



Autoridad Independiente
de Responsabilidad Fiscal

Opinión

Anexo

13 de julio de 2017

Anexo – Opinión sobre la determinación del Índice de Revalorización de las Pensiones 2017

ÍNDICE

1. Metodología de la AIRcF para calcular el IRP	3
2. Método de proyección de las altas de pensiones: jubilación, viudedad e incapacidad permanente	5
Proyección de altas de viudedad	5
Proyección de altas de incapacidad permanente	7
Proyección de altas de jubilación	9
3. Método de proyección de las bajas	14
4. Estimación de la pensión media	15
Pensión media de las altas de jubilación	15
Pensión media de las altas de viudedad.....	16
Pensión media de las altas de incapacidad	16
Pensión media de las bajas.....	17
5. Estimación de los ingresos	19
6. Incertidumbre alrededor de las previsiones	20

1. Metodología de la AIRcF para calcular el IRP

El método empleado por la AIRcF consiste en una solución iterativa que garantiza la consistencia entre el IRP, el gasto en pensiones y el efecto sustitución para cada uno de los años de proyección. En línea con el documento de trabajo 1/2015 de la AIRcF¹, el cálculo del IRP se especifica como un problema de ecuaciones sub-identificado, en el que ha de cumplirse la fórmula del IRP de cada año, sujeto a la restricción de que la pensión media total y la pensión media de bajas se actualiza de acuerdo a dicho IRP. La identificación del sistema de ecuaciones se obtiene de forma recursiva, agregando un supuesto adicional, a saber, que el gasto total de la Seguridad Social (que depende de la pensión media) es igual a los ingresos a partir de 2045. El impacto de dicho supuesto en el resultado para 2017 es mínimo, ya que el sistema en el entorno resultante de los supuestos hechos para la evolución de ingresos, número de pensiones de alta y bajas e IPC es estable.

Los pasos de la iteración son los siguientes:

1. Se obtienen los datos históricos de las distintas series usadas en la proyección y se proyectan las series exógenas: número de altas (Alt) y bajas (Baj) y pensión media de altas (PmAlt). La pensión media de bajas (PmBaj) se vincula a la evolución de la propia variable y de la pensión media total retardadas un periodo. En el anexo se detalla cómo se han estimado estas series tanto para pensiones de jubilación, viudedad e incapacidad.
2. Se propone una senda inicial en la que el IRP es igual al 0,25% para todos los años, que permite obtener los valores de la senda inicial de pensión media, efecto sustitución y gasto en pensiones, de acuerdo con las siguientes fórmulas:

$$Pm_t = \frac{Alt_t * PmAlt_t + P_{t-1} * Pm_{t-1} * (1 + IRP_t) - Baj_t * PmBaj_t}{Alt_t + P_{t-1} - Baj_t}$$

$$PmSinReval_t = \frac{Alt_t * PmAlt_t + P_{t-1} * Pm_{t-1} - Baj_t * PmBaj_t}{Alt_t + P_{t-1} - Baj_t}$$

$$g_{S,t} = \frac{PmSinReval_t}{Pm_{t-1}} - 1$$

$$G_t = Pm_t * P_t$$

3. Se calcula la primera iteración del IRP para cada año del periodo 2017-45:

$$IRP_t^{(1)} = \bar{g}_{I,t} - \bar{g}_{P,t} - \bar{g}_{S,t}^{(1)} + \alpha * \left[\frac{I_t^*}{G_t^{*(1)}} - 1 \right]$$

Donde el superíndice hace referencia al valor generado en la iteración (k). Las variables exógenas no llevan superíndice porque mantienen valores constantes en cada iteración.

4. Una vez obtenida la senda de IRP para todos los años de proyección, se utiliza para volver a estimar el efecto sustitución y el gasto total para dicho periodo. Así, se repite

¹ Documento de trabajo 1/2015 <http://www.airef.es/es/contenidos/documentos-tecnicos/122-documento-de-trabajo-1-2015-el-indice-de-revalorizacion-de-las-pensiones-irp-propuestas-de-solucion-del-problema-de-circularidad> .

el proceso iterativamente, de manera que cada iteración usa como senda base los valores obtenidos en la iteración anterior:

$$Pm_t^{(k)} = \frac{Alt_t * PmAlt_t + P_{t-1} * Pm_{t-1}^{(k)} * (1 + IRP_t^{(k-1)}) - Baj_t * PmBaj_t^{(k)}}{Alt_t + P_{t-1} - Baj_t}$$

$$PmSinReval_t^{(k)} = \frac{Alt_t * PmAlt_t + P_{t-1} * Pm_{t-1}^{(k)} - Baj_t * PmBaj_t^{(k)}}{Alt_t + P_{t-1} - Baj_t}$$

$$g_{S,t}^{(k)} = \frac{PmSinReval_t^{(k)}}{Pm_{t-1}^{(k)}} - 1$$

$$G_t^{(k)} = Pm_t^{(k)} * P_t$$

$$IRP_t^{(k)} = \bar{g}_{I,t} - \bar{g}_{P,t} - \bar{g}_{S,t}^{(k)} + \alpha * \left[\frac{I_t^*}{G_t^{*(k)}} - 1 \right]$$

5. El proceso se repite hasta que se logra la convergencia deseada. En concreto el proceso iterativo se interrumpe cuando la diferencia entre una iteración k y k-1 para cada uno de los t+28 periodos es inferior a 0,0001, de acuerdo con la exigencia legal.

2. Método de proyección de las altas de pensiones: jubilación, viudedad e incapacidad permanente

Una de las variables fundamentales para el cálculo del IRP es la evolución del número de pensiones, que depende fundamentalmente de la evolución de las altas y las bajas de los 5 regímenes considerados: jubilación, viudedad, incapacidad permanente, orfandad y favor de familiares. Mientras que estos dos últimos tienen un peso residual en el gasto total, resulta conveniente modelizar con cierto detalle la evolución prevista de las altas de viudedad, incapacidad y jubilación.

