



Influencia de la formación profesional sobre la situación de adultos jóvenes en el mercado de trabajo

Antecedentes

Tras la implantación de la escuela general obligatoria de 9 años en Suecia durante las décadas de 1950 y 1960, el país decidió reformar su enseñanza secundaria superior a comienzos del decenio de 1970. Se combinaron las escuelas postobligatorias (o "de perfeccionamiento") de dos años y las escuelas profesionales con el *gymnasium* o bachillerato tradicional, para dar lugar a la nueva escuela general de secundaria superior. Los programas de formación profesional (FP) se reorganizaron como cursos de secundaria superior en dos años, e incorporaron también una parte de la enseñanza general. La escuela secundaria superior consiguió así gradualmente matricular cada vez a más jóvenes. Tras 1980, se adoptó el objetivo educativo de crear "una escuela secundaria superior para todos", con el fin de garantizar que todos los jóvenes de Suecia lograsen terminar una enseñanza secundaria superior. Este objetivo continúa presente en la política educativa sueca. Casi todos los documentos de política educativa consideran que la titulación en la enseñanza secundaria superior es el requisito esencial para que una persona pueda competir en el mercado de trabajo, y el informe oficial más reciente sobre la situación actual de la secundaria superior en Suecia (*Åta vägar till kunskap*, 2002) no es una excepción. A este respecto Suecia ha seguido la tendencia predominante en toda la Unión Europea, donde la matriculación en la enseñanza postobligatoria se convierte cada vez más en la norma imperante (Murray y Steedman, 2001). Durante el decenio de 1990 se llevó a cabo una nueva reforma

de la enseñanza secundaria superior sueca: los cursos profesionales de dos años se ampliaron y desarrollaron como programas tri-anales. Además, se incrementó el nivel exigible en las materias académicas. También otros países de la Unión decidieron reformar sus programas de FP para dar una orientación menos específica a determinadas profesiones (Lasonen, 1996).

El objetivo político de crear una escuela secundaria superior para todos no ha estado exento de críticas: ¿qué hace particularmente indispensable esta decisión educativa?; ¿qué es lo más esencial, el conocimiento profesional real o el conocimiento de materias generales?; he aquí, según Hill (1998), las preguntas que apenas se plantean en el debate sobre educación juvenil

Pettersson (1997) ha señalado que debiera existir en Suecia una vía alternativa para la obtención de competencias por los jóvenes, paralela a la escuela secundaria superior. Asistir durante años y años a la escuela puede parecer absurdo a quienes encuentran difícil adaptarse a las exigencias escolares. Debiera por ello reimpulsarse un mercado de trabajo para ciertos jóvenes como alternativa a la escuela secundaria superior (Pettersson, 1997).

El objetivo político de impartir una formación más extensa a un número cada vez mayor de jóvenes ha recibido también las críticas de los investigadores que analizan el fenómeno de la "sobreeducación". Según Wolf (2001), los políticos tienden al optimismo exagerado en cuanto al rendimiento económico-social de los niveles educa-



Åsa Murray
Profesora asociada en Educación, Instituto de Educación de Estocolmo, División de desarrollo humano, aprendizaje y enseñanzas especiales.



Anders Skarlind
Estadístico, Instituto de Educación de Estocolmo, División de desarrollo humano, aprendizaje y enseñanzas especiales.

Este estudio analiza la influencia de la formación profesional sobre el empleo y los ingresos de adultos jóvenes, a través de una comparación entre el grupo de los adultos jóvenes sin formación postobligatoria alguna y los que disponen de una formación profesional recibida en 2 o 3 años. La muestra consistió en 41.000 adultos jóvenes nacidos en 1974. Se investigó el nivel de empleo de estos adultos jóvenes, entre las edades de 16 y 24. El nivel de empleo con 24 años se analizó por regresión logística, y los ingresos para la misma edad por regresión lineal, aplicando controles de sexo, origen étnico, resultados escolares con 16 años y paro a escala local. Los resultados muestran que los adultos jóvenes dotados de formación profesional tienen un nivel de empleo y de ingresos significativamente mayor que aquellos sin formación postobligatoria. Los efectos de un tercer año de formación profesional son sin embargo escasos, y sólo se dejan sentir entre los jóvenes con resultados escolares sobresalientes u ordinarios.



tivos altos en la población activa. Existen -y en un futuro predecible seguirán existiendo- numerosas profesiones que apenas requieren otra cualificación que la de la escolaridad obligatoria. Aún cuando la proporción de empleos escasamente cualificados haya disminuido en países como Suecia, Reino Unido, Holanda o Estados Unidos, esta transformación ha sido menos radical de lo que parece asumirse (Wolf, 2001; Åberg, 2002): a finales del decenio de 1990, cerca del 30 % de los empleos en Suecia, Reino Unido y Países Bajos y un 40 % de los empleos en los Estados Unidos no exigían cualificación particular alguna. El cambio en la proporción de empleos de baja cualificación es llamativamente similar en todos estos países a pesar de las diferentes cargas fiscales y el distinto grado de dependencia internacional (Åberg, 2002). Åberg (2002) también ha encontrado que la sobreeducación es un fenómeno más extendido en Suecia, particularmente durante el decenio de 1990. Entre los que desempeñan trabajos con escasos requisitos educativos, el porcentaje de personas con cualificación secundaria superior pasó del 10 % en 1975 al 30 % en el año 2000. El deterioro del empleo entre personas de baja cualificación en Suecia durante la década de 1990, sobre todo para adultos jóvenes (Edin et al., 2000; Schröder, 2000; Ekström y Murray, 2002), puede explicarse así en razón de su sustitución por personas con cualificaciones de secundaria superior, más que por una falta de empleos sin requisitos especiales de cualificación (Åberg, 2002). Green et al. (2002) han deducido que uno de cada cinco trabajadores británicos se encontraba infraeducado en la misma década de 1990, mientras uno de cada tres estaba por el contrario sobreeducado. En contraste con Suecia, esta proporción apenas se incrementa desde mediados del decenio de 1980 hasta finales del de 1990, a pesar del aumento en la oferta de mano de obra muy cualificada, según Green et al. (2002). Es decir, el mercado de trabajo había absorbido una buena parte de la mano de obra cada vez mejor formada.

¿Por qué un nuevo estudio sobre jóvenes sin secundaria superior?

La última reforma de la enseñanza secundaria superior incrementó los niveles educativos en la mayoría de jóvenes suecos; pero incrementó a la vez el número de jóvenes sin cualificación de secundaria

superior. Como poco, puede decirse que la consecución de un nivel de secundaria superior se retrasó en más de un año para muchos jóvenes (*Elevpanel*, 2003, p. 7). Antes de adoptar la reforma de la enseñanza secundaria superior se realizaron a gran escala programas piloto de cursos profesionales en tres años (Utvärdering av försöksverksamhet, 1989). Los distintos municipios solicitaron participar en estos programas piloto, habitualmente aplicados por iniciativa de una escuela secundaria superior concreta. Así pues, no eran los alumnos quienes elegían participar o no en este ensayo: eran más bien las escuelas participantes quienes decidían ofrecer algunos programas de FP sólo como cursos trianuales. Con todo, el alumnado tenía algunas posibilidades de elección: podían optar por un programa distinto, o en algunos casos matricularse en el mismo curso pero de duración bianual, en un municipio distinto al propio. Considerando lo selectiva que suele ser la elección de un programa de enseñanza secundaria superior, este ensayo puede calificarse de experimento natural. Los alumnos que asistieron a un programa profesional en tres años apenas se distinguían de los que realizaron el mismo curso en dos años (titulaciones muy semejantes de la escuela obligatoria, y una proporción de inmigrantes también muy parecida). Durante el primer año del ensayo (1988) participaron en estos programas profesionales trianuales casi 6 000 estudiantes; en el segundo año, la cifra aumentó a 10 000, y en el tercero a 11 000. Ello significa que, durante algunos años, entraron en el mercado de trabajo simultáneamente jóvenes con formación profesional de secundaria superior en dos años y jóvenes con formación profesional de secundaria superior en tres años. Pero la cifra de adultos jóvenes con formación profesional no aumentó durante estos mismos años. La proporción de jóvenes de 20 años con formación profesional se mantuvo constante entre 1992 y 1997 (*Elevpanel*, 2003, p. 9), mientras que la cifra total de jóvenes de 20 años disminuía en el mismo periodo (Anuario Estadístico de Suecia, 1998, p. 38).

