

EL PROCESO DE INSERCIÓN LABORAL DE LA FORMACIÓN PROFESIONAL EN ESPAÑA

Antonio Casquero Tomás.
casquero@uma.es
M^a Dolores García Crespo.
gcrespo@uma.es

Universidad de Málaga.

Abstract

Las persistentes tasas de desempleo de la población que trata de acceder a un primer empleo, refleja una característica presente en buena parte de los países de la UE. Si se tiene en cuenta además que dicha situación se produce en un contexto de elevada demanda educativa, parece relevante profundizar en el análisis de la relación formación-empleo deteniéndose en el papel que en ésta desempeñan los diferentes tipos y especialidades formativas. Desde esta perspectiva, este trabajo describe el proceso de inserción laboral de la formación profesional reglada en España durante la década de los noventa empleando los microdatos que facilita el “*Módulo de transición de la educación al mercado laboral*”, anexo a la EPA del segundo trimestre de 2000. Para encontrar los determinantes más relevantes con respecto al primer desempleo, se estima el modelo de riesgo proporcional de Cox, distinguiendo por especialidades formativas según la CNED-2000.

1. Introducción

La persistencia y alcance del problema del desempleo de los jóvenes en España, que presenta una de las tasas de paro juvenil más elevadas de la OCDE, hace necesario seguir interesándose por este tema. Con dicho fin, este trabajo trata de obtener evidencia empírica sobre los factores de los que depende alcanzar un primer empleo a lo largo de la última década.

Empleando los microdatos que facilita el Módulo *ad hoc* de transición del sistema educativo al mercado laboral realizado por el INE y anexo a la EPA del segundo trimestre de 2000, se estima el modelo de riesgo proporcional de Cox incorporando variables personales, familiares y de entorno geográfico del joven.

En el modelo explicativo se han considerado como censuradas aquellas observaciones con duraciones de desempleo superiores a doce meses. Esta operación, permite observar un proceso de inserción rápida es decir, los factores de los que depende encontrar un empleo un año después de su salida del sistema educativo. De esta forma se pretende evaluar adecuadamente la influencia del ciclo económico en el momento en que el individuo deja el sistema educativo sobre la probabilidad de encontrar un empleo durante los doce meses siguientes a dicha salida. Un segundo objetivo quiere conocer qué especialidades educativas concretas son las que, en mayor medida, favorecen el proceso de transición de la escuela al trabajo.

La estructura de esta investigación es la siguiente. Después de esta introducción se describe las principales características de la base de datos, la muestra empleada y algunos aspectos descriptivos del proceso de inserción laboral. Un tercer apartado presenta brevemente la técnica econométrica que se utiliza en el análisis empírico. Para terminar se recogen los resultados de las estimaciones y las principales conclusiones.

2. Datos

La fuente de datos utilizada para estudiar la inserción de los jóvenes es el “*Módulo de transición de la educación al mercado laboral*” (INE, 2001), anexo a la EPA del segundo trimestre de 2000. Este módulo se diseñó específicamente para el estudio de la inserción laboral temprana de los jóvenes en veinte países europeos, dentro del ámbito de la Encuesta de Fuerza de trabajo (EULS) que elabora Eurostat. Como ampliación a las habituales

encuestas de población activa, dicho módulo generó información específica sobre los procesos de transición en veinte países europeos.

El enlace del módulo *ad hoc* a la estructura habitual de la EPA amplía la, a veces, limitada información de aquél con todas las cuestiones personales y familiares procedentes del cuestionario habitual de la EPA, de tal forma que al combinar datos de corte transversal y longitudinal se dispone de una imagen completa de la transición entre el sistema educativo y la vida activa del individuo. Así, se tiene información relevante respecto al rendimiento educativo, facilita medidas sobre la incidencia de los períodos de búsqueda de trabajo y de desempleo, así como de la duración y ocupación del primer empleo significativo del individuo, lo que permite, en definitiva, evaluar las características de la dinámica del mercado laboral en las primeras etapas del proceso de inserción laboral.

