

«¿Incentiva el paro juvenil la escolarización secundaria?»

A pesar de la expansión educativa que ha tenido lugar en décadas recientes, España sigue presentando en 1996 un déficit apreciable en la escolarización secundaria, que impide que nuestros stocks de capital humano converjan con la media de la Unión Europea (o de la OCDE). En este trabajo se analizan los determinantes de la decisión de continuar estudiando a los 16 años, en 1981 y en 1991. Como predicen los modelos de capital humano, las tasas de desempleo afectan significativamente a la demanda de educación, mientras que la renta familiar ya no es significativa en 1991. Sin embargo, se observa que los efectos del paro son de pequeña magnitud, mientras que el nivel educativo de los padres sigue teniendo un impacto muy notable sobre la probabilidad de permanecer escolarizado tras la finalización de la enseñanza obligatoria.

Nahiz eta azken hamarkadetan Espainian hezkuntza nabarmen hedatu den, herrialde horrek 1996. urtean bazuen oraindik defizit garrantzitsu bat bigarren hezkuntzako eskolaratze tasan. Defizit horrek galarazten du Espainiako giza kapitalaren stock-ak Europako Batasuneko (edo OCDEko) batez bestera heltzea. Artikulu honetan, 16 urte betetakoan ikasten jarraitzeko erabakia baldintzatzen duten alderdiak aztertzen dira, hartu diren epeak 1981 eta 1991 urteak direlarik. Giza kapitalaren ereduek aurreikusten dutenez, langabezi tasek eragin nabarmena dute hezkuntza eskarian eta famili errentaren eragina, ordea, 1991n jadanik ez zen oso adierazgarria. Hala ere, langabeziaren eragina txikia dela ikusten da, baina gurasoen hezkuntza mailak oraindik oso eragin nabarmena du derrigorrezko irakaskuntza amaitu ondoren ikasten jarraitzeko probabilitatean.

In spite of the educational expansion that has taken place in recent decades, in 1996 Spain still had a considerable deficit in secondary schooling, which has prevented our human capital stock from converging towards the EU average (or the OECD average). This article analyses the determinants of the decision to continue studying up to the age of 16, in 1981 and in 1991. As predicted by the human capital models, unemployment rates significantly affect the demand for education, while the family revenue is no longer a meaningful factor in 1991. However, it is observed that the effects of unemployment are small, while the educational level of the parents still exerts a very notable influence on the probability of continuing an education after the end of compulsory schooling.

1. Introducción
2. Revisión de la literatura sobre la demanda de educación
3. Desigualdades regionales en escolarización post-obligatoria
4. Determinantes de la escolarización a los 16 años en España: 1981-1991
5. Conclusiones

Referencias bibliográficas

Palabras clave: Escolarización secundaria, paro, demanda de educación, EPA.
Nº de clasificación JEL: E24, I20, I21, J64

1 INTRODUCCIÓN

Cuando se comparan los indicadores de capital humano de España y de los otros países de la OCDE aparece destacado nuestro déficit en escolarización secundaria. La expansión educativa de las últimas décadas ha permitido que el porcentaje de población que permanece escolarizada a los 16 años pase del 43% en 1975 al 83% en 1996. Sin embargo, la media de la Unión Europea se sitúa en el 91%, y al menos 10 países de la OCDE superan el 95% de participación educativa a los 16 años.

La mayoría de los países desarrollados prestan gran atención, dentro de sus políticas educativas y sociales, a la reducción de los abandonos en la enseñanza secundaria. Se dispone de abundante evidencia acerca de los problemas de «exclusión social» que acompañan a la carencia de estudios secundarios. Aumenta la probabilidad de sufrir situaciones de paro, se accede a empleos inestables y de baja remuneración, y se dificultan los procesos de recualificación en el futuro¹. Por todas estas razones, la OCDE sugiere que los gobiernos deben mostrar una preocupación especial acerca del «número de adultos que no han completado la enseñanza secundaria y, por lo tanto, pueden carecer de la formación básica necesaria para

* Agradecemos la ayuda de Asunción Valiente y de Alberto Vaquero en la elaboración de las bases de datos. En este artículo se resumen algunos de los resultados obtenidos en un proyecto financiado por la Fundación Argentaria, dentro del programa Formación y Empleo, así como los resultados obtenidos dentro del proyecto europeo EU-TSER «Schooling, Training and Transitions» (Beca No SOE2-CT96-2012).

¹ A título de ejemplo, véanse los análisis de Stern *et al.* (1989) y de Katz y Murphy (1992).

desarrollar su capital humano» (OCDE, 1998, p. 93).

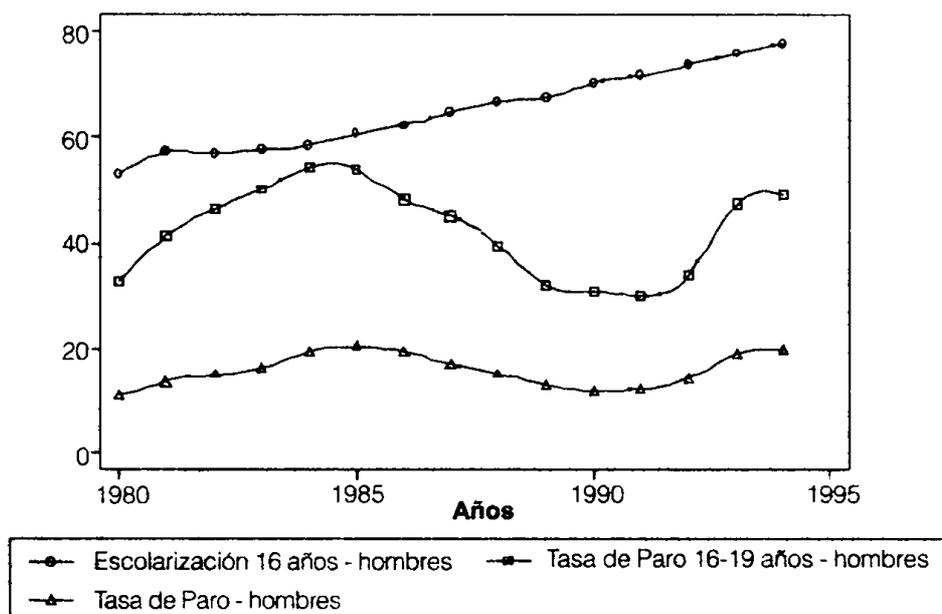
Esta recomendación práctica parece muy pertinente para el caso español, que mantiene déficits notables en la escolarización de los jóvenes de 16 a 18 años. Sin embargo, hay que plantearse cuales son los principales factores explicativos de esta situación, para identificar los instrumentos (nuevos centros, becas, educación compensatoria, currícula diversificados) que pueden contribuir a modificarla. En particular, se puede investigar cual es la importancia del origen socioeconómico familiar (renta, educación de los padres, tamaño

familiar) sobre las decisiones educativas de los jóvenes, y comparar la influencia de estas variables con el impacto de la situación del mercado de trabajo local.

Así, durante los años ochenta y noventa no sólo crece la escolarización secundaria, sino que también se produce un fuerte crecimiento del desempleo, que pasa a convertirse en el principal problema de la economía española, que no conoce tasas de paro inferiores al 15% desde principios de los años ochenta.

En los Gráficos n.ºs 1 y 2 se puede observar la evolución seguida por la escolarización a los 16 años, y por las tasas de

Gráfico n.º 1. **Escolarización secundaria y paro en España, hombres, 1980-1995**



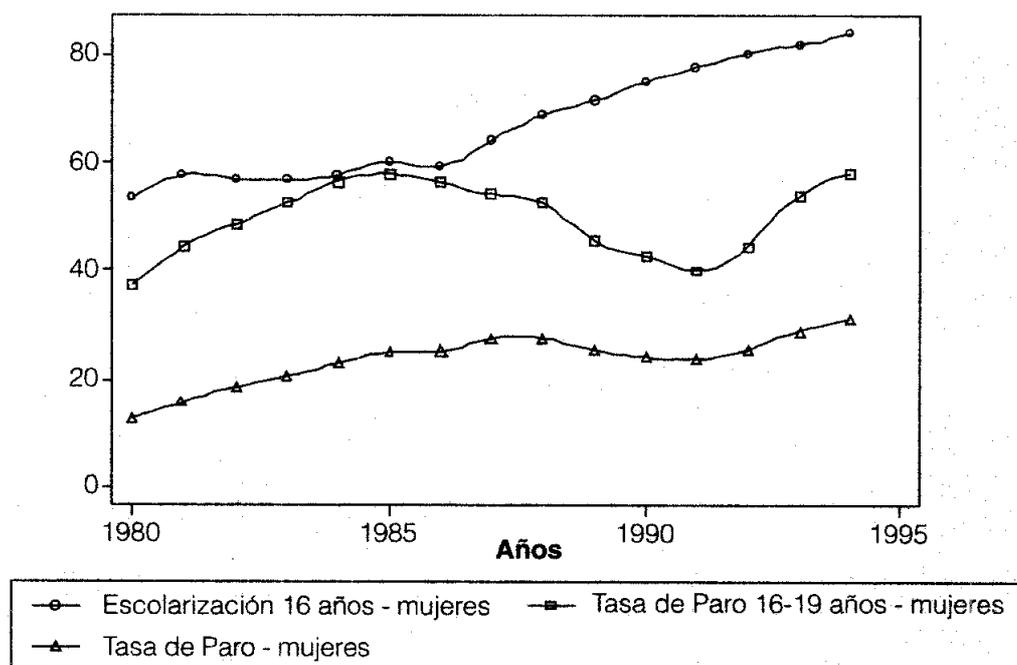
Fuente: EPA y Estadísticas de Educación.

paro totales y juveniles (16 a 19 años) desde 1980. Al comienzo del período, el desempleo crece rápidamente en España hasta superar el 20% en 1985. Para los jóvenes, las tasas alcanzan un 50%, cuando la escolarización a los 16 años apenas supera el 60%. Entre 1985 y 1991, la recuperación económica arrastra un fuerte crecimiento del empleo y, aunque continua la expansión de la población activa, se reduce el desempleo general al 12% para los hombres y al 24% para las mujeres. En los años noventa vuelve a crecer el paro, especialmente entre los jóvenes, superando el 40% para los hombres y el 50% para las mujeres.

Los gráficos muestran que la escolarización crece de manera continuada en estos quince años, al mismo tiempo que se eleva el nivel medio del paro juvenil. Asimismo, cabe destacar que las mujeres superan hoy a los hombres en sus tasas de escolarización a los 16 años, pero también sufren probabilidades de desempleo más elevadas.