En el estudio que sigue aprovecharemos los resultados de dicho programa piloto. Los adultos jóvenes que pretendemos analizar nacieron en 1974 y salieron de la escuela obligatoria en 1990 a la edad de 16 años, al igual que el 98 % de su franja demográfica. El cuadro 1 ilustra los niveles educativos



Niveles educativos alcanzados de 1994 a 1998 por los jóvenes nacidos en 1974. Porcentajes. **Cuadro 1**

| Nivel educativo alcanzado | 1994 Edad: 20 | 1995 Edad: 21 | 1996 Edad: 22 | 1997 Edad: 23 | 1998 Edad: 24 |
|--|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Escuela obligatoria o nivel inferior | 13 | 13 | 12 | 12 | 12 |
| Enseñanza secundaria superior, 2 años. | 27 | 26 | 25 | 24 | 24 |
| Enseñanza secundaria superior, 3 años | 52 | 47 | 41 | 37 | 34 |
| Enseñanza postsecundaria | 8 | 15 | 22 | 26 | 30 |
| Total | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |

Fuente: Instituto Estadístico de Suecia, registro educativo sueco y cálculos propios (lamentablemente, los datos no revelan si la enseñanza secundaria superior era de tipo profesional o académico).

que esta promoción alcanzó durante el período de 1994 a 1998, es decir, para edades de 20 a 24 años.

Como muestra el cuadro 1, quienes no disponían de una titulación secundaria superior en 1994 continuaban en buena parte sin obtener estas cualificaciones cuatro años más tarde. Su proporción apenas disminuyó del 13 al 12 %. Es decir, los jóvenes que no terminan la enseñanza secundaria superior más o menos directamente tras la enseñanza obligatoria muy raramente obtienen cualificaciones de secundaria superior en el curso de su juventud (hasta los 25 años). Los jóvenes que aprueban una enseñanza secundaria superior en dos años tampoco participan masivamente en la enseñanza postsecundaria. La proporción de los que terminan la secundaria superior en dos años -en su mayoría a través de un programa profesional- bajó del 27 al 24 %. Por el contrario, los jóvenes que realizan una enseñanza secundaria superior en tres años -en su mayoría a través de un programa académico- pasan masivamente a la enseñanza postsecundaria. La proporción de quienes realizan una enseñanza secundaria superior en tres años descendió del 52 % en 1994 al 34 % en 1998.

Objetivos

El objetivo del presente análisis consiste en investigar la manera en que los adultos jóvenes, con o sin enseñanza secundaria superior de tipo profesional, consiguen implantarse en el mercado de trabajo tras salir de la escuela. ¿Influye en ello la formación profesional? Analizaremos tanto el grupo de adultos jóvenes que han recibido una enseñanza secundaria superior de tipo profesional en dos o tres años, como el grupo de adultos jóvenes que no recibe enseñanza secundaria superior alguna.

Las preguntas concretas a las que nuestra investigación quiere responder serán:

- ¿Qué proporción de adultos jóvenes consigue encontrar un empleo en el mercado de trabajo regular durante el período investigado?
- ¿Qué influencia ejerce la formación profesional secundaria superior, en sus ciclos de dos o tres años, sobre el empleo y los ingresos para la edad de 24 años, tomando en cuenta los factores del entorno?

Metodología

Para examinar la transición de la escuela al trabajo, es importante controlar a los jóvenes durante una serie de años. El presente estudio sigue a los adultos jóvenes del mismo grupo de edad -nacidos en 1974- que salieron de la escuela obligatoria en 1990 a los 16 años, hasta que han cumplido los 24 (1990-1998). Hemos reunido nuestros datos de diversos registros demográficos elaborados por el Instituto Estadístico de Suecia (registro de alumnos, registro de la enseñanza superior, registro educativo sueco, estadísticas laborales de la administración). La mayoría de los jóvenes había terminado la secundaria superior a la edad de 20 años (cuadro 1), lo que explica la elección de 1994 para medir el nivel educativo alcanzado. Seleccionamos así los siguientes grupos por investigar ⁽¹⁾:

- adultos jóvenes que en 1994 -es decir, cuatro años tras salir de la escuela obligatoria- no habían conseguido terminar la secundaria superior (no sec. sup.);
- adultos jóvenes que habían pasado a un curso profesional de dos años en la escuela secundaria superior en 1990, titulándose en 1994 como muy tarde (FP 2 años);

⁽¹⁾ Denominaremos "nivel educativo" a la correspondiente variable categórica.



(²) El sistema de notación escolar sueco iba en 1990 de 1 a 5, siendo la nota máxima posible el 5.

(³) El sistema escolar sueco de aquella época podía no conceder a un alumno nota alguna en un curso o materia bajo algunas circunstancias (fundamentalmente, una asistencia insuficiente).

(⁴) Detalles sobre los análisis de regresión: elaboramos modelos de regresión con orden jerárquico, incluyendo respectivamente las variables explicativas 1, 2, 3, 4 y 5. Como primera variable explicativa incluimos el sexo y a continuación, paso a paso, añadimos el origen étnico, las notas del 9º año de la escuela obligatoria, el índice de paro en el municipio de residencia y, por último, el factor de la enseñanza secundaria superior. El orden de estas variables se basa en nuestros supuestos de las causas más primarias (básicas) de la situación de empleo para una persona. Además, al añadir el factor de la enseñanza secundaria en último lugar, podemos examinar sus efectos controlados para las otras variables. También hemos tomado en cuenta los efectos de interacción: por ejemplo, una interacción entre el factor de la enseñanza secundaria superior y las notas dentro de un modelo de regresión logística significa que la secundaria superior ejerce un efecto distinto sobre la probabilidad de tener un empleo en función de la nota que una persona haya conseguido. Para cada nueva variable explicativa añadimos un conjunto completo de interacciones respecto a los efectos aceptados en el modelo previo, y eliminamos consiguientemente todos los efectos de interacción que no eran importantes. De esta manera se obtiene un modelo aceptado para cada conjunto de variables explicativas. En total obtuvimos cinco modelos, 1 a 5, de los cuales únicamente el modelo final (modelo 5) se presentará en este texto.

Para todos nuestros cálculos utilizamos el programa SAS. Para los análisis de regresión logística hemos utilizado los sistemas *proc genmod*, *proc nlmixed* y la macro *glimmix* (*Changes and Enhancements*, 1996; versión 8, 1999). Para los análisis de regresión lineal hemos utilizado *proc mixed*. En *glimmix*, *proc nlmixed* y *proc mixed* aplicamos modelos de dos niveles con componentes al azar a escala individual y municipal. Las relaciones de posibilidades (*odds ratio*) de los cuadros 3 y 4 se calcularon por *proc nlmixed*.

□ adultos jóvenes que pasaron en 1990 a cursos profesionales en 2 años de secundaria superior y asistieron posteriormente a un año complementario, de forma que en 1994 habían terminado una formación profesional en dos años más un año complementario (FP 2+1 años). No está documentado el carácter del año educativo complementario, probablemente distinto para los diferentes municipios y escuelas;

□ adultos jóvenes que en 1990 pasaron a cursos profesionales en tres años de la escuela secundaria superior, acabando esta vía educativa en 1994 como máximo (FP 3 años). Este grupo dispone de una educación más académica que el grupo de los dos años, y probablemente también que el grupo de dos años más el año complementario.

