

# Coyuntura económica y dotación social en la ecuación intergeneracional de Becker Tomes. Una estimación para España 2002-2013

**JUAN A. CAÑADA VICINAY**

Departamento de Análisis Económico Aplicado  
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria.  
juan.canada@ulpgc.es

Este trabajo analiza el efecto de la dotación social en la ecuación de transmisión intergeneracional de capital humano de Becker-Tomes en relación con la coyuntura económica actual para España. Estimaciones de los años de estudios terminados con parametrización Weibull para los jóvenes de 16-25 años que conviven con los padres ponen de relieve un perfil contracíclico del logro educativo, que disminuye en la expansión y se recupera en la recesión, como resultado de una intensa dinámica contracíclica de la dotación social parcialmente

compensada por efecto procíclico del efecto intrafamiliar.

Keywords: transmisión intergeneracional de la educación, situación económica.

JEL Codes: I21, J12.

Agradezco los comentarios en la sesión paralela A 'Capital humano, Crecimiento y Desarrollo Económico' de las XXIV jornadas de AEDE en que se presentó una versión preliminar de este trabajo, en particular los de Gregorio Giménez Esteban sobre el control por la coyuntura.

## 1. INTRODUCCIÓN

El modelo de Becker-Tomes (1986, BT en lo sucesivo) es el soporte teórico-metodológico del análisis empírico de la acumulación de capital humano escolar a través de las generaciones. Como en el caso de los modelos de crecimiento económico, donde el residuo A de Solow (1957) está vinculado al estado de la tecnología, la constante  $\alpha$  de BT refiere la dotación social, igual para todos los miembros de una cohorte, en el análisis de la transmisión intergeneracional de la educación. En ambos casos, se trata de la parte no explicada de la ecuación intertemporal y como tal queda recogida por la constante de estimación,  $\beta_0$ , que refleja el punto de corte con el eje de ordenadas de la variable dependiente.

Por lo que conozco y al contrario del seminal residuo de Solow<sup>1</sup> la dotación social de BT no ha recibido atención alguna en la extensa literatura subsiguiente sobre la transmisión intergeneracional del capital humano<sup>2</sup>, muy centrada en los efectos de la familia sobre los años de educación de los hijos, y en particular de los años de educación de la madre y del padre. Cabe, por tanto, preguntarse si tiene interés explorar su incidencia en los resultados educativos de la generación en curso de formación y ponerla en relación con la coyuntura económica: ¿existe este vínculo?, ¿en qué sentido, procíclico o contracíclico?

En una primera exploración en corte transversal consecutivo con jóvenes adultos entre 16 y 25 años que cohabitan con los padres en España 2002-2013 he constatado (Cañada 2014), con ayuda de un modelo logit multinomial, donde la educación de los hijos (variable dependiente) y progenitores (variables independientes) está reflejada en cuatro categorías o niveles educativos (Edu1, menos de ESO; Edu2, ESO; Edu3, secundaria post-obligatoria; Edu4, superior), los perfiles temporales contrapuestos del fracaso escolar (no termina la ESO pudiendo haberlo hecho) y del logro de nivel de educación superior, procíclico aquel y contracíclico este. Igualmente, se constata una senda temporal diferente en la educación de los padres que, ajena a la coyuntura, es monótonamente ascendente y tiene un efecto significativamente positivo en la educación de los hijos, tanto en estimaciones transversales separadas año a año como en la estimación conjunta para todo el período. Aproximada la dotación social BT por las constantes de estimación de los distintos niveles educativos, constaté su sensibilidad cíclica en el sentido de reforzar la observada en estos, más concretamente, procíclica para Edu1 y contracíclica para Edu4. Lo cual permitió concluir que la volatilidad coyuntural de los resultados educativos de los jóvenes en edad de escolarización post-obligatoria está directamente vinculada al entorno social no controlado por las variables de transmisión intergeneracional.

Tributario del anterior, el presente trabajo ahonda en esta línea con un enfoque en años de educación, como es habitual en los modelos BT, pero con un tratamiento de modelos de duración, al objeto de distinguir las trayectorias escolares en curso de las concluidas, esto es

<sup>1</sup> Entre lo que cabe destacar los enfoques de crecimiento endógeno con base en el capital humano (Lucas 1988) y capital tecnológico (Romer 1990). Para una visión reciente de los desarrollos de este seminal artículo, ver, entre otros muchos, Barro y Sala-i-Martin (2003).

<sup>2</sup> Cabe mencionar que ni en la revisión clásica de la literatura de Haveman and Wolfe (1995) ni en la más reciente de Holmlund, Lindahl and Plug (2011) se comenta ningún trabajo en este ámbito.

censuradas por la derecha para los estudiantes y no censuradas para quienes han salido del sistema educativo. El tratamiento de censura es importante, por cuanto se trata de jóvenes en edad de escolarización post obligatoria, lo que implica la presencia de trayectorias educativas en curso de las que se desconoce el momento en que abandonarán el sistema educativo. Para su estimación y después de un primer tanteo con los modelos paramétricos convencionales, Weibull, lognormal, loglogistic y gamma, he optado por la distribución de valor extremo por ser la que genera mejor ajuste y los resultados más robustos.

En lo que sigue, el trabajo está organizado en cinco secciones. La sección 2 presta atención a la evolución del PIB, mercado de trabajo y educación durante el período de observación. La sección 3 tiene un enfoque teórico y presenta el modelo BT original y la variante aquí estimada. La sección 4 se centra en los métodos utilizados. En la sección 5 se presentan y comentan los resultados, tanto del modelo interanual como de la inferencia de la dotación a través de los modelos estimados año a año. Por último, la sección 6 recoge las consideraciones finales.

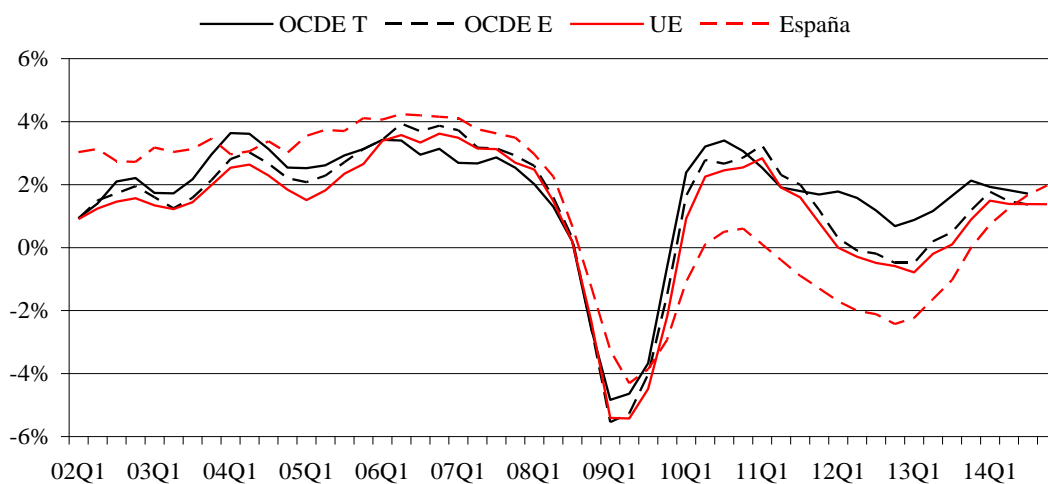
## 2. UNA MIRADA DESCRIPTIVA A LA COYUNTURA.