El módulo *ad hoc* se dirige a la población comprendida entre 16 y 35 años, que en el transcurso de los diez años anteriores a la encuesta, esto es entre 1991 y 2000, abandonan el sistema educativo. Se ha eliminado de la muestra la población inactiva, la contada aparte y los individuos que salieron del sistema educativo durante el año 2000. La aplicación de todos estos criterios ha definido una muestra de 12.300 individuos con la que se ha realizado el análisis empírico del proceso de inserción laboral. Siendo la variable de interés el tiempo transcurrido desde que el joven sale del sistema educativo hasta que encuentra un empleo significativo, es decir, un empleo de al menos 6 meses de duración y 20 horas semanales de trabajo.

El cuadro 1 recoge el porcentaje de población entre 16 y 35 años que obtienen su primer empleo significativo durante los doce meses siguientes a su salida del sistema educativo. Incorporación al mercado de trabajo que podría calificarse como “inserción rápida” en la medida en que se produce durante el primer año, una vez que el individuo ha decidido dar por finalizados sus estudios.

Cuadro 1 Porcentaje de individuos de 16 a 35 años con empleo a los 12 meses de salida del sistema educativo, por nivel de estudios y sexo

<i>Nivel de estudios</i>	<i>Total</i>	<i>Varones</i>	<i>Mujeres</i>
Primarios incompletos	18,97	24,39	5,88
Primarios completos	9,78	11,75	5,80
Secundarios	14,84	15,78	13,20
Formación Profesional de primer grado	22,16	24,08	20,06
Bachillerato	19,45	21,72	16,84

Formación Profesional de segundo grado	26,04	28,60	23,37
Universitario ciclo corto	27,20	32,50	24,18
Universitario ciclo largo	28,94	31,70	26,81
FP ocupacional	32,19	34,07	29,09
<i>Total</i>	<i>21,53</i>	<i>22,69</i>	<i>20,21</i>
<i>Número de individuos</i>	<i>12.300</i>	<i>6.546</i>	<i>5.754</i>

Fuente: Elaboración propia. EPA 2º Trimestre de 2000 (INE, 2001).

Tal y como puede observarse en el cuadro 1, es la formación ocupacional la que garantiza una integración laboral de manera más inmediata, siendo el porcentaje de varones que encuentra un empleo con este tipo de formación supera en cinco puntos porcentuales al femenino. Con independencia del sexo la formación profesional, en sus dos grados, favorece una inserción laboral más rápida que los estudios de bachillerato. De manera particular en los varones se observa que los diplomados alcanzan una inserción ligeramente más rápida que los licenciados universitarios.

3. Análisis econométrico

En el análisis empírico, la variable de interés es el número de meses transcurridos desde que el joven interrumpe, abandona o finaliza sus estudios hasta que obtiene su primer empleo significativo. La metodología econométrica que se ha desarrollado para estudiar este tipo de datos es la denominada como modelos de duración y hace referencia a que la variable dependiente en el análisis es la permanencia en un determinado estado hasta el cambio a otro; en nuestro caso, desempleo y empleo respectivamente.

En los modelos de duración las funciones de interés son las siguientes:

(a) *la función de supervivencia*, que recoge la probabilidad de que un individuo permanezca desempleado al menos t periodos y se define como: $S(t) = 1 - F(t) = P_i(T \geq t)$; donde $F(t)$ es la función de distribución de T .

(b) *la función de riesgo o de azar*, que representa para cada intervalo de duración t la probabilidad de abandonar el desempleo, por lo que también se denomina tasa de salida del desempleo, cuya expresión viene dada por: $\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{f(t)}{1 - F(t)}$ donde $f(t)$ es la función

de densidad de T .

A partir de la función de riesgo se puede caracterizar la dependencia temporal de la duración. Formalmente, existe una dependencia de la duración positiva en t^* , si $[d\lambda(t)/dt] > 0$ en el momento $t=t^*$ y, por tanto, la probabilidad de que un episodio de paro finalice será mayor cuanto mayor sea la duración del mismo. La interpretación inversa se

desprende del caso de dependencia de la duración negativa: más dificultad de abandonar el desempleo conforme aumenta el tiempo parado.