Hay que concluir que los datos reflejados en los Gráficos n.º 1 y 2 no descartan la existencia de un efecto positivo del desempleo juvenil sobre la escolarización, y sugieren la necesidad de investigar si la situación del mercado de trabajo tiene diferente impacto en el

Gráfico n.º 2. **Escolarización secundaria y paro en España, mujeres, 1980-1995**



Fuente: EPA y Estadísticas de Educación.

comportamiento de los hombres y de las mujeres. La literatura empírica existente para otros países no alcanza un resultado concluyente a la hora de identificar la relación que se produce entre la evolución del paro y la escolarización post-obligatoria.

En este trabajo se repasa esta literatura empírica, enmarcándola en los modelos de capital humano que permiten interpretarla. Estos modelos predicen, en realidad, diversos efectos del desempleo sobre la escolarización. A continuación, se investiga, con datos españoles, los determinantes principales de la decisión de continuar estudiando cuando finaliza el período de escolarización obligatoria, y es posible elegir entre acceder al mercado de trabajo o permanecer a tiempo completo en el sistema educativo. En primer lugar, utilizando datos de las 50 provincias se identifican las variables que muestran una relación estadística significativa con las tasas de escolarización. En segundo lugar, con un conjunto de datos microeconómicos, se analiza la importancia de las características socioeconómicas familiares en estas decisiones educativas de los jóvenes, y se presta especial atención a los efectos de la situación del mercado de trabajo sobre la demanda de educación post-obligatoria.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE LA DEMANDA DE EDUCACIÓN

2.1. Modelos de Capital Humano

La teoría del capital humano es una teoría de la demanda de educación (formación) que pone énfasis en los

aspectos de inversión que rodean a esta decisión. Los individuos eligen su gasto óptimo en educación comparando el valor presente de los costes de esta inversión con el valor presente de los beneficios que derivará en el futuro.

Tradicionalmente, los modelos de capital humano se centran en los rendimientos laborales asociados a las inversiones en enseñanza². Al aumentar su nivel educativo, los individuos esperan conseguir elevar sus ingresos laborales y reducir sus probabilidades de desempleo. Por otro lado, los costes de las inversiones en capital humano, comprenden tanto los costes directos (tasas, libros, transporte escolar) como los costes indirectos, o coste de oportunidad del tiempo dedicado al estudio.

Los modelos de capital humano generan, en consecuencia, algunas implicaciones acerca de los determinantes de la demanda de educación³. Así, predicen que los individuos tienen incentivos para realizar sus inversiones a edad temprana, para maximizar el período durante el que se obtienen rendimientos laborales. También predicen que reducciones en los costes, o mejoras en los beneficios, inducirán un aumento de las inversiones educativas. Así, por ejemplo, un aumento del paro juvenil (de 16 a 19 años, por ej.) reduce el coste de oportunidad de estudiar y debe incentivar la escolarización secundaria post-obligatoria. Esta será una de

² Las especificaciones más utilizadas de la teoría del capital humano son las de Becker (1975) y Mincer (1974).

³ Un análisis detallado de estas implicaciones aparece en Ehrenberg y Smith (1996).

las implicaciones del modelo de capital humano que se va a intentar contrastar con los datos españoles en las próximas secciones.

Por otro lado, un modelo que sólo considere aspectos de inversión de la educación implica que la renta familiar no afecta a la demanda educativa. Sin embargo, algunas extensiones del modelo permiten que las decisiones de inversión en capital humano dependan de variables que caracterizan el entorno socioeconómico familiar como la renta o el nivel educativo de los padres. Así, la renta de la familiar aparece en la demanda de educación si son relevantes alguno de los siguientes argumentos:

- La educación tiene aspectos de bien de consumo, y afecta directamente a la utilidad de los individuos (Kodde y Ritzen, 1984).
- Las decisiones educativas se toman en condiciones de incertidumbre, y los agentes pueden mostrar aversión al riesgo decreciente (Kodde, 1986).
- Los mercados de capitales muestran imperfecciones que hacen que el coste de financiar la inversión en educación varíe con la renta familiar (Kodde y Ritzen, 1985).

Por otro lado, los efectos del nivel educativo de los padres sobre la demanda de educación se pueden explicar por alguna de las razones siguientes:

- En primer lugar, el stock de capital humano de los padres puede constituir una proxy del nivel de habilidad de los hijos, tanto por factores genéticos como ambientales (Bowles y Nelson, 1974). Las

habilidades pueden afectar tanto a los costes como a los rendimientos de la inversión, en modelos de capital humano tradicionales, o en modelos de señales (Spence, 1975).

- En segundo lugar, la educación de los progenitores puede actuar como un indicador de la renta «permanente» familiar, y ésta puede afectar a la demanda por las razones antes apuntadas.
- Por otro lado, en modelos que incorporan aspectos de consumo de la educación, el capital humano de los padres puede afectar a las preferencias de los hijos (o de la familia) sobre la educación. Factores socioculturales generarían así una cierta persistencia de las desigualdades educativas entre generaciones.
- Por último, la presencia del stock de capital humano familiar en las funciones de demanda educativa se pueden interpretar en términos de las teorías «radicales» que analizan la transmisión intergeneracional de la desigualdad y el papel que cumple la educación en este proceso (Bowles, 1972).

En este trabajo se investigan los determinantes de las decisiones de los jóvenes al finalizar el período de escolarización obligatoria. Se desea contrastar el peso relativo de los factores socioeconómicos familiares, así como de la situación del mercado de trabajo, en estas decisiones. Con frecuencia se considera que el paro elevado que mantiene nuestra economía desde hace años es responsable del crecimiento de la escolarización post-obligatoria (véanse los Gráficos n.^{os} 1 y 2).

Sin embargo, la teoría del capital humano no garantiza que se produzca automáticamente esta relación entre paro e inversiones educativas.

Desde un punto de vista teórico se pueden barajar diversos posibles efectos del paro sobre la escolarización. Por una parte, se supone habitualmente que tasas de desempleo juvenil elevadas incentivan la permanencia de los estudiantes en el sistema educativo, ya que reducen el coste de oportunidad de estudiar. Por otro lado, se argumenta a veces que el aumento del desempleo observado en la actualidad puede generar una elevación de las expectativas de desempleo futuro, y se puede traducir en una reducción de los rendimientos esperados de las inversiones educativas. Este segundo efecto desincentivaría la escolarización (Mickewrigh, Pearson y Smith, 1990). Asimismo, el aumento del paro genera restricciones presupuestarias en las familias que dificultan la realización de inversiones en capital humano; especialmente si el paro es con frecuencia de larga duración, como ha ocurrido en España en los últimos años.

En el análisis a realizar con datos individuales españoles se va a intentar contrastar la importancia de estos posibles efectos del desempleo sobre la demanda de educación, y se van a explorar diferentes especificaciones del mercado laboral local relevante para los jóvenes. Se busca así avanzar en la identificación de la relación existente entre el desempleo y las inversiones educativas al finalizar el período de escolarización obligatoria. Antes de llevar a cabo este análisis se van a revisar los

principales resultados que se han obtenido en trabajos previos que contrastan, en mayor o menor medida, las implicaciones de la teoría del capital humano con datos de demanda de educación.

2.1. Revisión de la literatura empírica

En la literatura empírica sobre demanda educativa se pueden encontrar resultados muy diversos. Aquí se van a revisar únicamente algunos trabajos que analizan las primeras decisiones de inversión en educación post-obligatoria: en los países europeos estas decisiones se refieren a la finalización de la enseñanza secundaria (no obligatoria), mientras que en Estados Unidos afectan al paso de las enseñanzas medias a la educación superior. Se va a prestar atención especial a las investigaciones que contrastan la relación entre la demanda educativa y la situación del mercado de trabajo al que se enfrentan los jóvenes⁴.

Para los Estados Unidos la literatura es abundante y los resultados muy variados cuando se estudian dos tipos de decisiones: el abandono de la escuela por parte de algunos jóvenes menores de 18 años, y la transición de la enseñanza secundaria (obligatoria) a la educación superior (post-obligatoria). El análisis de la evidencia existente con datos de series temporales se inicia con el trabajo de Duncan (1965). Estudiando el comportamiento de las cohortes de

⁴ En este survey no se presta atención a los numerosos estudios que contrastan el efecto de tasas, becas y préstamos sobre la demanda de educación superior, como en Leslie y Brinkman (1987) y otros estudios.

jóvenes de 16 y 17 años desde la Segunda Guerra Mundial, encuentra que los abandonos escolares crecen cuando disminuye el desempleo, y caen cuando el mercado de trabajo ofrece menos oportunidades. Posteriormente, Mattila (1982) también estima un efecto positivo del paro (para los hombres de 25 a 34 años) sobre la escolarización de los hombres de 16 a 19 años. Sin embargo, los trabajos que emplean datos de los 50 estados producen resultados muy variados. Mientras Corman y Davidson (1984) estiman un efecto positivo del desempleo regional (global) sobre la escolarización, Grubb (1988) encuentra que la demanda de enseñanza superior no es muy sensible a las variaciones del mercado laboral.

En los últimos años abundan los análisis de la demanda educativa que utilizan datos individuales. Rumberger (1983) estimó una relación positiva entre el paro y la probabilidad de permanencia en el sistema educativo de los jóvenes negros e hispanos. Rees y Mocan (1997) incorporan al análisis diversas características de la zona de residencia de los estudiantes, y de sus escuelas. Así, por ejemplo, las clases de mayor tamaño aparecen asociadas a mayores tasas de abandono de la educación secundaria. En cuanto al desempleo, su crecimiento reduce los abandonos, especialmente de los jóvenes hispanos en Nueva York.

Cabe destacar asimismo el trabajo de Betts y Mc Farland (1995) con datos referentes a 818 Community Colleges, a lo largo de un período de 20 años. Identifican una relación positiva entre aumentos del desempleo y el crecimiento de la escolarización en la enseñanza

superior de corta duración. La tasa de paro utilizada (la de los jóvenes con título de secundaria) se puede interpretar como un indicador del coste de oportunidad de continuar estudiando. Sin embargo, en otro estudio reciente basado en datos individuales, Kane (1994) no encuentra una relación significativa entre el paro local y las decisiones de escolarización de los jóvenes blancos y negros⁵.

Mención aparte merece el excelente trabajo de Willis y Rosen (1979) que contrasta la versión estructural del modelo de capital humano. Encuentran evidencia consistente con un comportamiento maximizador del valor presente de las rentas futuras, por parte de los individuos que deciden si invertir o no en educación superior al terminar la enseñanza secundaria. Sus resultados confirman que las estimaciones habituales de las ecuaciones de ingresos pueden sufrir sesgos de autoselección. Su modelo, sin embargo, no incorpora expectativas de desempleo por parte de los individuos.