A continuación se presenta un análisis descriptivo de la coyuntura en términos de la evolución durante los últimos años del PIB además de la situación del mercado de trabajo y de los niveles educativos alcanzados por diversos grupos de población, como son los jóvenes de 16-25 años, cohabitando y no con los padres, y los grupos de edad de 26-35 y de 36-65 años.

### 2.1. PIB

La figura 1 recoge la evolución trimestral del PIB español en comparación con la OCDE y la UE, constatándose que la similitud de perfiles se corresponde con el carácter global de la crisis, a la par que se aprecian algunos rasgos específicos en España, como son: a) mayor volatilidad cíclica de la Economía española que la de los agregados internacionales, ya que nuestra senda de crecimiento era superior en la fase expansiva previa a la recesión y evoluciona por debajo a partir de la recuperación parcial de 2010-11 y recaída posterior hasta 2014, en que volvemos a crecer más que nuestros pares internacionales; b) un débil retardo en la entrada a la recesión en 2008, que es menos profunda (-4.3% en 2009.1 y -5.4% en OCDE-E y UE en 2009.2), la recuperación parcial más corta anticipando un año la recaída (2011.2 en España, 2012.2 UE, OCDE).

Figura 1 Tasa de crecimiento interanual del PIB



Legenda: OCDE T conjunto de la OCDE; OCDE E, países europeos OCDE; UE Unión Europea a 27 países

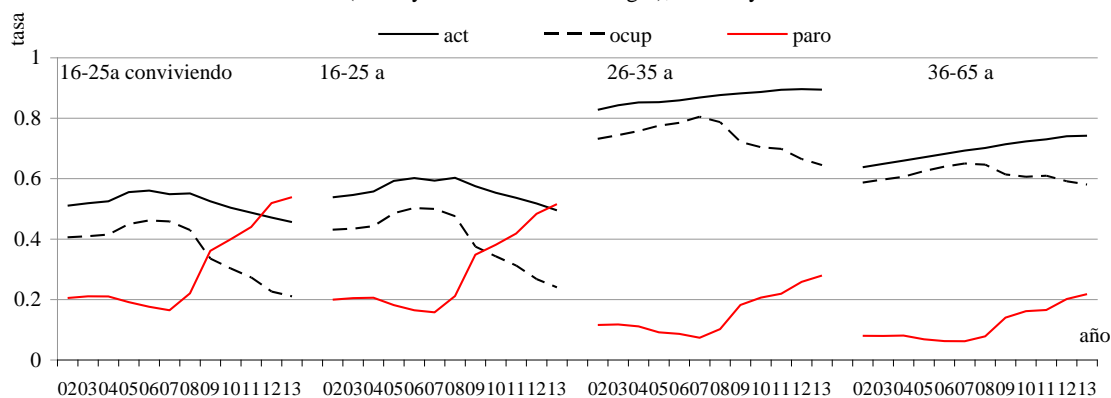
## 2.2. Mercado de trabajo

Las figuras 2 y 3 prestan atención a la evolución entre 2002 y 2013 en España con los datos de la EPA del mercado laboral y del máximo nivel de educación alcanzado en la escala de cuatro arriba mencionada. Dado que la EPA sólo recoge los datos de los miembros del hogar en el momento de la encuesta, el estudio se centra en los jóvenes en edad de escolarización post-obligatoria entre 16 y 25 años que conviven con los padres. En este contexto y al objeto de tener una perspectiva de estos jóvenes en el conjunto de la edad activa, se analizan cuatro grupos de población. Son los que siguen, de izquierda a derecha: G1) jóvenes de 16-25 años que cohabitan con los padres; G2) todos los jóvenes de 16 a 25 años (cohabitando y emancipados residenciales); G3) la primera madurez entre 26 y 35 años; y G4) la edad adulta entre 36 y 65 años que engloba el grueso del rango de edad de la generación de los progenitores de los jóvenes estudiados.

Centrada en el mercado de trabajo, la figura 2 presenta la evolución de la tasas de actividad y de empleo sobre la población y de la tasa de paro sobre activos del grupo de edad. Los perfiles de G1 y G2 ponen de relieve una importante volatilidad en los jóvenes entre 16-25, procíclica en la actividad y el empleo y contracíclica en el paro, con niveles de actividad y ocupación débilmente más elevados en G2 y de paro en G1, en correspondencia con una asociación positiva entre emancipación residencial e inserción laboral. G3 cierra el proceso de inserción mostrando una tendencia monótona ascendente de la actividad, directamente vinculada a la consolidación laboral femenina, junto con perfiles procíclico del empleo y contracíclico del paro con intensidad sensiblemente más moderada que la observada en G1 y G2. La comparación de estos grupos de edad revela la dinámica del ciclo de vida, pues en 2013 la tasa de actividad de 26-35 años casi dobla la de los jóvenes de 16-25 (0.89 en G3, 0.49 en G2 y 0.45 en G1), al mismo tiempo que la tasa de ocupación es casi tres veces superior (0.64 en G3, 0.24 en G2 y 0.21 en G1) mientras la tasa de paro es cercana a la mitad (0.28 en G3, 0.51 en G2 y 0.54 en G1). G4, que recoge el núcleo de la edad adulta, presenta nuevamente un perfil monótono ascendente de la actividad, atribuible igualmente a la corriente de inserción de las

mujeres, si bien a niveles más bajos, debido en parte a que recoge generaciones más antiguas y en parte a las salidas del mercado por jubilación. La ocupación y el paro de G4 discurren en niveles inferiores que G3, por las mismas razones, y su volatilidad cíclica es más moderada, en sintonía con el valor de mercado de la experiencia.

Figura 2 Actividad, ocupación y paro 2002-2013 por grupos de edad.  
16-25a (todos y cohabitando en el hogar), 26-35a y 36-65a



Leyenda: Tasa de paro: fracción de parados sobre activos del grupo de edad

Tasa de actividad (ocupación): fracción de activos (ocupados) sobre población del grupo de edad

En resumen, los jóvenes son los perdedores laborales de la crisis, pues la atracción de mercado en la expansión, que situó la tasa de empleo de G2 en 50% en 2006 y 2007, se ha desvanecido y en 2013 solo alcanza en 24%, mientras el paro que descendió a 16% en 2007 en 2013 supera 50% y, además, lo que resulta particularmente grave es que la recuperación de 2010-2011 no se ha trasladado a este mercado que sigue deteriorándose hasta el final del período de observación. Es más, la intensificación de la tendencia a la baja de la tasa de empleo en 2012 parece estar vinculada a la reforma del mercado de trabajo de ese año.

### 2.3. Educación

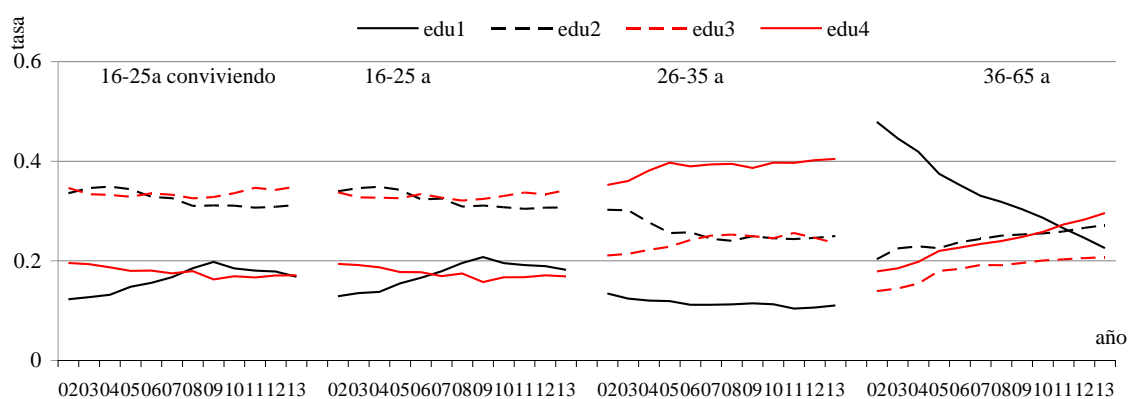
La figura 3 describe la evolución 2002-2013 de los perfiles de los cuatro niveles de educación antes citados, para los mismos grupos muestrales: G1 jóvenes de 16-25 cohabitando, G2 todos de 16-25 años; G3 26-35 años; y G4 36-65 años.