Con objeto de incorporar variables explicativas en el análisis y evaluar en qué medida influyen en la tasa de salida del desempleo, se estima el modelo de riesgo proporcional de Cox (1972), cuya función de riesgo viene dada por la siguiente expresión: $\lambda(t, X) = \lambda_0(t) e^{(\beta \cdot X)}$; donde $\lambda_0(t)$, denominada *función base de riesgo (baseline hazard)*, es el valor de la función de riesgo para un vector de variables explicativas igual a cero y depende únicamente de la duración, X el vector de variables explicativas (sin incluir un término constante) y β un vector de coeficientes desconocidos¹. En este modelo β puede ser estimado sin especificar la función base de riesgo $\lambda_0(t)$.

Las variables explicativas incluidas en los modelos de duración reflejan características básicas de los individuos, como el sexo y su nivel de estudio indicadores de tipo familiar, como la formación y la situación laboral de los padres, así como posibles diferencias laborales espaciales que en función de la zona de residencia puedan existir. Para controlar la estructura de la muestra respecto a la inserción por el tiempo transcurrido desde que el joven salió del sistema educativo hasta el momento de la entrevista, se incorpora como variable explicativa el año de salida del sistema educativo².

4. Resultados

En el cuadro 2 se presentan los resultados obtenidos al estimar el modelo censurando las observaciones con duraciones de paro superiores a un año. De esta forma podemos caracterizar el comportamiento cíclico de los jóvenes, observando que durante el periodo de recesión de la economía española 1992-1995 no existe un efecto diferenciador en la tasa de salida del desempleo respecto a 1991 que es el año de referencia. Es a partir del año 1996, momento en que se inicia la etapa de recuperación económica, cuando los coeficientes positivos estimados muestran que aumentaron las probabilidades condicionadas de encontrar

¹ La función de riesgo base, o razón de fallo básica, recoge la heterogeneidad individual no contenida en las variables explicativas del modelo.

² Aunque el comportamiento de los jóvenes respecto al paro difiere según la edad de salida del sistema educativo, dicha variable no se ha considerado debido a la elevada correlación que presenta con el nivel de estudios de los jóvenes, y por tanto, a la fuerte multicolinealidad que introduce en las estimaciones.

un empleo. Se detecta por tanto un comportamiento cíclico en la tasa de abandono del desempleo, que se materializa en un efecto positivo en la segunda mitad de los noventa, consecuencia de la etapa de recuperación de la economía española.