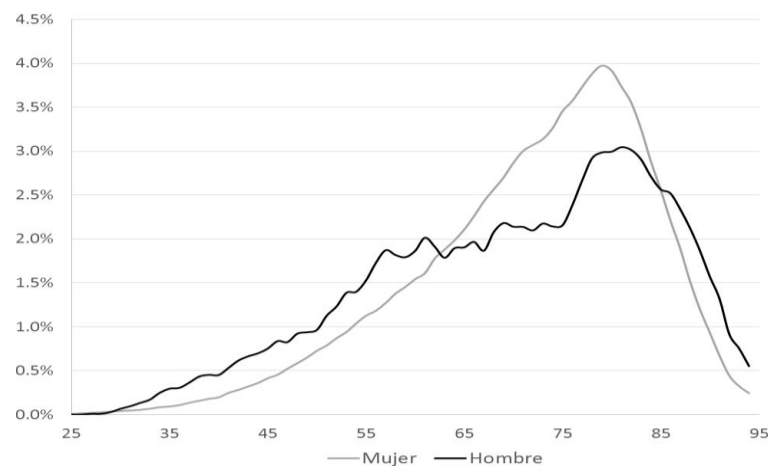
Proyección de altas de viudedad

La proyección de las altas de viudedad parte del número de personas, por edad y sexo, que se dan de alta en el régimen de viudedad en los últimos tres años disponibles, 2013, 2014 y 2015, utilizando datos de la Muestra Continua de Vidas Laborales 2015 (MCVL2015). La probabilidad de altas de viudedad para un determinado año y género en función de la edad, $proba(AltasMCVL_{v,e,s,t})$ se estima como:

$$proba(AltasMCVL_{v,e,s,t}) = \frac{AltasMCVL_{v,e,s,t}}{AltasMCVL_{v,s,t}} \quad (1)$$

Donde los subíndice “v” indica pensión de viudedad, “e” hace referencia a la edad en años del individuo, “s” identifica el género del jubilado mientras que “t” es el año en el que se produce el suceso, por lo que $e=1, \dots, 100$, $s=1,2$ y $t=2013,2014$ y 2015. Es decir, este cociente calcula, para un total de altas de viudedad en un año y sexo, el reparto por edades que se produce. Con las series de los 3 años se obtiene un valor promedio que es el que se muestra en la siguiente figura.

Figura 1: Probabilidad de altas de viudedad en el periodo 2013-2015 en función de la edad. Hombre y mujer.



La figura muestra que, para un número determinado de altas de viudedad, el porcentaje de mujeres que con menos de 35 empiezan a recibir esta prestación es muy bajo, y crece hasta llegar a un máximo a la edad de 80 años. Este valor indica que, para el total de mujeres que son altas de viudedad en un año el 4% tiene una edad de 80 años. Para el caso masculino, el perfil por edades de la probabilidad de altas es más suave que en el caso femenino.

Una vez obtenido este porcentaje, se calcula el perfil de altas en función de la edad y sexo que se han producido para cada año del periodo base 2013-2015, de tal forma que el dato agregado sea igual al ofrecido por la Seguridad Social (SS) para el año y género concreto, denominado $AltasSS_{v,e,s,t}$ y definido como:

$$AltasSS_{v,e,s,t} = AltasTotalSS_{v,s,t} \times proba(AltasMCVL_{v,e,s,base}) \quad (2)$$

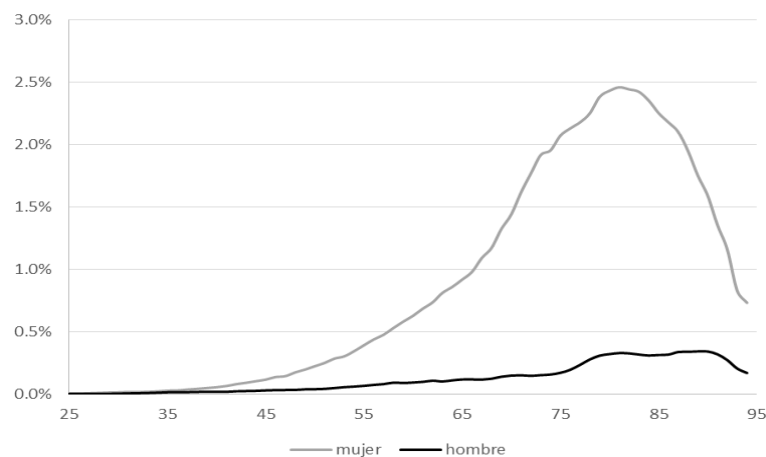
Donde $AltasTotalSS_{v,s,t}$ es el valor ofrecido por la SS sobre el total de altas de viudedad en un año determinado. Por ejemplo, en 2015, las altas en mujeres fueron 105.177 y en hombres 15.466.

Con esta serie de altas totales, el siguiente paso consiste en determinar la proporción de la población, para cada edad y sexo, que en cada año del periodo base 2013-2015 son altas de viudedad, $prop_{v,e,s,t}$, según la siguiente fórmula:

$$prop_{v,e,s,t} = \frac{AltasSS_{v,e,s,t}}{Poblacion_{e,s,t}} \quad t=2013, 2014, 2015 \quad (3)$$

Donde $Poblacion_{e,s,t}$ es la población el 1 de enero del año t suministrada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Se calcula posteriormente la media de proporciones de personas que causan alta de viudedad para el periodo base 2013-15, $prop_{v,e,s,base}$. La siguiente figura ofrece la proporción de altas de viudedad para el año 2015.

Figura 2: Proporción de altas del año 2015. Por edad y sexo.



La serie masculina es mucho más baja que la femenina pues el número de hombres que causan alta de viudedad ha sido históricamente residual en comparación con el número de mujeres. Se observa además que, para las mujeres, el máximo se alcanza a la edad de 82 años, indicando que, del total mujeres que el 1 de enero de 2015 tenían 82 años, casi el 2.5% de ellas fueron altas en la pensión de viudedad en ese año.