En el caso del Reino Unido, existe una educación obligatoria que se extiende sólo hasta los 16 años, como en España, y los estudios se centran en las decisiones de los jóvenes de continuar sus estudios a esa edad. En primer lugar, hay que destacar el trabajo de Pissarides (1981) que estima un efecto positivo del desempleo general, no del juvenil, sobre la escolarización de los hombres, utilizando datos de series temporales. Un

⁵ Aunque puede señalarse que en los 10 modelos estimados, el paro siempre presentaba un coeficiente positivo, y para los blancos resulta significativo en dos ocasiones.

resultado similar lo obtienen Rice (1987), Bennett et al (1992), y Micklewright, Pearson y Smith (1990) (no significativo) en análisis de datos individuales para jóvenes de 16 y 17 años. Puede aceptarse, en estos casos, que el principal efecto del paro es la reducción del coste de oportunidad de estudiar, por lo que incentiva la escolarización.

En cuanto a los efectos del nivel socioeconómico familiar sobre la demanda educativa, hay que destacar que el capital humano de los padres aparece siempre como un determinante importante, mientras que la renta familiar es significativa en los modelos de Micklewright, Pearson y Smith (1990), pero no en los de Rice (1987), Micklewright (1989) o Bennett *et al* (1992).

Para el caso español, el análisis de series temporales de Mora (1989) encuentra una relación positiva entre el desempleo agregado y la escolarización universitaria en primer curso para el período 1962-1983. Los estudios con datos individuales son muy escasos, y se han centrado en el nivel superior, no encontrando efectos importantes del desempleo sobre la escolarización universitaria. Ni utilizando datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 1991 (González y Dávila, 1997), ni con las Encuestas de Población Activa (EPA) de varios años (Albert, 1995) se estiman efectos significativos del paro regional en el comportamiento de los estudiantes universitarios. Únicamente Modrego (1987) estima un impacto negativo del paro de los universitarios sobre la matriculación en titulaciones de larga duración (*versus* las diplomaturas)

utilizando datos procedentes del Censo de 1991 para la provincia de Vizcaya. En este último caso parece identificarse una relación entre la decisión de cursar estudios superiores y la percepción local del rendimiento laboral probable de esos estudios.

Los trabajos referentes a la escolarización secundaria en España son aún más escasos. Petrongolo y San Segundo (1998) estiman un efecto positivo del paro juvenil (provincial) sobre las decisiones de permanencia de los jóvenes en el sistema educativo a los 16 y 17 años, cuando se combina una muestra de la EPA de 1991 con datos del censo⁶. En el presente trabajo se va a ampliar este análisis a dos fechas censales: 1981 y 1991, combinando muestras de las encuestas de presupuestos con indicadores laborales procedentes de los censos. Además, la utilización de las EPFs permite contrastar el efecto de la renta familiar sobre la demanda educativa.

Para interpretar la gama de resultados obtenidos en la literatura en los últimos años, y para especificar nuestros propios modelos, pueden ser útiles las siguientes consideraciones. Hay que tener en cuenta que la posibilidad de estimar efectos del desempleo sobre la escolarización depende en estos estudios de una correcta identificación del mercado de trabajo local relevante. Así, por ejemplo, para los jóvenes de 16 y 17 años

⁶ Estos resultados parecen mantenerse entre 1987 y 1996, cuando se utilizan muestras de la EPA y se incluyen indicadores de paro agregado a nivel provincial, al no existir datos de paro juvenil en los años en los que se realiza el censo (Petrongolo y San Segundo, 1998).

únicamente el entorno laboral más próximo al domicilio familiar tiene interés como alternativa al sistema educativo. En el caso español este entorno puede identificarse como la provincia de residencia más que con la Comunidad Autónoma, que define un ámbito geográfico demasiado amplio para este colectivo de jóvenes poco propenso a abandonar el domicilio de los padres. Sin embargo, cuando se analizan las decisiones de los individuos de mayor edad, la situación puede variar radicalmente. Así, por ejemplo para los universitarios el mercado nacional puede tener mayor relevancia que los mercados regionales o provinciales. No parece sorprendente que los análisis de demanda universitaria apenas encuentren una relación significativa entre el desempleo regional y la escolarización.

Por otro lado, cabe destacar que muchos estudios carecen de indicadores precisos de las tasas de paro relevantes para las decisiones de los jóvenes. En muchos casos sólo se incluye en el análisis la tasa general de desempleo, y es difícil saber si refleja adecuadamente el coste de oportunidad de estudiar para los colectivos considerados. En nuestro análisis se va a intentar identificar con precisión diferentes indicadores de desempleo que pueden afectar a las inversiones en capital humano de los jóvenes. En primer lugar, se van a utilizar tasas diferentes para hombres y mujeres, ya que en los últimos años se enfrentan a una situación laboral diferente como recogen los Gráficos n.^{os} 1 y 2. En segundo lugar, se van a emplear datos de los censos que permiten estimar probabilidades de desempleo para los jóvenes que se incorporan al

mercado de trabajo (provincial) con algún estudio secundario (EGB, FP o Bachillerato). Estas tasas de paro constituyen la mejor aproximación disponible al coste de oportunidad de continuar estudiando al finalizar la enseñanza obligatoria. Por último, nuestros modelos incorporan también las tasas de paro generales, por sexo, como indicador de las expectativas de desempleo existentes, así como de las posibles restricciones presupuestarias a las que se enfrentan las familias a causa del paro.

Sin embargo, antes de presentar los resultados del análisis con datos individuales, la próxima sección va a prestar atención a las diferencias regionales en escolarización secundaria y sus determinantes en las últimas décadas.

3. DESIGUALDADES REGIONALES EN ESCOLARIZACIÓN POST-OBLIGATORIA

3.1. Análisis descriptivo de la situación de las Comunidades Autónomas

Los indicadores internacionales publicados en los últimos años siguen mostrando un claro déficit en la escolarización secundaria de España en comparación con los otros países de la Unión Europea (o de la OCDE). El Cuadro n.º 1 permite destacar otro rasgo importante del problema: nuestro déficit se concentra en algunas regiones. Así, en 1995 la media nacional de escolarización a los 16 años se sitúa en el 81%, pero todas las Comunidades Autónomas del

Cuadro n.º 1. Tasas netas de escolarización en 1996

	16 años	17 años	Sin retraso-15 años
País Vasco	95,9	90,3	67,8
Asturias	90,5	84,3	63,9
Castilla-León	89,4	81,8	60,9
Aragón	88,5	81,2	68,9
La Rioja	88,0	83,0	66,3
Madrid	87,4	82,1	64,8
Cantabria	87,0	80,1	59,4
Navarra	83,1	78,8	71,2
Galicia	82,0	78,1	56,1
Cataluña	80,3	72,1	64,9
Canarias	78,4	71,3	44,7
Baleares	78,3	67,0	51,2
Murcia	77,8	71,4	56,0
C. Valenciana	76,6	67,7	59,6
Andalucía	74,5	67,0	48,3
Extremadura	72,8	65,9	56,1
Castilla-La Mancha	72,7	65,9	59,1
España	80,9	74,0	58,4

Comunidades ordenadas según su tasa de escolarización a los 16 años. La última columna recoge el porcentaje de estudiantes que no se encuentran retrasados de curso, a los 15 años.

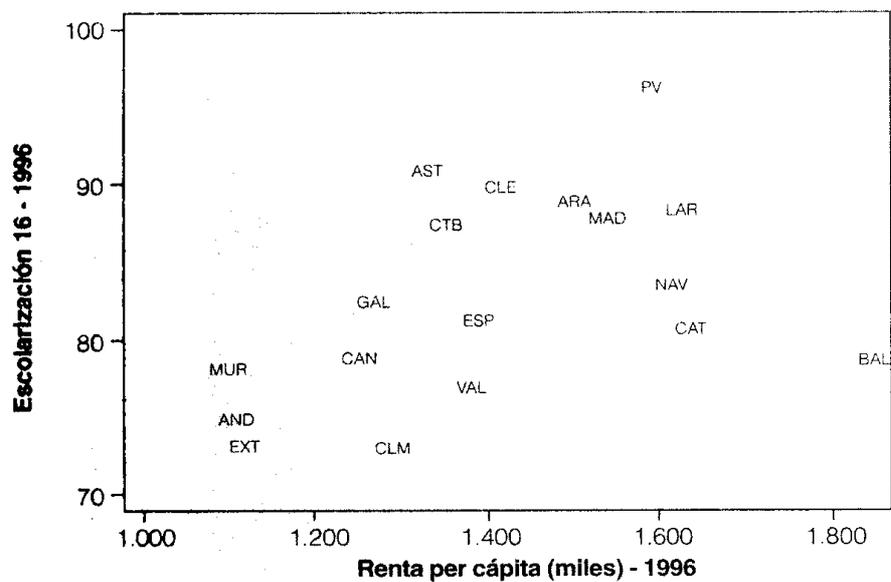
Fuente: MEC (1998).

sur y del mediterráneo se encuentran por debajo de la media. Por el contrario, las regiones del norte peninsular, de Madrid a Asturias y a Aragón, tienen tasas de escolarización, tanto secundaria como universitaria, superiores a la media, a pesar de que algunas de estas regiones son Objetivo-1 por su reducido nivel de renta per capita (inferior al 75% de la media de la UE).

