

## ***Demografía y activo financiero: un modelo de comportamiento dinámico***

Díaz-Fernández, Montserrat  
[mdiaz@uniovi.es](mailto:mdiaz@uniovi.es)

Llorente-Marrón, Mar  
[mmarron@uniovi.es](mailto:mmarron@uniovi.es)

Méndez-Rodríguez, Paz  
[mpmendez@uniovi.es](mailto:mpmendez@uniovi.es)

*Economía Cuantitativa  
Universidad de Oviedo*

### **RESUMEN**

La dinámica demográfica española ha mostrado siempre peculiaridades propias del área mediterránea. Aumento de la esperanza de vida, caída brusca de los indicadores de natalidad contribuyen a la configuración de un contexto demográfico claramente envejecido.

El envejecimiento de la población determina decisivamente las características del ámbito económico, dado que las necesidades y capacidades productivas de las distintas cohortes son diferentes. A lo largo del ciclo de vida del individuo la hipótesis de estabilidad del nivel de consumo hace del envejecimiento demográfico un factor que podría afectar al nivel de ahorro agregado. Normalmente son los factores de coyuntura económica los considerados exclusivamente en el análisis de la dinámica del precio de los activos financieros. El foco que aporta la demografía normalmente es el gran ausente si bien deja sentir sus efectos de forma lenta, continua e intensa. Diversos estudios empíricos han encontrado una elevada correlación entre la distribución por edades y las cotizaciones bursátiles.

Nuestro objetivo consiste en aproximar empíricamente dicho resultado en España determinando un modelo de comportamiento dinámico entre las variables `RATIO_PER` y `RATIO_DEMOGRAFICO`.

## **ABSTRACT**

The Spanish demography has specific characteristics of the Mediterranean. Increased life expectancy, declining birth indicators clearly contribute to an aging demographic context. The aging of the population determines the economic situation. Needs and productive capacities of the different cohorts are different. Ageing can affect the level of aggregate savings. Several empirical studies have found a high correlation between age distribution and stock prices.

The study analyzes the relationship between the two factors in Spain. The process of analysis follows traditional patterns in time series studies. A vector autoregression is specified.

***Palabras claves:***

Envejecimiento demográfico; activo financiero; análisis autorregresivo

***Área temática:***

A4.- Aspectos Cuantitativos de Problemas Económicos y Empresariales con incertidumbre.

## **1. INTRODUCCIÓN**

Aunque aparentemente distante, el futuro demográfico no suele generar inquietud en el ámbito económico y político, sustentado básicamente en indicadores de corto plazo. La evolución demográfica, simultáneamente dependiente y causa de los cambios socioeconómicos que la preceden e inducen, carecería de plena justificación si el contexto demográfico que antecede, acompaña y provoca su desarrollo no fuese considerado explícitamente.

Los cambios en la estructura por edades de la población condicionan decisivamente las características del ámbito económico. La estructura de preferencias, necesidades y capacidad productiva de cada una de las cohortes de edad que configuran la pirámide de población es diferente.

Desde una perspectiva teórica el reconocimiento del factor demográfico presenta cierta dualidad. En el análisis del precio de los activos financieros normalmente el foco demográfico no está presente centrándose en factores de coyuntura económica, toma de decisión de la autoridad monetaria, dinámica empresarial o acontecimientos políticos, fundamentalmente (Suárez-Lledó, 2015). No obstante, la hipótesis de estabilidad del consumo en el ciclo de vida del individuo señala el envejecimiento demográfico como factor que podría afectar al nivel de ahorro agregado (Modigliani, 1986). La tasa de descuento intertemporal podría depender de factores demográficos y a través de dicha vía influir en las decisiones de consumo y ahorro (Attanasio, 1995; Baxter y Jermann, 1999). La dinámica demográfica podría condicionar aspectos fundamentales del proceso de valoración de activos como es el tipo de interés real libre de riesgo y las primas de riesgo (Carroll y Summers, 1991). La acumulación de riqueza y capital acometida por los adultos en previsión de sus necesidades de consumo en la vejez podría favorecer la productividad del factor trabajo y en consecuencia acelerar el crecimiento económico (Mason y Lee, 2006).