Cuadro 2. Estimación del modelo de riesgo proporcional de Cox por sexo^a

	<i>Toda la muestra</i>		<i>Varones</i>		<i>Mujeres</i>	
	<i>Coef.</i>	<i>Exp (β)</i>	<i>Coef.</i>	<i>Exp (β)</i>	<i>Coef.</i>	<i>Exp (β)</i>
<i>Características personales</i>						
Varón	0,331	1,393				
Estudios secundarios	0,249 (0,136)	1,282	0,116* (0,153)	1,123	0,723 (0,313)	2,060
Formación Profesional I grado	0,547 (0,143)	1,728	0,378 (0,166)	1,459	1,047 (0,317)	2,850
Bachillerato	0,448 (0,146)	1,565	0,370 (0,168)	1,448	0,837 (0,322)	2,309
Formación Profesional II grado	0,702 (0,137)	2,018	0,583 (0,156)	1,792	1,129 (0,312)	3,093
Universitarios de ciclo corto	0,659 (0,142)	1,933	0,498 (0,168)	1,646	1,122 (0,314)	3,070
Universitarios de ciclo largo	0,681 (0,141)	1,976	0,499 (0,163)	1,646	1,184 (0,314)	3,268
Formación Profesional ocupacional	0,622 (0,201)	1,862	0,424* (0,240)	1,528	1,219 (0,400)	3,383
<i>Características familiares</i>						
Padre con estudios secundarios	0,006* (0,066)	1,006	0,078* (0,087)	1,081	-0,085* (0,100)	0,918
Padre con estudios superiores	0,155 (0,073)	1,167	0,251 (0,100)	1,285	0,066* (0,111)	1,068
Madre con estudios secundarios	0,196 (0,074)	1,216	0,215 (0,101)	1,240	0,147* (0,112)	1,158
Madre con estudios superiores	0,312 (0,079)	1,367	0,302 (0,120)	1,353	0,282 (0,113)	1,326
Padre parado	-0,278 (0,122)	0,757	-0,182* (0,158)	0,833	-0,411 (0,194)	0,663
Padre inactivo	-0,113 (0,058)	0,893	-0,203 (0,080)	0,816	0,007* (0,083)	1,007
Madre parada	-0,388 (0,096)	0,679	-0,326 (0,128)	0,722	-0,466 (0,146)	0,627
Madre inactiva	-0,113 (0,046)	0,893	0,089* (0,061)	0,915	-0,143 (0,072)	0,867
<i>Región de residencia</i>						
Noroeste	0,200 (0,084)	1,222	0,190* (0,114)	1,210	0,219* (0,126)	1,245
Noreste	0,574 (0,072)	1,775	0,668 (0,093)	1,950	0,441 (0,112)	1,554
Madrid	0,241 (0,099)	1,273	0,116* (0,139)	1,123	0,355 (0,142)	1,427
Centro	0,380 (0,069)	1,463	0,388 (0,091)	1,474	0,381 (0,106)	1,464
Este	0,586 (0,066)	1,797	0,55 (0,090)	1,733	0,638 (0,099)	1,893
Canarias	0,255 (0,107)	1,291	0,180* (0,150)	1,197	0,350 (0,154)	1,419
<i>Salida del sistema educativo</i>						
1992	-0,169* (0,119)	0,844	0,065* (0,166)	1,067	-0,433 (0,175)	0,649
1993	-0,282 (0,123)	0,754	-0,092* (0,172)	0,913	-0,486 (0,176)	0,615
1994	-0,098* (0,115)	0,907	0,043* (0,164)	1,044	-0,244* (0,162)	0,783

Cuadro 2. Estimación del modelo de riesgo proporcional de Cox por sexo^a

	<i>Toda la muestra</i>		<i>Varones</i>		<i>Mujeres</i>	
	<i>Coef.</i>	<i>Exp (β)</i>	<i>Coef.</i>	<i>Exp (β)</i>	<i>Coef.</i>	<i>Exp (β)</i>
1995	0,147*	1,158	0,349*	1,418	-0,085*	0,918
	(0,110)		(0,156)		(0,157)	
1996	0,433	1,542	0,649	1,913	0,183*	1,200
	(0,106)		(0,151)		(0,151)	
1997	0,74	2,095	0,979	2,661	0,451	1,570
	(0,102)		(0,146)		(0,145)	
1998	1,117	3,054	1,402	4,063	0,765	2,150
	(0,099)		(0,143)		(0,139)	
1999	1,843	6,315	2,288	9,859	1,318	3,734
	(0,095)		(0,136)		(0,134)	
<i>Razón de verosimilitudes (gl=30)</i>	1.603,18					
<i>Razón de verosimilitudes (gl=29)</i>			1.113,54		545,12	
<i>Numero de observaciones</i>	12.300		6.546		5.754	

(a) El individuo de referencia es una mujer que posee estudios primarios o no tiene estudios, cuyos padres están ocupados, e igualmente no tienen estudios o sólo cuentan con estudios primarios, reside en una comunidad autónoma de la zona sur y abandonó el sistema educativo en 1991.

Todos los coeficientes son significativos al 5% excepto los que aparecen con (*). La desviación estándar aparece entre paréntesis.

Con respecto a las características personales, se observa la importancia del sexo en el proceso de inserción laboral, siendo la probabilidad de que un varón abandone el desempleo un 39% superior a la registrada por una mujer. Las estimaciones relativas al nivel de estudios muestran que la educación determina claramente el proceso de inserción laboral. Sin embargo destaca el hecho de que el título educativo que facilita el acceso más rápido al empleo sea el correspondiente a los estudios de formación profesional de segundo grado, seguido de las diplomaturas y de las licenciaturas. Después se sitúan los estudios de formación ocupacional y de formación profesional de primer grado. Finalmente, el acceso al empleo más lento corresponde a aquéllos que dejaron el sistema educativo con el título de bachiller o con estudios inferiores a dicho nivel.