La situación de jóvenes y adultos jóvenes en el mercado de trabajo puede medirse de diversas formas: los índices de empleo constituyen una medida más adecuada de la integración de jóvenes en el mercado de trabajo que los índices de paro, ya que muchos jóvenes alternan periodos de paro con otros de estudio o de presencia en programas de creación de empleo (Åberg, 2002). Examinamos por ello los índices de empleo entre noviembre de 1990 y 1998, como medida disponible.

Decidimos investigar el empleo de los jóvenes en diversos grupos, tanto a escala descriptiva para todo el periodo que va de 1990 a 1998 (desglosado por sexos) como también por regresión logística (Christensen, 1990). Hemos modelizado la probabilidad de tener un empleo en noviembre de 1998; y también se han modelizado los ingresos anuales registrados en 1998 por regresión lineal.

Dado que los niveles educativos conseguidos se relacionan con el origen y la capacidad de los jóvenes, será importante tomar en cuenta ambos factores cuando se intenta evaluar la importancia de la formación profesional secundaria superior en el mercado de trabajo. Se ha demostrado que las notas finales de la enseñanza obligatoria (a la edad de 16 años) también se encuentran muy relacionadas con el origen social y la capacidad, y que constituyen la mejor variable para predecir el nivel educativo que un alumno consigue (Härnqvist, 1993, p.67). Las notas finales utilizadas en nuestro estudio como variable de control son las no-

tas totales obtenidas en promedio al término de la enseñanza obligatoria en 1990. Hemos dividido las notas en tres categorías: bajas (de 1,0 a 2,3), ordinarias (de 2,4 a 3,1) y altas (de 3,2 a 4,8) (²). Los jóvenes sin notas en una o varias materias al término de la escolaridad obligatoria se clasificaron en la categoría de notas bajas (³). Cada una de las tres categorías alberga una alta proporción de cada uno de los grupos objetivo antes mencionados.

Investigaciones previas habían revelado ya una relación entre el origen étnico de los adultos jóvenes y sus resultados en el mercado de trabajo durante el decenio de 1990 (Arai et al., 2000; Vilhelmsson, 2000; Edin et al., 2000), lo que da pie a la necesidad de controlar este factor. El origen o “contexto étnico” se define aquí como variable dicotómica: nacido en Suecia o nacido en el extranjero.

La variable de control “índice municipal de paro” equivale al porcentaje de población activa sin trabajo (esto es, el índice relativo de paro) en el municipio de residencia del adulto joven en 1998. Puede consultarse otra serie de detalles adicionales sobre los análisis de regresión en la correspondiente nota a pie (⁴).

Los adultos jóvenes matriculados en la enseñanza superior quedaban excluidos de los resultados, al no formar parte de la población activa; sólo suponen de un cinco a un ocho por ciento de los grupos objetivo de nuestra investigación. Además, todas las personas con valores en blanco sobre cualquiera de las variables utilizadas en cualquiera de los análisis de regresión logística (análisis del empleo) quedaron también excluidas de todas las regresiones logísticas. Un principio análogo se aplica a los análisis de regresión de ingresos lineales (análisis de ingresos).

Los análisis de ingresos sólo incluían a los estudiados que se consideraban con empleo remunerado durante 1998 en proporción no despreciable. Intentamos garantizar que los ingresos utilizados para los análisis de ingresos no influyeran demasiado sobre el grado de ocupación, al excluir a quienes no habían tenido o apenas un empleo remunerado durante 1998. Dado que no poseemos informaciones directas sobre el grado de ocupación, optamos en su lugar por basar nuestro criterio en los ingresos anuales.

**Tamaño de los grupos de investigación en 1994 y 1998.****Cuadro 2**

| Grupos de investigación | Tamaño en 1994 | Tamaño en 1998 | Cifra con todas las variables validadas en 1994 | Cifra con todas las variables validadas en 1998 | Cifra incluida en análisis de regresión logística | Cifra incluida en análisis de regresión de ingresos |
|---|----------------|----------------|---|---|---|---|
| Sin enseñanza secundaria superior | 11 815 | 11 620 | 11 811 | 11 607 | 11 033 | 6 293 |
| Formación profesional en dos años | 17 422 | 17 255 | 17 416 | 17 228 | 16 319 | 12 864 |
| Formación profesional en dos años más un año complementario | 8 341 | 8 254 | 8 330 | 8 240 | 7 634 | 6 402 |
| Formación profesional en tres años | 7 341 | 7 253 | 7 337 | 7 245 | 6 629 | 5 457 |
| Total | 44 911 | 44 382 | 44 894 | 44 320 | 41 615 | 31 016 |

Al imponer un límite de 37 400 SEK (coronas suecas), excluimos de esta manera a un 24 % de los que de otra manera habrían cumplido la norma y estarían incluidos en los análisis de ingresos. Se eligió la proporción del 24 % porque equivale al porcentaje de personas sin empleo en noviembre de 1998, esto es, la proporción de los que no satisfacen el criterio de empleo utilizado en los análisis de empleo. En un 89 % de los casos, quienes disponían de un ingreso anual inferior a 37 400 SEK en 1998 y quienes no tenían empleo en noviembre de 1998 son las mismas personas. De esta manera, tenemos límites relativamente coincidentes en nuestros análisis de ingresos y empleo.

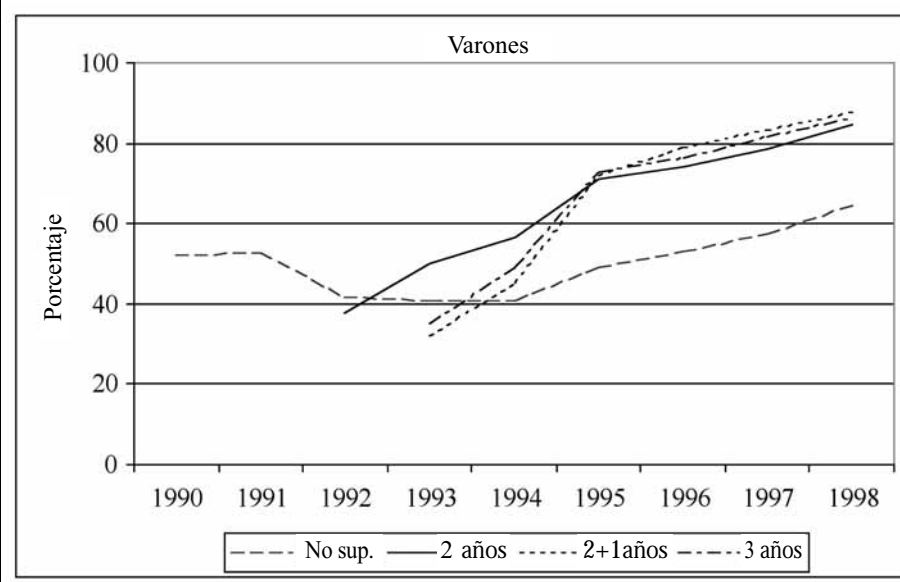
Descripción de los datos recogidos

El cuadro 2 muestra el tamaño de los grupos investigados en 1994 y 1998. Los grupos se mantuvieron bastante constantes entre ambas fechas: una ojeada a las primeras cuatro columnas revela que la pérdida de datos fue despreciable entre 1994 y 1998.