Los perfiles de renta, consumo y ahorro de los individuos cambian en las distintas etapas del ciclo de vida. Se endeudan, fundamentalmente, cuando son jóvenes para la adquisición de vivienda, ahorran en la edad adulta para el pago de la deuda y en previsión de la vejez y gastan en la jubilación (Paxson, 1996; Deaton, 1997). La teoría

del ciclo vital postula en relación al impacto sobre el tipo de interés, un tipo de equilibrio inferior ante una mayor proporción de población adulta y próxima a la jubilación. Estudios empíricos constatan que a partir de los 45 años de edad los consumidores estabilizan sus pautas de consumo y materializan tasas de ahorro positivas (Gourinchas y Parker, 2002; Carroll y Samwich, 1997; Attanasio y Browning, 1995; Blundell, Browning y Meghir, 1994; Attanasio y Banks, 1998). En el inicio de la edad adulta se comprueba la coexistencia de procesos de desaccumulación y acumulación de activos ahorrados en el pasado y activos líquidos, respectivamente. Riesgo de mortalidad, problemas de salud, herencias o restricciones de acceso al mercado de capitales que dificulten e impidan la realización de planes intertemporales son algunas de las razones aducidas al respecto (Butelmann y Gallego, 2001). En términos agregados un aumento de la población adulta supondría un mayor volumen de ahorro que en condiciones *caeteris paribus* presionaría el tipo de interés a la baja. Al contrario el acceso a la edad de jubilación de un volumen de población relevante contribuiría a la disminución del ahorro agregado presionando al alza el tipo de interés de equilibrio.

La conexión teórica entre demografía y precio de los activos con riesgo se articula también mediante relaciones semejantes. El precio del activo se equipara con la suma de flujos que generan en el futuro, dividendos para las acciones, cuya valoración en el momento presente se realiza a través de una tasa de descuento<sup>1</sup>. La actitud hacia el riesgo a lo largo del ciclo de vida cambia. En particular, la tolerancia al riesgo inherente a la bolsa es alta en la juventud e inicio de la edad adulta y baja en los tramos de edad próximos a la jubilación. En consecuencia, la composición de la cartera de activos además de las necesidades y posibilidades financieras se modifica siendo el peso de las acciones alto en el inicio y bajo al final. La dinámica demográfica incide finalmente sobre la prima de riesgo del mercado. Desde dicha perspectiva un escenario inversor con envejecimiento impulsaría una corriente vendedora para reducir el peso de la renta variable y consecuentemente las cotizaciones a la baja.

---

<sup>1</sup>La tasa de descuento se compone del tipo de interés real libre de riesgo y una prima de riesgo bursátil. Un valor alto de dicha tasa de descuento supondría un precio actual del activo y del ratio *PER* (Ratio *precio-ganancias* o *Price-to-earnings*) menor.

Algunos estudios señalan una elevada correlación entre la distribución por edades y las cotizaciones bursátiles, la mayoría de ellos referidos a Estados Unidos y Canadá (Ostergaard *et al*, 2002). Coincidiendo con el paso por la fase álgida (de 35 a 54 años de edad) de la acumulación de renta variable de la generación denominada *baby boomers* se constata empíricamente la generación de rendimientos sustancialmente elevados.

El envejecimiento poblacional está presente en la dinámica demográfica española que ha mostrado siempre peculiaridades propias del área mediterránea. España es uno de los territorios con mayor esperanza de vida, 82,8 años en 2014, como consecuencia de la reducción secular de los indicadores de mortalidad. La población española ha envejecido no solo porque los mayores viven más años sino también porque hay menos jóvenes. La evolución del número de hijos por mujer constata el deterioro e implantación de un régimen de baja fecundidad, con una trayectoria decreciente hasta 1996, 1,16, que a partir de 1999, se muestra fluctuante registrando en 2014 1,32. De forma preocupante se detecta, por primera vez, el descenso de la cohorte en edad de procrear, cuyos efectos no parece que estén siendo suficientemente valorados (Redondo *et al*, 2015). La proyección demográfica del Instituto Nacional de Estadística (INE), en la misma línea, para un horizonte temporal de cincuenta años estima el aumento del peso de la cohorte de población de 65 y más años de edad que pasaría del 18,2 por ciento en 2014 al 24,9 en 2029 y 38,7 en 2064, respectivamente. En el mismo escenario la proyección de la tasa de dependencia se incrementaría al 59,2 por ciento en 2029 y 95,6 por ciento en 2064.

En relación a la edad, la dinámica de los hogares españoles satisface los postulados de la teoría del ciclo vital. El gasto es creciente hasta la cohorte de 45 a 64 años, techo de la distribución a partir de la cual se inicia una ralentización y caída del consumo. Desde una perspectiva macroeconómica el análisis teórico de las pautas de consumo de la economía española se centra fundamentalmente en los determinantes del ahorro familiar en función del origen de la renta, cambios de tenencia de los activos y riqueza de los hogares (Bover, 2008; Ferruz *et al*, 2012).

Según la *Encuesta de Presupuestos Familiares* del INE en 2007 el gasto medio de la categoría modal de la distribución, cohorte de 45 a 64 años, alcanzó los 37.700,77

euros y en 2014 fue casi ocho mil euros inferior. La disminución del gasto de la categoría siguiente, cohorte de 65 y más años, disminuyó con diferente intensidad en 2007 y 2014, 43,13 y 24,27 por ciento, respectivamente.