Desde el punto de vista de la teoría de la búsqueda (Stigler, 1962; Mortensen, 1977) el efecto esperado del nivel de educación resulta ambiguo pues, por un lado, un incremento en la educación formal puede implicar un paralelo aumento del número de ofertas recibidas pero, por otro, puede incrementar el salario de reserva al que el individuo estaría dispuesto a trabajar, disminuyendo así la probabilidad de que la oferta sea aceptada. Los resultados obtenidos al incluir el título educativo de forma agregada indican, que en el caso de los jóvenes españoles, el primer efecto de los citados predomina, lo que coincide con lo encontrado en otros trabajos (Lassibille *et al.*, 2001; Albert *et al.*, 2003).

Cuando se observan las diferencias por sexo es posible destacar en el caso de las mujeres el efecto de los títulos educativos sobre la probabilidad condicionada de conseguir un empleo durante el primer año es significativamente superior a la media, y así, al registrado por los varones. Además, tanto las mujeres con formación ocupacional como quienes poseen un título universitario de ciclo largo, presentan las tasas de salida del desempleo más elevadas durante el primer año de inserción. A continuación se encuentran las que han realizado estudios universitarios de ciclo corto o formación profesional de segundo grado.

Dentro del grupo de características familiares, en términos medios se observa que el nivel de estudios del padre sólo tiene un efecto diferencial positivo a la hora de abandonar el desempleo para los varones, en el caso de que aquél haya realizado estudios superiores. La educación de la madre ejerce para varones y mujeres, una influencia positiva en la tasa de salida hacia el empleo, de forma importante si dispone de estudios superiores.

Respecto a la actividad laboral de los progenitores, las estimaciones indican que aún cuando el desempleo y la inactividad de éstos implican para el joven varón una menor probabilidad de salida del paro que si disponen de un trabajo, el efecto de la primera situación es superior al que ejerce la segunda, y además, el desempleo de la madre afecta más negativamente que el del padre tanto a los varones como a las mujeres. Considerados globalmente, esta relación inversa entre estas variables *proxies* de la renta familiar y la probabilidad de abandonar el desempleo, parecen indicar que nuestra muestra no avala la predicción teórica que establece que el desempleo o la inactividad de los padres, aumentan *ceteris paribus* la probabilidad de abandonar el desempleo, ya que disminuiría el salario de reserva al necesitar un aumento de liquidez.

Respecto de la región de residencia son los jóvenes residentes en la región Este, Noreste, y Centro los que encuentran un trabajo más rápidamente, lo que indica sin duda la mejora de estas regiones en términos de empleo.

Por último, en cuanto al efecto cíclico por sexo, puede observarse que mientras que para los varones no se detecta ninguna diferencia por año de salida del sistema educativo hasta 1996, momento en que se inicia el aumento en las tasas de abandono del desempleo asociado al ciclo de recuperación económica, para las mujeres se obtiene un perfil cíclico netamente distinto y con tres subperiodos marcadamente diferenciados. En primer lugar, durante los años 1992-93 la tasa de salida del desempleo se redujo en torno al 40% respecto a la registrada en 1991. A continuación, entre los años 1994 y 1996 se recupera

aproximadamente el nivel de 1991, y a partir de 1997 se incrementa significativamente la probabilidad condicionada de hallar un empleo, aunque esta recuperación es de menor cuantía que la registrada para los varones. A la vista de estos resultados, el desempleo femenino parece ser más vulnerable a la fase cíclica de la economía que el masculino, puesto que le afecta de forma negativa la recesión, y en los años de expansión la salida hacia el empleo se produce en menor magnitud que entre el colectivo masculino.