Los Gráficos n.ºs 3 y 4 ponen de manifiesto esta diversidad de situaciones. Aunque se observa una cierta relación positiva entre renta y escolarización, cabe señalar que dos regiones muy

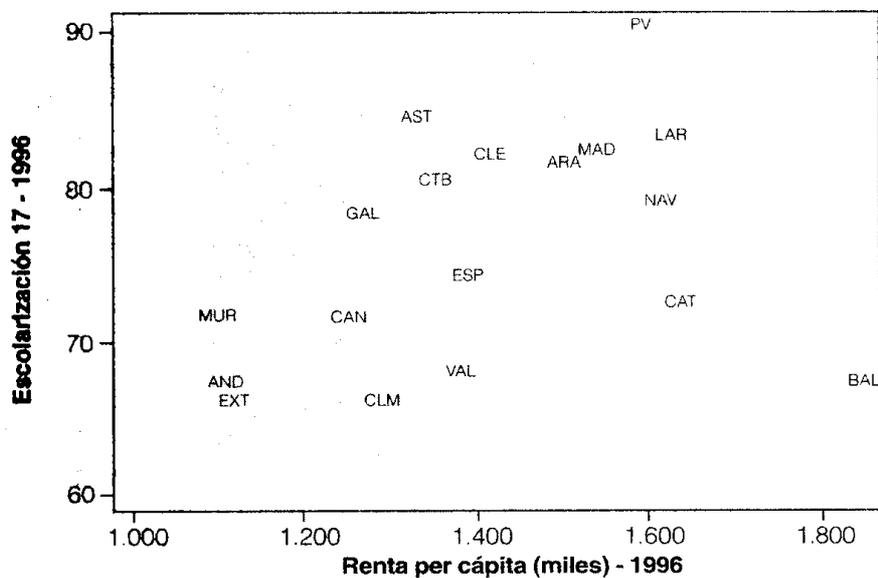
destacadas en su nivel de renta (Baleares y Cataluña) no llegan a la media nacional en escolarización secundaria. Al mismo tiempo, regiones que apenas alcanzan la renta media nacional (como Asturias, Cantabria y Castilla-León) superan ampliamente los niveles de escolarización medios del país. Por lo tanto, la eliminación del déficit español en escolarización secundaria post-obligatoria requiere, en este final de siglo, la expansión del sistema educativo en varias regiones, especialmente en las del sur de la península (Castilla-La Mancha, Extremadura y Andalucía) y, en menor medida, en las comunidades

Gráfico n.º 3. **Escolarización secundaria y renta por CC.AA.**



Fuente: MEC (1998) y BBV.

Gráfico n.º 4. **Escolarización secundaria y renta por CC.AA.**



Fuente: MEC (1998) y BBV.

mediterráneas. En estas regiones aún se debe completar la construcción de centros educativos que permita lograr en breve la escolarización total de la población hasta los 16 años, y avanzar en la cobertura de los jóvenes de 16 a 18 años. En los años noventa, las regiones objetivo-1 han podido disponer de fondos estructurales de la UE para llevar a cabo estos objetivos de expansión de la educación secundaria, así como para la implantación de la nueva formación profesional.

Desde 1975 coinciden en España el proceso de expansión educativa y la consolidación de las elevadas tasas de paro, especialmente entre los jóvenes. Dadas las importantes variaciones regionales observadas en estas tasas, y la escasa movilidad geográfica de la población joven, cabe preguntarse si la situación del mercado de trabajo local puede explicar las diferencias observadas en la demanda de educación secundaria⁷. Sin embargo, en los Gráficos n.ºs 5 y 6 se comprueba que no existe una clara relación, positiva o negativa, entre las tasas de escolarización y las tasas de desempleo de los jóvenes. Se suele suponer que tasas de paro elevadas son responsables del aumento de la escolarización juvenil, al reducir el coste de oportunidad de permanecer en el sistema educativo. Sin embargo, en los gráficos no aparece evidencia de una relación positiva entre inversiones educativas post-obligatorias y las tasas de paro que pueden medir el coste de oportunidad de estudiar para esta población, u otros efectos del paro

⁷ Varios estudios constatan la reducción drástica que se produce en las migraciones regionales en los últimos 30 años. (Bentollá (1996)).

sobre la formación de expectativas de rendimiento del capital humano.

Podemos imaginar que la probabilidad de quedarse en el sistema educativo p siga una distribución logística.

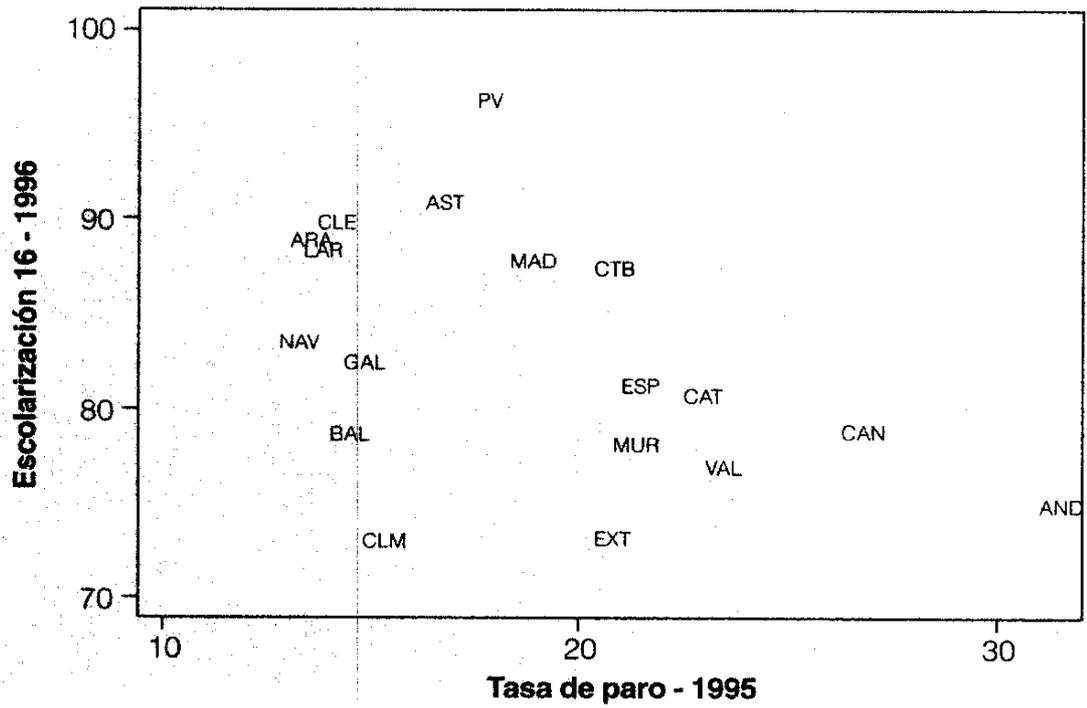
Los datos del Cuadro n.º 1, junto con los gráficos presentados, sugieren que las desigualdades regionales en escolarización post-obligatoria no han sido eliminadas. Los Gráficos n.ºs 7 y 8 confirman la persistencia de los desequilibrios geográficos en inversiones en capital humano⁸. Así, siete Comunidades Autónomas se encuentran por debajo de la media nacional en escolarización secundaria tanto en 1970 como en 1991, mientras que otras siete Comunidades Autónomas están por encima de la media en ambas ocasiones. Entre 1991 y 1996 tampoco se producen cambios notables en la situación relativa de las regiones, si consideramos sus tasas de escolarización secundaria (Gráfico n.º 8). Únicamente tres o cuatro regiones mejoran claramente su situación en los últimos 25 años, destacando los casos del País Vasco y Navarra (siempre por encima de la media), y Galicia y La Rioja, entre las regiones que llegan a superar la media en este período⁹.

Por último, en el análisis de las desigualdades regionales en

⁸ Para un análisis histórico de las desigualdades regionales en capital humano y su relación con el crecimiento económico véase Nuñez (1992).

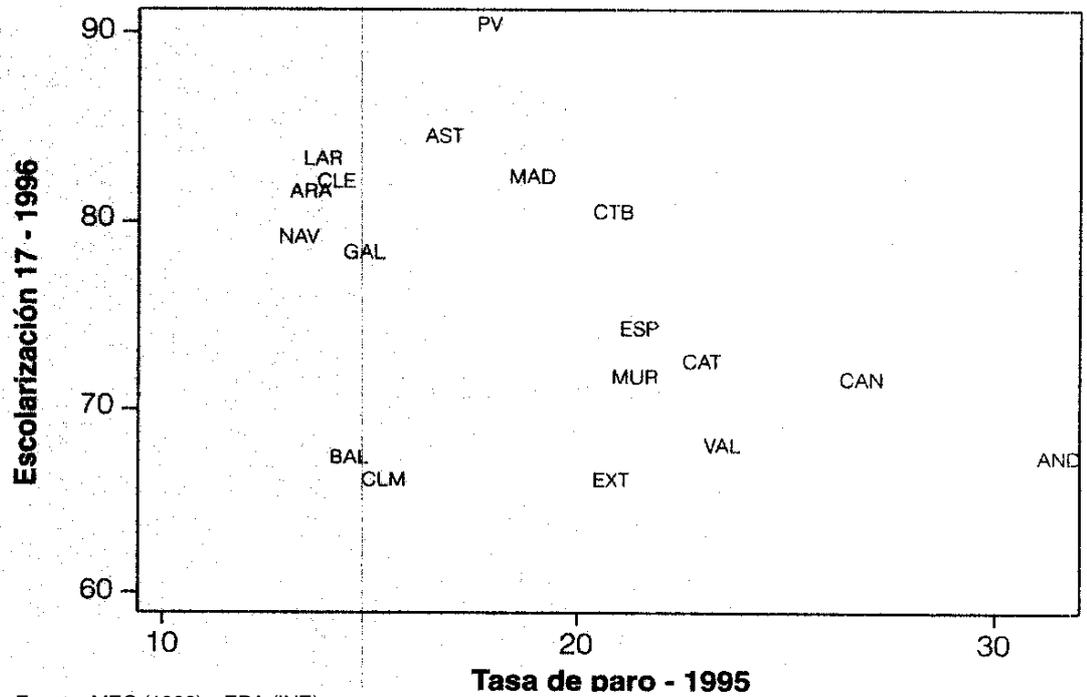
⁹ Sin embargo, estos indicadores de tasas de escolarización no reflejan el esfuerzo relativo de las regiones en función del tamaño de sus cohortes de jóvenes. Así, por ejemplo, entre las regiones que más han visto crecer el número absoluto de estudiantes de secundaria destacan Canarias, Galicia, Andalucía, Castilla-La Mancha y Extremadura, mientras que en las otras regiones del norte peninsular se ha reducido la matrícula (San Segundo, 1999).

Gráfico n.º 5. Escolarización secundaria y paro por CC.AA.