Mediante el uso de técnicas econométricas aplicables a series temporales el objetivo de este trabajo consiste en aproximar empíricamente los resultados al caso español determinando un modelo de comportamiento dinámico entre las variables RATIO\_PER y RATIO\_DEMOGRAFICO.

## 2.- MATERIAL Y MÉTODO

La aplicación del modelo de vectores autorregresivos (VAR) a series temporales constituye una práctica habitual en el análisis empírico de las relaciones económicas. La modelización mediante los modelos VAR evita las imposiciones derivadas de la estimación e identificación de un modelo econométrico y permite la especificación de modelos que reflejen lo más fielmente posible las regularidades empíricas e interacciones entre las variables objeto de análisis (Sims, 1980).

Para la estimación de un modelo VAR se propone un sistema de ecuaciones con tantas como series a analizar o predecir sin diferenciar entre variables endógenas y exógenas. Cada variable es explicada por los retardos de sí misma y por los de las demás variables. Un modelo VAR, modelo de ecuaciones simultáneas, está formado por un sistema de ecuaciones de forma reducida sin restringir donde,  $y_t$

$$y_t = \sum_{h=1}^p \Pi_h y_{t-h} + \Pi_0 x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

denota un vector de orden  $n \times 1$  que recoge la información muestral de cada una de las variables endógenas en la unidad temporal  $t$ ;  $\Pi_h$ , la matriz de parámetros a estimar de orden  $n \times n$  que recoge en la fila  $i$ -ésima la relación existente entre la variable  $i$ -ésima y el vector completo de variables particularizado en la unidad temporal  $t-h$ ;  $\Pi_0$ , la matriz de parámetros a estimar de orden  $n \times k$  que en la fila  $i$ -ésima recoge la relación entre la variable endógena  $i$ -ésima y todas las exógenas;  $x_t$ , el vector de orden  $k \times 1$  que contiene los valores de las variables exógenas en la unidad temporal  $t$ ;

y  $\varepsilon_t$ , el término de perturbación aleatoria, vector columna de orden  $n \times 1$  (Ballabriga, 1991).

De forma adicional al modelo econométrico tradicional, el modelo VAR, como principales herramientas, identifica las interacciones dinámicas que caracterizan el sistema de ecuaciones estimado mediante la construcción de las funciones impulso-respuesta (FIR) y descomposición de la varianza del error de predicción.

### **3.- ANÁLISIS EMPÍRICO**

#### **3.1 El modelo**

Se estima un modelo autorregresivo (VAR) con dos variables endógenas que aproximan los ciclos financiero, *RATIO\_PER* y demográfico, *RATIO\_DEMOGRAFICO*, respectivamente y visualiza su comportamiento como una función del pasado de ambos.

La variable financiera, *RATIO\_PER*, recoge la relación entre el precio del activo financiero y el beneficio generado. En general, un valor alto denota elevadas expectativas de crecimiento por parte del mercado y por el contrario un valor bajo un ritmo de crecimiento lento. La variable demográfica, *RATIO\_DEMOGRAFICO*, se define como el cociente entre la población de edad mediana, cohorte de 40 a 49 años y la población de edad alrededor de la jubilación, cohorte de 60 a 69 años. Dicho ratio se considera especialmente apropiado al comparar las dos cohortes de edad más significativas para decantar la balanza. Los jóvenes con carteras de acciones de escasa relevancia y los consolidados en la etapa de jubilación quedan excluidos del indicador. Un incremento del ratio se asocia con un aumento en la valoración del activo financiero.