Como se ha señalado, los resultados obtenidos en las estimaciones indican que los estudios de formación profesional de segundo grado y los universitarios, son los que garantizan un acceso más rápido al empleo. De aquí que resulte de interés conocer qué especialidades de dichos estudios son las que, en mayor medida, favorecen el proceso de transición de la escuela al trabajo. Para alcanzar este segundo objetivo se reestima el modelo de duración, censurando ahora las observaciones de todos aquellos individuos que no encuentran un empleo significativo a lo largo del periodo analizado, e incorporando como variables explicativas las distintas especialidades formativas³.

Cuadro 3. Estimación del modelo de riesgo proporcional de Cox por niveles de estudio^a

	<i>Coef.</i>	<i>D. E.</i>	<i>Exp (β)</i>
<i>Características personales</i>			
Varón	0,233	0,025	1,263
Estudios secundarios	0,170	0,058	1,185
Formación Profesional I grado	0,377	0,064	1,458
Bachillerato	0,344	0,065	1,411
Formación Profesional ocupacional	0,394	0,117	1,483
<i>Especialidades de F. Profesional de II grado</i>			
Docente y educación	0,103*	0,307	1,109
Artes y humanidades	0,643	0,123	1,902
Sociales, administración y derecho	0,467	0,072	1,595
Ciencias exactas	0,565	0,116	1,760
Ingenierías e industria	0,589	0,071	1,801
Agricultura y ganadería	0,324*	0,273	1,382
Medicina y S. Sociales	0,268	0,117	1,307
Transporte y seguridad	0,375	0,127	1,455
Sin clasificar	0,450	0,237	1,568
<i>Disciplinas universitarios de c. corto</i>			
Docente y educación	0,345	0,099	1,412
Artes y humanidades	0,390*	0,221	1,477
Sociales, administración y derecho	0,521	0,081	1,684

³ El modelo no se ha estimado por sexo dado que el escaso número de observaciones en algunas categorías educacionales no garantizaba la fiabilidad de los resultados.

Cuadro 3. Estimación del modelo de riesgo proporcional de Cox por niveles de estudio^a

	<i>Coef.</i>	<i>D. E.</i>	<i>Exp (β)</i>
Ciencias exactas	0,743	0,142	2,103
Ingenierías e industria	0,694	0,096	2,001
Agricultura y ganadería	0,540	0,216	1,716
Medicina y S. Sociales	0,416	0,095	1,515
Transporte y seguridad	0,521	0,135	1,684
Sin clasificar	0,878*	1,001	2,406
<i>Disciplinas universitarias de c. largo</i>			
Docente y educación	0,241*	0,186	1,273
Artes y humanidades	0,307	0,101	1,360
Sociales, administración y derecho	0,627	0,069	1,871
Ciencias exactas	0,521	0,099	1,683
Ingenierías e industria	0,889	0,102	2,433
Agricultura y ganadería	0,776	0,175	2,174
Medicina y S. Sociales	0,624	0,119	1,866
Transporte y seguridad	0,526	0,265	1,691
Sin clasificar	0,956	0,452	2,600
<i>Características familiares</i>			
Padre con estudios secundarios	-0,006*	0,037	0,994
Padre con estudios superiores	0,080	0,044	1,084
Madre con estudios secundarios	0,173	0,042	1,189
Madre con estudios superiores	0,152	0,047	1,164
Padre parado	-0,245	0,061	0,783
Padre inactivo	-0,103	0,030	0,902
Madre parada	-0,438	0,051	0,645
Madre inactiva	-0,081	0,025	0,922
<i>Región de residencia</i>			
Noroeste	0,172	0,044	1,187
Noreste	0,640	0,040	1,897
Madrid	0,224	0,052	1,251
Centro	0,395	0,037	1,484
Este	0,577	0,035	1,782
Canarias	0,440	0,055	1,552
<i>Salida del sistema educativo</i>			
1992	0,109	0,049	1,115
1993	0,355	0,050	1,426
1994	0,584	0,051	1,794
1995	0,850	0,052	2,341
1996	1,187	0,054	3,278
1997	1,499	0,056	4,476
1998	1,840	0,059	6,296
1999	2,372	0,063	10,717
<i>Razón de verosimilitudes (gl=54)</i>			3.516,56
<i>Numero de observaciones</i>			12.300

(a) El individuo de referencia es mujer que posee estudios primarios o no tiene estudios, con padres ocupados que igualmente no tienen estudios o sólo cuentan con estudios primarios, que reside en una comunidad autónoma de la zona sur y abandonó el sistema educativo en 1991.