Los datos de los jóvenes 16-25 (G1 y G2) revelan una elevada sensibilidad coyuntural, en particular en los niveles extremos que presentan una evolución opuesta y casi simétrica, procíclica en Edu1 (menos de ESO) y contracíclica en Edu4 (superiores). Este hecho es importante por tratarse de la franja de edad de la escolarización post-obligatoria y de transición al mercado de trabajo, donde se constata 1º) una substitución de educación por empleo durante la fase expansiva, lo que se tradujo tanto en abandonos tempranos del sistema educativo (aumento de Edu1 hasta 2009) para acceder a empleos de baja calidad, como en la pérdida de incentivos para lograr titulaciones superiores (caída de Edu4 hasta 2009), y 2º) un cambio de signo en la evolución de ambos niveles a partir de 2010 (caída de Edu1, aumento de Edu4) que invoca la vuelta a las aulas ante el colapso del mercado de trabajo, pero ha de reseñarse que se trata de un retorno educativo a ritmo más moderado que

el abandono previo. A su vez, estos hechos tienen su reflejo en los niveles intermedios Edu2 y Edu3, donde los perfiles observados son el resultado de los flujos de entrada desde abajo y salida hacia arriba, constatándose la caída jóvenes con ESO (Edu2), asociada al aumento de Edu1, junto con la moderada senda contracíclica la secundaria post-obligatoria (Edu3) que consolida la impresión anterior de que la salida del túnel es con menos disposición a la educación.

Los perfiles educativos de los jóvenes que conviven con los padres (G1) no muestran diferencias significativas con el conjunto del grupo de edad (G2), si bien se constata una relación positiva entre educación y convivencia en el hogar, que complementa la asociación negativa de la figura 2 entre cohabitación y ocupación. Por tanto, las estimaciones realizadas a continuación adolecen de ese sesgo, en la medida en que están referidas a la submuestra de quienes conviven con los padres.

Figura 3 Niveles educación 2002-2013 por grupos de edad.  
16-25a (todos y cohabitando en el hogar), 26-35a y 36-65a



Leyenda de niveles de estudio: Edu1, sin ESO; Edu2, ESO; Edu3, secundaria superior; Edu4, superiores.

La evolución en G3 (población de 26-35), casi rectilínea y estable a partir de 2006 en todos los grupos (Edu1 13% en 2002, 11% en 2006 y 2013; Edu2 30%, 26%, 25%; Edu3 21%, 25%, 24%; Edu4 35%, 39%, 40% en los mismos años), pone de relieve se está estabilizando la composición por niveles educativos en España en torno a 10% en Edu1 (sobrecogedor nivel de fracaso escolar completo), 25% en Edu2, 24% en Edu3 y 41% en Edu4. La comparación de estos perfiles con los de G1 y G2 revela el efecto estadístico que esconde la dinámica de la edad en relación con la edad, lo que se traduce en que los niveles de Edu1, Edu2, y Edu3 están sobredimensionados en G1 y G2 mientras Edu4 está infradimensionado.

Los datos para el grupo de edad de la generación de los padres (G4, población 36-65) revelan el intenso progreso educativo durante el período observado, a través de la drástica caída de Edu1, el importante aumento de Edu4 y los aumentos más moderados de Edu2 y Edu3, con la singularidad de que en todos los casos los perfiles monótonos en todo el período y rectilíneos a partir de 2005 (Edu1, cae llamativamente de 48% en 2002 a 37 en 2005% y 23% en 2013; Edu2 pasa de 20% a 23% y 27%; Edu3 de 14% a 18% y 21%; y Edu4 aumenta de 18% a 22% y 30% en los mismos años), confirmando que la tendencia al crecimiento de la educación se

mantiene activa, y que en este análisis de corte transversal responde a un efecto estadístico pues la educación de G4 aumenta a medida que la población renueva con la entrada generaciones más jóvenes y más educadas que reemplazan a las de más edad y menos instruidas.

\*

\*\*

La constatación de los perfiles opuestos en los jóvenes de 16-25 años del empleo (procíclico) y de la educación (contracíclico) muestra que las preferencias reveladas por el presente (empleo) y futuro (educación) son sensibles a la coyuntura, mostrándose una asociación positiva a favor del presente en detrimento del ciclo de vida por venir en la fase expansiva y, viceversa, a favor del futuro en fase recesiva, sin que las cosas se hayan restituido plenamente al cabo de los cinco años de la gran recesión que cubre el período observado. Estos hechos sugieren preguntarse hasta qué punto la merma de la preferencia por el futuro detectada en los jóvenes está potenciada por la pérdida la educación como valor-referente social a resultas del estado de la coyuntura. Para responder a esta pregunta, propongo explorar en el efecto de la dotación social del modelo BT.

### 3. MOVILIDAD INTERGENERACIONAL: MODELO BT Y MODELO ESTIMADO

#### 3.1. Modelo BT

Como punto de partida, cabe recordar el modelo lineal de Becker-Tomes (1986).

$$E_t^i = \alpha_t + hE_{t-1}^i + U_{t-1}^i \quad (1)$$

donde  $E_t^i$  es la dotación (vector de dotaciones) de la familia  $i$  en la generación  $t$ ,  $h$  es el grado de transmisión hereditaria de  $E$  entre generaciones sucesivas,  $t-1$  y  $t$ , que se considera menor que la unidad,  $\alpha_t$  refleja la dotación social común a todos los miembros de la cohorte  $t$  y  $U$  mide la componente no sistemática. Al objeto de mostrar la importancia de  $\alpha_t$ , los autores analizan el estado estacionario mostrando, que para  $\alpha=cte$  y  $h=cte$  a través de las generaciones, la dotación individual  $E$  alcanzaría un nivel  $\alpha/(1-h)$  (i.e., límite proceso Markov para  $t \rightarrow \infty$ ). Por consiguiente, el progreso educativo en el largo plazo aumenta con la eficiencia en la transmisión entre generaciones sucesivas ( $h \uparrow \rightarrow E_{lp}^i \uparrow$  dado que  $h < 1$ ) y con la dotación social ( $\alpha \uparrow \rightarrow E_{lp}^i \uparrow$ ).

Dada su amplitud y flexibilidad analítica, este modelo admite formulaciones específicas para aspectos particulares, como son los casos del tratamiento de los sesgos de emparejamiento y genético abordados por Behrman and Rosenzweig (2002) y por Plug (2004) con dos generaciones, o el tratamiento multigeneracional AR(2) de Lindahl et al (2014). En todos estos casos, la variable dependiente es los años de educación del individuo que es observado una vez terminada su escolarización.