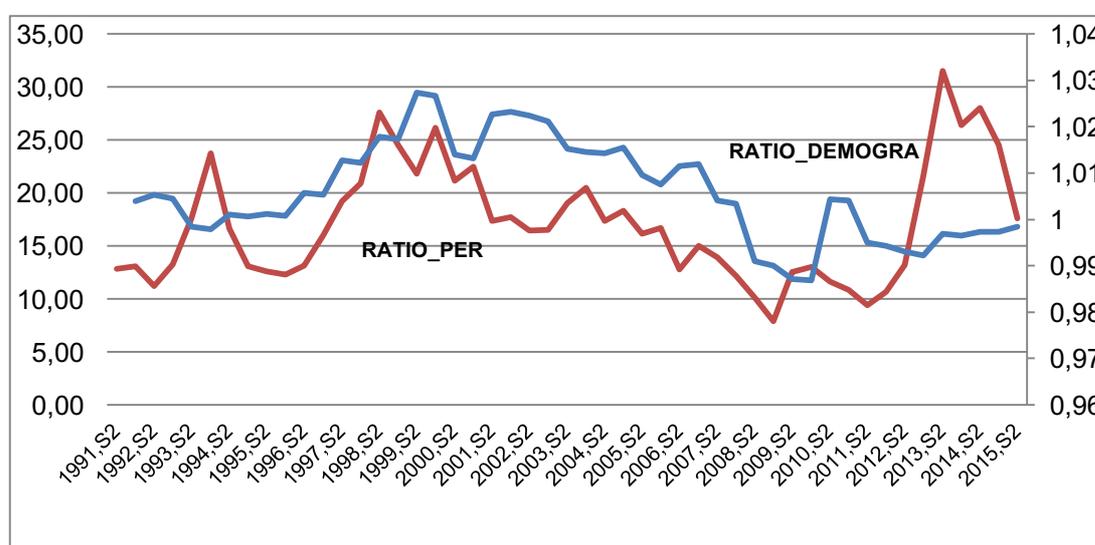
#### **3.2 Información estadística**

Las propiedades estadísticas de la información muestral condicionan el enfoque metodológico a seguir. En este ejercicio se han tomado los datos de la serie *Cifras de Población* del INE y *PER total Bolsa de Madrid* del Banco de España, respectivamente. El periodo muestral, 49 observaciones de frecuencia semestral, recoge las observaciones

comprendidas entre el segundo semestre de 1991 y 2015 (Tabla 1). La evolución temporal de las series refleja, a priori, un comportamiento no estacionario (Gráfico 1).

El período de análisis contiene cambios relevantes en la dinámica de ambas variables. Durante el periodo considerado, el grupo de 40 a 49 años de edad, población adulta de edad mediana, sumó casi tres millones de efectivos poblacionales lo que supone un aumento del 64,14 por ciento mientras que el correspondiente al grupo de 60 a 69 años no alcanzó el millón de efectivos poblacionales, 23,58 por ciento. Ambas cohortes sitúan temporalmente el inicio de su trayectoria vital en momentos diferentes del calendario. El aumento de la natalidad registrado en la segunda mitad del siglo XX además de los flujos de inmigración exterior que paliaron los déficit de población consecuencia de las generaciones vacías nacidas después de 1975 explican fundamentalmente la dinámica de la cohorte de edad mediana, grupo de edad de 40 a 49 años. El origen de la línea de vida correspondiente a la cohorte de 60 a 69 años de edad, se sitúa en el entorno de la tercera década del siglo XX.

Gráfico 1. Evolución temporal de las variables RATIO\_PER y RATIO\_DEMOGRAFICO



Fuente: Instituto Nacional de Estadística. Banco de España. Elaboración propia.

En el mismo periodo el sistema financiero registró una trayectoria expansiva y tamaño sobredimensionado que, a partir del inicio de la crisis económica, acusó fundamentalmente a través de la ruptura de los mecanismos de crédito. La actividad económica española tras una etapa de expansión en 2007 inició un proceso de desaceleración que concluyó dando lugar a un gran ajuste partir de 2008.

Tabla 1. Estadísticos Básicos

|                   | RATIO_PER | RATIO_DEMOGRAFICO |
|-------------------|-----------|-------------------|
| Media             | 17.19375  | 1.005984          |
| Mediana           | 16.57500  | 1.004469          |
| Maximo            | 31.51000  | 1.027323          |
| Mínimo            | 7.900000  | 0.986874          |
| Desviación típica | 5.534887  | 0.010583          |
| Asimetría         | 0.614758  | 0.189428          |
| Curtosis          | 2.647999  | 2.192106          |
| Jarque-Bera       | 3.271226  | 1.592450          |
| <i>p-valor</i>    | 0.194833  | 0.451028          |
| Observaciones     | 49        | 49                |

Fuente: Elaboración propia.

### 3.3 Análisis de resultados

Formalmente se contrasta la hipótesis de estacionariedad siguiendo las pautas tradicionales de los estudios con series temporales. La existencia de raíces unitarias dirige el análisis al uso de vectores autorregresivos (VAR). Ambas series, RATIO\_PER y RATIO\_DEMOGRAFICO, son integradas de orden uno según el test de Dickey-Fuller Aumentadas (ADF) y Phillips-Perron, respectivamente (Tabla 2). La hipótesis nula a contrastar, existencia de raíces unitarias, no es rechazada en niveles pero sí en primeras diferencias en ambos casos.

La interdependencia entre ambas series, consideradas inicialmente endógenas, mediante la estimación de un VAR contempla cada variable como una función del pasado de ambas. A partir de la determinación del retardo óptimo y análisis de su estructura se estima un vector autorregresivo, para ambos procesos, estable y estacionario, con un retardo de amplitud temporal resultado de la aplicación de pruebas

de máxima verosimilitud<sup>2</sup>(Tabla 3-4). La aplicación del test de Johansen, ambas series son integradas de primer orden, no rechaza la hipótesis de existencia de ninguna relación de cointegración para un nivel de significatividad del 5 por ciento (Tabla 5). En consecuencia la regresión realizada mediante un vector autorregresivo convencional será la considerada a efectos del análisis.

