

Artículos / Articles

Pautas de escolarización más allá de la educación obligatoria en España: análisis regional por generaciones

Schooling patterns beyond compulsory education in Spain: birth-cohorts and regional analysis

Pau Miret Gamundi* 

Centre d'Estudis Demogràfics, España.

pmiret@ced.uab.cat

Recibido / Received: 18/06/2020

Aceptado / Accepted: 05/07/2021



RESUMEN

¿Hasta qué punto continuar estudiando más allá de la escolarización obligatoria depende del género, la generación y el territorio, o se encuentra mediatizado por el estatus migratorio o de la familia de origen? A través de la Encuesta de Población Activa, en su versión de panel rotante trimestral de hogares, se reconstruye la proporción de estudiantes entre 17 y 25 años para las cohortes nacidas entre 1970 y 1994. La muestra se compone de observaciones protagonizadas por individuos, enmarcados en hogares y residentes en 52 unidades territoriales. La técnica estadística es la regresión logística multinivel con efectos aleatorios. Se concluye que las probabilidades son mayores entre las mujeres, en crisis económica, entre la población nacida en España con padre y madre también autóctonos, como mayor sea el nivel de estudios del núcleo parental y para la juventud residente en lugares con composición del mercado laboral cualificada y bajo porcentaje de inmigración internacional.

Palabras clave: Género, cohortes, juventud, escolarización, mercado laboral.

ABSTRACT

To what extent remaining schooled after compulsory education depends on gender, generation and place, or is mediated by migratory and family of origin status? Through the Labour Force Survey in its quarterly rotating panel version of households, the proportions of remaining schooled for those aged 17-25 years, components of the cohorts born between 1970 and 1994, are reconstructed. The sample is made up of observations starring by individuals, framed in households and resident in 52 territorial units. Multilevel logistic regression with random effects is used as statistical technique. It is concluded

Sugerencia de cita / *Suggested citation:* Miret Gamundi, P. (2022). Pautas de escolarización más allá de la educación obligatoria en España: análisis regional por generaciones. *Revista Española de Sociología*, 31(1), a84. <https://doi.org/10.22325/fes/res.2022.84>

that these probabilities are significantly higher among women, within an economic crisis, among population born in Spain with both parents also natives, as higher the educational attainment of the parental nucleus and for youth living in territories with a qualified labour market composition and low percentage of international immigration.

Keywords: Gender, cohorts, youth, schooling, labour market.

INTRODUCCIÓN

Una de las metas que la Unión Europea se había impuesto para 2020 era “reducir el porcentaje de personas que abandonan prematuramente los estudios hasta menos del 10% y garantizar que, como mínimo, el 40% de los jóvenes obtengan una cualificación universitaria o equivalente” (Comisión Europea, 2011, p. 2). Los datos de Eurostat (la oficina estadística de la Unión Europea, UE) para 2019 sitúan a España como el país de mayor abandono en la UE (17,3%). El mismo documento resalta que dejar los estudios al finalizar la educación obligatoria lastra la empleabilidad de la juventud y dificulta enormemente salir de situaciones de pobreza y vulnerabilidad social. En contraste, según esta fuente y para el mismo año, España registra un 44,7% de graduados superiores, manteniendo así una posición intermedia entre los países de la UE, gracias en parte al éxito de la formación profesional de grado superior, que aporta 10 puntos porcentuales a este índice.

De todo ello surge la pregunta de investigación: ¿qué características del contexto territorial, familiar y personal favorecen o dificultan que la juventud prolongue su educación formal más allá de lo estipulado por el marco legal como escolarización obligatoria?

Se utilizan los datos primarios de la Encuesta de Población Activa (EPA) de 1987 a 2020, un panel de hogares en que cada uno de sus miembros puede ser entrevistado hasta en seis ocasiones consecutivas con una periodicidad trimestral. La EPA ha ido ampliando la lista de variables: a partir de 1992 se añade el lugar de nacimiento y en 1999 se incluye la identificación del padre y de la madre si conviven con el individuo.

Las técnicas de panel (con observaciones anidadas en individuos) ayudan a reducir substancialmente la endogeneidad (Hsiao, 2014) y la perspectiva generacional permite una reconstrucción biográfica que se sobrepone al puro marco coyuntural.

La investigación busca desgranar de qué depende que un individuo joven esté o no escolarizado más allá de los 16 años ¿De la coyuntura laboral en el momento de observación, con un alto paro que estira al alumnado a permanecer en la escuela, o un reducido desempleo que lo empuja a buscar trabajo ante la abundancia de puestos que no requieren cualificación? ¿De sus características personales como pudieran ser el sexo, la edad o el lugar de nacimiento? ¿Viene el camino trillado por las circunstancias de su familia de procedencia? ¿O es por el marco espacial en que se desenvuelve, que es más o menos exigente en función del nivel medio de instrucción o más o menos discriminatorio en función de la concentración de población inmigrante?

Una parte del interés de esta investigación reside en su estructura jerárquica, que permite vincular información agregada a los registros personales. Para empezar, se enlazan las observaciones de un mismo individuo, analizando la pauta por edad según sexo y su evolución según el año de nacimiento del mismo. A continuación, se incluye un nuevo nivel con las características del núcleo parental, como por ejemplo su grado educativo. Para finalizar, procedemos a substituir la provincia de residencia de un

individuo por dos dimensiones que delimitan la tasa de escolarización encontrada en su seno.

Antecedentes

La educación es considerada como una inversión en capital humano, con evidentes beneficios en la inserción laboral y en la posterior carrera profesional (López-Bazo y Motellón, 2013). Sin embargo, también se destaca el coste de oportunidad que supone seguir estudiando en períodos en que los trabajos son abundantes (Card y Lemieux, 2001; Clark, 2011; Tumino y Taylor, 2015), en particular cuando los empleos están ubicados en sectores intensivos en mano de obra poco cualificada (Black, McKinnish y Sanders, 2005). Por el contrario, la retención escolar es más elevada en épocas de crisis económica, es decir, ante la falta de puestos de trabajo se prolonga la estancia en instituciones escolares. En otras palabras, una expansión económica incrementa el coste de oportunidad de seguir estudiando y una crisis lo disminuye notablemente (Dellas y Sakellaris, 2003). Se trata de un círculo vicioso: por una parte, abandonar los estudios con anterioridad a terminar una formación media supone incorporarse a una oferta laboral con déficit de cualificación (Scarpetta, Sonnet y Manfredi, 2010) y, por otra, abundantes empleos que requieren poca formación especializada suponen el desprestigio de la institución escolar, pues es suficiente con la formación que se adquiere con la experiencia laboral.

Esta asociación ha sido ampliamente estudiada para el caso español (Petrongolo y San Segundo, 2002; Casquel y Uriel, 2009; Rahona, 2009; García Montalvo, 2009; Felgueroso, Gutiérrez-Domènech y Jiménez-Martín, 2014), en particular con la relación entre el boom en la construcción y la salida temprana del sistema escolar formal (Aparicio, 2016; Lacuesta, Puente y Villanueva, 2012). En consecuencia, la destrucción de puestos de trabajo tras la explosión de la crisis afectó con especial intensidad a la juventud de bajo nivel de instrucción (Dolado et al., 2013; Torrejón, 2019). En un análisis regional econométrico de la situación en España se concluye que una mejora del PIB per cápita de 1000 euros y una reducción de la tasa de paro en cinco puntos supone un aumento aproximado del abandono escolar de casi dos puntos porcentuales (Bayón-Calvo, Corrales-Herrero y Orgando Canabal, 2017).

El factor contextual se combina con el relativo a la clase social. El coste de oportunidad adquiere mayor importancia cuanto más desfavorecido es el grupo social al que se pertenece. Según esta hipótesis, en la clase obrera primaria la idea de que hay que ganarse la vida cuanto antes mejor; por el contrario, las clases medias y altas transmitirían a su infancia que deben estudiar para mejorar sus opciones laborales. A nivel individual esta dinámica social se evidencia tanto en el fracaso escolar (Rumberger, 2011) como en el abandono temprano (Dalton, Gennie y Ingels, 2009).