Con esta serie y la proyección del INE realiza por edad y sexo hasta el año 2050 se genera la proyección de altas de viudedad como:

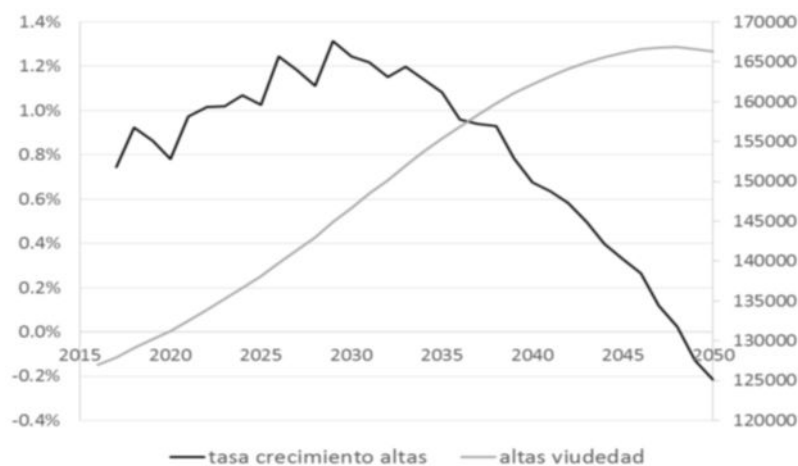
$$AltasSS_{v,e,s,t} = prop_{v,e,s,base} \times Poblacion_{e,s,t} \quad t=2016,\dots,2050 \quad (4)$$

Y la serie de altas total para un año en concreto viene dada por

$$AltasSS_{v,t} = \sum_{s=1,2} \sum_{e=0}^{100} AltasSS_{v,e,s,t} \quad (5)$$

La siguiente figura muestra la evolución del total de altas de viudedad y la tasa de crecimiento asociada a la serie en nivel.

Figura 3: Altas de viudedad y tasa de crecimiento. Periodo 2016 – 2050.



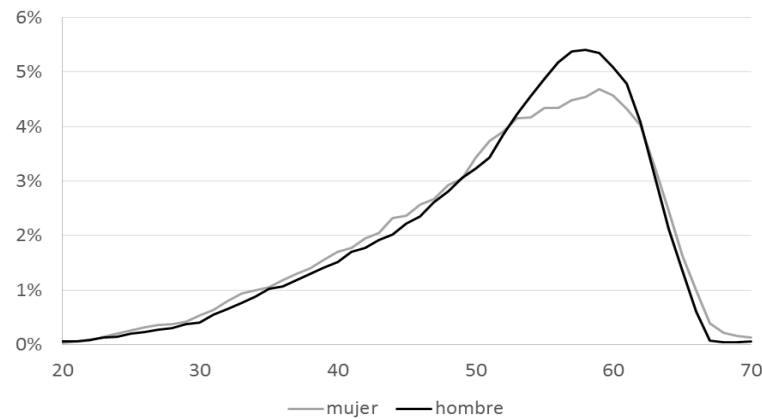
Proyección de altas de incapacidad permanente

Por lo que se refiere a la serie de incapacidad permanente la manera de cálculo es similar a la presentada para viudedad. El primer paso calcula, con información de la MCVL2015 la probabilidad, que para un determinado año, tiene una persona de ser alta del régimen de incapacidad respecto al total de altas que ha habido ese año, $proba(AltasMCVL_{i,e,s,t})$, que viene dada por:

$$proba(AltasMCVL_{i,e,s,t}) = \frac{AltasMCVL_{i,e,s,t}}{AltasMCVL_{i,s,t}} \quad (6)$$

Donde ahora el subíndice “i” es el indicador de clase de incapacidad permanente.

Figura 4: Probabilidad de altas de incapacidad permanente en el periodo 2013-2015 en función de la edad. Hombre y mujer.



Con la probabilidad media para el periodo base 2013-2015, y el total de altas de incapacidad permanente en un año determinado dado por la SS, denominado $AltasTotalSS_{i,s,t}$, que fue de 32.141 mujeres y 54.810 hombres en 2015, obteniendo el total de altas de incapacidad por edad y sexo para cada uno de los años del periodo histórico considerado.

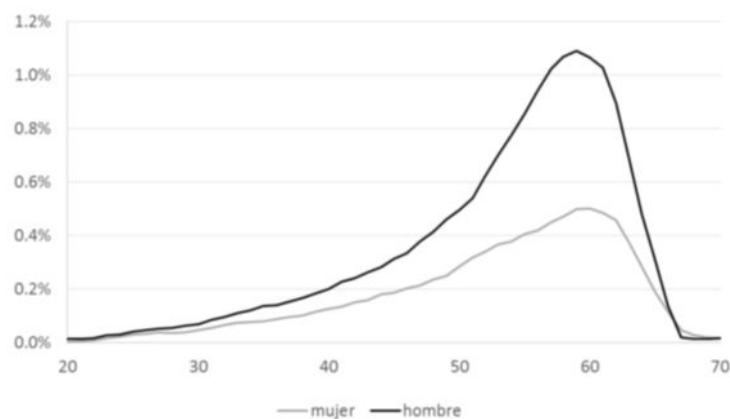
$$AltasSS_{i,e,s,t} = AltasTotalSS_{i,s,t} \times proba(AltasMCVL_{i,e,s,base}) \quad (7)$$

Con esta serie de altas totales de incapacidad, se estima la proporción de la población, para cada edad y sexo, que en un año en concreto son altas, $prop_{i,e,s,t}$, como:

$$prop_{i,e,s,t} = \frac{AltasSS_{i,e,s,t}}{Poblacion_{e,s,t}} \quad t=2013, 2014, 2015 \quad (8)$$

La siguiente figura ofrece la proporción de altas de incapacidad en el año 2015.

Figura 5: Proporción de altas de incapacidad en el año 2015. Por edad y sexo.



Debido a que los hombres presentan tasas de actividad y ocupación mayores, el número total de altas de incapacidad es bastante más elevado que en las mujeres. Con la media de la serie de proporciones para 2013-15 y la proyección de población del INE se genera la proyección de altas de jubilación como:

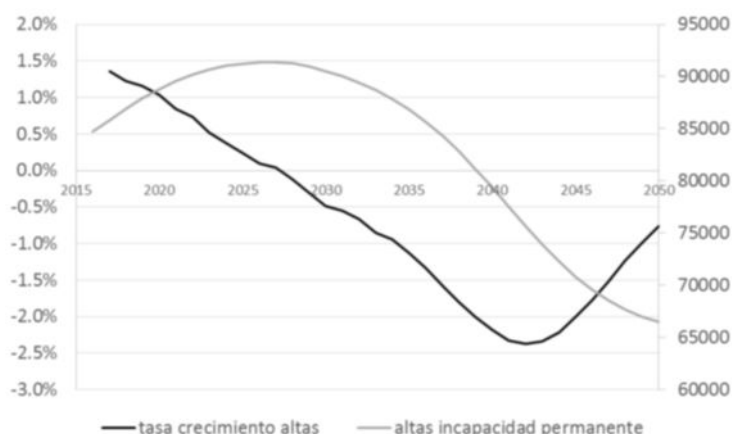
$$AltasSS_{i,e,s,t} = prop_{i,e,s,base} \times Poblacion_{e,s,t} \quad t=2016,\dots,2050 \quad (9)$$

Por su parte, la serie de altas total para un año en concreto viene dada por:

$$AltasSS_{i,t} = \sum_{s=1,2} \sum_{e=0}^{100} AltasSS_{i,e,s,t} \quad (10)$$

La siguiente figura muestra la evolución del total de altas de incapacidad y la tasa de crecimiento asociada a la serie en nivel.