Tabla 2. Test de raíces unitarias. 1991.S2-2015.S2

| Test de raíces unitarias                     |           |                |                      |                |
|--|-----------|----------------|----------------------|----------------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic (ADF) |           |                |                      |                |
| Variable                                     | Niveles   | <i>p-valor</i> | Primeras diferencias | <i>p-valor</i> |
| RATIO_PER                                    | -0.537503 | 0.4789         | -6.182864            | 0.0000         |
| RATIO_DEMOGRAFICO                            | -0.169939 | 0.6196         | -6.626163            | 0.0000         |
| Phillips-Perron test statistic               |           |                |                      |                |
| Variable                                     | Niveles   | <i>p-valor</i> | Primeras diferencias | <i>p-valor</i> |
| RATIO_PER                                    | -0.537503 | 0.4789         | -6.188040            | 0.0000         |
| RATIO_DEMOGRAFICO                            | -0.200701 | 0.6086         | -6.730804            | 0.0000         |

Fuente: Elaboración propia.

Las regresiones que aproximan ambos procesos son estadísticamente significativas y se comprueba que los residuos satisfacen la hipótesis de independencia serial según el test de Portmanteau, homoscedasticidad y normalidad de acuerdo con la prueba de White y Jarque-Bera, respectivamente<sup>3</sup>. El modelo satisface la condición de estacionariedad puesto que los valores propios correspondientes al inverso de las raíces del polinomio característico son en módulo inferiores a la unidad (Tabla 6).

<sup>2</sup>VAR estimado después de analizar y corregir estadísticamente el comportamiento de los residuos mediante la introducción de variables dummy, aditiva y/o multiplicativamente, como factores exógenos del sistema. Al comprobar el cumplimiento de las hipótesis establecidas en el teorema de Gauss Markov y comprobar la vulneración de alguna de ellas se procede a la generación de los residuos de ambos ciclos y a su análisis detectando los picos más significativos en la distribución que permitirán localizar la coordenada temporal. Se procede a generar una variable ficticia en dicha coordenada, año, que tome el valor cero y uno en el pico correspondiente dependiendo de la amplitud del ciclo.

<sup>3</sup>Dado que la técnica está afectada por el carácter endógeno de las variables, el análisis de los coeficientes de regresión estimados, su significatividad estadística, la estimación del coeficiente de determinación ajustado, entre otros contrastes, resulta insuficiente para evaluar los resultados obtenidos.

Tabla 3. Determinación del retardo óptimo

| Determinación del retardo óptimo                                    |          |           |                   |            |            |            |
|---|----------|-----------|-------------------|------------|------------|------------|
| Retardo   | LogL     | LR        | FPE               | AIC        | SC         | HQ         |
| 1   | 53.54457 | 98.11976* | 0.000395*         | -2.161117* | -1.917818* | -2.070890* |
| Estructura del retardo óptimo - Raíces del polinomio característico |          |           |                   |            |            |            |
| Variables endógenas   |          |           |                   |            |            |            |
| RATIO_PER   |          |           | RATIO_DEMOGRAFICO |            |            |            |
| Raíz  | Módulo   |           | Raíz              | Módulo     |            |            |
| 0.840825  | 0.840825 |           | 0.783313          | 0.783313   |            |            |

\* Determinación del retardo óptimo de acuerdo con los criterios de máxima verosimilitud LR y HQ

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4. Vector Autorregresivo

| Variable                 |                          | Ecuación             |                      |
|--------------------------|--------------------------|----------------------|----------------------|
|                          |                          | RATIO_PER            | RATIO_DEMOGRAFICO    |
| RATIO_PER(-1)            |                          | 0.823084 [ 6.55750]  | 0.000352 [ 2.25206]  |
| RATIO_DEMOGRAFICO(-1)    |                          | -14.53882 [-0.24914] | 0.876890 [ 12.0569]  |
| C                        |                          | 18.03574 [ 0.30990]  | 0.117623 [ 1.62163]  |
| D1999*RATIO_PER          |                          | -0.065264 [-0.51524] | 0.000123 [ 0.78126]  |
| D2000*RATIO_DEMOGRAFICO  |                          | -0.833063 [-0.29403] | -0.006985 [-1.97797] |
| D2010*RATIO_DEMOGRAFICO  |                          | -2.479483 [-0.90894] | 0.009139 [ 2.68804]  |
| D2013*RATIO_PER          |                          | -0.116109 [-0.71916] | -0.000247 [-1.22630] |
| R <sup>2</sup>           |                          | 0.621648             | 0.841045             |
| R <sup>2</sup> -ajustado |                          | 0.564895             | 0.817202             |
| Estadístico F-Snedecor   |                          | 10.95359             | 35.27401             |
| Residuos                 | Test normalidad          | Jarque-Bera          | <i>p-valor</i>       |
|                          |                          | 4.321186             | 0.3643               |
|                          | Test correlación         | LM orden 2           | <i>p-valor</i>       |
|                          |                          | 6.021529             | 0.5372               |
|                          | Test heteroscedasticidad | White                | <i>p-valor</i>       |
|                          |                          | 39.11862             | 0.2142               |

Estadístico *t-Student* en [...]