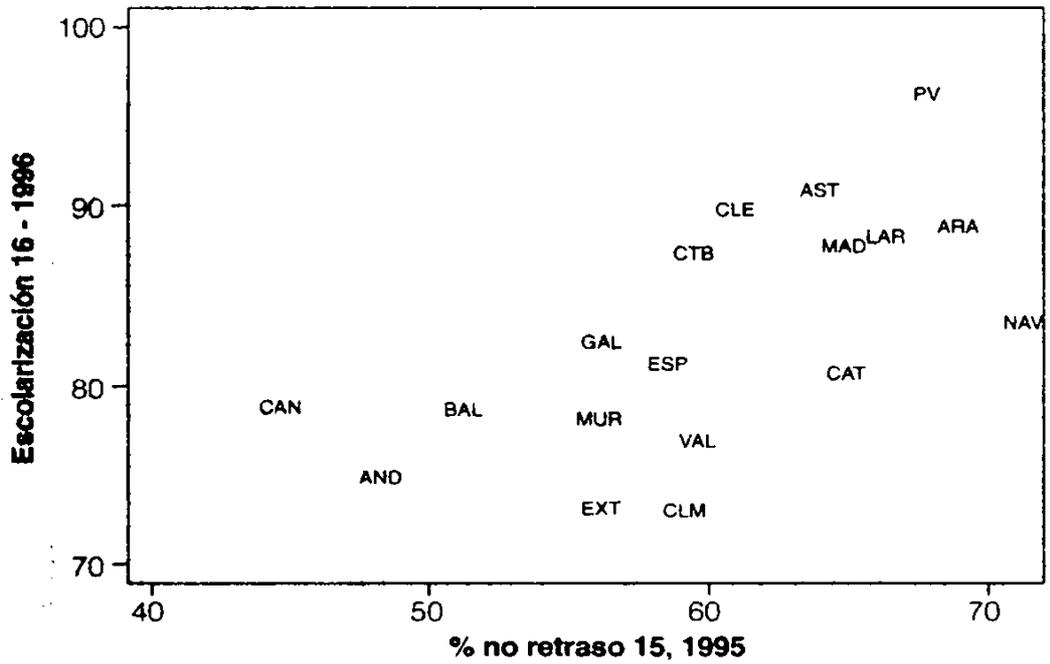
Fuente: MEC (1998) y EPA (INE).

Gráfico n.º 6. Escolarización secundaria y paro por CC.AA.



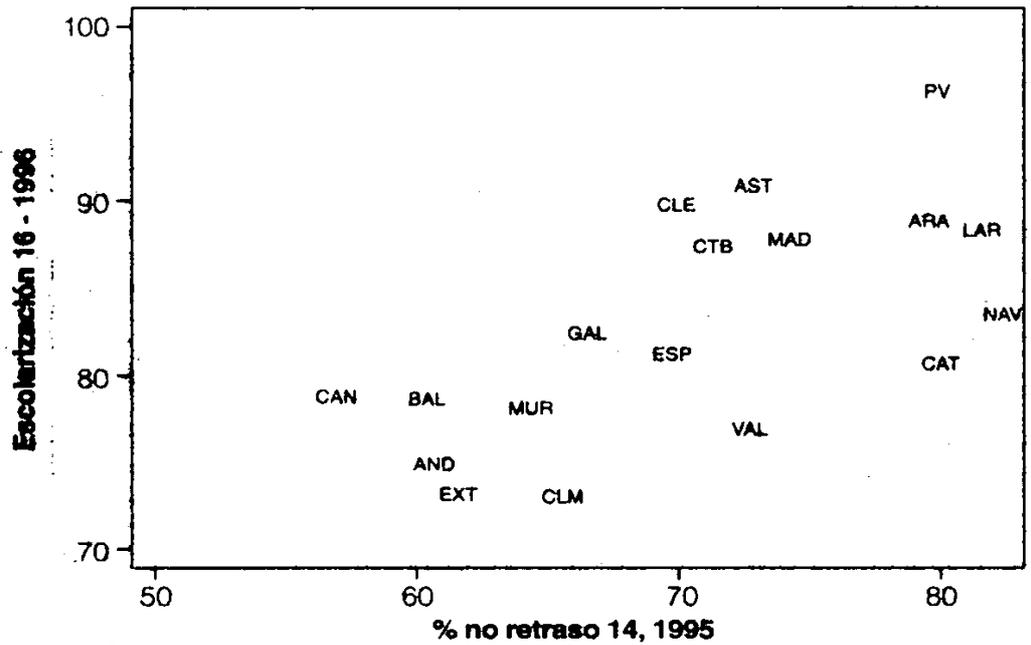
Fuente: MEC (1998) y EPA (INE).

Gráfico n.º 7. Escolarización a los 16 años y % del alumnado sin retraso a los 15 años, por CC.AA.



Fuente: MEC(1998).

Gráfico n.º 8. Escolarización a los 16 años y % del alumnado sin retraso a los 14 años, por CC.AA.



Fuente: MEC (1998).

Escolarización cabe destacar el impacto del fracaso escolar sobre el abandono del sistema educativo a edad temprana. Así, la última columna del Cuadro n.º 1 refleja un indicador relevante acerca de los resultados de la escolarización obligatoria: el porcentaje de jóvenes que no tienen retraso en los estudios a los 15 años. De nuevo aparece una gran disparidad entre los resultados correspondientes a las regiones del norte y del sur. Los valores extremos del indicador corresponden a Navarra (71%) y a Andalucía (48%), y sugieren la conveniencia de profundizar en el análisis de los determinantes del rendimiento académico. Parece probable que problemas de fracaso escolar tengan una gran influencia en el abandono de los estudios secundarios por parte de muchos jóvenes¹⁰. Así, los Gráficos n.ºs 9 y 10 sugieren que existe una relación entre los resultados académicos en la enseñanza obligatoria y la escolarización post-obligatoria de las regiones. En general, son las Comunidades Autónomas con menores índices de alumnos con retraso escolar, las que presentan mayores niveles de escolarización post-obligatoria.

3.2. Modelos explicativos de las desigualdades provinciales

Los censos generan indicadores precisos que permiten investigar la extensión, y las causas, de los

¹⁰ Para Australia, Lamb (1998) documenta que la caída observada en las tasas de escolarización secundaria en los años noventa ha sido más pronunciada en las regiones con mayores porcentajes de repetidores (como el Sur de Australia).

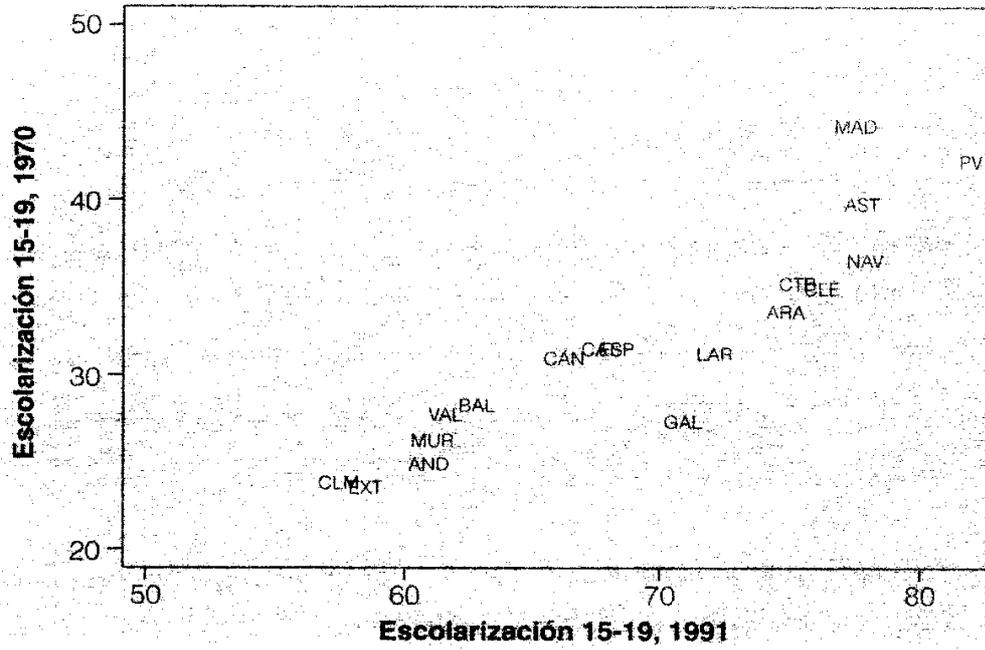
desequilibrios geográficos en capital humano, llegando al detalle provincial. A partir de estos datos se pueden analizar los principales determinantes de las desigualdades geográficas en escolarización secundaria en 1970 y en 1991.

A pesar de la expansión general de la escolarización, que se ha observado en la última sección, hay que constatar que persisten las desigualdades en el acceso a la educación secundaria y superior entre las 50 provincias españolas. Así, por ejemplo, el Cuadro n.º 2 muestra que en 1970 la escolarización «secundaria» (de los 15 a los 19 años) oscila entre el 22% (Toledo) y el 44% (Vizcaya), y todavía en 1991 se sitúa entre el 54% (C. Real) y el 83% (Burgos)¹¹.

En el Cuadro n.º 2 también se observa que las provincias españolas difieren notablemente en sus tasas de desempleo generales (del 9 al 1% en 1970 y del 33 al 8% en 1991), o para los jóvenes (del 48% al 14% en 1991). En consecuencia, cabe preguntarse si la situación del mercado de trabajo es un factor relevante en las decisiones de los jóvenes respecto a sus inversiones educativas. Se supone habitualmente que tasas de paro elevadas reducen el coste de oportunidad de estudiar e incentivan la permanencia de los jóvenes en el sistema educativo. Así, se espera que la evolución de la matrícula universitaria sea contracíclica,

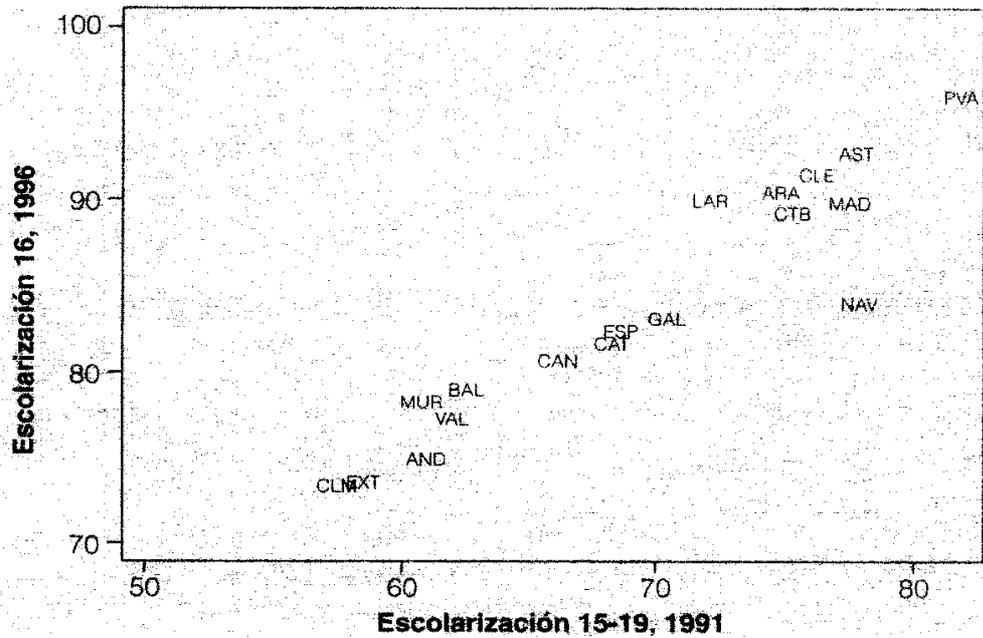
¹¹ Estas cifras se refieren a tasas netas de escolarización de la población de 15 a 19 años, y provienen del análisis de los censos de población publicado por el INE. En las fechas analizadas puede considerarse que estas tasas 15-19 constituyen un buen indicador de la escolarización post-obligatoria en la etapa final de las enseñanzas medias.