Una de las dimensiones de la clase social estriba en el nivel educativo del núcleo parental, pues actúa como aproximación a la presión que se realiza para que un o una joven obtenga el nivel de instrucción necesario para reproducir el de la familia de procedencia (Petrongolo y San Segundo 2002; Dalton et al., 2009; Casquero y Navarro 2010; Fernández-Macías, Antón, Braña y Muñoz De Bustillo, 2013), tal y como también se comprueba en España a nivel regional (De la Fuente y Doménech, 2016).

En este sentido y a escala agregada, a mayor riqueza del país, mayor percepción de que la educación es fundamental para una carrera profesional progresiva (Cabus y De Witte, 2016; De la Fuente y Doménech, 2016). No obstante, al focalizar la atención en la política pública impera la ley de rendimientos decrecientes, pues el gasto público en educación no tiene repercusiones pasado un cierto umbral, ni en los resultados educativos generales (OECD, 2010) ni en el abandono escolar en particular (Alegre y Benito, 2010 y 2014).

Aunque estos últimos autores señalan también que el gasto en ayudas individualizadas, como la política de becas, presenta un claro efecto positivo en la extensión de la escolarización más allá de la obligatoria. Todo parece indicar que el gasto en educación resulta fundamental, en particular al advertir las diferencias regionales del abandono escolar en España (Bayón-Calvo et al. 2017). Sin embargo, en una investigación sobre este fenómeno se comprueba que solo en el caso de Asturias, Navarra y el País Vasco puede afirmarse que el bajo abandono escolar se asocia significativamente a políticas de igualdad y fuerte financiación en educación, y no a circunstancias socio-económicas y demográficas de la región que, en contraste, delimitan claramente el abandono escolar en el resto de comunidades autónomas (Bayón Calvo, Corrales Herrero y De Witte, 2020).

En la publicación anual que monitorea el panorama educativo en la Unión Europea (véase a modo de ejemplo, European Commission, 2019), el apartado dedicado al abandono escolar temprano se inicia con una estadística que separa, por un lado, por sexo y, por otro, entre la población nacida en un determinado país y la nacida fuera del mismo. Las mujeres registran un abandono significativamente menor a los hombres y la juventud nacida en el extranjero dobla la magnitud en comparación con la población nativa. Son variables que se emplean como indicadores respectivamente del género y de la inmigración.

El rol de género en el currículum educativo formal ha cambiado radicalmente en occidente con la universalización de la escolarización obligatoria y el sistema de educación público. En la actualidad, muchas investigaciones buscan responder a porqué los chicos obtienen peores resultados que las chicas, desde la educación primaria y hasta los estudios superiores, tanto a escala europea como en otras zonas de los países occidentales (Hannum y Buchmann, 2005). Una hipótesis explicativa apunta al cambio radical en las aspiraciones educativas de las niñas por la anticipación de mayores oportunidades en el mercado de trabajo cuanto mayor sea la inversión en instrucción (Hadjar, Krolak-Schewerdt, Priem y Glock, 2014). Otras hipótesis se inclinan más por dimensiones psicológicas del género, apuntando que las necesidades femeninas están mejor satisfechas por la escuela contemporánea que las masculinas y, además, que las mujeres se ajustan mejor a las expectativas escolares (Hascher y Hagenauer, 2010). Por el contrario –según estas últimas teorías– el género masculino se adapta peor a todas las dimensiones de la personalidad que potencia el sistema escolar contemporáneo, a saber: a las demandas de habilidades formativas y profesionales, a la responsabilidad en asegurar vínculos sociales, a tratar con la economía de mercado o al desarrollo de valores autónomos en el seguimiento de normas y en la consciencia ética y política (Quenzel y Hurrelmann, 2013).

Finalmente, se constata que ser inmigrante incrementa la posibilidad de fracasar en los estudios (Levels, Dronkers y Kraaykamp, 2008; Calero, Choi y Waisgrais, 2010) y de abandonar la escuela al acabar la obligatoria (Mora, 2010; Fernández-Macías et al., 2013; Serrano y Soler, 2014). Esta menor probabilidad de la inmigración joven de seguir estudiando se expresa en particular entre quienes llegaron con más de 10 años de edad, que además son quienes reaccionan con mayor intensidad a los ciclos económicos, muy en particular entre los varones, menos sensibles a los efectos de los recursos educativos del núcleo parental (Miyar-Busto, 2017).

De hecho, el estatus migratorio es una variable que interactúa con las expuestas anteriormente. La explicación sobre la forma en que se desenvuelve la inmigración en el sistema escolar se basa fundamentalmente en dos paradigmas: el del optimismo diferencial y el de la asimilación segmentada. El primero afirma que la mayor dedicación a los estudios se debe al mayor énfasis, individual y –fundamentalmente– familiar, en que la educación es una inversión a medio término (Kao y Tienda, 1995). –El segundo, proclama que los resultados dependen de los recursos específicos que la inmigración encuentra a su llegada, pues éstos truncan, permiten o facilitan la movilidad social ascendente en relación al núcleo parental (Portes y Zhou, 1993).

METODOLOGÍA

La variable dependiente consiste en si un individuo se encuentra escolarizado más allá del umbral de la escuela obligatoria. La EPA recoge esta información con una pregunta que ha ido cambiando a lo largo del tiempo. Entre 1987 y 1991 se preguntó si en las últimas cuatro semanas se había seguido algún curso de Educación General Básica (EGB), Bachillerato Unificado Polivalente (BUP) o equivalente, Formación Profesional (FP), enseñanza universitaria u otro tipo de enseñanza reglada, o se estaba en un período vacacional. En el año 1992 se eliminó la categoría de estar de vacaciones escolares y a la pregunta de si “ha seguido durante las últimas cuatro semanas algún tipo de estudios” solo se podía contestar “sí” o “no”, especificando a continuación de qué tipo de estudios se trataba, de manera que se ha podido establecer si los mismos eran formales, excluyéndose algunas variedades no regladas tales como “taquigrafía”, “contabilidad”, “informática” o “estudios de idiomas en academias”. A partir de 1999 se vuelven a recuperar las vacaciones, por lo que esta posibilidad de respuesta permaneció ausente entre 1992 y 1998: ello obliga a eliminar el tercer trimestre de cada año, pues durante este período no es posible establecer si no se estudiaba porque se había dado por acabada la etapa educativa o porque se estaba de vacaciones estivales. Finalmente, a partir del año 2005 y hasta el último trimestre utilizado se pregunta específicamente si se “ha cursado estudios reglados (enseñanza regular) durante las cuatro últimas semanas”, pudiéndose contestar de manera afirmativa, negativa o decir que se están cursando pero que en el momento de la entrevista se está de vacaciones.

La ley educativa actual obliga a mantenerse en la escuela hasta cumplir los 16 años. Con anterioridad, la Ley General de Educación presentaba el octavo curso de la EGB como el final de la educación obligatoria, que se terminaba habitualmente con 14 años, pero también exigía a quien no siguiera con estudios secundarios a que cursara una FP de primer grado. Por ello, por un lado, consideraremos que la primera edad que aparece limpidamente como voluntaria (desde el punto de vista legal) corresponde al año natural en que se cumplen los 17 años. Por otro lado, el final de la formación juvenil se va a delimitar a los 25 años (nueve cursos escolares a partir del primero observado), pues a esta edad se trata de una especialización educativa o de formación continuada. Además, se asume que los trimestres en que la EPA no observa al individuo aunque debiera (información perdida) están aleatoriamente distribuidos, por lo que esta ausencia no afecta significativamente al fenómeno analizado.