En esta versatilidad se apoya mi trabajo citado de 2014, cuyas particularidades son: 1º) se utilizan muestras de 16-25 en edad de escolarización post-obligatoria; 2º) se estima la

probabilidad de alcanzar un determinado nivel de estudios y no su duración; 3º) se toma en cuenta la coyuntura a través de estimaciones en corte transversal consecutivo, constatándose que de la educación de los padres, que crece monótonamente, presenta el esperado efecto positivo sobre la educación de los hijos, que decrece en el conjunto del período y presenta, como ya se ha mencionado, sensibilidad cíclica opuesta en los niveles extremos; 4º) dado este resultado aparentemente contraintuitivo, se infiere la evolución de la dotación social BT a través las constantes  $\theta_0$  de cada nivel en cada año, constatándose una sensibilidad cíclica opuesta en los niveles extremos, que sintoniza con los estimadores de probabilidad de los mismos.

Con este antecedente, el propósito del presente trabajo es profundizar en el tratamiento por inferencia de la dotación social BT a fin de identificar si sigue o no las fluctuaciones cíclicas que se observan en la educación en curso, en el sentido de reforzar la miopía (preferencia por el presente) en la incorporación de capital humano escolar de los jóvenes en la fase expansiva y, con ello, la dejación de la sociedad en velar por el futuro, que reflejan los datos.

### 3.2. Modelo estimado

Duración esperada de la escolarización en años de estudio terminados de los jóvenes en edad de escolarización post-obligatoria, viene definida por.

$$AETE_{i,t} = E[\Phi(\alpha_t + \sum_{mf=1}^n \gamma_{mf,k} E_{i,t-1,mf} + \delta h_{i,t-1} + \mu p_{i,t} + \lambda c + \varepsilon)] = \int_{\tau=0}^{\tau=T} S(\tau) d\tau \quad (2)$$

Donde AETE denota la media de años de educación calculada como duración esperada de un proceso en curso,  $E[\cdot]$ , de  $\tau$  años de estudio terminados que, estadísticamente, está definida por la integral de la función de supervivencia ( $S=1-\Phi$ ) en el sistema educativo a medida que aumenta el número de años de estudios terminados. Además de la dotación de la generación anterior  $E$ , las variables dependientes contemplan circunstancias familiares en relación con la vulnerabilidad ( $h$ ) y características personales ( $p$ ) y la coyuntura ( $c$ ).

## 4. MÉTODOS.

### 4.1. Años estimados de estudios de terminados (AEET)

Según se ha mencionado,  $\Phi$  en la expresión (2) responde a una distribución Weibull (valor extremo) para individuos con episodios en curso y concluidos, de forma que procede aplicar un tratamiento de duración (Cox & Oakes 1984, Lancaster 1990). A nuestros efectos, conviene recordar la relación biunívoca entre las cuatro funciones que entran en juego: la de distribución  $\Phi$  y la de supervivencia  $S$ , su complementaria en la unidad ( $S=1-\Phi$ ), además de la de densidad ( $\varphi=\partial\Phi/\partial t = -\partial S/\partial t$ ) y la de riesgo (hazard function  $hf=\varphi/S$ ) que recogen, respectivamente, la probabilidad (fracción laplaciana) de abandono del sistema escolar en cada momento (número de años de educación superados  $t$ ) en términos absolutos ( $\varphi$ ) y en términos relativos a los supervivientes  $S$  en esa situación ( $hf$ ).



Considerando que  $\beta_0 + \beta'X$  es la expresión simplificada de las variables independientes  $X$  de (2) que recogen el efecto intergeneracional sobre el joven representativo, la expresión Weibull de la función supervivencia en el sistema educativo –a lo largo del número de años de estudios terminados  $\tau$ - es:  $S(\tau, X) = \exp(-(\tau/\exp(\beta_0 + \beta'X))^{1/\sigma})$ , y la duración esperada medida en años de educación terminados de este joven representativo deviene:

$$AETE = \int_0 \rightarrow \infty S(\tau, X) d\tau = \Gamma(1 + \sigma) * \exp(\beta_0 + \beta'X) \quad (3)$$

siendo  $\sigma$  (*scale*) el parámetro positivo que determina la dependencia temporal de la función de riesgo (positiva si  $\sigma < 1$ ; negativa si  $\sigma > 1$  y no-dependencia si  $\sigma = 1$  –Ley Exponencial). El operador matemático  $\Gamma$  re-escala el momento esperado de la transición (abandono del sistema escolar) del estimador de producto límite,  $\exp(\beta_0 + \beta'X)$ , de forma que, el resto de las cosas iguales, mayor (menor)  $\sigma$  adelanta (retrasa) la salida del proceso<sup>3</sup>. Igualmente, ‘ceteris paribus’ *intercept*  $\beta_0$  mayor (menor) aumenta (disminuye) la duración esperada –años de estudios terminados- que predice el modelo para el individuo representativo.

#### 4.2. Inferencia de la dotación social, $ds$

En estas circunstancias, la dotación social  $ds$ , o parte no atribuida por el modelo al efecto intergeneracional  $X$  en los años de educación de la generación en curso, viene representada por los parámetros  $\sigma$  y  $\beta_0$ , mientras que el producto  $\beta'X$  recoge la parte explicada de la ecuación intergeneracional, de forma que  $AET_{ds, \beta'X}$  sintetiza la expresión (3) en estos dos ámbitos.

Dado el propósito de relacionar la incidencia de la coyuntura en la dotación social, procederé a la estimación consecutiva año a año de (2) en corte transversal entre 2002 y 2013. Esto permite construir, entre otras posibilidades, los siguientes tres estimadores de duración:

- 1) La duración esperada de cada año,  $AET_{ds, \beta'X} = AET_{\alpha, a}$  donde los subíndices  $ds$  y  $\beta'X$  corresponden al año en cuestión: con  $\alpha \{2002, \dots, 2013\}$ .
- 2) Recuantificación de la duración esperada de cada año correspondiente al efecto intergeneracional del año inicial 2002 ( $\beta'_{2002} X_{2002}$ ) con los coeficientes que aproximan la dotación social de cada año  $ds_a$  [ $\sigma_a$  y  $\beta_{0,a}$ ],  $AET_{a, 2002}$ . La evolución de este estimador recoge el efecto de la dotación social de cada año, en el supuesto de que la parte explicada por la transmisión entre generaciones,  $\beta'_{2002} X_{2002}$ , permanezca constante a lo largo de todo el período de observación. Por tanto, una senda descendente (ascendente) de  $AET_{a, 2002}$  revela una caída (aumento) de la dotación social o de las preferencias sociales por el ciclo de vida de los jóvenes, esto es por su educación.
- 3) Recuantificación de la duración esperada de cada año debido al cambio en la transmisión intergeneracional combinando los coeficientes que aproximan la dotación social de 2002  $ds_{2002}$  [ $\sigma_{2002}$  y  $\beta_{0,2002}$ ] y las variables explicativas anuales ( $\beta'_a X_a$ ):  $AET_{2002, a}$ . La senda descrita por este estimador recoge la evolución del efecto intergeneracional, en el supuesto de que

<sup>3</sup> Nótese en este punto que el operador Gamma tiene su mínimo en 1.4615, lo que señala que la duración mínima corresponde a  $\sigma = 0.4615$

la dotación social se mantenga constante en los valores de 2002. Por tanto, una senda descendente (ascendente) de  $AEET_{2002,a}$  revela una caída (aumento) del efecto intergeneracional.