Gráfico n.º 9. Escolarización secundaria de 1970 a 1991



Fuente: Censos de Población (INE).

Gráfico n.º 10. Escolarización secundaria de 1991 a 1996



Fuente: Censos de Población (INE) y MEC.

Cuadro n.º 2. Estadísticas descriptivas. Datos provinciales

	1970				1991			
	Media	Std.Dv.	Max.	Min.	Media	Std.Dv.	Max.	Min.
Tasa de Escolarización 15-19 años	30.0	6.1	44.1	21.9	68.2	8.5	82.7	54.1
Renta per capita	60.1	14.5	93.6	40.6	1.027.9	165.0	1.504.7	781.9
Tasa Desempleo (U)	3.4	1.9	8.7	0.8	18.0	6.4	32.7	8.4
U-jóvenes	—	—	—	—	29.2	8.3	48.5	14.2
% Empleo Agrícola	37.0	20.8	78.9	2.7	15.1	8.4	43.1	1.3
% Graduados Univ.	3.1	0.7	6.0	2.0	6.4	1.5	11.7	4.0
Analfabetismo	8.9	4.9	17.8	2.1	4.0	2.7	10.5	0.8

Fuentes: Censos para las variables educativas y laborales. Renta familiar disponible (per capita) estimada por el BBV.

creciendo con el desempleo, como observaron Betts y McFarland (1995) para los Estados Unidos y Rice (1987) para el Reino Unido.

En el caso español, la consideración de las tasas provinciales de desempleo como el indicador relevante para la población joven parece estar justificada por varias razones. En primer lugar, porque el acceso al mercado de trabajo local (provincial) es la alternativa disponible para este colectivo que raramente abandona el domicilio familiar antes de los 25 años (véase Cañada, 1999). En segundo lugar, los canales de búsqueda más ampliamente utilizados (prensa local, oficinas de empleo, contactos personales) tienen una organización provincial. Por último, ya se ha comentado que las provincias españolas mantienen tasas de desempleo muy diversas.

En las diversas columnas del Cuadro n.º 3 aparecen modelos que intentan explicar las desigualdades regionales en escolarización en función de diversas variables económicas. En estos modelos estamos imponiendo una restricción logística sobre la probabilidad de continuar estudiando P .

$$P = \frac{\exp\{\beta \ln(X) + \varepsilon\}}{1 + \exp\{\beta \ln(X) + \varepsilon\}} \quad (1)$$

en donde X representa un vector de variables explicativas y β un vector de coeficientes. Los parámetros β se pueden estimar aplicando OLS a la ecuación transformada:

$$\ln P - \ln(1 - P) = \beta \ln(X) + \varepsilon \quad (2)$$

Las columnas (1) y (2) muestran la capacidad explicativa de las variables que

Cuadro n.º 3. **Desigualdades provinciales en escolarización secundaria (15-19 años)**

	1991				1970			
	(D)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-4.372 (1.4)	-6.017 (1.6)	0.170 (0.6)	2.388 (1.2)	-4.087 (6.7)	-5.593 (7)	-0.999 (6)	-1.120 (16)
Renta familiar per capita	0.841 (2.1)	1.004 (2.2)		-0.355 (1.4)	0.803 (5.6)	1.043 (6.5)		0.008 (0.1)
Desempleo	-0.233 (1.3)	-0.126 (0.6)		-0.107 (D)	-0.042 (0.7)	0.038 (0.6)		-0.074 (2.4)
% Empleo en Agricultura		-0.070 (0.8)		0.043 (0.9)		0.131 (2.7)		-0.002 (0.1)
% Graduados Universitarios			0.565 (3.8)	0.769 (4)			0.587 (5.9)	0.665 (5.9)
% Analfabetos			-0.368 (8.3)	-0.336 (5)			-0.253 (7.6)	-0.211 (4.5)
R-2	0.21	0.23	0.81	0.84	0.46	0.53	0.88	0.89
R-ajust.	0.18	0.18	0.80	0.82	0.44	0.50	0.87	0.88
F-estadístico	6.4	4.5	102.7	44.5	20	17.6	165.5	74.1
N. observac.	50	50	50	50	50	50	50	50

Notas: Regresiones estimadas por mínimos cuadrados, t-estadísticos en paréntesis. Variable dependiente = $\log(\text{esc}/100-\text{esc})$, donde esc = tasas netas de escolarización de la población de 15 a 19 años de edad y todas las variables explicativas se especifican en logaritmos.

reflejan la situación económica (renta per capita), laboral (tasa de paro) y estructura productiva (importancia del sector agrícola) de las provincias. Se observa que estas variables económicas revisten mayor importancia en 1970 que en 1991; y este resultado es especialmente claro en el caso de la renta per capita, que en 1970 parece tener cierta capacidad explicativa de la escolarización provincial. Esta relación es aún más débil en 1991 que en 1970, y puede reflejar la mejora en la igualdad de oportunidades de acceso a la enseñanza secundaria para

los jóvenes procedentes de diversas áreas geográficas. También cabe destacar que el conjunto de variables que representan la situación económica de cada provincia (como la renta, el paro y la importancia del empleo agrícola) no logran explicar una parte muy significativa de la variación en las tasas de escolarización (véanse los R-2 de las columnas (2)).

Los modelos (3) y (4) incorporan indicadores de capital humano de las provincias. Tanto el porcentaje de población con título universitario como la

tasa de analfabetismo tienen asociados coeficientes claramente significativos en 1970 y 1991. La primera variable mide el stock de capital humano más cualificado y muestra un efecto positivo en todos los modelos considerados. Las tasas de analfabetismo presentan una relación negativa con la participación en la enseñanza media. De nuevo, se observa la persistencia en las desigualdades educativas que parecen transmitirse entre generaciones.

Este resultado admite diversas interpretaciones. Por un lado, parece reflejar los efectos socioeconómicos y culturales que el nivel educativo de los padres puede ejercer sobre la escolarización de los hijos. Por otro lado, es posible que estos indicadores provinciales reflejen desequilibrios geográficos en la oferta educativa. Así, las zonas con mayor stock de capital humano pueden haber consolidado una red más amplia de centros de enseñanza que faciliten el acceso de la población joven a la educación post-obligatoria.

Por último, hay que destacar que los modelos estimados en el Cuadro n.º 3 ponen de manifiesto que no se observa una relación estadística significativa entre el acceso a la educación secundaria y las tasas de desempleo provinciales. Los resultados aquí presentados se refieren a las tasas de paro generales, pero es posible comprobar que tampoco las tasas específicas de desempleo para los jóvenes de 16 a 29 años, o para los jóvenes con estudios secundarios consiguen explicar una parte importante de la variación observada en la escolarización, al menos en 1991, cuando los datos están disponibles. Únicamente

en alguno de los modelos estimados para 1970 encontramos una relación significativa, pero negativa, entre el desempleo provincial y la escolarización. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Manski y Wise (1983) y por Grubb (1988) para los estudios superiores de cuatro y dos años, respectivamente, en los Estados Unidos. Por el contrario, Corman y Davidson (1984) encontraron una relación positiva entre desempleo y escolarización con datos referidos a los cincuenta estados norteamericanos.

A partir de los resultados obtenidos en el Cuadro n.º 3, cabe concluir que las políticas de financiación de la enseñanza pueden ayudar a reducir las diferencias regionales en el acceso a la enseñanza post-obligatoria, pero los modelos estimados sugieren que los factores económicos juegan ya un papel limitado en este problema. Sin embargo, el nivel educativo de la población adulta es todavía un determinante importante de las inversiones de los jóvenes, incluso más importante que la renta. Este resultado genera una persistencia intergeneracional del stock de capital humano que también es observado en varios estudios que utilizan datos microeconómicos para analizar los determinantes de las inversiones educativas¹². Cabe preguntarse si estas variables reflejan únicamente factores socioculturales, o actúan como proxy de las habilidades y motivaciones adquiridas por los jóvenes en diferentes entornos sociales, o incluso aproximan las desigualdades aún

¹² Véase Heckman y Holz (1990) para Panamá, Kane (1994) para Estados Unidos, Micklewright (1989) para el Reino Unido, y Petrongolo y San Segundo (1998) y González y Dávila (1998) para España.

presentes en la oferta educativa post-obligatoria de las diferentes provincias españolas.

4. DETERMINANTES DE LA ESCOLARIZACIÓN A LOS 16 AÑOS EN ESPAÑA: 1981-1991

En esta sección se resumen los principales resultados del análisis de demanda de educación post-obligatoria a partir de conjuntos de datos individuales que permiten contrastar la importancia de la situación socioeconómica familiar, y compararla con el impacto de la situación del mercado de trabajo local.

4.1. Datos individuales

Las Encuestas de Presupuestos Familiares (EPFs) de 1981 y de 1991, permiten construir muestras de jóvenes de 16 y 17 años: 3.369 en 1981 y 2.641 en 1991. Según estos datos, la tasa de escolarización pasa del 58% en 1981 al 73% en 1991.

Para estos individuos es posible identificar las características socioeconómicas de su familia: educación de los padres, así como su situación laboral y profesional. Además, se conoce el número de miembros del hogar (y sus edades), y la provincia de residencia. Por último, las EPFs son las únicas encuestas que proporcionan también datos sobre el nivel de ingresos del hogar, permitiendo

¹³ Esta sección resume los resultados principales del trabajo realizado para la Fundación Argentaria (Petrongolo y San Segundo, 1999).

contrastar la importancia de la renta familiar en las decisiones de escolarización de los jóvenes. Los análisis llevados a cabo con las EPAs (Petrongolo y San Segundo, 1998) no permiten llevar a cabo ese contraste sobre la relevancia de los ingresos del hogar, de gran interés para la definición de políticas de financiación educativa, así como para la interpretación de la relevancia de los modelos discutidos en la sección 2.1.