Figura 6: Altas de incapacidad permanente y tasa de crecimiento. Periodo 2016 – 2050.



Proyección de altas de jubilación

En cuanto a la evolución en el número de altas de jubilación, se parte de la información de la MCVL2015, para calcular la probabilidad de jubilarse en función de la edad – al nivel de desagregación año, mes – denominado $proba(AltasMCVL_{j,e,m,s,t})$:

$$proba(AltasMCVL_{j,e,m,s,t}) = \frac{AltasMCVL_{j,e,m,s,t}}{AltasMCVL_{j,s,t}} \quad (11)$$

Donde el subíndice “j” indica pensiones de jubilación, “e” hace referencia a la edad del individuo expresada en años enteros ya cumplidos, “m” a los meses que tiene cuando se jubila, “s” es el subíndice de género mientras que “t” es el de año en el que se produce el suceso, por lo que $e=1,\dots,100$, $m=1,\dots,12$, $s=1,2$ y $t=2012,\dots,2015$. Es decir, este cociente calcula, para un total de altas de jubilación en un año y sexo, el reparto por edades que se produce.

Las figuras 7 y 8 presentan, para el total de altas de jubilación, cómo evoluciona la probabilidad de jubilarse en función de la edad, representando en el eje de abscisas la edad de alta de jubilación en meses y en el de ordenadas el porcentaje de nuevos pensionistas que hay para esa edad entre todas las nuevas altas existentes ese año en jubilación.

Figura 7: Altas de jubilación. Hombres. Periodo 2012 – 2015.

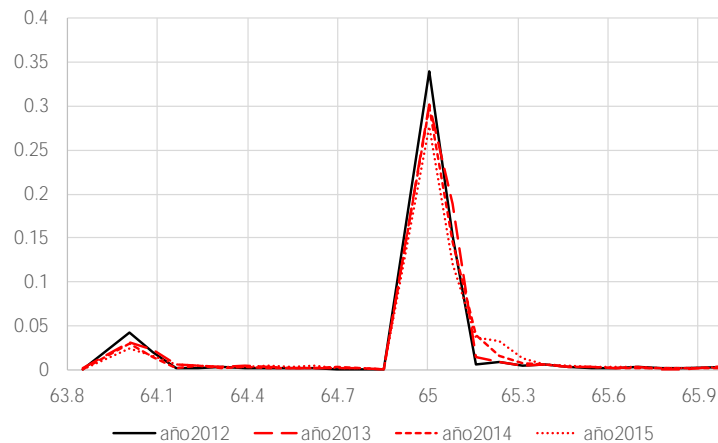
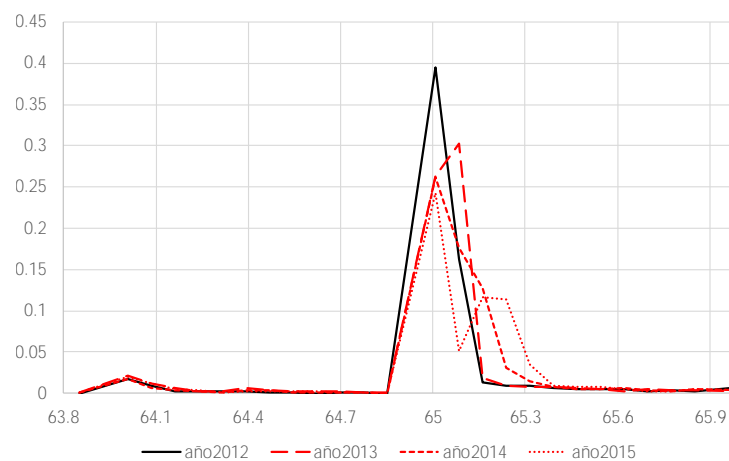


Figura 8: Altas de jubilación. Mujeres. Periodo 2012 – 2015.



Se observa que en 2012, antes de la entrada en vigor de la reforma de pensiones de 2011 (Ley 27/2011), la mayoría de los individuos se jubilaban a los 65 años. A partir 2013, el comienzo del periodo transitorio de la reforma que culmina en 2027, ha tenido un impacto distinto en hombres y mujeres.

Mientras que los hombres apenas han modificado su comportamiento y continúan jubilándose mayoritariamente con 65 años, se observa que las mujeres sí están retrasando de manera marginal la edad de jubilación, pasando de una función con un único máximo en 2012 a una en 2013 que presenta el máximo en 65 y 1 mes y así hasta 2015, donde existe una distribución bimodal, con dos máximos: uno a los 65 años y otro a los 65 años y 3 meses.

Este resultado refleja la prevalencia de carreras laborales completas en el caso masculino que permite que se jubilen a los 65 años sin ningún tipo de penalización, mientras que la proporción de mujeres con insuficientes años cotizados para acceder a la jubilación ordinaria (35 años y 9 meses en 2015) con 65 años es elevada.

Teniendo en cuenta la evolución detectada en los primeros años de implementación de la reforma, se supone que la probabilidad de jubilación de los hombres por edades se mantiene prácticamente estable en los niveles observados en el periodo base, mientras que la probabilidad de jubilación de las mujeres por edades es variable en el periodo transitorio 2016-27 y se mantiene constante a partir de entonces. Concretamente para 2016-27, se supone que la segunda moda observada en 2015 se desplaza en línea con el aumento de la edad legal de jubilación para carreras cortas de cotización. Así, por ejemplo, si el 11,6% de las altas de jubilación se produjeron en 2015 con 65 años y 3 meses, en 2027 esa probabilidad será la de las mujeres con 67 años y un mes de edad.

Las siguientes figuras muestran, para ciertos años, la evolución de la probabilidad de altas de jubilación. Hasta el año 2015 los datos son estimados con la MCVL2015 y para los siguientes son proyecciones. Se observa que la segunda moda de las mujeres se desplaza hacia los 67 años a medida que se completa la implementación de la reforma.