## 5. DATOS Y RESULTADOS.

### 5.1. Datos.

Como en el trabajo antes referido de 2014, la falta de datos específicos se palia con los registros individualizados de la EPA, sondeo 2º trimestre de cada año entre 2002 y 2013, debido a que como encuesta de hogares con contenido demográfico, contrastada fiabilidad estadística a nivel provincial y consistencia metodológica, facilita la información de todos los miembros del hogar que conviven en el momento del sondeo, de forma que para cada joven se dispone de los datos demográfico-laborales de sus padres, hermanos y del resto de personas con quienes convive. Junto a estas fortalezas, cabe resaltar las debilidades de la EPA para nuestro propósito: a) se pierden los datos de la familia original de emancipados residenciales; y b) para quienes conviven, faltan datos relevantes tanto propios, p.ej. su coeficiente intelectual, como de la familia, p.ej. la renta de los distintos miembros del hogar. No se me escapa que se trata de un enfoque parcial que deja fuera aspectos relevantes de la oferta educativa vinculados a centros de enseñanza y profesorado, que son importantes desde la perspectiva de la dotación social.

Dado que la legislación española sitúa en 16 años la edad de escolarización obligatoria y de acceso al mercado de trabajo, se presta atención a la fase de educación post-obligatoria en que la permanencia y el progreso en el sistema educativo de los jóvenes están directamente vinculados a la situación familiar. Teniendo en cuenta que el calendario escolar tiene en los exámenes de junio la primera oportunidad de terminar cualquier programa educativo, el trabajo se concentra en las franjas de edad de 16-25 años para los nacidos en el primer semestre y de 17-26 años para los nacidos en el segundo semestre, al objeto de eludir el desfase de los calendarios natural y escolar y dar a todos la posibilidad de haber concluido la ESO.

La forma de proceder es la que sigue: se estiman dos modelos: *modelo-a* solo con las variables familiares y *modelo-b* controlando, además, por la coyuntura a través de la tasa de ocupación regional de los jóvenes de 16-25 años (*ocu1625*) y del grupo de edad entre 36 y 65 años (*ocu3665*), donde se concentran los padres de aquellos, cuya evolución durante el periodo de observación está recogida en la figura 2. En ambos casos se estima la misma especificación del mismo modelo año a año y para el conjunto del período, añadiendo, en este caso, dicotómicas de año que recogen la evolución interanual y permiten relacionarla con la coyuntura en la comparación de ambos modelos. Las variables se agrupan en cinco bloques: i) la persona esta modelizada por su género (*mujer*) y las condiciones de discapacidad (*disc*), de salud quebradiza (*enf*) y de origen extranjero de nacimiento (*etrj*) o de segunda generación (nacido en España de padres inmigrantes *etrj2g*); ii) el hogar está recogido por variables que apuntan a la vulnerabilidad familiar como son la tasa de paro entre activos que conviven (*tph*), el número

de incapacitados (*ninc*) y el número de enfermos (*nenf*), además del número de otros adultos excluidos los padres y los hermanos (*otadul*), y la movilidad residencial durante el último año (*movres*); iii) las decisiones de fertilidad, captadas por la edad de la madre al nacer el hijo, en los casos de madres tempranas (<21 años, *dem20*) y tardías (>40 años, *dem41*) y por el número de hijos que conviven, a través del orden de nacimiento y del número de hermanos menores (*ordenh* y *nhmen*) a las que se añade como variable de azar la proporción de chicas entre hermanos, excluida la persona (*%hijas*); iv) la educación de la madre y del padre en términos de años de estudios terminados correspondientes a la titulación de mayor nivel alcanzada, que se desglosan según que se trate de hogares mono o biparentales, y además se diferencia con 'dummies' el hecho que su itinerario educativo sea de FP, lo que da lugar a seis variables (*aetmmp*, *aetmbp* y *fpm* en el caso de la madre, y *aetpmp*, *aetppb* y *fpp* en el del padre); v) la coyuntura económica en *modelo-a* interanual a través de las dicotómicas de año (*a03*....*a13* con *a02* como referencia) y en *modelo-b* se controla además por *ocu1625* y *ocu3665* tanto en las estimaciones por años separados como en la estimación interanual.

**Tabla 1 Estimación Weibull 2002-2013 de los años de estudio terminados. Jóvenes 16-25 años conviviendo con los padres**

	Modelo a			Modelo b			$\bar{X}$
	Coef $\beta$	t	Efmg	Coef $\beta$	t	Efmg	
Mujer	0.106	74.89	1.461	0.105	74.74	1.455	0.467
Disc	-0.326	60.15	-3.848	-0.324	59.83	-3.827	0.009
Enfer	-0.141	29.90	-1.822	-0.142	29.99	-1.825	0.013
Etrj	-0.099	37.79	-1.310	-0.095	36.08	-1.264	0.074
Etrj2g	-0.035	5.13	-0.476	-0.035	5.06	-0.469	0.011
Tph	-0.096	41.36	-0.133	-0.097	41.15	-0.134	0.167
Ninc	-0.017	8.40	-0.234	-0.016	7.99	-0.223	0.088
Nenfer	-0.027	13.70	-0.372	-0.027	13.62	-0.370	0.094
Otadul	-0.018	15.13	-0.248	-0.019	15.90	-0.261	0.191
MovRes	0.049	8.69	0.685	0.047	8.48	0.669	0.014
Ordenh	-0.021	22.50	-0.290	-0.021	22.88	-0.294	1.466
Nhmjov	-0.025	33.14	-0.349	-0.025	32.48	-0.342	0.683
%hijas	0.023	10.76	0.327	0.023	10.49	0.031	0.274
Dem20	-0.103	42.45	-1.355	-0.104	42.90	-1.368	0.071
Dem41	0.049	10.70	0.690	0.048	10.52	0.677	0.020
AETmmp	0.028	106.51	0.382	0.027	105.02	0.378	1.563*
AETmbp	0.017	58.65	0.237	0.017	58.16	0.234	7.703*
AETpmp	0.025	64.24	0.348	0.025	63.62	0.345	0.337*
AETppb	0.017	61.27	0.234	0.017	60.86	0.233	7.993*
FPmad	-0.007	2.69	-0.100	-0.007	2.44	-0.091	0.107
FPpad	-0.009	3.20	-0.125	-0.011	3.74	-0.146	0.097
Ocu36-65				0.279	15.60	0.384	0.615
Ocu16-25				-0.447	22.40	-0.616	0.372
A03	-0.012	3.79	-0.159	-0.013	4.38	-0.184	0.092

	Modelo a			Modelo b			$\bar{X}$
	Coef $\beta$	t	Efmg	Coef $\beta$	t	Efmg	
A04	-0.025	8.26	-0.347	-0.026	8.51	-0.359	0.088
A05	-0.041	13.35	-0.555	-0.030	9.45	-0.403	0.088
A06	-0.050	16.06	-0.677	-0.035	10.65	-0.470	0.084
A07	-0.062	19.64	-0.828	-0.051	15.50	-0.682	0.083
A08	-0.057	18.14	-0.772	-0.058	17.80	-0.775	0.081
A09	-0.055	16.92	-0.737	-0.089	24.68	-1.179	0.079
A10	-0.043	12.99	-0.580	-0.087	22.57	-1.161	0.079
A11	-0.026	7.70	-0.355	-0.087	19.89	-1.150	0.078
A12	-0.015	4.31	-0.204	-0.089	18.50	-1.183	0.077
A13	-0.008	2.33	-0.114	-0.090	17.61	-1.197	0.075
Intercept $\beta_0$	2.460	734.61		2.478	300.21		
Scale $\sigma$	0.209	417.83		0.209	417.65		
N obs	219180			219180			
N obs nc	91668			91668			
N obs cd	127512			127512			
Veros -2 Log	141720			141212			

\* tener en cuenta estructura de hogares: biparentales 80.8%, monoparentales 15.8% con la madre y 3.4% con el padre, de forma que las medias muestrales son AETmmp=9.88, AETmbp=9.53; AETpmp=9.95, AETpbp=9.89. Intervalos de confianza: 99.9% para  $|t| \geq 3.26$ ; 99% para  $3.26 > |t| \geq 2.58$ ; 95% para  $2.58 > |t| \geq 1.96$ . Estos intervalos refieren niveles de significación de 0.1%, 1% y 5%, respectivamente.