4.2. Datos provinciales

Para llevar a cabo nuestros análisis, se fusionan estas muestras de las EPFs con bases de datos provinciales, que recoge las principales variables económicas, y que reflejan la situación del mercado laboral relevante para las decisiones educativas de los jóvenes. Como se ha argumentado anteriormente, hay razones para pensar que en España el entorno provincial es el más adecuado para llevar a cabo un análisis referido a jóvenes de 16 a 17 años.

Identificando los datos de las EPFs con los cursos 1980-81 y 1990-91, suponemos que los censos de 1981 y 1991, realizados en la primavera, contienen la información adecuada acerca de la situación laboral a la que se enfrentarían los jóvenes recogidos en las EPFs, en caso de no continuar estudiando¹⁴.

¹⁴ En España, las EPAs indican que estudiar y trabajar no son situaciones compatibles para los jóvenes de 16 y 17 años. Un porcentaje mínimo, en torno al 1 o 2% se declara activo, y casi siempre parado, entre los estudiantes de estas edades. La situación es diferente en otros países (OCDE, 1998b).

Para medir el coste de oportunidad de estudiar para los jóvenes de nuestra muestra, utilizamos la tasa de paro de los individuos de 16 a 24 años, con algún estudio secundario (EGB, BUP o FP). Estas tasas fluctúan entre el 11 y el 49% para los chicos, y entre el 19 y el 59% para las chicas en 1991.

Las tasas de paro agregado se utilizan para reflejar un indicador de las expectativas de desempleo, ya que desconocemos si nuestros jóvenes tienen decidido invertir en un título de bachiller únicamente, o en uno de formación profesional, o en alguna titulación universitaria.

Con el objetivo de reflejar la situación socioeconómica de la provincia de residencia, se incluyen también las siguientes variables: renta provincial per capita (estimada por el BBV), densidad de población (censos), tamaño de la provincia (en número de habitantes, según los censos), stock de capital humano, medido por el porcentaje de población adulta con título universitario, y por el porcentaje de población analfabeta, según los censos. Sin embargo, en los análisis econométricos realizados, únicamente los indicadores de desempleo y las mediciones del capital humano de las provincias resultan ser significativos.

4.3. Determinantes de la probabilidad de continuar estudiando

Tras fusionar los datos individuales de las EPFs con los indicadores provinciales de los censos, se estiman modelos logit que explican la probabilidad de continuar estudiando a los 16 o a los 17 años.

Los modelos estimados incluyen variables ficticias que miden el nivel educativo de los padres, su situación laboral y la situación profesional del padre. Por otro lado, se consideran variables que reflejan el número de miembros del hogar (mayores y menores de 16 años) y el logaritmo de los ingresos del hogar per capita¹⁵.

Los principales resultados derivados de estos modelos se pueden resumir en el Cuadro n.º 4 de probabilidades estimadas

(i) *Efectos de las características familiares*

Como ocurre en numerosos estudios internacionales, las variables que reflejan la *educación de los padres* se encuentran entre las más significativas, tanto en 1981 como en 1991. Aumentos en el nivel educativo del padre (y de la madre, en 1991) aparecen asociados a incrementos significativos en la probabilidad de continuar estudiando. Así, por ejemplo, en 1981 un joven con padres sin estudios sólo tiene una probabilidad del 44% de permanecer en el sistema educativo, mientras que si sus padres tienen estudios medios se eleva al 88%, y si poseen un título superior llega al 97%. En 1991, la distancia entre los grupos sociales se reduce, pero sigue siendo importante: probabilidades del 61% (padres sin estudios) frente al 99% (padres universitarios).

Hay que destacar que estos efectos de la educación se observan a pesar de que

¹⁵Tras estimar el modelo con diferentes especificaciones de escalas de equivalencia se ha optado por dividir la renta del hogar por la raíz cuadrada del número de miembros.

Cuadro n.º 4. Probabilidades estimadas

	1981	1991
Categoría de referencia	67.1	83.0
Mujer	70.7	88.1
Padres sin estudios	44.3	61.5
Padres con estudios secundarios	87.9	91.7
Padres con estudios universitarios	96.6	99.4
Renta familiar alta	78.8	75.8
Provincia con alto % de	77.7	85.5
Provincia con paro juvenil alto (a)	72.8	90.7
Provincia con paro general alto	63.7	70.5
Efecto combinado (a y b)	69.8	82.8

Notas: *Categoría de referencia*: varón de 16 años, padres con estudios primarios, familia compuesta por un miembro con menos de 16 años y 4 miembros con 16 años o más, renta familiar (dividida por miembros) de 360.000 Ptas/año (en 1981) y 600.000 Ptas/año (en 1991), proporción de licenciados en la provincia de residencia 5.6% (en 1981) y 6.6% (en 1991), paro juvenil en la provincia de residencia 22% (en 1981) y 31% (en 1991), paro general en la provincia de residencia 12% (en 1981) y 19% (en 1991). *Renta familiar alta*: 2.000.000 Ptas/año (en 1981) y 3.000.000 Ptas/año (en 1991). *Alto % de licenciados en la provincia*: 10% (en 1981) y 11.7% (en 1991). *Paro juvenil alto*: 35% (en 1981) y 49% (en 1991). *Paro general alto*: 26% (en 1981) y 33% (en 1991).

las ecuaciones incluyen un conjunto de variables que miden la situación laboral de los padres así como la renta familiar. Cabe concluir que el capital humano de los padres puede reflejar condicionantes culturales de la demanda de educación de los jóvenes, más allá de los condicionantes económicos.

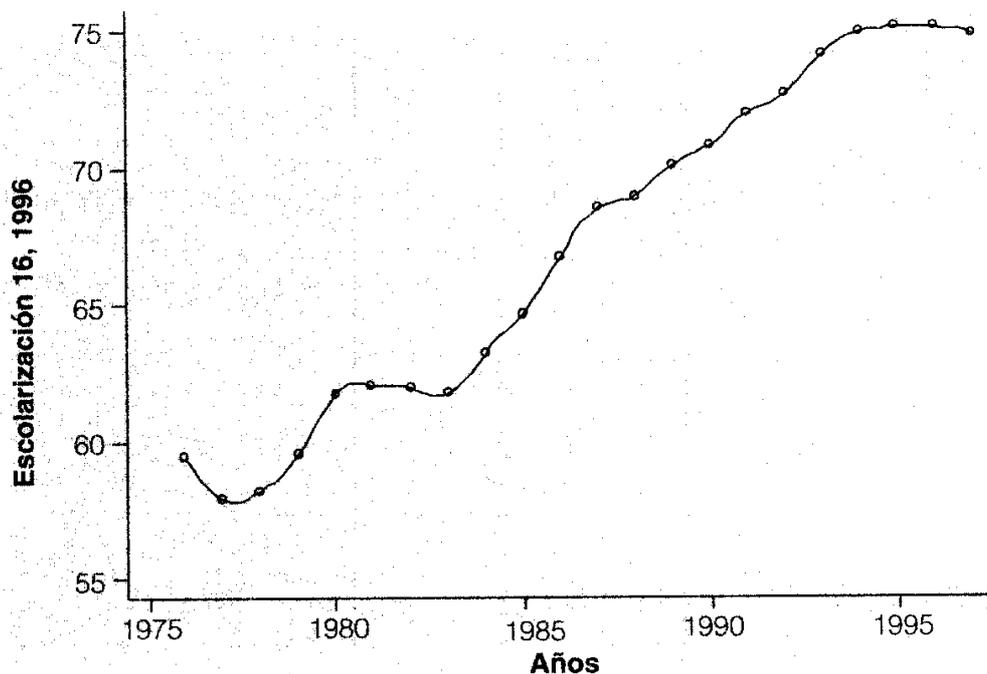
En cuanto a la *renta familiar*, únicamente aparece como un claro determinante de la demanda educativa en 1981, especialmente para las mujeres. Sin embargo, en 1991 los ingresos del hogar ya no ejercen un efecto significativo sobre la escolarización secundaria, e incluso presentan un coeficiente negativo en los modelos estimados para los

hombres. Este cambio puede estar asociado a las modificaciones que tienen lugar en los años ochenta en la financiación educativa tendentes a mejorar la igualdad de oportunidades.

El resultado obtenido para 1991 es compatible con el derivado por Rice (1987) y Bennett *et al* (1992) para el Reino Unido. Se encuentra en estos estudios que, tras controlar por el nivel educativo y la situación laboral de la familia, la renta no tiene un poder explicativo adicional en el análisis de la demanda de escolarización post-obligatoria.

En el caso español, la disminución de la importancia de la renta familiar puede deberse al aumento del gasto público en

Gráfico n.º 11. **Porcentaje del alumnado en enseñanza secundaria post-obligatoria en centros públicos**



Fuente: Estadísticas de la Enseñanza (INE).

educación, que ha pasado de representar el 1,8% del PIB en 1975, al 4,8% en 1994. Al mismo tiempo, ha disminuido la importancia del gasto privado, del 1,3 al 1,2% del PIB. Se observa así, que la financiación pública sustituye, en parte, a la financiación privada (San Segundo, 1999).

El crecimiento del gasto público ha permitido expandir la cobertura del sistema educativo, pero también ha traído el crecimiento del sector público de la enseñanza que matricula a la mayoría del alumnado en todos los niveles. En la educación secundaria post-obligatoria puede observarse esta expansión en el Gráfico n.º 11. Hay que recordar que los

institutos públicos de secundaria ofrecen diferentes programas educativos en condiciones de gratuidad, por lo que el crecimiento del sector público equivale a una reducción de los costes directos de realizar estos estudios.

Por último, se puede destacar el cambio que tiene lugar en los años ochenta en la política de becas y ayudas (San Segundo, 1998). En la enseñanza secundaria se pasa de un 5% de alumnos becarios, a comienzos de los ochenta, a un 20% de becarios en los años noventa. Medio millón de alumnos de secundaria reciben algún tipo de ayuda para realizar sus estudios.

En resumen, cabe concluir que la política de financiación de la enseñanza ha reducido los costes, directos e indirectos, de continuar estudiando, y puede ser responsable de la pérdida de importancia de la renta familiar en la demanda educativa, observada en el Cuadro n.º 4.

(ii) **Efectos del mercado de trabajo local**

Los diversos efectos del desempleo sobre la escolarización pueden ser identificados en los modelos de probabilidad que incluyen varias tasas de paro simultáneamente. Tanto en 1981 como en 1991 se comprueba que el paro juvenil incentiva la permanencia en el sistema educativo¹⁶. Sin embargo el efecto es muy reducido; las probabilidades de escolarización pasan del 67% al 73% en 1981 y del 83% al 91% en 1991 (véase el Cuadro n.º 4).