La perspectiva de análisis es generacional, con el seguimiento de los individuos agrupándolos por año de nacimiento. La edad no es la del momento de la entrevista, sino la que cumple una persona en un año natural dado en función de su generación. La EPA recoge cada curso escolar a lo largo de tres trimestres, desde el cuarto (octubre-diciembre) de un año dado al segundo (abril-junio) del siguiente. Como hemos justificado arriba, los terceros trimestres de la encuesta (julio-setiembre) han sido eliminados de observación. Se dispone de datos desde el tercer trimestre de 1987, por lo que el primer curso observado será el de 1987-88, correspondiente al período escolar que se inicia en el cuarto trimestre de 1987 y que acaba en el segundo trimestre de 1988, y el último curso es el de 2019-20.

Al tratarse de una perspectiva generacional en la que se analiza la biografía escolar entre los 17 y los 25 años (ambos incluidos), la primera cohorte de nacimiento a estudiar será la de 1970 (que cumplió 17 años durante 1987) y la más joven será la nacida en 1994, que cumplió 25 años durante 2019.

El procedimiento técnico recupera la estructura de la muestra de la EPA, con cuatro niveles jerárquicos, desde la provincia en que se reside, pasando por el hogar en que se convive, para llegar al individuo con sus cinco posibles observaciones. Asumimos, por tanto, el hecho de que la probabilidad de estar estudiando en una provincia determinada está relacionada entre la juventud residente, al igual que lo está dentro de un mismo hogar (pues el núcleo parental es muy probablemente el mismo), así como entre las

observaciones correlativas para una misma persona. Los dos últimos niveles utilizan la EPA en su versión panel, y los dos anteriores le añaden el plano familiar y el espacial respectivamente.

La muestra se compone de 1.665.729 observaciones, protagonizadas por 817.534 individuos, que conviven en 463.800 hogares enmarcados en 52 unidades territoriales (las provincias más las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla).

Observaciones protagonizadas por individuos

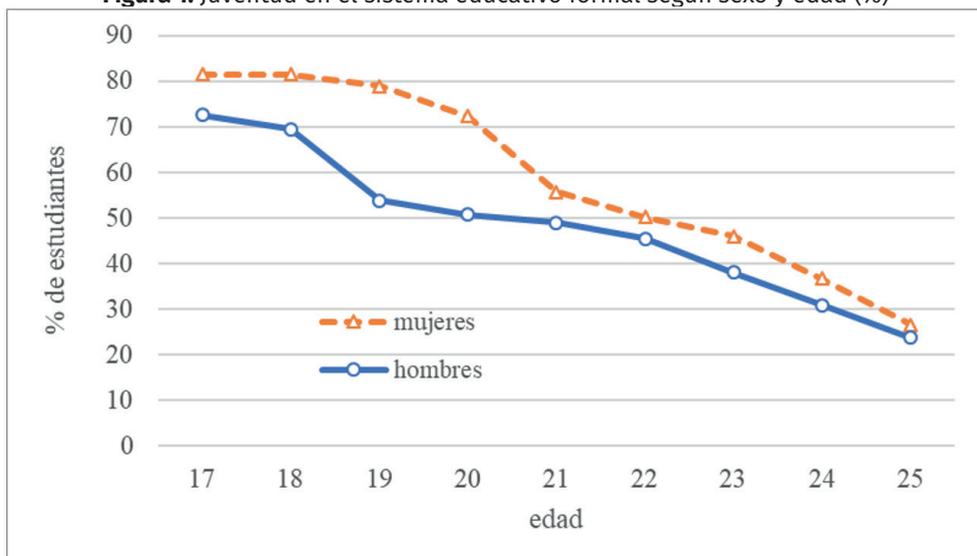
A nivel de observación se presentan dos variables. Por un lado, la dependiente, a saber, si se está estudiando en un trimestre dado. La probabilidad general de estarlo es del 50%, es decir, en una observación seleccionada aleatoriamente no hay forma de estimar si el individuo estaba o no inserto en el sistema educativo formal. Por otro lado, la edad que la persona cumple en un año natural la ubica en el curso escolar que les correspondería de haber seguido interrumpidamente en el sistema educativo formal. La edad media en la muestra es de 21,3 años.

A nivel individual, hay el mismo número de hombres que de mujeres, componentes de las generaciones nacidas entre 1970 y 1994, más o menos numerosas en función del volumen de nacimientos en un año dado (con el añadido o decremento del saldo migratorio): las de mayor población son las nacidas en la primera mitad de la década de 1970 (6% del total de la muestra por cohorte anual), y las de menor volumen las nacidas entre 1983 y 1994 (con un peso anual del 3%).

La descripción e interpretación de los datos se realizará a través de regresión logística en tres modelos sucesivos, todos ellos de tipo jerárquico con efectos aleatorios (*nested random effects*). En el primero se presentan las proporciones de estudiantes según edad, sexo y generación. En el segundo modelo se incluye, a nivel de hogar, el tipo de núcleo parental de convivencia del individuo observado. Finalmente, el tercer modelo se construye solo entre la población no emancipada de la familia de procedencia (es decir, que aun convive con su padre, madre o con ambos miembros del núcleo parental), incluyéndose gracias a ello las variables relativas al nivel de instrucción y el origen de dicho núcleo. Además, en este último, se añaden a nivel provincial, por un lado, quienes tienen como máximo el nivel de instrucción correspondiente a la escuela obligatoria entre la población joven con empleo y, por otro, el porcentaje entre la juventud que ha nacido en el extranjero.

Unas estudian más que otros

Al iniciar una investigación sobre la inclinación a extender los estudios formales allende la escolarización obligatoria surge un factor que sorprende por su intensidad y constancia: el género. En efecto, las mujeres prolongan su educación más que los varones, tanto en secundaria postobligatoria o superior de ciclo corto como, aunque en menor medida, en educación universitaria de ciclo largo ([figura 1](#)). La diferencia es de 10 puntos porcentuales a los 17-18 años, en el punto de partida de la escolarización postobligatoria, ya fuere de bachillerato o de módulos de formación profesional. Una distancia que crece a los 19 y 20 años, en el foco de una educación superior de corta duración, en las otrora llamadas diplomaturas, que han devenido en los últimos tiempos ciclos superiores de formación profesional: en este trecho bianual se constata una separación de 30 puntos porcentuales entre sexos. A partir de los 21 años, en el ámbito de la educación universitaria de grado y postgrado (llamada en conjunto para las generaciones más antiguas, licenciatura, arquitectura o ingeniería), las diferencias se acortan bastante, pero no desaparecen.

Figura 1. Juventud en el sistema educativo formal según sexo y edad (%)

Fuente: Elaboración a partir de la EPA-panel

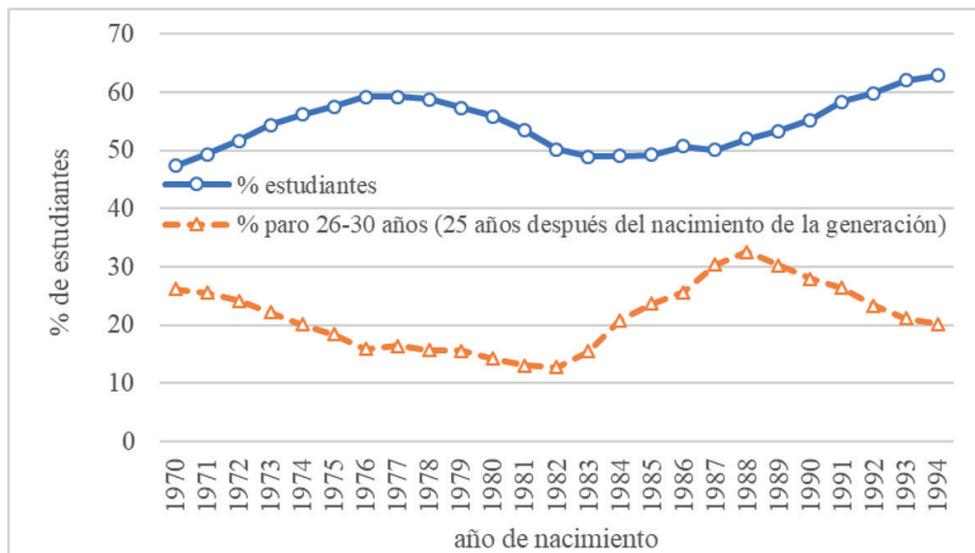
Una posible explicación de esta polarización educativa por género podría ser la siguiente: si en el mercado de trabajo la mujer encuentra más dificultades de inserción que los varones (con un paro substancialmente mayor que ellos) y ante la relación negativa entre desempleo y extensión de los estudios, cabe esperar que las mujeres estudien más que los hombres para blindarse ante su aciago futuro. Pero lo cierto es que a lo largo de este trabajo no se ha conseguido desvelar ninguna conclusión estadísticamente significativa sobre esta pauta diferencial por género: se da en toda la ventana de observación, en todas las provincias, para todos los grupos sociales y entre los diferentes estatus migratorios.