Figura 9: Altas de jubilación. Hombres. Años seleccionados

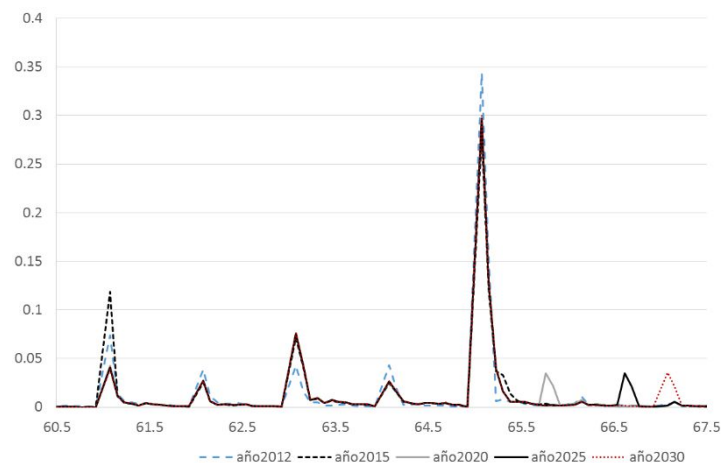
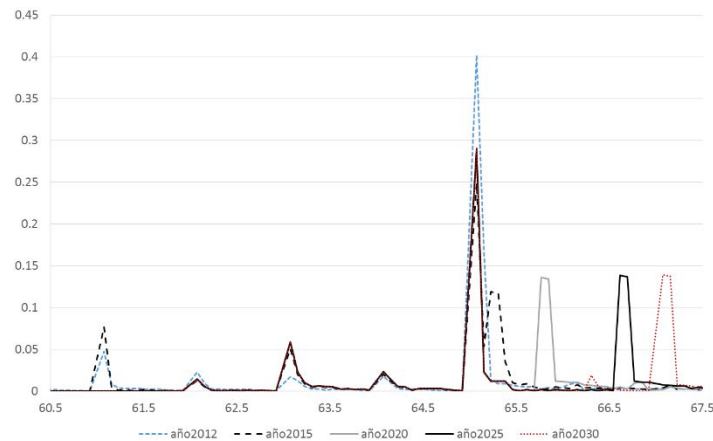


Figura 10: Altas de jubilación. Mujeres. Años seleccionados.

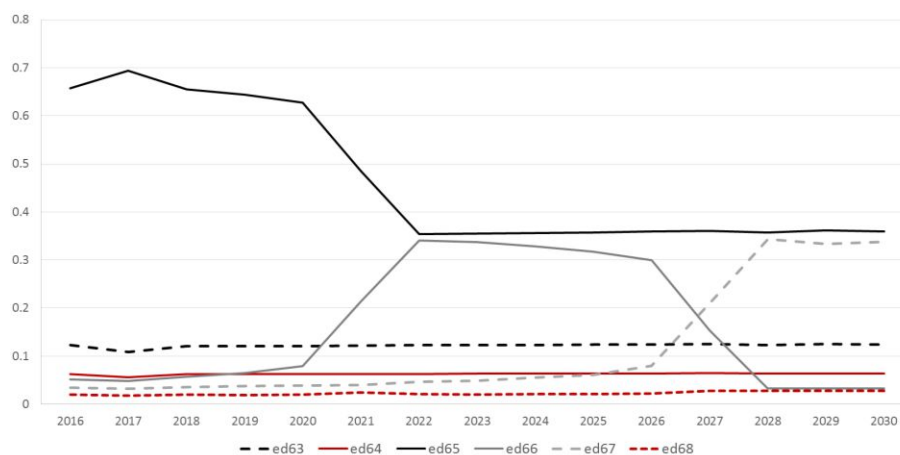


El siguiente paso consiste en agregar los datos a nivel mensual en términos anuales

$$proba(AltasMCVL_{j,e,s,t}) = \sum_{m=1}^{12} proba(AltasMCVL_{j,e,m,s,t}) \quad t=2016,\dots,2050 \quad (13)$$

Esta nueva serie permite generar a nivel de edad discreta la probabilidad de altas en las proyecciones hasta 2050, pudiendo generar figuras como las ofrecidas a continuación, que para el caso femenino, muestra cómo evoluciona la probabilidad de ser alta de jubilación, para el periodo donde la reforma se va implementado paulatinamente.

Figura 11: Evolución de la probabilidad de jubilación dependiendo de la edad y año. Mujeres. Periodo 2016-2030



La proyección indica que la mayoría de mujeres tienden a jubilarse a los 65 años, pero que esta probabilidad se reduce a partir de 2022. Después, a medida que se implementa la reforma, la edad de 66 años presenta valores máximos entre los años 2022 a 2026 para decaer a partir de entonces, y a su vez, se produce un aumento del porcentaje de mujeres que se jubilan con 67 años a partir de 2028. El resto de edades no presentan valores relevantes de probabilidad de jubilarse.

Con esta probabilidad agregada por edades en años enteros y con el total de altas de jubilación en los últimos años de los que se dispone información de la SS, denominado $AltasTotalSS_{j,s,t}$ (verTabla 1), se obtiene el total de altas de jubilación por edad y sexo para cada uno de los años del año base.

$$AltasSS_{j,e,s,t} = AltasTotalSS_{j,s,t} \times proba(AltasMCVL_{j,e,s,t}) \quad t=2013, 2014, 2015 \quad (14)$$

Tabla 1: Número de altas de jubilación por género. Periodo 2013-2015

Año	Hombres	Mujeres
2013	207,450	106,739
2014	193,692	104,801
2015	184,537	105,177

Fuente: Seguridad Social

Con estas series de altas totales de jubilación por edades, se estima la proporción de la población, para cada sexo, que en cada año del periodo base 2013-15 causan altas, $prop_{i,e,s,t}$, como:

$$prop_{j,s,t} = \frac{AltasSS_{j,s,t}}{Poblacion_{s,t}} \quad t=2013, 2014, 2015 \quad (15)$$

Con el valor promedio de esta serie para el periodo base 2013 a 2015, y la proyección demográfica del INE se genera la proyección de altas totales de jubilación total como:

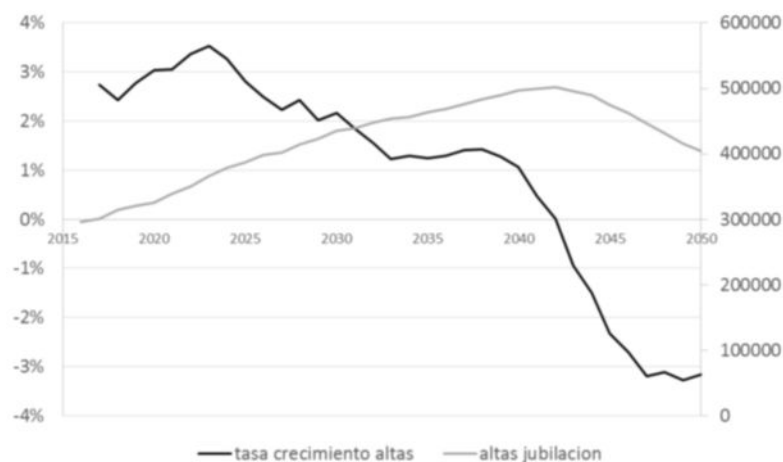
$$AltasTotalSS_{j,s,t} = prop_{j,s,base} \times Poblacion_{s,t} \quad t=2016, \dots, 2050 \quad (16)$$

Y esas altas totales se reparten por edades según las probabilidades calculadas en la primera etapa:

$$AltasSS_{e,s,j,t} = AltasTotalSS_{s,j,t} \times proba(AltasMCVL_{j,e,s,t}) \quad t=2016, \dots, 2050 \quad (17)$$

La siguiente figura muestra la evolución del total de altas de viudedad y la tasa de crecimiento asociada a la serie en nivel.

Figura 12: Altas de viudedad y tasa de crecimiento. Periodo 2016 – 2050.



3. Método de proyección de las bajas

Se han modelizado las series más relevantes de número de bajas totales de jubilación, incapacidad y viudedad a través de regresiones estimadas con mínimos cuadrados, utilizando en la mayoría de los casos las previsiones de población del INE y las series históricas de pensiones provenientes del portal estadístico de la Seguridad Social (eSTADISS). En el caso de las **bajas de jubilación**, la estimación se ha realizado utilizando como variable independiente a la población de 65 años y más, retardada un periodo, y una variable dummy, que toma un valor 0 para los periodos anteriores a 1998 y 1 a partir de entonces. Esto permite tener en cuenta el cambio metodológico ocurrido ese año, según el cual las pensiones de incapacidad de mayores de 64 años pasaron a computarse como pensiones de jubilación.

Dependent Variable: **BAJJUB**
 Method: Least Squares
 Date: 24/05/17 Time: 15:41
 Sample (adjusted): 1991 2016
 Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POB65(-1)	0.027464	0.000509	53.94463	0.0000
DUMMY_BAJJUB	30814.18	4158.050	7.410729	0.0000
R-squared	0.964262	Mean dependent var		212348.4
Adjusted R-squared	0.962773	S.D. dependent var		40204.35
S.E. of regression	7757.182	Akaike info criterion		20.82443
Sum squared resid	1.44E+09	Schwarz criterion		20.92121
Log likelihood	-268.7176	Hannan-Quinn criter.		20.85230
Durbin-Watson stat	1.402345			

Por su parte, las **bajas de viudedad** se han proyectado a partir de la población de 65 años y más, retardada un periodo.

Dependent Variable: **BAJVIU**
 Method: Least Squares

Date: 24/05/17 Time: 11:35
Sample (adjusted): 1991 2016
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POB65(-1)	0.017476	0.000764	22.88185	0.0000
C	-23315.68	5332.224	-4.372600	0.0002
R-squared	0.956171	Mean dependent var		97504.04
Adjusted R-squared	0.954344	S.D. dependent var		17739.24
S.E. of regression	3790.370	Akaike info criterion		19.39212
Sum squared resid	3.45E+08	Schwarz criterion		19.48890
Log likelihood	-250.0975	Hannan-Quinn criter.		19.41999
F-statistic	523.5790	Durbin-Watson stat		1.978833
Prob(F-statistic)	0.000000			

En cuanto a las **bajas de incapacidad**, se utiliza como regresor la población de 65 años y más, retardada un periodo, una variable dummy que toma el valor 0 hasta 1997 y el valor 1 a partir de entonces, y una constante.

Dependent Variable: **BAJINCMORT**
Method: Least Squares
Date: 24/05/17 Time: 11:51
Sample (adjusted): 1991 2016
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POB55_65(-1)	0.002481	0.001113	2.229130	0.0359
DUMMY	-46091.19	1238.392	-37.21859	0.0000
C	60709.20	5298.400	11.45802	0.0000
R-squared	0.984991	Mean dependent var		39316.35
Adjusted R-squared	0.983686	S.D. dependent var		20611.87
S.E. of regression	2632.714	Akaike info criterion		18.69759
Sum squared resid	1.59E+08	Schwarz criterion		18.84275
Log likelihood	-240.0686	Hannan-Quinn criter.		18.73939
F-statistic	754.6917	Durbin-Watson stat		0.381622
Prob(F-statistic)	0.000000			

4. Estimación de la pensión media

Pensión media de las altas de jubilación

Para la proyección hasta el año 2030 de la pensión de alta de jubilación se utiliza un modelo de microsimulación a partir del último año disponible de la Muestra Continua de Vidas Laborales2015 (MCVL2015). Inicialmente se observa los individuos que en 2015 realizan contribuciones al sistema de la Seguridad Social y que no son alta en algún tipo de pensión.

Para los individuos que cumplen estas condiciones y que en 2015 tienen una edad superior a 50 años se proyecta su carrera laboral hasta 2030 generando una estimación, en cada año del periodo proyectado, de tiempo trabajado y base de cotización anual para cada uno de las personas de acuerdo a la información histórica observada.

Además, con los datos observados en la MCVL2015 para el periodo 2011 – 2015 se estima cómo ha evolucionado la probabilidad de alta de jubilación, por género, desde la entrada de la reforma en 2013, observándose un cambio de comportamiento en el caso femenino, y no tanto en el masculino, como refleja el documento de trabajo de AIRcF de próxima publicación “Evaluación de impacto de la reforma del sistema de pensiones de 2011 en los nuevos jubilados: periodo 2013-2015”.

Con esta estimación de la probabilidad de alta se genera una proyección hasta 2030, donde se observa cómo se va modificando el comportamiento de los individuos a medida que la reforma de 2011 se va implementado hasta el año 2027, como se ve en las figuras 9 y 10.