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5. Test de cointegración de Johansen

| Test de cointegración de Johansen                   |                          |                       |  |                    |                    |
|---|--------------------------|-----------------------|--|--------------------|--------------------|
| Data Trend  | None                     | None                  | Linear                                       | Linear             | Quadratic          |
| Test Type   | No Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend                        | Intercept<br>Trend | Intercept<br>Trend |
| Trace   | 0                        | 0                     | 0  | 0                  | 0                  |
| Max Eig   | 0                        | 0                     | 0  | 0                  | 0                  |
| Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns) |                          |                       |  |                    |                    |
| Data Trend  | None                     | None                  | Linear                                       | Linear             | Quadratic          |
| Rank or No of<br>CEs                                | No Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend                        | Intercept<br>Trend | Intercept<br>Trend |
| 0   | -1.677286*               | -1.677286*            | -1.513118                                    | -1.513118          | -1.360710          |
| Trend assumption: No deterministic trend            |                          |                       | Lags interval (in first differences): 1 to 1 |                    |                    |
| Hypothesized No. of<br>CE(s)                        | Eigenvalue               | Trace<br>Statistic    | 0.05<br>Critical Value                       | Prob.**            |                    |
| None *  | 0.212856                 | 12.37435              | 20.26184                                     | 0.4159             |                    |

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6. Valores propios del inverso de las raíces del polinomio característico

| Polinomio característico |          |
|--------------------------|----------|
| Raíz                     | Módulo   |
| 0.849987 - 0.066320i     | 0.852570 |
| 0.849987 + 0.066320i     | 0.852570 |

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7. Causalidad en sentido Granger

| Test de causalidad de Granger                 |          |        |   |          |        |
|---|----------|--------|---|----------|--------|
| Variable dependiente: RATIO_PER               |          |        | Variable dependiente: RATIO_DEMOGRAFICO |          |        |
| H <sub>0</sub> : Excluye<br>Ratio_demográfico | Chi-sq   | Prob   | H <sub>0</sub> : Excluye Ratio_PER      | Chi-sq   | Prob   |
|   | 0.062073 | 0.8032 |   | 5.071795 | 0.0243 |

Fuente: Elaboración propia.

En el primer modelo la relación obtenida refleja una dependencia inexistente del RATIO\_PER a variaciones del factor demográfico, se comprueba el peso del propio fenómeno, RATIO\_PER, en su trayectoria ( $t^* = 6,55750$ ) así como efectos de carácter coyuntural ligados al factor demográfico. Ello significaría que dicha variable se podría explicar sobre la base de su propia dinámica. En el segundo modelo RATIO\_DEMOGRAFICO, el dominio del efecto positivo refleja una reacción

procíclica de vinculación suave entre ambas series. Se comprueba una vinculación positiva tanto a su propia trayectoria, variable demográfica ( $t^* = 12,0569$ ) como a la de la variable financiera ( $t^* = 2,25206$ ). La significatividad de los resultados correspondientes a las variables exógenas  $D2000 * \text{RATIO\_DEMOGRAFICO}$ , ( $t^* = -1,97797$ ) y  $D2010 * \text{RATIO\_DEMOGRAFICO}$ , ( $t^* = 2,68804$ ) identifica temporalmente cambios estructurales que restringen inicialmente la dinámica del proceso y posteriormente dinamizan a la vez que muestran la interacción con la serie demográfica.

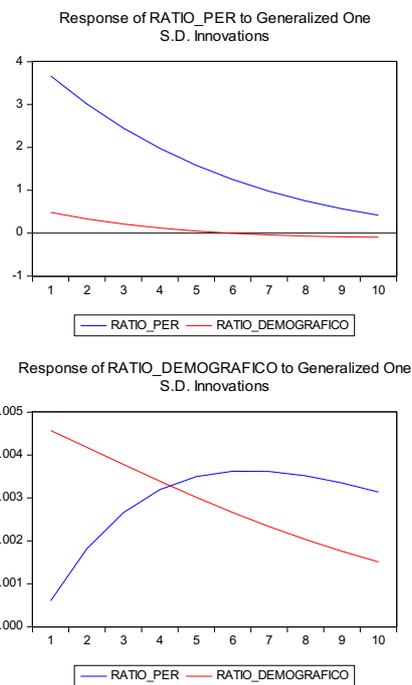
La aplicación del test de causalidad de Granger permite evaluar el carácter endógeno o exógeno de ambos procesos además de aproximar qué parte de los valores actuales de una variable se pueden explicar a partir de los valores corrientes y retardados de la otra (Tabla 7). La aplicación de la prueba en bloque ratifica los resultados obtenidos, revela la existencia de una relación de causalidad unidireccional de la variable financiera ( $p\text{-valor} = 0,0243$ ).