Evolución de la extensión escolar

Cabe recordar que esta investigación sigue una perspectiva generacional. La pauta por edad según sexo no ha variado entre todas las generaciones analizadas, lo que permite exponer la proporción total de estudiantes según cohorte. Aquí interesa descubrir hasta qué punto una generación incrementaba o disminuía su propensión a seguir estudiando más allá de la escolarización obligatoria, en otras palabras ¿es verdad que cuanto más joven es una cohorte, mayor su trayectoria escolar? La respuesta es negativa, pues este indicador no presenta una tendencia lineal sino claramente ondulatoria (figura 2).

Hemos desechado como razón de estos cambios temporales a la proporción anual de empleos para los que se demandaba baja calificación, pues los mismos han ido descendiendo para la juventud desde un 45% para las generaciones 1970-77 hasta el 30% para las nacidas en 1988-94: una evolución lineal que no coincide con la cíclica que acabamos de exponer sobre la extensión en los años de estudio.

Figura 2. Proporción de estudiantes a los 17-25 años según año de nacimiento y de desempleo a los 26-30 años (estimado para el año en que la generación cumplía 25 años).



Fuente: Elaboración a partir de la EPA-panel

Alternativamente, como variable explicativa de la evolución en la tasa de escolarización, se ofrece en la [figura 2](#) la tasa de desempleo juvenil a los 26-30 años (cinco años más tarde en la biografía para evitar la posible colinealidad con la variable dependiente) en el momento en que una generación determinada cumpliría los 25 años (así, por ejemplo, para la cohorte nacida en 1970 se exponen las tasas de paro a los 26-30 años en 1985). Así comprobamos que la tasa de paro entre la juventud tiene una asociación directa con la proporción de jóvenes que continúan estudiando más allá de los 16 años. De hecho, la información representada en la [figura 2](#) sugiere que el catalizador que condujo a que la escolarización dejara de ser cada vez más extensa fue la caída del desempleo juvenil a la mitad, de un 26 a un 13%. De igual manera, la escolarización dejó de contraerse en cuanto el paro empezó de nuevo a incrementarse, como percibieron las cohortes 1983-88. Sin embargo, esta mayor extensión de los estudios no se ha detenido para las nacidas entre 1989 y 1994, aunque el paro hubiese empezado muy parsimoniosamente a retraerse.

Con todo, concluimos que, tal como se recoge en la bibliografía, cuando se da una reducción persistente en el desempleo, la juventud abandona antes los estudios y viceversa, una crisis económica llena de nuevas escuelas, institutos y universidades. Cabe destacar, con todo, que la evolución de ambos indicadores no es completamente paralela, en cuanto que el empeoramiento o mejora en el contexto del desempleo ha cambiado de manera mucho más acelerada que el consiguiente mayor o menor abandono de la escolarización una vez acabada la EGB o la ESO. En otras palabras, la reacción no es inmediata sino algo diferida: tal vez por ello las cohortes más jóvenes no han disminuido su extensión escolar, como sería de esperar por el suave descenso del paro juvenil.

Individuos conviviendo en hogares

Hasta el momento hemos analizado la información desde una perspectiva de panel: hasta cinco observaciones correlativas protagonizadas por un mismo individuo. A partir de aquí vamos a añadir un nuevo nivel a la estructura jerárquica, a saber, el hogar en que convive un o una joven junto con otros miembros de la misma unidad familiar, normalmente sus hermanos o hermanas.

Las variables independientes a nivel de hogar que se van a incluir se refieren al núcleo parental (su nivel de instrucción y su posición migratoria) y aparecen por primera vez en la EPA de 1999, por lo que a partir de este momento la ventana de observación disminuye su amplitud. Así, las cohortes que podemos seguir de manera completa entre los 17 y los 25 años son las nacidas entre 1982 y 1994. De ellas extraemos información sobre 298.675 individuos que conviven en 178.648 hogares.

A nivel individual incluimos ahora, por una parte, el lugar de nacimiento, variable cuyas categorías han sido agrupadas con excepción del nacimiento en España (que representa un 91% de la muestra) en continentes: así, por ejemplo, un 4% de los nacimientos de jóvenes residentes en España fueron en el continente americano (tabla 1).

Por otra parte, en un 13,1% de los hogares ningún miembro del núcleo parental está presente (tabla 1). En consecuencia, perdemos este último grupo, pues en la EPA únicamente tenemos información de componentes del núcleo parental que residen con el individuo.

Tabla 1. Muestra y proporción de estudiantes según origen y situación de convivencia

	ESTRUCTURA MUESTRA		PROPORCIÓN ESTUDIANTES	
	Individuos	%	%	(95% confianza)
TOTAL	298.675	100,00		
LUGAR DE NACIMIENTO				
España	272.318	91,18	56,73	(56,56:56,90)
América	12.990	4,35	32,27	(31,36:32,91)
Europa	7.622	2,55	28,75	(27,89:29,60)
Asia u Oceanía	925	0,31	23,346	(21,00:25,69)
África	4.820	1,61	15,23	(14,48:25,69)
	Hogares	%		
TOTAL	178.648	100,00		
CONVIVENCIA CON NÚCLEO PARENTAL				
Ningún miembro	23.487	13,15	24,09	(23,48:24,69)
Solo el padre	5.127	2,87	42,06	(40,82:43,30)
Solo la madre	25.786	14,43	44,24	(43,68:44,30)
Biparental	124.248	69,55	55,13	(54,88:55,38)

Fuente: Elaboración a partir de la EPA, individuos anidados en hogares

Las columnas de la derecha de la [tabla 1](#) exponen las proporciones de estudiantes según origen migratorio a nivel individual y tipo de núcleo parental a nivel de hogar, con un intervalo de confianza del 95%. Todas las categorías resultan estadísticamente diferentes entre sí. Se constata, por un lado, que la menor probabilidad de continuar estudiando se presenta entre quienes han nacido en el continente africano (15%), el segundo si es el asiático (23%), seguido del europeo (29%) y el americano (32%).

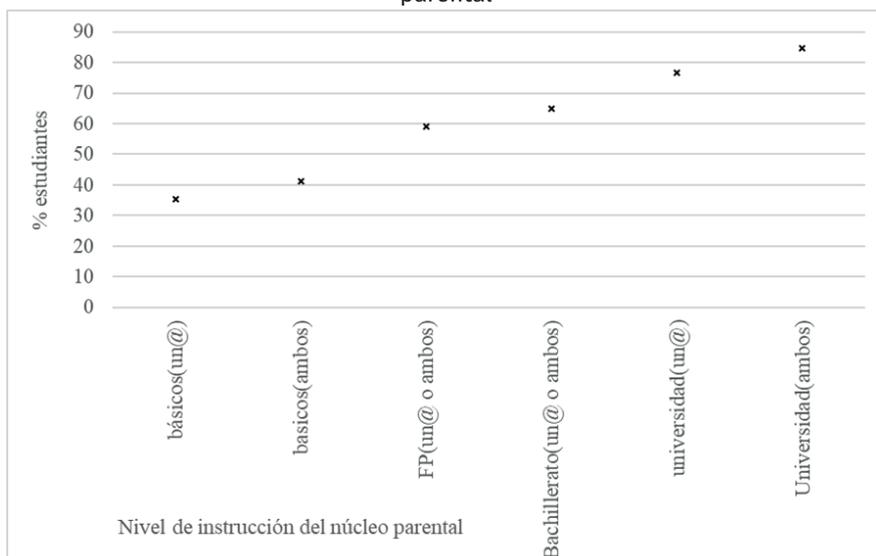
Por otro lado, verificamos que quien no convive ni con su padre ni con su madre tiene una proporción notablemente inferior de estudiantes (24%), en relación a quien reside en un hogar monoparental (44% si es con la madre, 42% si es con el padre) o, especialmente, en uno biparental (55%).