Finalmente, con la proyección de la vida laboral previa y el comportamiento de altas de jubilación se calcula la pensión de entrada a nivel individual teniendo en cuenta la normativa propuesta en la reforma del sistema de pensiones de 2011, así como su grado de implementación desde 2013, junto a la entrada en vigor de la aplicación del factor de sostenibilidad en 2019 de la reforma de 2013.

Pensión media de las altas de viudedad

La pensión de viudedad en alta se proyecta mediante una regresión de mínimos cuadrados sobre la pensión media en alta de viudedad retardada un periodo, la pensión media de jubilación y la pensión media de jubilación retardada un periodo.

Dependent Variable: **PMALTVIU**
Method: Least Squares
Date: 31/05/17 Time: 16:25
Sample (adjusted): 1991 2016
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PMALTVIU(-1)	0.627920	0.160611	3.909575	0.0007
PMJUB	0.987326	0.188254	5.244646	0.0000
PMJUB(-1)	-0.748883	0.147732	-5.069208	0.0000
R-squared	0.997140	Mean dependent var		455.9331
Adjusted R-squared	0.996891	S.D. dependent var		150.2169
S.E. of regression	8.376140	Akaike info criterion		7.196818
Sum squared resid	1613.674	Schwarz criterion		7.341983
Log likelihood	-90.55864	Hannan-Quinn criter.		7.238621
Durbin-Watson stat	1.549519			

Pensión media de las altas de incapacidad

La pensión de incapacidad en alta se proyecta a partir de la regresión por mínimos cuadrados sobre la pensión media jubilación en alta.



Dependent Variable: **PMALTINC**

Method: Least Squares

Date: 31/05/17 Time: 16:34

Sample: 1990 2016

Included observations: 27

Dependent Variable: PMBAJTOT

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 05/24/17 Time: 17:30

Sample: 1994 2016

Included observations: 23

Convergence achieved after 6 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	181.5190	18.39586	9.867384	0.0000
PMALTJUB	0.606866	0.020612	29.44302	0.0000
R-squared	0.971970	Mean dependent var		686.9311
Adjusted R-squared	0.970848	S.D. dependent var		201.2842
S.E. of regression	34.36689	Akaike info criterion		9.983252
Sum squared resid	29527.08	Schwarz criterion		10.07924
Log likelihood	-132.7739	Hannan-Quinn criter.		10.01179
F-statistic	866.8915	Durbin-Watson stat		0.346003
Prob(F-statistic)	0.000000			

Pensión media de las bajas



PMTOT(-1)	0.945642	0.020170	46.88379	0.0000
AR(1)	0.761580	0.204813	3.718413	0.0014
SIGMASQ	121.0692	26.46376	4.574904	0.0002
<hr/>				
R-squared	0.996188	Mean dependent var	567.6959	
Adjusted R-squared	0.995807	S.D. dependent var	182.2224	
S.E. of regression	11.79956	Akaike info criterion	7.932826	
Sum squared resid	2784.590	Schwarz criterion	8.080934	
Log likelihood	-88.22750	Hannan-Quinn criter.	7.970075	
Durbin-Watson stat	1.214505			
<hr/>				
Inverted AR Roots	.76			
<hr/>				

La pensión media de bajas se calcula sin distinguir por clase de pensión. La proyección se realiza a partir de la regresión por mínimos cuadrados sobre la pensión media total, retardada un periodo, y los errores se modelizan como un proceso autorregresivo de orden

1.

5. Estimación de los ingresos

Los ingresos del Sistema de Seguridad Social computables en la fórmula del IRP pueden dividirse en ingresos por cotizaciones del sector contributivo y otros ingresos, siendo los últimos aproximadamente un 10% del total.

Los **ingresos por cotizaciones** se proyectan utilizando la metodología descrita en el recuadro 6 del [Informe de los Proyectos y Líneas Fundamentales de Presupuestos de las AA.PP 2016](#). Las variables subyacentes que alimentan las ecuaciones de corrección de error estimadas evolucionan en línea con las previsiones económicas de la AIRcF. En el medio plazo la evolución del cuadro macroeconómico es similar al utilizado para la valoración de la APE 2017-2020. A partir de 2022, se asume una tasa de crecimiento anual del 3.3% como PIB nominal e ingresos totales computables para el cálculo del IRP (i.e. se estabiliza el ratio de ingresos sobre PIB en el valor promedio de los últimos 35 años). En particular, se supone que el empleo evoluciona ligeramente por debajo del crecimiento de la economía, consistentemente con una disminución gradual del desempleo y una evolución de los salarios acomodada a la productividad nominal. De esta forma, la distribución de la renta entre sociedades y asalariados se mantiene alrededor de los porcentajes de finales de 2016. Los supuestos macroeconómicos subyacentes se resumen en la siguiente tabla:

Supuestos macroeconómicos ingresos (AIRcF)					
	Número de asalariados	Remuneración de asalariados	Base máxima de cotización	PIB nominal	Tasa de paro
	% var	%var	%var	%var	% Pob. Act
2017	2.6	1.4	1.0	4.5	17.3
2018	2.5	1.6	1.5	4.3	15.5
2019	2.3	1.7	1.5	4.2	14.0
2020	2.0	1.9	1.5	4.1	13.1
2021	1.7	1.8	1.5	3.8	12.4
2022	1.3	1.8	1.5	3.4	11.7
Media	2.1	1.7	1.4	4.1	14.0

En cuanto a los otros ingresos, se asume una evolución en línea con el pasado reciente, sin variar sensiblemente su peso relativo en el total de ingresos. Además, los intereses del Fondo de Reserva disminuyen durante 2017 y 2018 hasta casi extinguirse, teniendo en cuenta que según los PGE 2017 las necesidades de financiación van a ser atendidas con cargo al préstamo concedido por el Estado al Sistema de Seguridad Social y no íntegramente con el Fondo de Reserva. Por otro lado, los ingresos del capítulo de tasas y otros ingresos tienen

una evolución más próxima a la evolución del deflactor que al crecimiento del PIB nominal, que converge a 1,8 en el largo plazo.

