

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

El abandono voluntario en el mercado de trabajo Español

Juan Prieto Rodríguez

EEE 36



FEDEA

Fundación de Estudios de Economía Aplicada

<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

EI ABANDONO VOLUNTARIO EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL

Juan Prieto Rodríguez. Departamento de Economía. Universidad de Oviedo.

Facultad de CC Económicas y Empresariales.

Avenida del Cristo s/n.

33071 Oviedo.

Teléfono 98-5103768

Fax: 98-5104871

e-mail: jprieto@econo.uniovi.es

Resumen

En esta investigación se analiza la probabilidad de abandono voluntario de hombres y mujeres en el mercado de trabajo español. Por una parte, se analiza la influencia de las características personales y familiares. Por otra, se han incluido las características del puesto de trabajo ya que, también, es posible que la existencia de segregación genere mayores tasas de abandono en las mujeres. En este caso, las peores condiciones laborales pueden llevar a mayores tasas de salida del empleo, ceteribus paribus las características personales y familiares. Sin embargo, el análisis empírico, realizado con modelos de duración paramétricos, parece indicar que la distribución ocupacional no afecta a las tasas de abandono de hombres y mujeres. La evidencia empírica presentada muestra, por contra, que las variables personales y familiares son los factores más importantes para explicar las diferencias en las tasas de abandono de hombres y mujeres. Además, los modelos de duración estimados son de tipo polinómico debido a su gran flexibilidad. Esta elección permite estudiar el efecto del paso del tiempo sobre el abandono, o la permanencia en el puesto de trabajo, sin imponer ningún tipo de dependencia de la duración.

Palabras clave: Abandono voluntario, familia, segregación ocupacional, modelos de duración, dependencia de la duración.

1. Introducción.

El objetivo básico de este trabajo consiste en estudiar el abandono voluntario del empleo de hombres y mujeres en el mercado de laboral español y analizar cómo las características personales y familiares, por un lado, y las condiciones del puesto de trabajo, por otro, determinan la probabilidad de abandono de estos dos grupos de trabajadores.

En la literatura se encuentran varios ejemplos de trabajos que analizan el abandono voluntario, por ejemplo Viscusi (1980), Bartel (1982) , Light y Ureta (1992), y alguno de ellos realizados para la economía española, como los trabajos de Andrés y García (1991), Hernández Martínez (1997) y García Pérez (1997). Sin embargo, especialmente para la economía española, se ha prestado poca atención al efecto combinado de las características personales y laborales como determinantes de la decisión de abandonar el puesto de trabajo. Esta deficiencia, tal vez, se debe a la escasez de bases de datos con la suficiente información sobre la situación laboral y familiar de los encuestados.

En la literatura sobre el mercado de trabajo, los modelos de discriminación estadística recalcan la necesidad, por parte de los empresarios, de identificar las características de los trabajadores a partir de la información disponible. En este sentido, Lazear y Rosen (1990) suponen que los empresarios utilizan predicciones sobre la permanencia esperada de los trabajadores para establecer las políticas de promoción dentro de la empresa. Pero esto implica conocer los factores que determinan el abandono del puesto de trabajo e identificar a los trabajadores con probabilidades de abandono mayores, a menudo denominados 'quitters'. Por otro lado, es posible que el incorrecto diseño de las políticas de promoción, la existencia de discriminación salarial o de segregación ocupacional o sectorial de lugar a mayores tasas de

abandono de los colectivos con peores condiciones de trabajo.

Por tanto, para analizar los procesos de abandono del puesto de trabajo, son dos los elementos fundamentales a tener en cuenta. En primer lugar, se deben considerar los factores de oferta. Así, la nueva economía de la familia establece que el carácter de segundo receptor de rentas de las mujeres determina la existencia de tasas de abandono del empleo femeninas superiores a la de los hombres. Sin embargo, únicamente un análisis detallado del efecto del estado civil y de las cargas familiares y, lo que es más importante, del cambio de estado civil y de los cambios en las responsabilidades familiares, permitiría sostener esta afirmación basándose en algún tipo de evidencia empírica¹. En general, la influencia de los factores personales y familiares genera abandonos voluntarios exógenos a la empresa y al puesto de trabajo, que pueden ser tenidos en cuenta por los empresarios a la hora de tomar todo tipo de decisiones sobre su política laboral.

