of Bilateral Migration*". https://cran.r-project.org/web/packages/migest/index.html

Abel, G. J. (2018). "*Estimates of Global Bilateral Migration Flows by Gender Between 1960 and 2015*". International Migration Review 52(4). https://doi.org/10.1111/imre.12327

Abel, G. J. y Cohen, J. E. (2019). "*Bilateral International Migration Flow Estimates for 200 Countries*". Sci Data 6, 82. https://doi.org/10.1038/s41597-019-0089-3

Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal (2018). "*Previsiones Demográficas: una Visión Integrada*" Documento Especial 2018/1. https://www.airef.es/wpcontent/uploads/2018/10/NOTICIAS/PREVISIONES_DEMOGRAFICAS/2018-10-04-DOC-ESPECIAL-DEMOGRAFIA-FINAL.pdf

Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal (2020). "Actualización de Previsiones Demográficas y de Gasto en Pensiones". https://www.airef.es/wp-content/uploads/2020/09/PREVIS-DEMOGRAFICAS/200928-Documento-T%C3%A9cnico-previsiones-demogr%C3%A1ficas-y-gasto-en-pensiones.pdf

Beine, M., Bertoli, S. y Fernández-Huertas Moraga, J. (2016): "*A Practitioners Guide to Gravity Models of International Migration*". The World Economy, 39(4), 496-512. https://doi.org/10.1111/twec.12265

Beine, M., Docquier, F. y Özden, Ç. (2011). "*Diasporas*". Journal of Development Economics, 95(1), 30–41. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.11.004

Booth, H., Maindonald, J. y Smith, L. (2002). "*Applying Lee-Carter Under Conditions of Variable Mortality Decline*". *Population Studies, 56(3), 325–336*. http://www.jstor.org/stable/3092985

Boot, J.C.G., Feibes, W., Lisman, J.H.C. (1967). "Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data". Applied Statistics, nº: 1, vol: 16, pp: 65-75.

Box, G. and Jenkins, G. (1970) Time Series Analysis: Forecasting and Control. Holden-Day, San Francisco.

Cleveland, R. B., Cleveland, W. S., McRae, J. E., & Terpenning, I. (1990). "*STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess*". Journal of Official Statistics, 3-73. Obtenido de https://www.wessa.net/download/stl.pdf

Debón, A., Montes, F., Puig, F. (2008). "*Modelling and Forecasting Mortality in Spain*". European Journal of Operation Research, 189(3), 624–637. http://hdl.handle.net/10251/60937

Debón, A., Montes, F. y Sala, R. (2009). "*Tablas Dinámicas de Mortalidad. Una Aplicación a la Hipoteca Inversa En España*". Publicaciones de la Universitat de València.

Debón, A., Montes, F. y Sala, R. (2013). "*Pricing Reverse Mortgages in Spain*". European Actuarial Journal, 3(1), 23–43. http://hdl.handle.net/10251/43326

Denuit, M. y Goderniaux, A. (2005). "*Closing and Projecting Life Tables Using Loglinear Models*". *Bulletin of the Swiss Association of Actuaries, 29-49.* *http://hdl.handle.net/2078/16966*

Esteve, A., Blanes, A., & Domingo, A. (2021). "*Consecuencias Demográficas de la COVID-19 en España: Entre la Novedad Excepcional y la Reincidencia Estructural*". (FUNCAS, Ed.) Panorama SOCIAL (33).

Fernández-Huertas Moraga, J., y López Molina, G. (2018). "*Predicting Spanish Emigration and Immigration*". AIReF Working Paper Series WP/2018/6. https://www.airef.es/wp-content/uploads/2018/11/fl2018_airef.pdf

Fritsch, F. N. and R. E. Carlson (1980). "Monotone Piecewise Cubic Interpolation." SIAM Journal on Numerical Analysis. Vol. 17, 1980, pp.238–246. https://doi.org/10.1137/0717021

Girosi, F. and King, G. (2008). "*Demographic Forecasting*". Princeton University Press. https://gking.harvard.edu/files/abs/smooth-abs.shtml

Haberman, S., y Renshaw, A. (2011). "*A Comparative Study of Parametric Mortality Projection Models*." Mathematics and Economics, 48(1), 35–55.

Islam, N. et al (2021). "*Excess Deaths Associated With Covid-19 Pandemic in 2020: Age And Sex Disaggregated Time Series Analysis in 29 High Income Countries*". (BMJ, Ed.) doi: https://doi.org/10.1136/bmj.n1137

Lee, R. y Carter, L. (1992). "*Modelling and Forecasting US Mortality*". Journal of the American Statistical Association, 87(419), 659–671. https://doi.org/10.2307/2290201

Lee, R. y Miller, T. (2001). "*Evaluating the performance of the Lee-Carter method for forecasting mortality*". Demography 38(4), 537-49.

Luenberger, D. G. (1979). "*Introduction to Dynamic Systems: Theory, Models and Applications*". New York: John Wiley & Sons, 1979, 446 pp https://doi.org/10.1002/bs.3830260412

Luppi, F., Arpino, B., & Rosina, A. (2020). "*The Impact of COVID-19 on Fertility Plans in Italy, Germany, France, Spain and UK*". doi:10.4054/DemRes.2020.43.47

Luppi, F., Rosina, A., & Sironi, E. (2020). "*On the Impact of COVID-19 Pandemic on the Intention to Leave the Parental Home*". doi:10.31235/osf.io/9y6s5

McFadden, D. (1974). "*Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior*". Frontiers in Econometrics, ed. P. Zarembka, New York: Academic Press, 105–42.

Osés Arranz, A. y Martín Quilis, E. (2018): "*Introducing Uncertainty on Fertility and Survival in the Spanish Population Projections: A Monte Carlo Approach*". AIReF Working Paper Series DT/2018/5. https://www.airef.es/wpcontent/uploads/2018/10/NOTICIAS/PREVISIONES_DEMOGRAFICAS/2018-10-04-WP_Pro_Pop.pdf

Özden, Ç, Parsons, C. R., Schiff, M., Walmsley, T.L. (2011). "*Where on Earth is Everybody? The Evolution of Global Bilateral Migration 1960–2000*". World Bank Economic Review, 25(1), 2–56. https://doi.org/10.1093/wber/lhr024

Renshaw, A. y Haberman, S. (2003). "*Lee-Carter Mortality Forecasting: A Parallel Generalized Linear Modelling Approach for England and Wales Mortality Projections*". Journal of the Royal Statistical Society, Series C., 52(1), 119–137. http://www.jstor.org/stable/3592636

Renshaw, A. y Haberman, S. (2006). "*A Cohort-Based Extension to the Lee-Carter Model for Mortality Reduction Factors*". Mathematics and Economics, 38(3), 556–570.

Tuljapurkar, S., Li, N. y Boe, C. (2000). "*A universal pattern of mortality decline in the G7 countries*". Nature, 405, 789-792.

United Nations (2019). "World Population Prospects: Methodology of the United Nations population estimates and projections". Department of Economic and Social Affairs, Population Division. https://population.un.org/wpp/publications/Files/WPP2019_Methodology.pdf

United Nations (2021). "*A Review of Research Related to the Impact of the COVID-19 Pandemic on Fertility*". Background Note, United Nations, United Nations Department of Economic and Social Affairs. Obtenido de https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/undesa_pd_2021_egm_inf.7_background_note.pdf