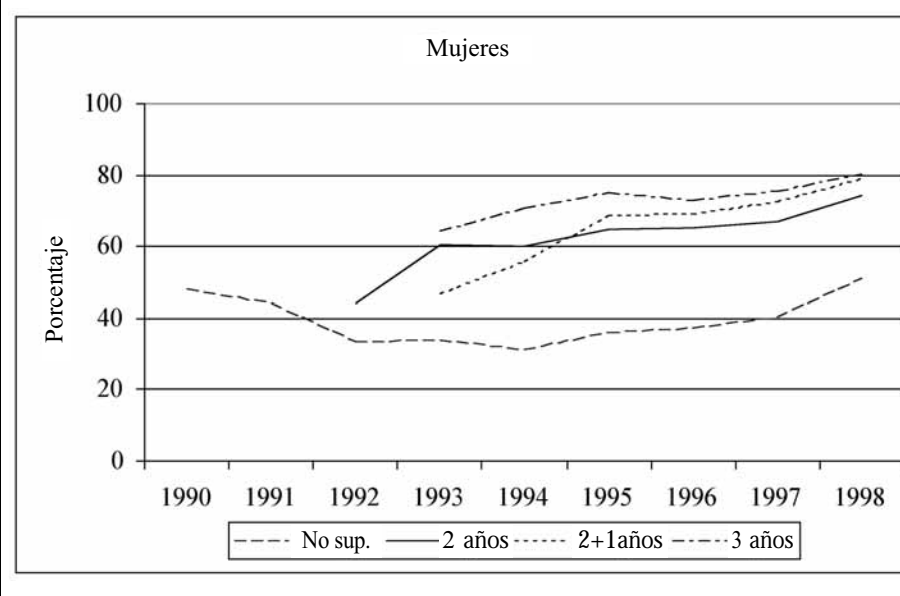
Las dos columnas de la derecha ilustran el número de observaciones utilizadas para los análisis de regresión. El número menor de observaciones en estas columnas se debe a la exclusión de estudiantes universitarios y de personas con escasos ingresos, como se ha explicado antes.

La proporción de alumnos nacidos en el extranjero era de un 7,6 % entre adultos jóvenes sin enseñanza secundaria superior, e inferior (del 3,9 al 4,1 %) entre adultos jóvenes con la titulación de formación profesional secundaria superior. Los jóvenes sin secundaria superior presentaban además una probabilidad mayor de notas bajas que los jóvenes con esta cualificación.

Proporción de varones con empleo remunerado de noviembre de 1990 a noviembre de 1998, para varones sin enseñanza secundaria superior y varones con formación profesional en dos o tres años. Diagrama 1



Proporción de mujeres con empleo remunerado, de noviembre de 1990 a noviembre de 1998, para mujeres sin enseñanza secundaria superior y mujeres con formación profesional en dos o tres años. Diagrama 2





Resultados

Transición de la escuela al trabajo

El Diagrama 1 muestra los índices de transición al mercado de trabajo para varones sin secundaria superior y para varones con formación profesional en dos o tres años. La curva indica la proporción de personas con empleo remunerado en noviembre de cada año.

Cuando estos varones jóvenes salieron de la escuela obligatoria en 1990, el índice de paro era aún bajo en Suecia. A pesar de ello, resultó difícil para los jóvenes de 16 años sin enseñanza secundaria superior encontrar un empleo. El Diagrama 1 muestra que sólo uno de cada dos consiguió encontrar un empleo en los dos primeros años tras salir de la escuela obligatoria. Al ir aumentando el índice de paro, la proporción de jóvenes con empleo remunerado descendió a casi el 40 % en 1992 y se mantuvo invariablemente baja durante otros dos años. El servicio militar puede ser otro de los motivos que explique la menor proporción de jóvenes con empleo remunerado. Aunque que el paro seguía siendo alto en 1995, los índices de empleo comenzaron a incrementarse progresivamente entre varones sin enseñanza secundaria superior, hasta alcanzar un 64 % en 1998.

Ya en 1993, es decir, un año tras su salida de la escuela secundaria superior, los jóvenes varones que habían acabado una formación profesional secundaria superior en dos años presentaban un índice de empleo superior al de los varones sin enseñanza secundaria superior. A continuación, el índice de empleo entre jóvenes varones con una formación en dos años aumentó más rápidamente que el de aquellos sin secundaria superior durante otros dos años. Los varones con formación profesional secundaria superior en tres años también presentaban un índice superior al de los varones sin enseñanza secundaria superior, transcurrido un año tras salir de la escuela secundaria superior. Durante los años siguientes, su índice de empleo continuó aumentando radicalmente hasta alcanzar el mismo nivel que el de los varones con formación en dos años. Sin embargo, a partir de 1995 los índices de empleo se incrementaron al mismo ritmo en los cuatro grupos de varones jóvenes. El Diagrama 2 presenta la correspondiente comparación entre los índices de empleo para mujeres.

El Diagrama 2 revela que las mujeres sin enseñanza secundaria superior experimentaron dificultades aún mayores en el mercado de trabajo que los hombres del grupo correspondiente. Al incrementarse el paro, la proporción de mujeres con empleos remunerados descendió del 48 % en 1990 al 31 % en 1994. Al igual que en el caso de los varones, los índices de empleo comenzaron a incrementarse gradualmente en 1995. El Diagrama 2 también ilustra las diferencias de los índices de empleo entre las mujeres con o sin cualificaciones secundarias superiores. En noviembre del año en que salieron de la escuela secundaria superior (es decir, 1992 y 1993, respectivamente), el índice de empleo para mujeres que habían finalizado la formación profesional secundaria superior ya resultaba algo mayor que el de las mujeres sin enseñanza secundaria superior. En 1994, la distancia entre mujeres con o sin cualificaciones secundarias superiores se hizo aún mayor. Tras ello, entre 1995 y 1998, la diferencia entre los grupos comparados permaneció bastante constante.

La influencia de la formación profesional sobre el empleo

Hemos analizado la relación entre el índice de empleo de adultos jóvenes en noviembre de 1998 y sus niveles educativos, controlando los factores de sexo, origen étnico, notas finales de la escuela obligatoria e índices de paro en su municipio de residencia en 1998. Para interpretar los resultados, es necesario tener en cuenta que cada una de las categorías educativas recoge en su seno numerosos programas distintos de formación profesional secundaria superior.

Hemos encontrado una diferencia significativa entre varones y hembras en cuanto a la probabilidad de empleo. La relación de posibilidades (odds ratio) para mujeres y varones es del 0,54 (intervalo de confianza del 95 %, 0,52-0,57). Las probabilidades correspondientes de tener un empleo son del 0,81 para varones y de 0,70 para mujeres. Nos referiremos a estos resultados como "modelo 1". Es decir, las mujeres presentan un índice considerablemente inferior al de los hombres.

En tres pasos, que no describiremos en este texto, procedimos a añadir las variables explicativas del origen étnico, las notas finales de la escuela obligatoria y el índice de