Hemos tenido que abandonar a quienes no residían ni con su padre ni con su madre, pues –como comentamos arriba– la EPA solo proporciona información de quien convive en el hogar observado. Asumimos que todo ello no influirá en la validez de los resultados, aunque teniendo en cuenta que acabamos de comprobar que el proceso de extensión escolar y el de emancipación residencial no son independientes.

Familia de procedencia y reproducción social

La segunda variable a nivel de hogar es el nivel de instrucción del núcleo parental. Quisiéramos apuntar dos consideraciones en relación al efecto del nivel de instrucción del núcleo parental sobre la proporción de estudiantes. En primer lugar, se ha desvelado que la influencia en los hogares monoparentales prácticamente no depende de si el hogar está encabezado por un padre o una madre, por lo que se han agrupado en una misma categoría. En segundo lugar, se constata que a nivel de la educación media (bachillerato o formación profesional) no es necesario distinguir si el núcleo era mono o biparental, pues el efecto de uno u otro no se distingue estadísticamente (con un nivel de confianza del 95%). Así, la variable referente al tipo de núcleo parental y a su nivel de instrucción se divide en seis categorías, según si se trata de un núcleo monoparental con estudios básicos (12% de los hogares), un biparental homogámico con este mismo nivel educativo (38%), mono o biparental con formación profesional (15%) o con bachillerato (15%), monoparental con universidad (13%) o biparental con ambos miembros universitarios (7%).

De este análisis se constata que a mayor nivel de instrucción del núcleo parental (en especial si es biparental), mayor probabilidad del hijo o hija de extender los estudios más allá de los obligatorios ([figura 3](#)). En concreto, la juventud con menor proporción de estudiantes es la que vive en un hogar monoparental con estudios básicos (35%), seguida por el biparental con ambos miembros de este nivel de instrucción (41%), presentándose a continuación el núcleo con estudios de formación profesional (59%), independientemente del tipo de hogar, pasando por si alguien de éste tenía estudios de bachillerato (65%). Finalmente, las mayores proporciones de estudiantes se daba entre quienes tenían el padre o la madre con estudios universitarios en un núcleo monoparental (77%) y si lo eran el padre o la madre de un núcleo biparental, pues en un 84% de los casos (una vez controladas las otras variables) su hijo o hija continuaba escolarizado.

Figura 3. Juventud en el sistema educativo formal según tipo e instrucción del núcleo parental

Fuente: Elaboración a partir de la EPA-panel

La situación migratoria: sujeto, hogar y territorio

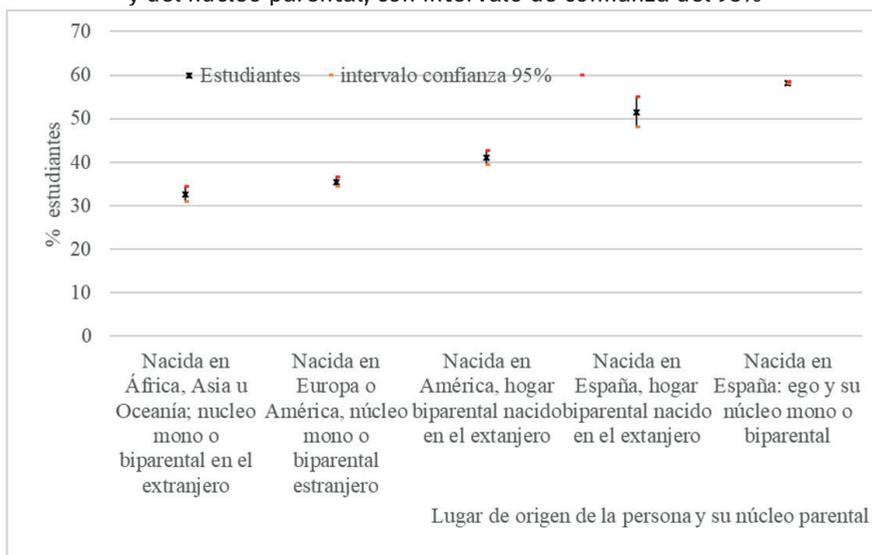
Con el mismo procedimiento, hemos combinado la categoría individual referente al lugar de nacimiento con la categoría de hogar correspondiente al origen del núcleo parental (figura 4). Así, convenimos que el tipo de núcleo (bi o monoparental) no afecta a la proporción de estudiantes de manera que se presentan cinco categorías: 1) sujeto y núcleo nacidos en España (que incluye a un 93,3% de la muestra de hogares y en que se asimila a los que el núcleo parental es nativo pero no el sujeto, como es el caso de las adopciones internacionales); 2) sujeto nacido en España y núcleo extranjero (0,3%); y aquellas en que el núcleo es extranjero pero 3) el sujeto ha nacido en América (1,4%); 4) en Europa (3,8%) y 5) en África, Asia u Oceanía (1,2%).

En el análisis así concebido se constata que la probabilidad de seguir en la escuela, instituto o universidad es máxima si el sujeto ha nacido en España y el núcleo parental tiene un componente autóctono, pero menor si este último es alóctono. Además, si el sujeto había nacido fuera de España al igual que su núcleo parental su probabilidad de continuar estudiando más allá de la obligatoria era substancialmente menor.

Finalmente, en la situación migratoria hay que tener en cuenta también la escala provincial, pues las proporciones de estudiantes a los 17-25 años correlacionan con un coeficiente de -0,41 con las de jóvenes migrantes del mismo rango de edad, en otras palabras: en una provincia dada, cuanto mayor es el porcentaje de juventud no nacida en España, menor la probabilidad de que su población continúe estudiando cumplidos los 17 años. Más adelante constataremos que no se trata de un espejismo debido a la falacia ecológica, sino de una diferencia estadísticamente significativa.

En conclusión, la probabilidad de continuar estudiando más allá de la educación obligatoria depende en gran medida de la situación migratoria del sujeto, de su núcleo parental y de la concentración migratoria en la provincia en que reside.

Figura 4. Juventud en el sistema educativo formal según situación migratoria del sujeto y del núcleo parental, con intervalo de confianza del 95%



Fuente: Elaboración a partir de la EPA-panel

Heterogeneidad provincial

Quisiéramos anotar que para llegar a este paso en el recorrido son imprescindibles todos los anteriores, empezando con el análisis de panel (observaciones anidadas en individuos) y siguiendo por la agrupación en hogares.