Todos los coeficientes son significativos al 5% excepto los que aparecen con (*).

Las estimaciones resultantes, recogidas en el cuadro 3, permiten observar que los jóvenes licenciados en los sectores de “Ingenierías e Industria”, y “Agricultura y Ganadería”, son los que encuentran con mayor rapidez su primer empleo. A continuación se sitúan los jóvenes diplomados en “Ciencias Exactas” o en “Ingenierías e Industria”. El tercer grupo de

disciplinas con una elevada probabilidad de salida del desempleo incluye a los titulados de FP II en sectores relativos a “Artes y Humanidades”, prácticamente equivalente a las de las titulaciones universitarias de ciclo largo de “Sociales, Administración y Derecho” y “Medicina y Servicios Sociales”. De igual modo, el sector de “Ingenierías e Industria ” y “Ciencias Exactas” de FP y las diplomaturas de “Agricultura y Ganadería” se encuentran en parecida posición relativa. El resto de especialidades educativas conforman un bloque intermedio de manera que aquellas asociadas con incorporaciones al empleo más lentas son las diplomaturas de “Artes y Humanidades” junto con las licenciaturas y los estudios de formación profesional de segundo grado de especialidades relacionadas con el sector “Docente y educación”, así como “Agricultura y Ganadería” de estas últimas titulaciones.

5. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado empíricamente el proceso de inserción de los jóvenes españoles que salen del sistema educativo en la década de los noventa. Para ello se ha estimado el modelo de Cox censurado las observaciones de individuos con duraciones de desempleo superiores al año.

Entre las conclusiones generales a las que permiten llegar esta investigación conviene destacar que la educación no sólo es un factor clave en el proceso de incorporación de los jóvenes en el mercado de trabajo, sino que resulta decisiva para que dicha incorporación se produzca de manera rápida a partir de su salida del sistema educativo. Se observa un papel protagonista de los titulados en formación profesional de segundo grado y un comportamiento cíclico en la tasa de abandono del desempleo. En concreto, quienes dejan el sistema educativo a partir del año 1996 poseen mayor probabilidad de encontrar trabajo que los demás. Efecto que se acentúa en el caso de las mujeres, quienes parecen más vulnerables a la fase cíclica de la economía.

En referencia a las especialidades formativas, de formación profesional de segundo grado y universitarias, que permiten un proceso de inserción laboral más rápido, destacan las relacionadas con “Artes y Humanidades” dentro del primer tipo de estudios y aquella relativas a “Ingenierías e Industria” entre las segundas.

6. Referencias bibliográficas

- Albert, C., Davia, M. A. y Toharia, L. (2003). “The process of finding the first “good” job: The case of Spain”, *Actas de las XII Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación*, Madrid, pp. 251-261.
- Corrales, H, y Rodríguez, B. (2003). “La transición del sistema educativo al mercado laboral. Análisis de los factores determinantes del primer desempleo”, *Actas de las XII Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación*, Madrid, pp. 262-276.
- Cox, D. (1972). “Regression models and life-tables (with discussion)”, *Journal Royal Statistic Society*, B.34, pp. 187-220.
- INE (2001). *Encuesta de Población Activa. Módulo de transición de la educación al mercado laboral*. Instituto Nacional de Estadística, Segundo trimestre de 2000. Madrid.
- Lassibille, G., Navarro, M^a. L., Aguilar, M. I. y De La O, C. (2001). “Youth transition from school to work in Spain”, *Economics of Education Review*, vol. 20, nº 2, pp.139-149.
- Mortensen, D. (1977). “Unemployment insurance and job search decision”, *Industrial and Labor Relations Review*, 30, pp. 505-517.
- Stigler, G. J. (1962). “Information in the labour market”, *Journal of Political Economy*, vol. 70, pp. 94-105.