Relaciones de posibilidades u *odds ratio* (intervalos de confianza 95 %) para adultos jóvenes con empleo remunerado por sexo, origen étnico, notas, índice de paro municipal y nivel educativo obtenido (modelo 5). Cuadro 3

| | Modelo parcial para varones | Modelo parcial para mujeres |
|---|-----------------------------|-----------------------------|
| Notas promedio y nivel educativo obtenido | | |
| <i>Notas altas</i> | | |
| Sin enseñanza secundaria superior | 0,43 (0,37-0,49) | 0,57 (0,50-0,64) |
| Formación profesional en 2 años | 1,27 (1,12-1,43) | 1,69 (1,51-1,87) |
| Formación profesional en 2+1 años | 1,62 (1,38-1,87) | 2,15 (1,83-2,48) |
| Formación profesional en 3 años | 1,47 (1,25-1,68) | 1,95 (1,69-2,21) |
| <i>Notas ordinarias</i> | | |
| Sin enseñanza secundaria superior | 0,45 (0,41-0,49) | 0,45 (0,41-0,49) |
| Formación profesional en 2 años | 1 | 1 |
| Formación profesional en 2+1 años | 1,18 (1,07-1,30) | 1,18 (1,07-1,30) |
| Formación profesional en 3 años | 1,31 (1,16-1,46) | 1,31 (1,16-1,46) |
| <i>Notas bajas</i> | | |
| Sin enseñanza secundaria superior | 0,27 (0,24-0,29) | 0,26 (0,23-0,28) |
| Formación profesional en 2 años | 0,66 (0,58-0,73) | 0,63 (0,56-0,71) |
| Formación profesional en 2+1 años | 0,96 (0,78-1,14) | 0,93 (0,75-1,11) |
| Formación profesional en 3 años | 0,71 (0,58-0,85) | 0,69 (0,56-0,83) |
| Origen étnico | | |
| Nacidos en Suecia | 1 | 1 |
| Nacidos en el extranjero | 0,37 (0,32-0,42) | 0,55 (0,48-0,62) |
| Índice de desempleo del municipio en 1998 | | |
| Por unidad de porcentaje de paro superior* | 0,85 (0,82-0,88) | 0,93 (0,90-0,96) |
| Nota: si la cifra no se encuentra dentro del intervalo de confianza, habrá una diferencia significativa del 5 por ciento en comparación con las categorías de referencia varones y mujeres con notas ordinarias y una formación secundaria superior en 2 años. * Las categorías de referencia para diferentes grupos educativos, sexos y municipios con un índice de paro inferior en una unidad de porcentaje, <i>ceteris paribus</i> . | | |

paro local (modelos 2, 3 y 4). La influencia de estas variables se hace sentir sin embargo sobre el modelo final (modelo 5), al que añadimos por último la variable explicativa del nivel educativo conseguido. Comparamos los índices de paro de los adultos jóvenes sin enseñanza secundaria superior con tres alternativas de FP: en dos años, en dos años más un año complementario y en tres años, controlando las restantes variables. En la nota (5) se analiza el cuadro síntesis de varianzas y se muestran las diversas influencias sobre el modelo final.

Todas las influencias principales sobre el modelo final (sexo, origen étnico, notas, índice de paro municipal y nivel educativo obtenido) son muy importantes. El sexo interactúa significativamente con tres variables: el origen étnico, las notas finales en la escuela obligatoria y el paro a escala municipal. Es por tanto lógico desglosar la presentación de las relaciones de posibilidades u *odds ratios* en modelos parciales (6) para varones y mujeres. Estas *odds ratios* son aplicables dentro de cada uno de los modelos

parciales, de suerte que los varones se comparan con varones y las mujeres con mujeres. Para cada modelo parcial disponemos de un grupo de referencia compuesto por hombres o mujeres, respectivamente, con notas ordinarias y formación secundaria superior en dos años.

Además, el nivel educativo interactúa claramente ($p = 0,0002$) con las notas finales, es decir, la relación entre el índice de empleo y el nivel educativo obtenido varía según los grupos de notas. Por tanto, señalamos las relaciones de posibilidades (*odds ratios*) para todas las combinaciones de notas y niveles educativos dentro de cada modelo parcial, véase el Cuadro 3.

Del Cuadro 3 pueden deducirse las siguientes características esenciales, aplicables tanto al caso de varones como de mujeres:

□ es característico un índice alto de empleo entre adultos jóvenes con notas altas y enseñanza secundaria superior, y también entre adultos jóvenes con notas ordinarias

(5) Véase el Cuadro 6 en el Anexo.

(6) Estos modelos parciales son los denominados modelos condicionales. Asumimos un único modelo final y procedemos a deducir lo que dicho modelo nos cuenta considerando (en otras palabras, tomando por condición) el sexo de la persona en cuestión (una alternativa aproximadamente equivalente sería elaborar dos modelos separados para mujeres y varones, respectivamente, lo que produciría un resultado bastante similar. Pero es necesario que el mismo modelo incluya a varones y mujeres con el fin de poder comprobar las diferencias entre ambos).



y tres años de formación secundaria superior;

□ es característico un índice ordinario de empleo entre adultos jóvenes con notas ordinarias y formación secundaria superior en 2 años o en 2+1 años, y también entre adultos jóvenes con notas bajas y una formación secundaria superior en 2+1 años;

□ es característico un índice bajo de empleo entre adultos jóvenes con notas bajas y una formación secundaria superior en 2 o 3 años; y

□ es característico un índice de empleo muy bajo entre adultos jóvenes sin enseñanza secundaria superior, en particular entre los de notas bajas.

Por otro lado, las siguientes características fundamentales son específicas de sexos:

□ las mujeres parecen beneficiarse más de las notas altas que los varones;

□ los adultos jóvenes nacidos en el extranjero tienen una probabilidad muy inferior de encontrar empleo que los adultos jóvenes nacidos en Suecia; la diferencia es particularmente notable en el caso de los varones (relación de posibilidades de 0,37);

□ el elevado índice de paro en el municipio ejerce una influencia negativa y, a este respecto, los varones parecen más vulnerables que las mujeres (relación de posibilidades de 0,85 frente a 0,93), probablemente debido a que la frecuencia de empleos privados entre varones es superior a la de mujeres.

Las diferencias entre los resultados de varones y mujeres que muestra el Cuadro 3 son moderadas, excepto en el caso del origen étnico, los efectos de las notas altas y -hasta un cierto punto- la influencia del paro a escala municipal. La diferencia principal entre los dos sexos es su diferente índice de empleo. Para adultos jóvenes con notas ordinarias, los modelos parciales de varones y hembras son en realidad idénticos en cuanto a la influencia de las notas y del nivel educativo obtenido (⁷).

El tipo más interesante de comparación para nuestros fines consiste en desglosar los grupos objetivo de la investigación dentro

de cada categoría de notas. Para varones y mujeres jóvenes con notas ordinarias, el Cuadro 3 enumera las odds ratios correspondientes. Tanto en el caso de los varones como en el de las mujeres, se encuentran los siguientes resultados (como se ha mencionado, los modelos son idénticos):

□ los jóvenes sin enseñanza secundaria superior presentan un índice de empleo considerablemente menor de el de los jóvenes que sí terminan la secundaria superior;

□ los que acaban una formación secundaria superior en 3 o 2+1 años presentan un índice de empleo moderadamente superior pero apreciable que aquellos que reciben una formación secundaria superior en 2 años.

A fin de facilitar las comparaciones entre los grupos de notas bajas y altas, respectivamente, se han vuelto a calcular las relaciones de posibilidades u *odds ratios* utilizando las categorías de referencia dentro de cada grupo; véase el Cuadro 4. Se han utilizado como categorías de referencia los jóvenes con 2 años de formación secundaria superior dentro de cada categoría de notas. Las relaciones calculadas a partir del modelo 5 son iguales para varones y mujeres, y se presentan por lo tanto juntas (⁸).

Los resultados para los adultos jóvenes con notas altas (Cuadro 4) son parecidos a los resultados entre jóvenes de notas ordinarias:

□ los jóvenes sin enseñanza secundaria superior presentan un índice de empleo considerable y significativamente inferior al de los que aprueban la enseñanza secundaria superior;

□ los que reciben una formación secundaria superior en 3 o 2+1 años presentan un índice de empleo moderado pero significativamente superior al de los que reciben una formación secundaria superior en 2 años.