6. Incertidumbre alrededor de las previsiones

La incertidumbre asociada a las sendas centrales de ingresos y gastos ha sido estimada a partir de un modelo auto-regresivo (VAR) de 6 variables: PIB real (SEC 2010), Índice de Precios al Consumo, tasa de desempleo, productividad, ingresos por cotizaciones y gastos en pensiones. Se utilizan series en frecuencia trimestral, con una muestra que abarca desde 1988t1 hasta 2016t4.² El modelo ha sido especificado y estimado en diferencias, salvo en el caso de la tasa de paro. Los percentiles para ingresos y gastos del sistema de seguridad social incluidos en los gráficos de abanico se han obtenido a partir de 10.000 simulaciones de los residuos mediante técnicas de remuestreo. Una descripción detallada de la metodología se encuentra en la [parte B del Anexo Metodológico de la Opinión sobre el IRP para 2016](#).

En cuanto a la incertidumbre de las previsiones del saldo la Seguridad Social, a diferencia de la anterior Opinión sobre el IRP 2016, en esta versión se ha optado por calcular el saldo entre ingresos y gastos individualmente en cada una de las 10000 simulaciones. De esta forma, no es necesario recurrir al uso de correlaciones cruzadas, lo que simplifica el proceso, haciéndolo más directo. A partir de dichas sendas de saldo se han construido los percentiles asociados y los gráficos de abanico alrededor de la senda central.

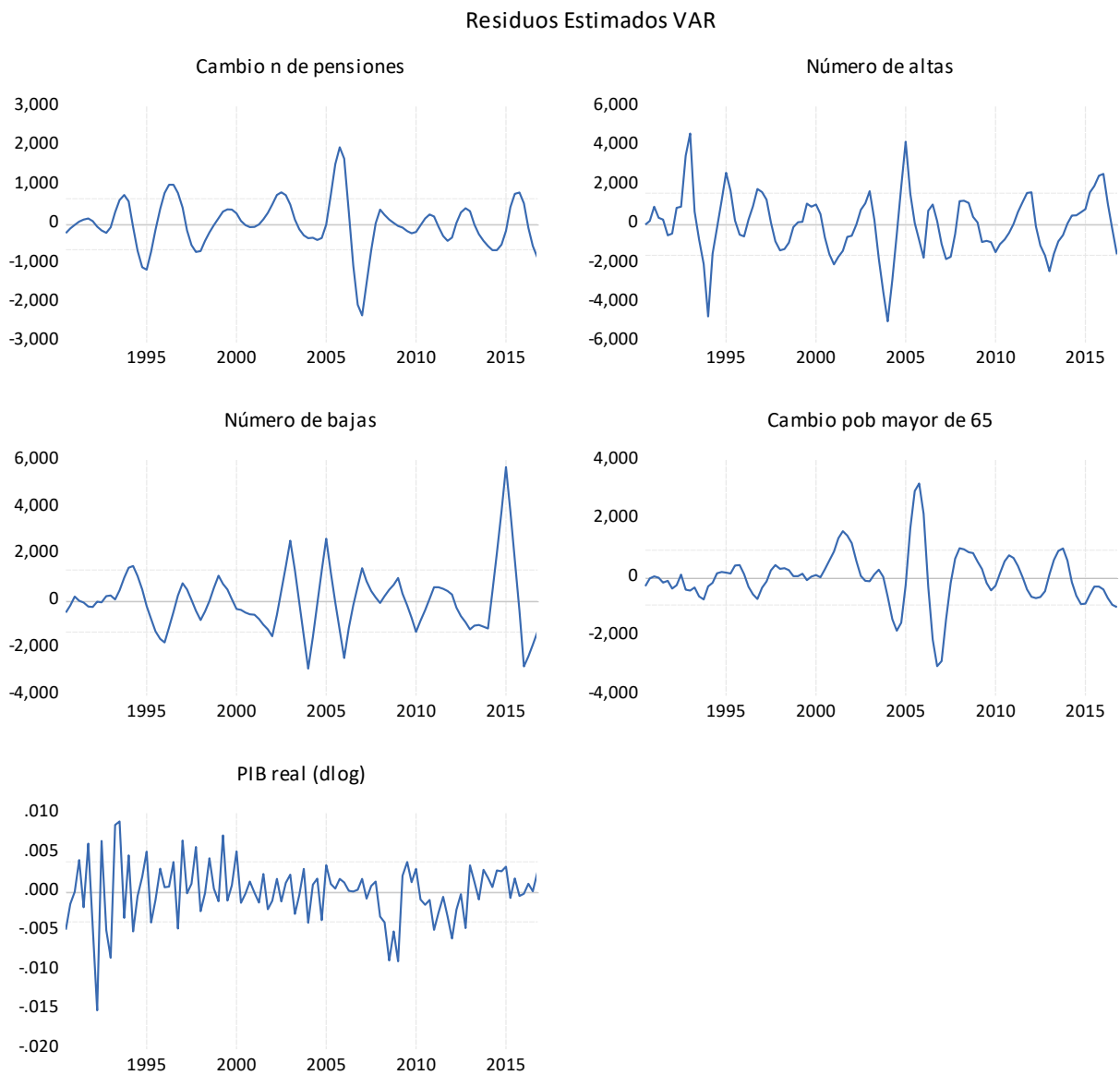
La presente Opinión expande la metodología utilizada anteriormente para generar rangos de probabilidad y gráficos de abanico alrededor de las previsiones centrales del número de pensiones. Para ello, en primer lugar, se realiza una especificación y estimación de un nuevo modelo VAR con 5 variables: Número de pensiones, número de altas, número total de bajas, número total de altas, población mayor de 65 años y PIB real (SEC 2010). La estimación se realiza en frecuencia trimestral, con una muestra que comienza en 1990t1 y termina en 2016t4.³ Los tests de ajuste y de comportamiento de los residuos confirman la estabilidad del sistema de ecuaciones, así como la normalidad y escasa autocorrelación serial de los residuos (ver gráfico abajo).

Una vez estimado el modelo, se realizan 10.000 simulaciones de los errores mediante técnicas de remuestreo, lo que permite obtener percentiles de previsión asociados para el número de pensiones y construir el correspondiente gráfico de abanico alrededor de la previsión central.

² Se han trimestralizado los datos anuales de cotizaciones utilizando el método de Denton (*Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization*), siendo el PIB real el indicador subyacente. Los datos de gasto en pensiones han sido trimestralizados utilizando el método de desagregación de Litterman (*A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series*)

³ Se han trimestralizado los datos anuales de población, altas, bajas y población total pensionista con el método de Litterman (ver nota anterior)

Figura 13: Residuos estimados para el modelo VAR(1).



Fuente: Estimaciones propias de la AIRcF