El comportamiento de la función de impulso respuesta (FIR) anticipa la reacción de las variables del sistema ante cambios en los errores visualizando el efecto en tiempo, dirección e intensidad (Gráfico 2). La respuesta de la serie financiera a alteraciones en el comportamiento de la serie demográfica muestra un escenario de trayectoria decreciente permanente a lo largo del tiempo. El factor demográfico ante alteraciones en el comportamiento de la variable financiera generaría, al contrario, una reacción inicialmente creciente que a medio plazo ralentizaría su ritmo de crecimiento.

La vinculación entre ambos ciclos se refrenda igualmente en el análisis de la descomposición de la varianza que profundiza los resultados al visualizar el peso de cada variable en la determinación de la desviación típica del error de predicción (Gráfico 3). Se comprueba que a lo largo del horizonte temporal seleccionado en la determinación de la desviación típica del error de predicción de ambos ciclos, en general el peso de uno u otro es poco significativo. La incertidumbre asociada a la predicción proviene esencialmente de sus propios *shocks* lo cual significa que el grado de cada variable no es el mismo y ello no significa que el modelo esté mal

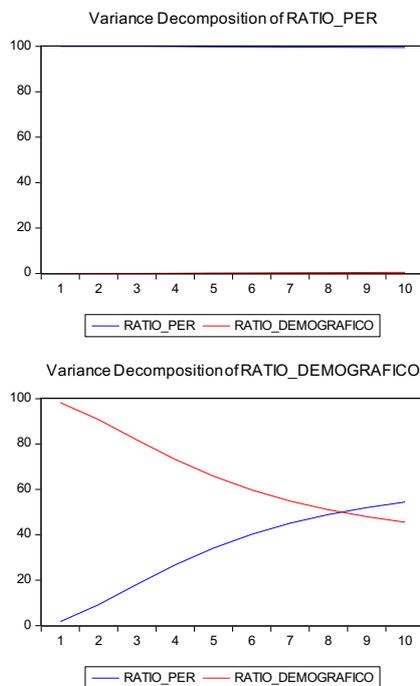
especificado. La asociación positiva que se aprecia en la correlación de ambas series (0,3176) muestra un modelo de crecimiento conjunto de ambos ciclos.

Gráfico 2. Función impulso-respuesta



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3. Descomposición de la varianza



Fuente: Elaboración propia.

## **4.- DISCUSIÓN DE RESULTADOS**

A partir de información estadística correspondiente a la dinámica de las variables *RATIO\_PER*, y *RATIO\_DEMOGRAFICO* se estima un modelo autorregresivo (VAR) en España durante el periodo comprendido entre los años 1991 y 2015 con frecuencia semestral que aproxima la interacción y regularidades empíricas existentes (Sims, 1980).

La metodología econométrica se fundamenta en el conocimiento de la realidad económica y en la capacidad de establecimiento de relaciones causales. A este respecto destaca la oportunidad del trabajo desde una doble perspectiva. La relación analizada se corresponde con un enfoque analizado y recogido en la literatura económica con planteamientos y tratamientos diferentes desde una perspectiva temporal y territorial (Gillen y Guccione, 1970; Selvanathan, 1991). La modelización mediante los modelos VAR permite, metodológicamente, avanzar en el conocimiento y constituye un perfeccionamiento de la cuestión aproximando el conocimiento real del fenómeno económico en etapas avanzadas de su análisis, siempre que las relaciones fundamentales entre las variables socioeconómicas estén correctamente especificadas y respondan a un interés real de mejora del conocimiento económico (Guisán, 2002).

La estimación realizada proporciona evidencia empírica de la asociación entre ambas variables. El ratio demográfico compara las dos cohortes más significativas en el análisis planteado excluyendo a los muy jóvenes por la escasa relevancia de sus carteras de acciones y a los que ya llevan tiempo en la jubilación. Un incremento de este ratio se asocia con un aumento de la valoración de las acciones. La relación a estimar se modeliza utilizando un vector autorregresivo convencional dado que el test de Johansen desestima la existencia de una posible relación de cointegración. El análisis realizado revela que las relaciones existentes entre *RATIO\_PER* y *RATIO\_DEMOGRAFICO* no son intensas y no suponen una relación a largo plazo. La correlación entre ambas series, 0,3176 es positiva lo que implica una asociación directamente proporcional y, por tanto, un modelo de crecimiento aparejado de ambas variables en el tiempo. Ambos ciclos se alimentan. Aunque existe una reducida correlación los aumentos en la variable demográfica dinamizan el ciclo financiero.