## 5.2. Resultados del modelo intergeneracional en coyuntura variable.

Afín de analizar los modelos intergeneracionales estimados, procederé a comentar someramente los resultados de la estimación conjunta del período 2002-2103 presentados en la Tabla 1, cuyo contenido es el estimador  $\beta$ , el estadístico t en valor absoluto ( $|t| = \beta/\sigma$ , siendo  $\sigma$  la desviación típica de  $\beta$ ), el efecto marginal en la media muestral  $Efmg^4$  para ambos modelos *a* y *b* además de la media muestral de la variable  $\bar{X}$ . Al pie de la tabla se resume la relación entre el estadístico  $|t|$  y la significatividad de los coeficientes, cabiendo señalar que en todos los casos es superior a 99%.

Como comentario previo, cabe constatar la robustez de los efectos de las variables del hogar, pues en ninguna de ellas hay diferencias significativas entre los estimadores de los modelos *a* y *b*, como sí las hay las dicotómicas anuales.

### 5.2.1. Características personales.

Estos resultados confirman que las chicas siguen trayectorias educativas más largas, hasta el punto de tener como media casi 1.5 años más de estudios terminados que sus colegas varones. El resto de las variables apuntan a colectivos desfavorecidos como son los jóvenes

<sup>4</sup> Los *Efmg* han sido calculados en la media muestral en términos discretos, incluso para las variables continuas (posición de +1 para las variables enteras como *aetmmp*, *aetmbp*, *aetpmp*, *aetpbp*, *ninc*, *nenf*, *otadl*, *ordenh*, *nhmen*, *nenf* y las dicotómicas anuales; posición +0.1 o +10% para las fracciones porcentuales como *tph*, *%hijas*, *ocu1625* y *ocu3665*.

discapacitados, de salud quebradiza, y extranjeros de primera y segunda generación, cuyos efectos marginales de -3.8, -1.8, 1.4 y -0.5 años *AEET* ponen de relieve hasta que punto las políticas sociales son necesarias para mantener la igualdad de oportunidades escolares de los jóvenes. La comparación de los resultados *etrj* y *etrj2g* apunta en el sentido de la integración social de este colectivo, pues los hijos de extranjeros nacidos en España están más próximos de sus colegas nativos de varias generaciones que de sus congéneres nacidos en el extranjero.

### 5.2.2. Características del hogar.

Este apartado ahonda en situaciones de vulnerabilidad del hogar, constatándose el efecto negativo de la tasa de paro familiar, donde 10 puntos porcentuales más se acompañan de 1.3 años menos años de educación de los jóvenes, y de la desventaja educativa que suponen los incapacitados y enfermos presentes en el hogar que reducen en el margen la duración de los estudios en 0.23 y 0.37 años. Resultado que nuevamente sugiere que la igualdad de oportunidades está vinculada a políticas sociales activas.

### 5.2.3. Educación de los padres y educación de los hijos.

Una vez corregido el sesgo de emparejamiento mediante la estimación con la educación de la madre y del padre conjuntamente, se constata un efecto positivo y significativo de ambas variables en *AEET* de los hijos. La diferenciación por el tipo de familia mono-biparental pone de relieve que, dado el tipo de familia, las diferencias entre progenitores no son significativas y que el efecto del progenitor monoparental supera al del biparental del mismo género. Este resultado pone de manifiesto dos temas de interés: 1º) el mayor esfuerzo y compromiso educativo del progenitor monoparental con quien se convive respecto a su igual biparental<sup>5</sup>; 2º) los hijos de los monoparentales están en situación de desventaja respecto a su pares biparentales, ya que el efecto del monoparental es inferior a la suma de los efectos de madre y padre en hogares biparentales. El efecto negativo de la formación profesional de los padres muestra la importancia de la componente general del capital humano en su transmisión de padres a hijos.

### 5.2.4. Decisiones de fertilidad de los padres y educación de los hijos.

Aquí se aborda la importancia del plan de familia en clave de cantidad-calidad de hijos y de calendario reproductor de la madre. En sintonía con el teorema de cantidad-calidad de Becker-Lewis (1973), se constata un efecto negativo del número de hermanos, tanto si son mayores como si son menores que la persona, siendo más perjudicial el efecto de los menores. En un contexto pedagógico este resultado sugiere que los hijos se benefician más aprendiendo (y compitiendo) con/de los hermanos mayores que enseñando y tutelando a los menores, mientras el análisis económico estricto sugiere rendimientos de escala decrecientes de las inversiones de los padres en los hijos, lo que se traduce en un aumento del precio sombra de la calidad con la cantidad. Al plan de familia se añade una variable de azar, dado que el género de los hijos es inelejible, que muestra el efecto benéfico de crecer entre hermanas, lo que sugiere la reproducción de los roles familiares que atribuyen a las mujeres mayor responsabilidad en

<sup>5</sup> Nótese que los padres monoparentales son más educados que los biparentales (ver \* al pie de tabla 1).

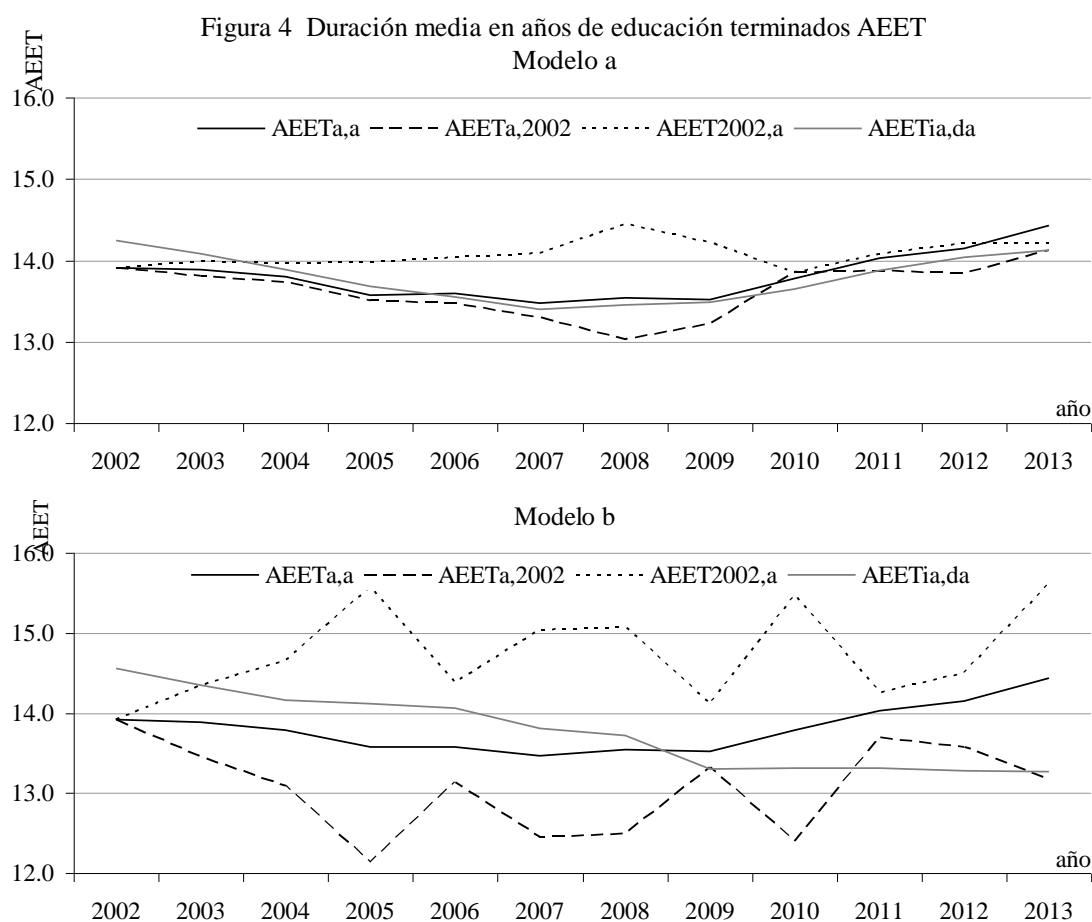
los bienes públicos familiares. La edad de la madre al dar a luz también es importante, pues los hijos de madres tempranas están en desventaja mientras los hijos de madres tardías se benefician de su capital humano acumulado con la edad.