Para los adultos jóvenes de notas bajas se obtienen los siguientes resultados:

□ los que no disponen de una enseñanza secundaria superior presentan un índice de empleo considerable y significativamente inferior al de los que aprueban la enseñanza secundaria superior;

(⁷) Por supuesto, no son idénticos en realidad, pero tan próximos que la diferencia entre ellos desaparece en la situación idealizada que representa el modelo. Matemáticamente, ello se debe al hecho de que una serie de elementos se eliminan mutuamente cuando se calculan logarítmicamente las odds ratios. Para las notas ordinarias ello da lugar a los mismos elementos en las odds ratios logarítmicas del mismo tipo (p.e. sin enseñanza secundaria superior / con formación secundaria superior en 2 años) tanto para varones como para mujeres. Ello, a su vez, puede atribuirse a las interacciones importantes según el Cuadro 6 en el Anexo.

(⁸) Véase la nota anterior. Puede aplicarse en este caso prácticamente la misma explicación.



□ los que reciben una formación secundaria superior en 2+1 años presentan un índice de empleo moderado pero significativamente superior al de los que reciben una formación secundaria superior en 2 años;

□ los que reciben una formación secundaria superior en 3 años, por otro lado, no presentan un índice de empleo significativamente superior al de los que reciben una formación secundaria superior en 2 años.

Es difícil de explicar el motivo por el que los adultos jóvenes con notas bajas y una formación en 2+1 años arrojan mejores resultados en el mercado de trabajo que los que reciben una formación en 3 años; es posible que se beneficien de una formación menos académica. También podría ser un efecto de selección: aquellos alumnos motivados añaden un año complementario a los dos primeros.

La influencia del tercer año en otro estudio reciente

Con este control de los factores del entorno o contexto hemos intentado reducir el efecto de selección sobre nuestros cálculos sobre la influencia de la formación. Pero este método tiene sus limitaciones: por ejemplo, pueden existir factores que no hayamos tomado en cuenta, como el entorno social, que también podrían afectar a los resultados. Si hubiéramos controlado más factores del entorno, la ventaja de haber realizado una formación secundaria superior hubiera probablemente disminuido, así como la ventaja de recibir una formación en 3 años con respecto a la de 2 años. Ekström (2003), quien ha comparado la inactividad (situación sin empleo remunerado ni acceso a la enseñanza superior) de adultos jóvenes con formación profesional secundaria superior en 2 o 3 años, encontró incluso una influencia positiva del tercer año sobre la inactividad. El estudio de Ekström (2003) se basa en los mismos datos extraídos de registros que nuestra presente investigación, y ambas utilizan prácticamente las mismas variables explicativas. Las discrepancias en los resultados se deben probablemente a diferencias metodológicas: nosotros hemos utilizado la regresión logística e investigado también a fondo los efectos de interacción, lo que mejora la adecuación de nuestros modelos; Ekström (2003) adopta un método econo-

Odds ratios (intervalos de confianza 95 %) para el empleo por nivel educativo obtenido, para adultos jóvenes con notas altas y bajas, respectivamente. **Cuadro 4**

| | Aplicable tanto a varones como a mujeres, nacidos en Suecia o en el extranjero |
|-----------------------------------|--|
| <i>Notas altas</i> | |
| Sin enseñanza secundaria superior | 0,34 (0,29-0,38) |
| Formación profesional en 2 años | 1 |
| Formación profesional en 2+1 años | 1,28 (1,08-1,47) |
| Formación profesional en 3 años | 1,15 (1,00-1,31) |
| <i>Notas bajas</i> | |
| Sin enseñanza secundaria superior | 0,41 (0,37-0,45) |
| Formación profesional en 2 años | 1 |
| Formación profesional en 2+1 años | 1,47 (1,18-1,75) |
| Formación profesional en 3 años | 1,09 (0,88-1,30) |

métrico, y utiliza la regresión lineal sin efectos de interacción, combinada con un cálculo de variable instrumental; usa el programa piloto como instrumento para eliminar los efectos de selección en sus cálculos. Otra diferencia en cuanto a metodología es que Ekström (2003) excluye de su estudio a aquellos alumnos que han recibido una formación del programa piloto en 3 años, si no existe la correspondiente oferta regular en 2 años, y también viceversa. Para evaluar esta fuente potencial de resultados distintos, procedimos a repetir nuestros análisis excluyendo dichos programas, pero ello no modificó nuestros resultados. Por último, Ekström (2003) utiliza además la proporción de altos niveles educativos en el municipio como variable de control, cosa que nosotros no hemos hecho.

Influencia de la formación profesional sobre los ingresos

Hemos analizado la relación entre los ingresos de adultos jóvenes en empleo o autoempleo durante 1998 y sus respectivos niveles educativos. El análisis de ingresos se corresponde con los realizados para el empleo, y utiliza las mismas variables explicativas. La diferencia es que en este caso utilizamos el ingreso logarítmico como variable de resultado, y empleamos un modelo de regresión lineal.

En general, los resultados que se obtienen son muy parecidos a los de los análisis de regresión logística. Las mujeres con empleo remunerado presentan (modelo 1) unos ingresos anuales significativamente menores que los varones con empleo re-



Relaciones entre los valores medios geométricos (intervalos de confianza del 95 %) para los ingresos de adultos jóvenes en función del sexo, origen étnico, notas, índice de paro municipal y nivel educativo obtenido (modelo 5). Cuadro 5

| | Modelo parcial para varones | Modelo parcial para mujeres |
|---|-----------------------------|-----------------------------|
| Notas medias y nivel educativo obtenido | | |
| <i>Notas altas</i> | | |
| Sin enseñanza secundaria superior | 0,93 (0,89-0,98) | 0,94 (0,90-0,99) |
| Formación profesional en 2 años | 1,05 (1,02-1,09) | 1,07 (1,04-1,10) |
| Formación profesional en 2+1 años | 1,12 (1,08-1,16) | 1,13 (1,09-1,17) |
| Formación profesional en 3 años | 1,08 (1,05-1,12) | 1,10 (1,06-1,14) |
| <i>Notas ordinarias</i> | | |
| Sin enseñanza secundaria superior | 0,90 (0,88-0,93) | 0,90 (0,88-0,93) |
| Formación profesional en 2 años | 1 | 1 |
| Formación profesional en 2+1 años | 1,04 (1,01-1,07) | 1,04 (1,01-1,07) |
| Formación profesional en 3 años | 1,07 (1,04-1,10) | 1,07 (1,04-1,10) |
| <i>Notas bajas</i> | | |
| Sin enseñanza secundaria superior | 0,83 (0,81-0,86) | 0,80 (0,77-0,83) |
| Formación profesional en 2 años | 0,94 (0,91-0,97) | 0,90 (0,86-0,94) |
| Formación profesional en 2+1 años | 1,04 (0,99-1,09) | 1,00 (0,95-1,06) |
| Formación profesional en 3 años | 0,99 (0,94-1,04) | 0,95 (0,89-1,01) |
| Origen étnico | | |
| Nacidos en Suecia | 1 | 1 |
| Nacidos en el extranjero | 0,82 (0,79-0,85) | 0,91 (0,88-0,95) |
| Índice de paro del municipio en 1998 | | |
| <i>Unidad porcentual de paro superior*</i> | | |
| Sin enseñanza secundaria superior | 0,959 (0,949-0,969) | 0,970 (0,959-0,981) |
| Formación profesional en 2 años | 0,965 (0,958-0,973) | 0,976 (0,967-0,985) |
| Formación profesional en 2+1 años | 0,961 (0,951-0,971) | 0,972 (0,961-0,983) |
| Formación profesional en 3 años | 0,978 (0,966-0,989) | 0,989 (0,977-1,000) |
| Nota: si la cifra no se encuentra dentro del intervalo de confianza, habrá una diferencia significativa del 5 % en comparación con las categorías de referencia varones y mujeres con notas ordinarias y una formación profesional en 2 años. | | |
| * Las categorías de referencia para diferentes grupos educativos, sexos y municipios con un índice de paro inferior en una unidad de porcentaje, <i>ce-teris paribus</i> . | | |

(⁷) Por supuesto, no son idénticos en realidad, pero tan próximos que la diferencia entre ellos desaparece en la situación idealizada que representa el modelo. Matemáticamente, ello se debe al hecho de que una serie de elementos se eliminan mutuamente cuando se calculan logarítmicamente las odds ratios. Para las notas ordinarias ello da lugar a los mismos elementos en las odds ratios logarítmicas del mismo tipo (p.e. sin enseñanza secundaria superior / con formación secundaria superior en 2 años) tanto para varones como para mujeres. Ello, a su vez, puede atribuirse a las interacciones importantes según el Bitte, Cuadro 6.