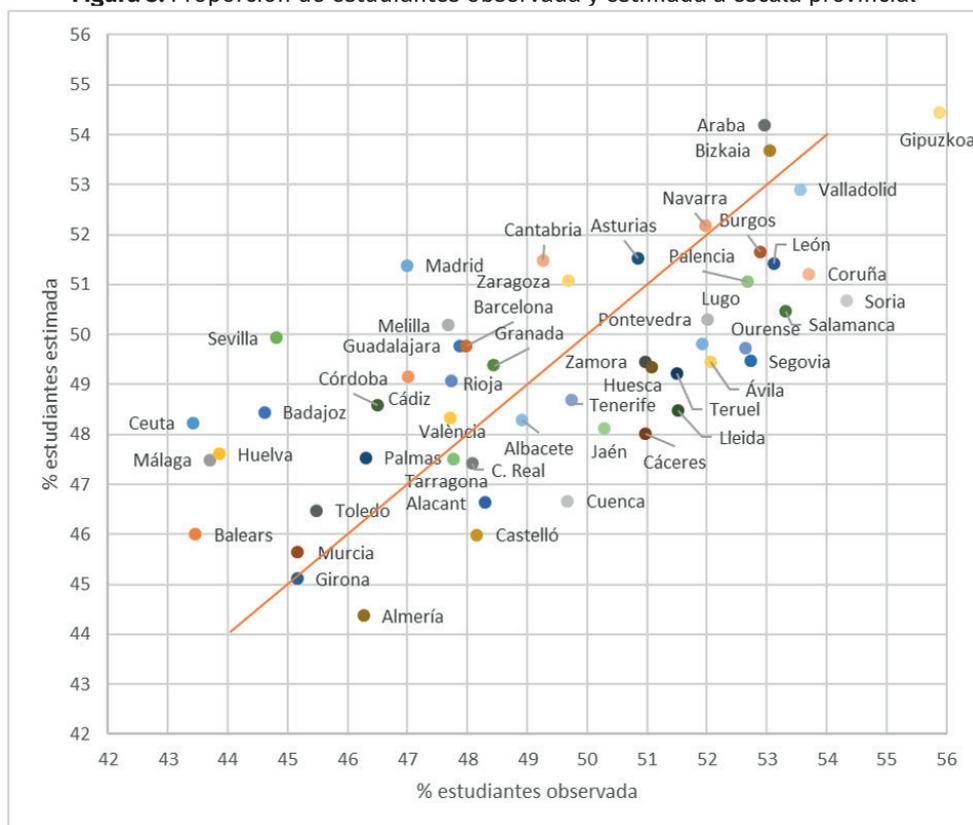
Las hipótesis que dirigen este apartado afirman que la extensión escolar observada entre provincias está relacionada, en primer lugar, con la cualificación requerida en su mercado laboral, en segundo, con la concentración migratoria interprovincial. A lo largo de la investigación las dos primeras hipótesis han quedado confirmadas y la tercera queda en suspenso, pues no consigue suficiente representatividad estadística.

Los indicadores utilizados como variables explicativas son, respectivamente, la proporción de jóvenes de 26-30 años con empleo que habían alcanzado como máximo estudios de EGB o ESO (descualificación laboral), la juventud con 17-25 años que había nacido fuera de España (inmigración internacional) y la de adultos de 50-54 años que residían en otra provincia a la del nacimiento (emigración interprovincial). Para aligerar el texto, a partir de ahora nombraremos los tres indicadores por el sustantivo central, es decir, los denominaremos como descualificación, inmigración y emigración. El objetivo es substituir la provincia de residencia como variable categórica por las tres variables numéricas enunciadas. En la figura 5 se cruza el componente descriptivo de la observación por provincias (controlando por todas las demás variables independientes hasta aquí presentadas) con el estimado a partir de las variables numéricas a las que nos acabamos de referir. La correlación entre el índice observado y el estimado es de 0,7.

Hemos constatado que a mayor descualificación laboral e inmigración internacional, menor extensión en la escolarización postobligatoria. Por el contrario, no hemos conseguido verificar la influencia de emigración interprovincial, salvo en contadas ocasiones que no conforman un modelo interpretativo. Nos hemos cerciorado de que los dos factores explicativos utilizados a nivel provincial no son colineales, es decir,

no existe asociación entre ellos: en concreto, se da un débil coeficiente de correlación entre la descalificación y la inmigración de $-0,19$ así lo certifica.

Figura 5. Proporción de estudiantes observada y estimada a escala provincial



Fuente: Elaboración a partir de la EPA-panel

Las provincias que cruzan la línea diagonal de la figura 5 son las que se asocian por completo a estos dos factores, y mientras que las que se sitúan por encima indican que alguno de los indicadores (o ambos) hacían prever una mayor proporción de estudiantes, las que se sitúan por debajo señalan que el porcentaje observado es superior al esperado a juzgar por los factores de descalificación e inmigración.

Hemos dividido esta línea diagonal en una escala de 1 al 5, desde una escolarización observada y esperada del 45% al punto en que ambas se situarían en un 55%.

El País Vasco es la comunidad de mayor extensión escolar (53-56%), asociándose este dato con una muy baja descalificación (18-20%) y una moderada inmigración (7-9%). La gran proximidad entre los datos observados y los esperados en el modelo permite afirmar que su extensión escolar se corresponde en gran medida, en primer lugar, con una demanda laboral relativamente cualificada y, en segundo lugar, con una baja concentración de nueva inmigración.

Muy cercana está la provincia de Valladolid (53%), aunque sus circunstancias hacían prever que la misma fuera algo menor, tanto por su contexto laboral (con

una descualificación significativamente mayor que en el País Vasco, en concreto del 25%) como por su reducida inmigración, a saber, un 5% (substancialmente menor que la vasca). Como apuntamos al principio, habíamos planteado a título hipotético la importancia de la emigración interprovincial para cuadrar mejor el modelo, pues resulta más sencillo mudarse a otros lares cuanto mayor es el nivel de estudios, sin embargo - reiteramos- no hemos sido capaces de encontrar un indicador en este sentido que añadiera información al modelo interpretativo. De hecho, el 20% de emigración interprovincial a los 50-54 años de la provincia de Valladolid la sitúan en un nivel intermedio en relación al resto de España.

En segunda posición, se sitúa el resto del noroeste: Navarra, Castilla y León, Galicia, Asturias y Cantabria. El modelo estimado equilibra la descualificación y la inmigración de estos puntos, desde la menor descualificación de Navarra (22%) junto con una alta inmigración (12%) a la mayor descualificación de la provincia de León (algo mayor del 30%) junto con una baja inmigración (algo menor del 5%).

El siguiente punto en que fijamos la atención es la provincia de Guadalajara (como representante de Castilla la Mancha), apartada del área noroccidental anteriormente descrita por su algo más baja escolarización observada (menor al 50%) y por los dos factores asociados: con un mercado con una descualificación como la gallega (32%) pero con una inmigración relativamente importante (10%). En comparación, Madrid tiene una extensión escolar observada similar pero con una combinación de factores muy distinto, con una substancialmente menor descualificación (23%) y una considerablemente más abultada inmigración (17%), ante lo que se esperaba una escolarización claramente mayor de la observada.

El mismo contraste, manteniéndonos a este nivel, se encuentra en Aragón: mientras que en la provincia de Zaragoza se esperaba una mayor escolarización de la que realmente hubo (del 50%), en la de Huesca y en la Teruel sucede todo lo contrario, pues su escolarización (del 51 y 49% respectivamente) no se correspondía con los indicadores asociados. Lo que distanciaba a esta comunidad era un mercado laboral de menor descualificación en Zaragoza (25%) que en el resto (Huesca un 32% y Teruel un 34%), aunque la inmigración fuera similar: Zaragoza con un 13%, Huesca un 11% y Teruel un 9%. De nuevo, lanzamos la idea de una hipotética fuerte emigración con alto nivel de estudios desde Huesca y Teruel, a la búsqueda de mercados más acordes con el nivel de instrucción recibidos, quien sabe si hacia el área de Zaragoza. Y de nuevo, el indicador de emigración utilizado no confirma la hipótesis, pues la proporción de adultos de 50-54 años nacidos en estas provincias que viven en otras es muy similar: 18% en la de Zaragoza, 19% en Huesca y 20% en Teruel.

Podríamos extendernos en la descripción de estos componentes del modelo de escolarización provincial, pero esto resultaría muy farragoso, por lo que saltamos al umbral con la menor escolarización. Este grupo lo constituyen las provincias de Murcia y Almería, con una escolarización del 45 y 46% respectivamente, una realidad que aunque similar en el alto nivel migratorio (13 y 15%), difería en la cualificación del mercado laboral, pues mientras en la provincia de Murcia un 42% de la juventud empleada tenía como máximo estudios elementales, en la de Almería era del 48%, de ahí que de la primera se esperara una mayor escolarización y de la segunda, menor.