### 5.2.2. Evolución 2002-2013 y coyuntura.

Tomando como referencia 2002, las ‘dummies’ de año recogen la evolución 2002-2013 de AEET, el resto de las cosas iguales: esto es, una vez controlado por el efecto de las restantes variables explicativas. Ahora sí se manifiestan diferencias significativas entre los modelos *a* y *b*, pues mientras el *modelo-a* muestra la caída durante la expansión entre 2002 y 2007 y el cambio de tendencia con aumento monótono entre 2008 y 2013, el *modelo-b* exhibe una caída monótona y más intensa hasta 2009 y casi estabilidad a partir de esa fecha –con muy débiles fluctuaciones contracíclicas en la segunda recesión. Además, aquí tiene interés constar que la incidencia contrapuesta de la coyuntura laboral del grupo de edad de los jóvenes –contracíclica- y del grupo de edad de la generación de los padres –procíclica-: en el primer caso por la atracción del mercado de trabajo, pues un aumento del 10% de la tasa de ocupación joven reduce los años de estudios terminados en 0.62, y en el segundo por la mejoraría de la economía familiar, pues un aumento de 10% en la tasa de empleo adulta significa prologa la duración de los estudios terminados en 0.38 años. Aquí es importante constatar que el efecto negativo de la tasa de paro familiar no se ve afectado por la posible colinealidad entre  $Tph$ ,  $ocu1625$  y  $ocu3665$ .

### 5.3. Resultados: dotación social

Los paneles de los modelos *a* y *b* de la figura 4 recogen las sendas temporales de los estadísticos descritos en la Sección 3 de métodos para los años estimados de estudios terminados en modelos año a año,  $AEET_{a,a}$ , su recálculo tanto para la dotación social de cada año  $(\beta_{0,a}, \sigma_a)$  asociada al efecto interfamiliar de 2002  $(\beta_{2002} \dot{X}_{2002})$ ,  $AEET_{a,2002}$ , así como para la dotación social de 2002  $(\beta_{0,2002}, \sigma_{2002})$  asociada al efecto interfamiliar de cada año  $(\beta_a \dot{X}_a)$ ,  $AEET_{2002,a}$ , además del estimador  $AEET_{ia,da}$  en el modelo internacional presentado en la tabla 1 con dicotómicas de año.



Leyenda:  $AEET_{a,a}$  duración media de años de estudios en estimaciones año a año  
 $AEET_{a,2002}$  duración media calculada con  $ds$  de cada año y efecto intergeneracional de 2002  
 $AEET_{2002,a}$  duración media calculada dotación social de 2002 y  $\beta'X$  cada año  
 $AEET_{ia,da}$  duración media estimada en modelo interanual con dicotómicas de año

El estimador anual de los años de educación,  $AEET_{a,a}$ , pone de relieve en el *modelo-a* un perfil contracíclico, con una caída continuada durante la expansión 2002-2007, estabilización en 2008 y repunte continuado a partir de esa fecha durante toda la gran recesión. La comparación de los perfiles  $AEET_{a,a}$  y  $AEET_{ia,da}$  muestra, en ambos modelos, que  $AEET_{ia,da}$  sobreestima la fase expansiva y subestima la ulterior gran recesión y que los sesgos son menores en los años centrales del período de observación y mayores en los años extremos del mismo. La corrección por la coyuntura laboral del *modelo-b* incide en el perfil temporal, señalando, 'caeteris paribus', que la caída de la inversión de los jóvenes en su educación es más intensa en la fase expansiva y que permanece estable a partir de 2009, lo que permite concluir que el aumento observado en  $AEET_{a,a}$  no es ajeno a la situación económica y a los cambios en el efecto intrafamiliar y dotación social.

En ambos modelos,  $AEET_{a,2002}$  presenta un perfil contracíclico más pronunciado y, por tanto, divergente de  $AEET_{a,a}$  por debajo hasta su mínimo en 2008, indicando una caída de la preferencia social por la educación durante la fase expansiva del ciclo. A partir de esta fecha,

se constata un cambio de tendencia en  $AEET_{a,2002}$  que crece convergiendo por debajo sobre  $AEET_{a,a}$ , lo que pone de relieve la recuperación de la dotación social durante la recesión. De la comparación de ambos modelos cabe resaltar la evolución zigzagueante  $AEET_{a,2002}$  en el *modelo-b* frente a la alisada del *modelo-a* lo que confirma la incidencia de la coyuntura en la dotación social.

Respecto a  $AEET_{2002,a}$  se constata su perfil procíclico de  $AEET_{2002,a}$ , que evoluciona por encima de  $AEET_{a,a}$  en ambos modelos, lo que sugiere que el efecto del hogar compensa parcialmente la caída de la dotación social durante la expansión, moderando de esta forma el hundimiento de la inversión de los jóvenes en educación. La comparación de  $AEET_{2002,a}$  en ambos modelos muestra, nuevamente, un perfil zigzagueante en el *b* frente a otro alisado en el *a* lo que confirma la incidencia de la coyuntura también en el efecto intrafamiliar.

De acuerdo con las características del método aplicado, la sensibilidad cíclica opuesta de  $AEET_{a,2002}$  y  $AEET_{2002,a}$  pone de relieve que la caída educativa durante la expansión responde al efecto negativo por hundimiento de la dotación social ( $AEET_{a,2002}$ ), sólo parcialmente compensado por la contribución de la familia ( $AEET_{2002,a}$ ), y un cambio de pauta a partir de la segunda recesión de 2011 en que la senda ascendente de  $AEET_{2002,a}$  marca el camino de la igualmente ascendente  $AEET_{a,a}$  a pesar de la trayectoria descendente  $AEET_{a,2002}$  en los últimos años del período de observación con crecimiento negativo del PIB (figura 1).