(⁸) Véase la nota anterior. Puede aplicarse en este caso prácticamente la misma explicación.

(⁹) Véase el Cuadro 7 en el Anexo.

munerado (116 800 coronas en comparación con 161 200 coronas). El intervalo de confianza (95 %) para mujeres es de 115 400 - 118 200, y para hombres de 159 500 - 163 000.

En cuatro pasos, procedimos a añadir las variables explicativas del origen étnico, notas obtenidas al término del noveno año de la escolaridad obligatoria, índice de paro en el municipio y nivel educativo obtenido (modelos 2-5). A continuación presentaremos sólo el modelo final (modelo 5). La nota (⁹) contiene un análisis del cuadro de resumen de varianzas que enumera las pruebas de los diversos efectos sobre el modelo final.

En general, las influencias significativas son las mismas que en los análisis de regresión logística. También en este caso, y por

los mismo motivos, hemos desglosado la presentación en dos modelos condicionales, uno para varones y otro para mujeres. Los resultados se presentan de manera análoga a nuestra presentación de las odds ratios: diferencias en las medias cuadráticas mínimas de los logaritmos de los ingresos para todas las categorías, comparadas con las mismas categorías que en los análisis de regresión logística. Estas diferencias se han exponenciado, lo que las transforma en relaciones entre las medias geométricas de los ingresos en coronas, con la categoría de comparación en el denominador. De esta manera, revelan los ingresos medios relativos a la categoría de comparación. Estas comparaciones son aplicables a cada uno de los modelos parciales, de suerte que los varones se comparan con varones y las mujeres con mujeres. Para las comparaciones



de ingresos medios entre varones y mujeres, véase el modelo 1 descrito anteriormente.

El nivel educativo alcanzado interactúa significativamente ($p=0,0004$) con las notas obtenidas en el noveno año de la escuela obligatoria, es decir, la relación entre ingresos y nivel educativo varía en cada grupo de notas. De esta manera, se especifican relaciones de ingresos para todas las combinaciones de notas y niveles educativos dentro de cada modelo parcial (véase el Cuadro 5). Además, existe una interacción moderadamente significativa ($p=0,022$) entre el paro a escala municipal y el nivel educativo, motivo por el que también hemos realizado el mismo desglose para el paro a escala municipal.

En gran medida, el Cuadro 5 releva las mismas tendencias que el Cuadro 3. Ello equivale a decir que las relaciones entre ingresos y las variables explicativas resultan sorprendentemente similares a las que rigen entre el índice de empleo y las mismas variables explicativas. Considerando las semejanzas esenciales con el Cuadro 3, asumiremos aquí los mismos comentarios hechos a continuación de los Cuadros 3 y 4. Y tampoco consideramos necesario elaborar un cuadro para ingresos que se corresponda con el Cuadro 4.

Pero hay una diferencia entre los Cuadros 5 y 3 que sí precisa comentario: debido a la significativa interacción entre el paro a escala municipal y el nivel educativo obtenido, se ha desglosado por grupos educativos en el *Bitte, groß* cuadro 5 la influencia del índice del paro municipal. Tanto para varones como para mujeres, el grupo de jóvenes con una formación profesional en 3 años muestra la mayor relación -o coeficiente de regresión exponenciado- (0,978 y 0,989 respectivamente), lo que significa que la línea de regresión con el empleo municipal es relativamente plana en su caso y que, por tanto, su vulnerabilidad al empleo municipal es relativamente baja. Los tres grupos educativos restantes presentan relaciones inferiores de aproximadamente la misma magnitud, y por tanto una vulnerabilidad mayor, tanto para el caso de los varones como para el de las mujeres. El hecho de que las mujeres sean menos vulnerables a la situación local del mercado de trabajo que los hombres constituye un aspecto recurrente que ya hemos observado con los análisis de regresión logística.

Conclusión

Los jóvenes nacidos en 1974 que no aprobaron la enseñanza secundaria superior experimentaron grandes dificultades para conseguir un empleo en su acceso al mercado de trabajo con 16 años en 1990. La proporción de jóvenes con empleo remunerado se incrementó rápidamente para varones o mujeres con formación profesional secundaria superior, que les llevó a acceder al mercado de trabajo 2 o 3 años más tarde. Al cabo de poco tiempo, el número de éstos con empleo remunerado superó al de los que carecían de nivel secundario superior. Pero, a partir de 1995, las diferencias entre el grupo con formación profesional secundaria superior y el grupo sin ella dejaron de agrandarse y permanecieron constantes. Es decir, las ventajas de poseer una formación profesional resultaron particularmente evidentes a comienzos del decenio de 1990, en la fase de recesión económica en Suecia.

Con todo, los adultos jóvenes dotados de una formación profesional secundaria superior se encuentran mejor equipados para poder competir en el mercado laboral, incluso si no se toma en cuenta su nivel educativo (Murray, 1997). A fin de investigar más detenidamente la influencia real de la formación profesional en sí sobre los adultos jóvenes en el mercado de trabajo, hemos procedido a analizar el nivel de empleo de estos en 1998, el último año del periodo investigado, por medio de un análisis de regresión logística, y también su nivel de ingresos por medio de un análisis de regresión lineal, efectuando un control de los factores de entorno tales como sexo, origen étnico, notas finales en la escuela obligatoria e índice de paro local en el municipio de residencia del joven en 1998.

Los resultados revelan que, tanto con respecto al empleo como a los ingresos, resulta claramente ventajoso disponer de una formación profesional secundaria superior frente a los que carecen de ésta. Sin embargo, la formación profesional en tres años apenas implica una ventaja moderada con respecto a la formación en dos años. Para adultos jóvenes con notas bajas y formación en tres años, no se aprecia ninguna ventaja estadística significativa en comparación con quienes terminan un programa en dos años. En otro estudio (Ekström, 2003) sobre la influencia del tercer año, no se encontró ventaja ninguna sobre el nivel de empleo.



El periodo de control es desde luego muy breve para investigar la influencia de la enseñanza o formación. Con perspectiva más larga, los efectos de la formación profesional secundaria superior y del tercer año podrían revelarse más sustanciales. Además, los programas de formación profesional secundaria superior en tres años eran nuevos y desconocidos para los empresarios, mientras que los cursos en dos años existían ya desde la década de 1970.

Por último, una conclusión importante es que no sólo el nivel educativo logrado, sino también otros factores del entorno condicionan la situación de los adultos jóvenes en el mercado de trabajo. El sexo, el origen étnico y las notas, respectivamente, ejercen aproximadamente una influencia de la misma magnitud que el hecho de haber llevado o no a término una formación profesional secundaria superior. El índice de paro del municipio de residencia también

influye sobre el empleo y los ingresos de los jóvenes, más en el caso de los varones que en el de las mujeres. El hecho de que el índice de empleo se incremente al mismo ritmo para todos los grupos de investigación durante los últimos años del decenio de 1990 significa que a comienzos de este mismo decenio no era sólo el nivel educativo deficiente quien causaba los bajos índices de empleo entre los jóvenes sin cualificaciones de secundaria superior, sino que estos eran también resultado de la escasa demanda de mano de obra.