El análisis del envejecimiento, fenómeno determinado por la rigidez con la que se aborda el tránsito de las cohortes a partir de la barrera de los 65 años puede deparar sorpresas. Para las próximas décadas un horizonte demográfico de claro envejecimiento no propicia un escenario de optimismo inversor. La reducción del ahorro presionara al alza el tipo de interés real libre de riesgo aumentando la prima bursátil como consecuencia de la mayor proporción de personas en plena edad de jubilación o entorno. Ello implicara una tasa de descuento más elevada que tendera a presionar a la baja los precios de los activos. No obstante no se debe olvidar que el proceso de recomposición de carteras por parte de la población jubilada es más lento que el de los trabajadores en edad de ahorrar, por lo que el efecto negativo sobre la renta variable podría ser más tenue.

## 5.-REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ATTANASIO, O. (1999). *Consumption*. En: J.B. Taylor and M. Woodford, Eds. Handbook of Macroeconomics. Amsterdam, The Netherlands: Elsevier.
- ATTANASIO, O.P. y BANKS, J. (1998). *Trends in household saving: a tale of two countries*, IFS Working Papers, W98/15.
- ATTANASIO, O.P. y BROWNING, M. (1995). “Consumption over the life cycle and over the business cycle”. *American Economic Review*, 85, pp. 1118-1137.
- BALLABRIGA, F. (1991). *Instrumentos de la metodología VAR*, Documento de Trabajo nº9108, Banco de España, Servicio de Estudios.
- BAXTER, M. y JERMANN, U. (1999). “Household Production and the Excess Sensitivity of Consumption to Current Income”. *American Economic Review*, 89, 4, pp. 902-920.
- BLUNDELL, R.; BROWNING, M. y MEGHIR, C. (1994). “Demand consumer and the life-cycle allocation of household expenditures”. *Review of Economic Studies*, 61, pp. 57-80.
- BOVER, O. (2008). *Dinámica de la renta y la riqueza de las familias españolas: resultados del panel de la encuesta financiera de las familias (EFF) 2002-2005*. Unidad de Publicaciones. Banco de España.
- BUTELMANN, A. y GALLEGO, F. (2001). “Household Saving in Chile: Microeconomic Evidence”. *Journal Economía Chilena*, 3,1, pp. 5-24.
- CARROLL, C.D. y SAMWICH, A. (1997). “The nature of precautionary wealth”. *Journal of Monetary Economics*, 40,1, pp. 41-71.
- CARROLL, C.D. y SUMMERS, L.H. (1991). *Consumption growth parallels income growth: some new evidence*. En B.D. Berdheim and J.B. Shoven eds., *National Saving and Economic Performance*, University of Chicago Press, Chicago, IL, pp. 305-343.
- DEATON, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy*. Johns Hopkins University Press, Baltimore, Maryland.

- FERRUZ, L.; GÓMEZ, A. y LÓPEZ, F. (2012).“El ahorro de los hogares de España”. *Análisis Financiero*, 120, pp. 19-31.
- GILLEN, W.J. y GUCCIONE, A. (1970). “The Estimation of Postwar Regional Consumption Functions in Canada”. *Canadian Journal of Economics*, 3, pp.276-291.
- GOURINCHAS, P. yPARKER, J.A. (2002).“The Empirical Importance of Precautionary Saving”. *Econometrica*, 70, 1, pp. 47-89.
- GUISÁN, C. (2002).*Causalidad y cointegración en modelos econométricos: Aplicaciones a los países de la OCDE y limitaciones de los test de cointegración*. Series Economic Development Universidad de Santiago de Compostela, Working Paper 61.
- MASON, A y LEE, R. (2006). “What is the Demographic Dividend?”. *Finance & Development*, 43, 3.
- MODIGLIANI, F. (1986).“Life cycle, individual thrift and the wealth of nations”. *American Economic Review*, 7, pp.297-313.
- OSTERGAARD, C.; SORENSEN; B.E. y YOSHA, O. (2002). “Consumption and Agregate Contraints: Evidence from US States and Canadian Provinces”. *Journal of Political Economy*, 110, pp.634-645.
- PAXSON, C. (1996).“Saving and growth: Evidence from micro data”. *European Economic Review*, 40, 2, pp. 255-288.
- REDONDO, N.; DÍAZ, M.; LLORENTE, M.; GARAY, S.; GUIDOTTI, C. yMENDOZA, L. (2015).“El espacio residencial del cuidado de los adultos mayores en América Latina y España”. *Notas de Población*, 100, 1, pp. 223-258.
- SELVANATHAN, S. (1991).“Regional Consumption Patterns in Australia: A System-Wide Analysis”. *Economic Record*, 67, pp.338-346.
- SIMS, C. (1980). “Macroeconomics and reality”. *Econometrica*, 48, pp. 165-192.
- SUÁREZ-LLEDÓ, J. (2015): *Demografía y precios de los activos financieros: se agotan los vientos de cola*. Informe Mensual, CaixaBank Research, 2015,10.