## 6. CONSIDERACIONES FINALES.

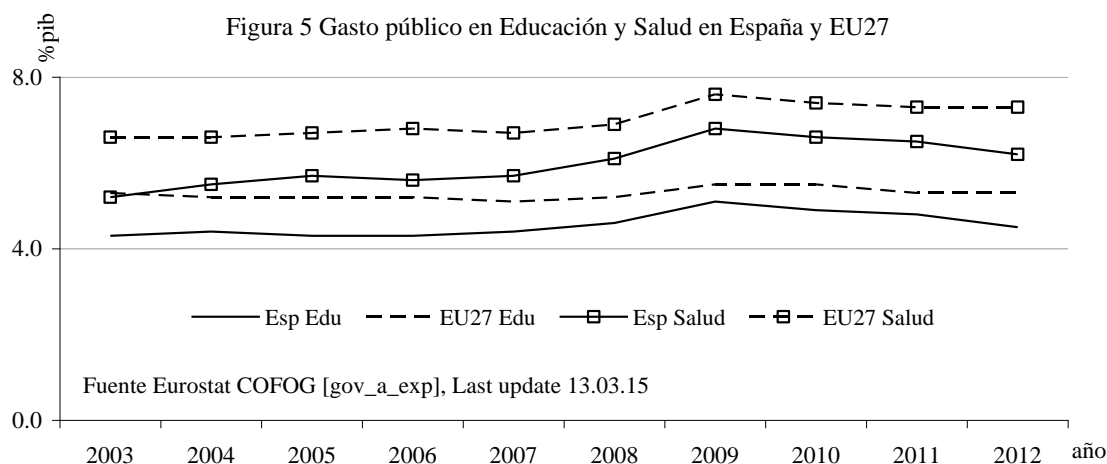
En este trabajo se ha tratado de vincular las fluctuaciones coyunturales observadas en la duración estimada de años los estudios terminados ( $AEET_{a,a}$ ) de los jóvenes en edad de escolarización post-obligatoria (entre 16 y 25 años) con los efectos de la dotación familiar (vector  $\beta'X$  en  $AEET_{2002,a}$ ) y la dotación social (inferida de la parte no explicada y recogida por los coeficientes  $\beta_0$  y  $\sigma$  en  $AEET_{a,2002}$ ) en calve del modelo Becker Tomes (1986) de transmisión intergeneracional de la ecuación en el seno de la familia.

Los resultados muestran que los efectos de las dotaciones familiar y social se compensan. Esto es, que exhiben sensibilidades cíclicas opuestas con pesos relativos distintos a los largo del período de observación. Hasta la recuperación de 2010  $AEET_{a,a}$  y  $AEET_{a,2002}$  siguen un perfil contracíclico lo que revela que el efecto contracíclico de la dotación social domina sobre el efecto procíclico dotación familiar. Mientras en la segunda recesión, a partir de 2011,  $AEET_{a,a}$  sigue la senda ascendente del efecto de la dotación familiar alejándose de la trayectoria del efecto de la dotación social en esos últimos años.

Estos resultados abren nuevas vías de indagación que sugieren algunas preguntas. En primer lugar, la caída de  $AEET_{a,a}$  entre 2002 y 2008 y recuperación posterior hasta 2013, pone de relieve que la volatilidad coyuntural de los resultados educativos de los jóvenes en edad de escolarización post-obligatoria está directamente vinculada al entorno social no controlado por las variables de transmisión intergeneracional. Cabe por tanto preguntarse a qué nos referimos cuando hablamos de dotación social. El primer candidato es que el efecto de dotación social refleja el gasto social en educación y salud, el segundo, la educación en valores.



La figura 5 desmiente el primer supuesto con datos de Eurostat, debido al perfil procíclico del gasto social en educación y salud, tanto en España como UE27, si bien el esfuerzo de nuestro país queda muy por debajo del de nuestros socios. Por tanto, en términos cuantitativos, no cabe hablar de dejación de lo Público cuya misión es velar por el futuro cuando el presente se impone en las decisiones de los jóvenes, que desisten de la formación para acceder a un mercado laboral muy activo en empleos precarios y de baja cualificación en detrimento de su bienestar en el ciclo de vida.



Desde un enfoque cualitativo, cabe preguntarse hasta qué punto la preferencia revelada por los jóvenes por el inmediato presente en detrimento del ciclo de vida responde a la carencia de peso de la educación como valor, como referente social, durante la última fase expansiva. A falta de una respuesta bien articulada, procede mencionar la confusión terminológica reinante entre educación e instrucción<sup>6</sup>. Nuestro sistema educativo está orientado hacia la transmisión de conocimiento y habilidades con fines utilitarios, cuanto más rápido mejor, pero es más parco en la transmisión de valores. Queda esta sugerencia en el aire para futuros análisis.

El cambio de la influencia relativa de  $AET_{a,2002}$  y  $AET_{2002,a}$ , a favor de esta última, sobre  $AET_{a,a}$  a partir de 2010 sugiere analizar -en clave de aprendizaje por la experiencia- si se ha producido una catarsis a lo largo de la actual gran recesión. Dado el empobrecimiento a que está conduciendo la gestión de la crisis por la Política, con sus pilares de devaluación interna y mercado laboral deprimido, emparejado con la irrupción de la familia como institución dominante de referencia, es como si se estuviese recomponiendo la preferencia por el ciclo de vida basada en los valores que pueden acompañar a trayectorias educativas más largas. En resumen y hasta ahora: más pobres, sí; más desiguales, también; ¿con más horizonte?

<sup>6</sup> Cabe recordar que el Ministerio de Educación se denominó de Instrucción pública hasta la II República.

## REFERENCIAS

- Barro, R. and X. Sala-i-Marti (2003) *'Economic Growth'*, MIT Cambridge, Mass.
- Becker, G. and H.G. Lewis (1973). "On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children" *Journal of Political Economy* 81 (2, pt 2) S279-S288.
- Becker, G. and N. Tomes (1986) 'Human Capital and the Rise and Fall of Families' *Journal of Labor Economics*, Vol. 4, No. 3, Part 2, pp. S1-S39.
- Behrman, J. and M. Rosenzweig (2002), "Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation?" *American Economic Review*, 92 (1), 323–334.
- Cañada Vicinay, J. (2014) 'Family and Education: a Gender Approach for Young Adults at ages 16 to 25 in Spain 2002-2013' forthcoming *RSES*, vol 14-3.
- Cox, D.R. and Oakes, David. *The analysis of survival data* Chapman and Hall London, 1984.
- Haveman, R. and B. Wolfe. (1995) 'The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings': *Journal of Economic Literature*, Vol. 33, No. 4, pp. 1829-1878.
- Holmlund, H., M. Lindahl and E. Plug (2011) 'The causal effect of parents schooling on children schooling: A comparison of estimation methods' *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 3, pp. 615-651
- Lancaster, T. (1990). *The econometric analysis of transition data*. Econometric Society Monographs. Cambridge U.P.
- Lindahl, M., M. Palme, S. Sandgren Massih, and A. Sjögren (2014) A test of the Becker-Tomes model of human capital transmission using microdata on four generations' *Journal of Human Capital* Vol 8, nº 1, pp. 80-96.
- Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Plug, E. (2004) 'Estimating the Effect of Mother's Schooling on Children's Schooling Using a Sample of Adoptees', *American Economic Review*, Vol. 94, N<sup>o</sup>. 1, pp. 358-368.
- Solow, Robert M. (1957) 'Technical Change and the Aggregate Production Function.' *Review of Economics and Statistics*, 39 (August): pp 312-20.
- Romer, P.M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 90, 71–102.