En este polo de menor escolarización se situaban las Balears, el lugar en que la extensión de la escolarización es más comprimida (43%), al igual que en la ciudad autónoma de Ceuta y parecida a la de Girona (45%). La distancia entre éstas no se debe tanto al nivel de instrucción del empleo juvenil (con alrededor del 40% de descualificación) sino a la distinta concentración migratoria: así, Girona mostraba la máxima proporción de juventud nacida fuera de España (22%) y Balears una de las mayores (16%). Pero ello no justificaba la posición de Ceuta, con un bajo nivel de inmigración del 5%.

CONCLUSIÓN

En esta investigación se analizan las tasas de escolarización según generación de nacimiento entre los 17 a los 25 años en España, utilizando la EPA en su versión panel (observaciones agrupadas en individuos) y situando la información en una estructura jerárquica en tres niveles: individual, del hogar de convivencia y de la provincia de residencia.

Así se ha comprobado, en primer lugar, que la pauta por edad observada era la esperada: a mayor edad, menor probabilidad de estar estudiando más allá de la obligatoria. En segundo lugar, hemos visto que las tasas de escolarización por edad son superiores entre las mujeres. No creemos que se trate de una anticipación por parte de estas de las dificultades futuras en el mercado laboral con respecto a los varones, sino a que el aprendizaje formal se adapta culturalmente mucho mejor al patrón femenino que al masculino, por lo que el éxito es mayor en las mujeres que en los hombres, a modo de una profecía autocumplida. Es de prever que la distancia entre hombres y mujeres persista durante bastante tiempo.

No conocemos cómo se van a comportar las generaciones más jóvenes, pero se puede hacer una previsión en función de los cambios experimentados en el paro en los últimos tiempos. La extensión educativa se vio acompañada por una explosión del paro juvenil hasta 2013, y desde entonces se ha ido reduciendo. Aun le queda un largo camino para colocarse al nivel anterior a la recesión, por lo que cabe pronosticar que en la próxima década no se producirá una salida más temprana del sistema educativo entre las cohortes más jóvenes directamente causada por la mejora en el mercado laboral, máxime tras la emergencia sanitaria de principios de 2020, en que el desempleo entre la población joven ha vuelto a incrementarse.

Hechas estas precisiones e independientemente de todas las otras variables incluidas en el modelo explicativo, el factor que genera mayor variabilidad en el fenómeno analizado es el nivel de instrucción del tipo de núcleo parental en que se reside: convivir con un padre y una madre en que ambos poseen un grado educativo universitario supone 50 puntos porcentuales más en la probabilidad de seguir estudiando que residir en un hogar monoparental en que el padre o la madre tienen como máximo el graduado escolar. No es que una persona esté predestinada a dejar los estudios más pronto si en casa no han alcanzado el nivel educativo correspondiente a la escolarización obligatoria, pero está fuertemente predispuesta. Esta información sustenta empíricamente la noción de capital cultural de [Bourdieu \(1986\)](#), pues las diferencias en la extensión de la escolarización formal están intrínseca y decisivamente relacionadas con la clase social en que se enmarca el individuo, que aquí se ha señalado a través del nivel de instrucción del núcleo parental. Es cierto que no se ha podido analizar el nivel de instrucción del núcleo parental de quienes no conviven ni con su padre ni con su madre, y es muy posible que la población de 17-25 años domiciliarmente emancipada haya dejado los estudios con un calendario más temprano que el resto, ya fuera para insertarse en el mercado de trabajo o para formar una familia, comportamiento que también se asocia con un núcleo parental de baja educación formal. Pero si así fuera, el abandono de los estudios estaría aun más relacionado con el nivel de instrucción del núcleo parental.

Por su parte, la categoría referente al lugar de nacimiento se expresa tanto a nivel individual, como a nivel del hogar de convivencia (a través del lugar de nacimiento del núcleo parental) y al de la provincia de residencia (a través de la concentración de inmigración de la misma). La substancialmente menor probabilidad de un o una inmigrante que resida en un núcleo parental también inmigrante en una provincia con gran concentración de población de esta condición, nos hace desestimar tanto la hipótesis del optimismo diferencial de la migración en la escolarización como el de la asimilación segmentada entre alguno de los colectivos de inmigrantes en España.

Hemos descrito la heterogeneidad provincial de la extensión de los estudios, pero ello no deja de ser un mero dibujo de la realidad observada. Por ello, en este modelo explicativo final, la provincia de residencia ha sido substituida por la proporción de nacidos fuera de España entre la juventud de 17-25 años y por el porcentaje entre la población ocupada de 26-30 años que tiene como máximo los estudios correspondientes a la escolarización obligatoria. Estas variables a escala provincial sustituyen el efecto espacial producido por el hecho de residir en una provincia determinada, por el efecto estructural resultante de algunas características intrínsecas de esta provincia. Con ello queda confirmada la vinculación entre las demandas del mercado de trabajo en relación al nivel de instrucción y la extensión educativa de la oferta laboral joven, así como la influencia a escala provincial de la concentración de inmigración joven en una menor escolarización.

REFERENCIAS

- Alegre, M. A., y Benito, R. (2010). Los factores del abandono educativo temprano. España en el marco europeo. *Revista de Educación*, (número extraordinario), 65-92. <https://core.ac.uk/download/pdf/78545925.pdf>
- Alegre, M. A., & Benito, R. (2014). Young education attainment and participation in Europe: The role of contextual factors and the scope of educational policy. *European Journal of Education*, 49(1), 127-143. <https://doi.org/10.1111/ejed.12045>
- Aparicio, A. (2016). High-school dropouts and transitory labor market shocks: The case of the Spanish housing boom. *Journal of Human Capital*, 10(2), 235-265.
- Bayón-Calvo, S., Corrales-Herrero, H., & De Witte, K. (2020). Assessing regional performance against early school leaving in Spain. *International Journal of Educational Research*, 99, 101515. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2019.101515>
- Bayón-Calvo, S., Corrales-Herrero, H., y Ogando Canabal, O. (2017). Los factores explicativos del abandono temprano de la educación y la formación en las regiones españolas. *Investigaciones Regionales – Journal of Regional Research*, (37), 99-117.
- Black, D., McKinnish, T., & Sanders, S. (2005). Tight labor markets and the demand for education: evidence from the coal boom and bust. *Industrial and Labor Relations Review*, 59(1), 3-16. <http://www.jstor.org/stable/25063012>
- Bourdieu, P. (1986). La escuela como fuerza conservadora: desigualdades escolares y culturales. En P. Leonardo (Edit.), *La nueva sociología de la educación* (pp. 103-129). México: Ediciones El Caballito-SEP
- Cabus, S. J., & De Witte, K. (diciembre de 2016). Why do students leave education early? – Theory and evidence on high school dropout rates. *Journal of Forecasting*, 35(8), 690-702. <https://doi.org/10.1002/for.2394>
- Calero, J., Choi, A., y Waisgrais, S. (2010). Determinantes del riesgo de fracaso escolar en España: Una aproximación a través de un análisis logístico multinivel aplicado a PISA 2006. *Revista de Educación*, (número extraordinario), 225-256. http://www.revistaeducacion.educacion.es/re2010/re2010_09.pdf
- Card, D., & Lemieux, T. (2001). Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 705-746. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w7655/w7655.pdf