Este efecto positivo del paro sobre la escolarización también fue encontrado por Pissarides (1981) y Mattila (1982) en análisis con series temporales del Reino Unido y Estados Unidos, respectivamente. En análisis con datos individuales destacan los efectos positivos del paro sobre la participación de los jóvenes en la enseñanza secundaria en el Reino Unido (Rice, 1987; Micklewright, Pearson y Smith, 1990; Bennet et al, 1992). Por último, este resultado es coincidente con el estimado por Petrongolo y San Segundo (1998) utilizando datos de la Encuesta de Población Activa de 1991.

¹⁶ Los efectos del paro juvenil sobre la escolarización son significativos al 5% para los hombres en 1991, y para las mujeres en 1981 (Petrongolo y San Segundo, 1999).

En nuestro análisis se puede interpretar este resultado como indicativo de que el paro juvenil mide el coste de oportunidad de continuar estudiando para estos jóvenes de 16 y 17 años. Así, un aumento del desempleo incentiva la escolarización al reducir su coste indirecto.

Para intentar identificar los posibles efectos adicionales del paro sobre las inversiones educativas, los modelos estimados incluyen además del paro juvenil, tasas de desempleo generales de la población adulta, por sexo. Se comprueba que estas tasas ejercen un impacto negativo sobre la escolarización. Este resultado se puede interpretar como un reflejo de dos tipos de efectos del crecimiento del paro agregado:

- se pueden generar expectativas de desempleo futuro que desincentiven las inversiones educativas de los jóvenes;
- y las familias pueden enfrentarse a restricciones presupuestarias, a causa de la caída en ingresos que acompaña al paro, especialmente si éste es de larga duración.

Dado que existe una correlación apreciable entre las distintas tasas de desempleo provinciales, debemos considerar el efecto conjunto de aumentos en el paro juvenil y en el paro agregado (como suele ocurrir). En el Cuadro n.º 4 (última fila) se comprueba que al combinar el impacto de los dos indicadores, las probabilidades de permanencia en el sistema educativo apenas varían con respecto a la situación de partida (referencia).

Cabe concluir, por lo tanto, que el análisis identifica como determinantes de

la escolarización secundaria tanto las características socioeconómicas familiares como el desempleo local. Sin embargo, los modelos no adjudican igual importancia a estos dos tipos de variables, como puede apreciarse al utilizarlos para predecir probabilidades de escolarización para diferentes grupos.

5. CONCLUSIONES

El presente trabajo, tras revisar la literatura internacional, estima modelos de demanda de educación secundaria con datos españoles. Los modelos estimados para explicar las tasas de escolarización provinciales no encuentran una relación estadística significativa entre la renta provincial o el paro y las tasas netas de escolarización para la población de 15 a 19 años. Sí se aprecia un efecto significativo del stock de capital humano acumulado por la provincia. Aparece así una persistencia de las desigualdades educativas regionales.

En cuanto al análisis realizado con datos individuales, se observa que entre 1981 y 1991 desaparece la relación entre

renta familiar y demanda educativa. El crecimiento de las becas y la expansión de la enseñanza pública pueden explicar este resultado.

Los datos son consistentes con un modelo de capital humano en el que la situación del mercado de trabajo afecta a la demanda educativa a los 16 años. Se estiman dos efectos diferentes del desempleo sobre la escolarización. Mientras el paro juvenil incentiva la permanencia de los jóvenes en el sistema educativo, el paro agregado de la población adulta desincentiva la realización de estudios secundarios. En consecuencia, se puede interpretar que el paro de los jóvenes mide el coste de oportunidad de estudiar, y el desempleo general puede aproximar las expectativas de paro. Los dos efectos tienen signos contrapuestos y conducen a que el desempleo tenga un impacto neto prácticamente nulo sobre la escolarización.

Sin embargo, tanto en 1981 como en 1991, la demanda de educación secundaria muestra una fuerte relación positiva con el nivel educativo de los padres. Aparece de nuevo la inercia de las inversiones en capital humano.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBERT, C. (1995): «La demanda de educación superior: diferencias entre hombres y mujeres desde 1977 hasta 1994», en *Economía de la Educación*, Colegios de Economistas, Las Palmas.
- BECKER, G.S. (1975): *Human Capital*, 2nd edition, NBER, Nueva York.
- BENNETT, R., GLENNERSTER, H. y NEVISON, D. (1992): «Investing in Skill: To Stay On or Not To Stay On?», *Oxford Review of Economic Policy*, 8 (2), pp. 130-145.
- BETTS, J. y MCFARLAND, L. (1995): «Safe Port in a Storm. The Impact of Labor Market Conditions on Community College Enrollments», *The Journal of Human Resources*, 30 (4), pp. 741-765.
- BOWLES, S. (1972): «Schooling and Inequality from Generation to Generation», *Journal of Political Economy*.
- BOWLES, S. y NELSON, V. (1974): «The Inheritance of IQ and the Intergenerational Reproduction of Economic Inequality», *Review of Economics and Statistics* 56 (1), pp. 39-51.
- CAÑADA, J. (1999): «Efecto de la Familia en la Educación e Inserción Laboral de los Jóvenes: Una Aproximación con la EPA a los Rasgos Diferenciales de las Comunidades Autónomas Bilingües», *Ekonomiaz*, 43.
- CORMAN, H. y DAVIDSON, P. (1984): «Economic aspects of post-secondary schooling decisions», *Economics of Education Review* 3, pp. 131-139.
- GONZÁLEZ, B. y DÁVILA, D. (1998): «Economic and Cultural Impediments to University Education in Spain», *Economics of Education Review*, 17(1), pp. 93-103.
- DUNCAN, B. (1969): «Dropouts and the Unemployed», *Journal of Political Economy* 73, pp. 121-134.
- EHRENBERG, R. y BREWER, D. (1994): «Do School and Teacher Characteristics Matter? Evidence from High School and Beyond», *Economics of Education Review* 13 (1), pp. 1-17.
- EHRENBERG, R. y SMITH, R. (1996): *Modern Labor Economics*. 6th edition, Addison-Wesley.
- GRUBB, W.N. (1991): «The decline of Community College Transfer Rates», *Journal of Higher Education* 62 (2), pp. 194-222.
- HECKMAN, J. y HOTZ, V. (1986): «An Investigation of the Labor Market Earnings of Panamian Males», *The Journal of Human Resources*, 21(4), pp. 507-42.
- KANE, T.J. (1994): «College Entry by Blacks since 1970», *The Journal of Political Economy* 102 (5), pp. 878-911.
- KATZ, L. y MURPHY, K. (1992): «Changes in Relative Wages, 1963-1987», *Quarterly Journal of Economics* 107(1).
- KODDE, D. (1986): «Uncertainty and the Demand for Education», *Review of Economics and Statistics* 68 (3), pp. 460-67.
- KODDE, D. y RITZEN, J. (1984): «Integrating Consumption and Investment Motives in a Neoclassical Model of Demand for Education», *Kyklos* 37(4), pp. 598-606.
- (1985): «The Demand for Education under Capital Market Imperfections», *European Economic Review* 28 (3), pp. 347-355.
- (1988): «Direct and Indirect Effects of Parental Education on the Demand for Higher Education», *The Journal of Human Resources* 23(3), pp. 356-71.
- LAM, D. y SCHOENI, R. (1993): «Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil», *Journal of Political Economy* 101 (4).
- LAMB, S (1998): «Completing school in Australia: Trends in the 1990's», *Australian Journal of Education* 42 (1), pp. 5-31.
- LESLIE, L. y BRINKMAN, P. (1987): «Student price response in Higher Education», *Journal of Higher Education* 58 (2).
- MANSKI, C. y WISE, D. (1983): *College Choice in America*. Cambridge: Harvard University Press.
- MARE, R.D. (1980): «Social Background and School Continuation Decisions», *Journal of the American Statistical Association* 75 (370), pp. 295-305.
- MATTILA, J.P. (1982): «Determinants of male school enrollments: a time-series analysis», *Review of Economics and Statistics* 6, pp. 242-251.
- MICKLEWRIGHT, J. (1989): «Choice at sixteen», *Económica*, vol 56, pp. 25-39.
- MICKLEWRIGHT, J., PEARSON, M. y SMITH, S. (1990), «Unemployment and early school leaving», *The Economic Journal* 100, pp. 163-169.
- MINCER, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia U. Press, New York.

- MODREGO, A. (1987): «Demanda de Educación. Resultados de la estimación de un modelo para la provincia de Vizcaya», *Ekonomiaz* 19, pp. 87-96.
- MORA, J. (1989): «La Demanda de Educación Superior», C. de Universidades, Madrid.
- NÚÑEZ, CE. (1992): *La fuente de la riqueza. Educación y desarrollo económico en la España contemporánea*. Alianza Universidad, AU 707.
- OCDE (1998): *Human Capital Investment. An International Comparison*. OECD, Paris.
- (1998b): *Education at a glance*. OCDE, Paris.
- PETRONGOLO, B. y SAN SEGUNDO, M. (1998): «Staying-on at school at sixteen. The impact of labor market conditions in Spain», WP. 98-69, Universidad Carlos III de Madrid (STT-WP-06-99).
- (1999): «¿Estudias o trabajas?», Informe realizado para la *Fundación Argentaria*, en prensa.
- PISSARIDES, C.A. (1981): «Staying-on at School in England and Wales», *Economica* 48, pp. 345-363.
- REES, D. y MOCAN, N. (1997): «Labor Market Conditions and the High School Dropout Rate: Evidence from New York State», *Economics of Education Review* 16 (2), pp. 103-109.
- RICE, P. (1987): «The Demand for Post-compulsory Education in the UK and the effects of Educational Maintenance Allowances», *Economica*, 54, pp. 465-475.
- RUMBERGER, R. (1983): «Dropping out of high school: the influence of race, sex, and family background», *American Educational Research Journal* 20, pp. 199-220.
- SAN SEGUNDO, M.J. (1998): «Igualdad de oportunidades educativas», *Ekonomiaz* 40, pp. 82-103.
- (1999): «Financiación de la Enseñanza y Descentralización Regional», en Embid, A. (ed), *La descentralización de la enseñanza*, (en prensa).
- SPENCE, M. (1974): «Job Market Signalling», *Quarterly Journal of Economics* pp. 355-74.
- STERN, D. *et al* (1989): «Labor Market Experience of Teenagers With and Without High School Diplomas», *Economics of Education Review* Q (3), pp. 233-246.
- WILLIS, R. y ROSEN, S. (1979): «Education and Self-Selection», *Journal of Political Economy* 87(5), pp. S7-S36.