Agradecimientos

Helge Benmarker ha reunido los datos fundamentales en que se basa este estudio, y Erika Ekström ha recopilado más datos y elaborado algunos resultados. El estudio ha sido financiado por el Consejo Sueco del Trabajo y la Investigación Social.

Anexo

Cuadro 6. Prueba de las influencias sobre el modelo final de los análisis de regresión logística (modelo 5): impreso de SAS macro glimmix, ligeramente modificado (NDF, DDF = grados numerador y denominador de libertad en la fuente de variación y el margen de error, respectivamente).

| Fuente | NDF | DDF | Type III F | Pr > F |
|----------------------------------|-----|-------|------------|--------|
| Origen étnico | 1 | 41314 | 271,15 | 0,0001 |
| Sexo | 1 | 41314 | 99,89 | 0,0001 |
| Origen étnico * sexo | 1 | 41314 | 17,00 | 0,0001 |
| Grupo de notas | 2 | 41314 | 144,71 | 0,0001 |
| Sexo * grupo de notas | 2 | 41314 | 12,31 | 0,0001 |
| Paro municipal | 1 | 282 | 60,12 | 0,0001 |
| Paro municipal * sexo | 1 | 41314 | 22,26 | 0,0001 |
| Nivel educativo | 3 | 41314 | 434,79 | 0,0001 |
| Grupo de notas * nivel educativo | 6 | 41314 | 4,30 | 0,0002 |

Cuadro 7. Comprobación de influencias sobre el modelo final de los análisis de regresión de ingresos (modelo 5): impreso de SAS proc glimmix, ligeramente modificado (NDF, DDF = grados numerador y denominador de libertad en la fuente de variación y el margen de error, respectivamente).

| Tipo 3 - Comprobación de influencias fijas | | | | |
|--|--------|--------|---------|--------|
| Influencia | Num DF | Den DF | F Value | Pr > F |
| Origen étnico | 1 | 204 | 121,35 | <,0001 |
| Sexo | 1 | 204 | 121,35 | <,0001 |
| Origen étnico * sexo | 1 | 101 | 16,22 | 0,0001 |
| Grupo de notas | 2 | 565 | 88,06 | <,0001 |
| Sexo * grupo de notas | 2 | 530 | 4,68 | 0,0096 |
| Paro municipal | 1 | 282 | 75,41 | <,0001 |
| Paro municipal * sexo | 1 | 31E3 | 7,58 | 0,0059 |
| Nivel educativo | 3 | 832 | 156,77 | <,0001 |
| Grupo de notas * nivel educativo | 6 | 1278 | 4,15 | 0,0004 |
| Paro municipal * nivel educativo | 3 | 31E3 | 3,21 | 0,0220 |



Bibliografía

Åberg, Rune. Överutbildning: ett arbetsmarknadspolitiskt problem? [Sobreeducación: ¿un problema de política de empleo?]: Abrahamsson, Kenneth et al. *Utbildning, kompetens och arbete* [Educación, capacidades profesionales y trabajo]. Lund: Studentlitteratur, 2002, p. 41-61.

Arai, Mahmood; Schröder, Lena; Vilhelmsson, Roger. *En svartvit arbetsmarknad* [Un mercado de trabajo en blanco y negro]. Estocolmo: Department of Finance, 2000 (Ds 2000, 47).

Åtta vägar till kunskap: en ny struktur för gymnasieskolan. [Ocho vías al conocimiento: una nueva estructura para la escuela secundaria superior]. Estocolmo: Statens offentliga utredningar, 2002 (SOU, nº 120)

Changes and Enhancements through Release 6.11, SAS/STAT Software. Cary North Carolina: SAS Institute, 1996.

Christensen, Ronald R. *Log-linear models.* Nueva York: Springer-Verlag, 1990.

Edin, Per Anders; Forslund, Anders; Holmlund, Bertil. The Swedish youth labor market in boom and depression. Blanchflower, David G.; Freeman, Richard B., eds. *Youth employment and joblessness in advanced countries.* Chicago: The University of Chicago Press, 2000, p. 357-380.

Ekström, Erika; Murray, Åsa. Young adults with no further education and the Swedish labour market 1970s-1990s. *European Journal of Education*, 2002, vol. 37, nº 3, p. 243-262.

Ekström, Erika. The value of a third year in upper secondary vocational education: evidence from a piloting scheme. *Essays on inequality and education.* Upsala: Universidad de Upsala, 2003, p. 97-133. (Estudios Económicos, 76)

Elevpanel för longitudinella studier. Elevpanel 4: Från grundskolan genom gymnasieskolan 1998-2002. [Grupo estadístico de alumnos para estudios longitudinales. Grupo 4: de la escuela obligatoria a través de la secundaria superior, 1998-2002]. Estocolmo: Statistiska centralbyrån, 2003. (Informe estadístico UF 7).

Green, Francis; McIntosh, Steve; Vignoles, Anna. The utilisation of education and skills: evidence from Britain. *The Manchester School*, 2002, nº 6, p. 792-811.

Härnqvist, Kjell. Den sociala selektionen till gymnasieskola och högskola. Analyser i den longitudinella databasen UGU 67 [La selección a la enseñanza secundaria superior y la enseñanza superior. Análisis en el banco de datos longitudinales UGU 67]. Gotemburgo, Universidad de Gotemburgo, 1993 (Departamento de Educación, nº 10)

Hill, Marareth. Kompetent för "det nya arbetslivet"? [¿Competente para "la nueva vida laboral"?]. Gotemburgo: Acta Universitatis Gothoburgensis, 1998. (Estudios en Ciencias Educativas de Gotemburgo, 126)

Lasonen, Johanna. Reforming upper secondary education in Europe. Jyväskylä: Instituto de investigaciones educativas. Universidad de Jyväskylä, 1996. (Serie de publicaciones B, 92)

Murray, Åsa. Young people without an upper secondary education in Sweden. Their home background, school and labour market experiences. *Scandinavian journal of educational research*, 1997, vol. 41, nº 2, p. 93-125.

Murray, Åsa; Steedman, Hilary. Perfiles de capacidades profesionales en Francia, Alemania, Países Bajos, Portugal, Suecia y el Reino Unido. *Revista Europea Formación Profesional*, enero-abril 2001, nº 22, p. 3-14.

Pettersson, Lars. Yrkesutbildning för tillväxt? [¿Formación profesional para el crecimiento económico?]. *Arbetsmarknad och arbetsliv*, 1997, nº 1, p. 35-44.

Schröder, Lena. *Ungdomsarbetslösheten i ett internationellt perspektiv.* [El desempleo juvenil en perspectiva internacional]. Upsala: Instituto para la evaluación de políticas de empleo, 2000. (Informe de investigación, nº 4)

Anuario estadístico en Suecia 1998, Estocolmo: Instituto Estadístico de Suecia, 1998

Instituto Estadístico de Suecia, Registro Sueco de la Educación. Disponible en Internet: <http://www.scb.se>. Cuadro: Befolkning 16-74 år i riket efter utbildningsnivå, ålder och kön.

Utvärdering av försöksverksamhet med 3-årig yrkesutbildning i gymnasieskolan [Evaluación de un programa piloto de formaciones profesionales en 3 años en la escuela secundaria superior]. Estocolmo: Statens offentliga utredningar, 1989. (SOU, nº 90)

Version 8, SAS OnlineDoc(r) PDF Format. Cary, North Carolina: SAS Institute Inc., 1999.

Vilhelmsson, Roger. *Ethnic differences in the Swedish youth labor market.* Estocolmo: Instituto Sueco de Investigaciones Sociales, Universidad de Estocolmo, 2000. (Series de licenciatura, nº 15).

Wolf, Alison. *Does education matter? Myths about education and economic growth.* Londres: Penguin Books, 2001.

Palabras clave

Gender, ethnic background, grades, educational attainment, employment, income.