- Casquel, E. y Uriel, E. (2009). The determinants of post-compulsory education in Spain. *Applied Economics Letters*, 16(4), 399-404. <https://www.uv.es/uriel/publicaciones/174%202009%20AEL.pdf>
- Casquero, A. y Navarro, M.L. (2010). Determinantes del abandono escolar temprano en España: Un análisis por género. *Revista de Educación*, (número extraordinario), 191-223. http://www.ugr.es/~fjrios/pce/media/4e-Re2010_08Genero.pdf
- Clark, D. (2011). Do Recessions Keep Students in School? The Impact of Youth Unemployment of Enrolment in Post-Compulsory Education in England. *Economica*, 78(311), 523-545. <http://www.jstor.org/stable/41236146>
- Comisión Europea. (2011). *Comunicación de la Comisión al Parlamento Europeo al Consejo, al Comité Económico y Social Europeo y al Comité de las Regiones: Abordar el abandono escolar prematuro: una contribución clave a la agenda Europa 2020 (En línea)*. Bruselas, Bélgica. Recuperado el 18 de junio de 2020, de <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/ES/TXT/PDF/?uri=CELEX:52011DC0018&from=EN>
- Dalton, B. Gennie, E. & Ingels, S.J. (2009). *Late high school dropouts: Characteristics, experiences, and changes across cohorts*. Washington, D.C.: National Centre for Education Statistics, Institute of Education Sciences, U.S. Department of Education. <https://nces.ed.gov/pubstubs2009/2009307.pdf>
- De la Fuente, A. y Doménech, R. (2016). El nivel educativo de la población en España y sus regiones: 1960-2011. *Investigaciones Regionales*, 34, 73-94. <https://www.redalyc.org/pdf/289/28945294004.pdf>
- Dellas, H., & Sakellaris, P. (enero de 2003). On the cyclicity of schooling: Theory and evidence. *Oxford Economic Papers*, 55(1), 148-172. <https://doi.org/10.1093/oeq/55.1.148>
- Dolado, J., Jansen, M., Felgueroso, F., Fuentes, A., & Wöfl, A. (2013). Youth Labour Market Performance in Spain and its Determinants: A Micro-Level Perspective. *OECD Economics Department Working Papers*, 1039. <https://doi.org/10.1787/18151973>
- European Commission. (2019). *Education and Training, Monitor, 2019 (Vol. I)*. Luxembourg: Publications Office of the European Union. Obtenido de <https://ec.europa.eu/education/sites/default/files/document-library-docs/volume-1-2019-education-and-training-monitor.pdf>
- Felgueroso, F., Gutiérrez-Domènech, M., & Jiménez-Martín, S. (2014). Dropout trends and educational reforms: the role of the LOGSE in Spain. *IZA Journal of Labor Policy*, 3(9). <https://doi.org/10.1186/2193-9004-3-9>
- Fernández-Macías, E., Antón, J. I., Braña, F. J., & Muñoz De Bustillo, R. (2013). Early School-leaving in Spain: evolution, intensity and determinants. *European Journal of Education*, 48(1), 150-164. <https://doi.org/10.1111/ejed.12000>
- García Montalvo, J. (2009). El mercado laboral de los jóvenes en España. En J. F. Tezanos (Edit.), *Juventud y exclusión social* (pp. 89-101). Madrid: Editorial Sistema.
- Hadjar, A., Krolak-Schewerdt, S., Priem, K., & Glock, S. (2014). Gender and educational achievement. *Educational Research*, 56(2), 117-125. <https://doi.org/10.1080/00131881.2014.898908>
- Hannum, E., & Buchmann, C. (marzo de 2005). Global Educational Expansion and Socio-economic Development: An Assessment of Findings from the Social Sciences. *World Development*, 33(3), 333-354. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.10.001>

- Hsiao, C. (2014). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press
- Kao, G., Tienda, M. (marzo de 1995). Optimism and Achievement: The Educational Performance of Immigrant Youth. *Social Science Quarterly*, 76(1), 1-19. <https://www.jstor.org/stable/44072586>
- Lacuesta, A., Puente, S., & Villanueva, E. (2012). The schooling response to a sustained increase in low-skill wages: Evidence from Spain 1989-2009. *Documentos de Trabajo Banco de España*, 1208. <https://ideas.repec.org/p/bde/wpaper/1208.html>
- Levels, M., Dronkers, J., & Kraaykamp, G. (2008). Immigrant children's educational achievement in western countries: Origin, destination and community effects on mathematical performance. *American Sociological Review*, 73(5), 835-853. <https://doi.org/10.1177/000312240807300507>
- López-Bazo, E, y Motellón, E. (diciembre de 2013). Disparidades en los mercados de trabajo regionales. El papel de la educación. *Papeles de Economía Española*, (138), 46-61. https://www.funcas.es/wp-content/uploads/Migracion/Articulos/FUNCAS_PEE/138art04.pdf
- Miyar-Busto, M. (enero-marzo de 2017). La dedicación a los estudios de los jóvenes de origen inmigrante en España en la Gran Recesión, *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, (157), 123-140. <https://doi.org/10.5477/cis/reis.157.123>
- Mora Corral, A. J. (2010). Determinantes del abandono escolar en Cataluña: Más allá del nivel socioeconómico de las familias. *Revista de Educación*, (número extraordinario), 171-190. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3342426&orden=275043&info=link>
- OECD. (2010). *PISA 2009 results: Overcoming social background –equity in learning opportunities and outcomes* (Vol. II) Paris: OECD Publishing.
- Petrongolo, B., & San Segundo, M. J. (agosto de 2002). Staying-on at school at 16: the impact of labor market conditions in Spain. *Economics of Education Review*, 21(4), 353-365. [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(01\)00019-X](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(01)00019-X)
- Portes, A., & Shou, M. (1993). The New Second Generation: Segmented Assimilation and its Variants. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 530(1), 74-96. <https://doi.org/10.1177/0002716293530001006>
- Quenzel, G., & Hurrelmann, K. (2013). The growing gender gap in education. *International Journal of Adolescence and Youth*, 18(2), 69-84. <https://doi.org/10.1080/02673843.2012.665168>
- Rahona López, M. (2009). Equality of opportunities in Spanish higher education, *Higher Education*, 58(3): 285-306. <https://doi.org/10.1007/s10734-008-9194-5>
- Rumberger, R. W. (2011). *Dropping out. Why students drop out of high school and what can be done about it*. Cambridge, Massachusetts & London: Harvard University Press.
- Scarpetta, S., Sonnet, A., & Manfredi, T. (2010). Rising Youth Unemployment during the Crisis: How to Prevent Negative Long-term Consequences on a Generation?. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, (106). <https://doi.org/10.1787/1815199X>
- Serrano, L., y Soler, A. (2014). *Evaluación del programa de cooperación territorial para la reducción del abandono temprano de la educación*. *Documentos de Trabajo*. Valencia: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. <https://www.educacionyfp.gob.es/inee/gl/dam/jcr:9643b872-8fa2-4436-aa1c-f053ae788931/pctabandonoiwie.pdf>

- Torrejón, S. (2019). Los cambios en la estructura del empleo en España a lo largo del ciclo económico: patrones de cambio y factores explicativos (1995-2014). *Papers*, 104(4), 605-633. <https://doi.org/10.5565/rev/papers.2567>
- Tumino, A., & Taylor, M. (junio de 2015). The impact of local labour market conditions on school leaving decisions. *ISER Working Paper Series*, (2015-14). <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/126459/1/828387869.pdf>

NOTA BIOGRÁFICA

Pau Miret Gamundi es Investigador en el Centre d'Estudis Demogràfics. Profesor asociado en la Universitat Autònoma de Barcelona (UAB) y colaborador en la Univeritat Oberta de Catalunya (UOC). Licenciado en Sociología (Universitat Autònoma de Barcelona, 1989), postgrado en Demografía (Centre d'Estudis Demogràfics, 1991) y doctorado en sociología (Universidad Nacional de Educación a Distancia, 2002). Ha trabajado en el Reino Unido en el Cathie Marsh Centre for Census and Survey Research (Manchester) y en el Departamento de Social Statistics de la University of Southampton (1994-98). Ha sido investigador Ramón y Cajal en el Departamento de Geografía de la UAB (2005-2009). Fue investigador visitante (enero a marzo de 2003) en el European Centre for the Analysis in the Social Sciences (ECASS), de la Universidad de Essex, Reino Unido. Ha sido profesor de Demografía en la facultad de Ciencias Políticas y Sociología de la UAB (2008-2010), de Técnicas de investigación en el Departamento de Ciencias Políticas y de la Administración de la Universidad Pompeu Fabra (2000-4) y consultor de Estadística en los estudios de Documentación de la Universitat Oberta de Catalunya, UOC (1999-2004).