En segundo lugar, los modelos de emparejamiento laboral (matching) y de búsqueda desde el empleo (on-the-job searching) establecen que las condiciones del puesto de trabajo también influyen en las decisiones de abandono de los trabajadores. Según estos modelos, las condiciones de trabajo de una oferta de empleo determinada pueden considerarse como una extracción concreta de una distribución aleatoria conocida. La condición para que un trabajador acepte ese empleo es que la utilidad de esas condiciones laborales sea mayor que la utilidad de reserva. Sin embargo, el trabajador puede seguir buscando mientras continúa trabajando y abandonar el empleo actual si encuentra una oferta con unas condiciones que mejoren su utilidad.

¹ Ver, por ejemplo, Shaw (1985).

Evidentemente, cuanto peor sean las condiciones actuales más probable será que se produzca el cambio de empleo. En definitiva, el tipo de trabajo realizado o la ocupación desempeñada determinan que el trabajador considere su puesto de trabajo actual como un buen empleo, es decir, que sus características y gustos junto a las condiciones de trabajo constituyan un buen emparejamiento laboral².

Al analizar las diferencias de comportamiento entre hombres y mujeres es importante considerar la existencia de segregación ocupacional, lo que determinará las características y condiciones de trabajo de cada uno de estos grupos, afectando a las decisiones de abandono o permanencia en la empresa. Si las mujeres ocupan empleos con peores condiciones laborales, unido al hecho de que perciben unos salarios medios menores que los de los varones de iguales características productivas, las tasas de salida del empleo de aquéllas podrían ser mayores que las de los hombres. En este caso, las peores condiciones laborales llevarán a mayores probabilidades de abandono voluntario de las mujeres, *ceteribus paribus* las características personales. Por tanto, en este caso, las diferencias en las tasas de abandono serían consecuencia de la existencia de discriminación en el mercado laboral.

Por último, un tercer factor a tener en cuenta es el patrón temporal de los procesos de abandono. Los trabajadores permanecen en un determinado puesto de trabajo durante un periodo de tiempo más o menos largo y el riesgo de abandono puede no mantenerse constante. La forma en que el riesgo de abandono cambia a lo largo del periodo de permanencia en la empresa se conoce como dependencia de la duración. La estimación de las funciones de riesgo será otro de

² Ver, por ejemplo Devine y Kiefer (1991) quienes utilizan como base teórica los modelos de búsqueda para explicar los procesos de abandono del empleo.

los objetivos de la presente investigación.

Atendiendo a estos tres puntos, en este trabajo se ha tratado de distinguir el efecto de las características personales y familiares, frente a las condiciones laborales, como determinantes de las tasas de abandono observadas. Para la realización del trabajo empírico se utilizará la información contenida en la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (ECBC-91), realizada por convenio entre el Instituto Nacional de Estadística, la Comunidad de Madrid y el Instituto de la Mujer en el año 1991.

El resto del trabajo se divide en cuatro partes. En la primera, se analizan algunas alternativas para estimar modelos de abandono y se describen las principales características y ventajas de los modelos de duración, que han sido los utilizados en esta investigación. En segundo lugar, se presentan algunos resultados descriptivos sobre el abandono voluntario en España. A continuación, en la sección 4, se estiman modelos de abandono para hombres y mujeres, tanto por separado como conjuntamente. Por último, se presentan las principales conclusiones de esta investigación.

2. La medida del abandono voluntario.

Hasta fechas recientes gran parte de los estudios empíricos de movilidad laboral han utilizado modelos de elección discreta del tipo *logit* o *probit* o, incluso, modelos lineales de probabilidad. Por ejemplo, Flanagan (1978) utiliza un modelo lineal de probabilidad, Viscusi (1980) estima dos modelos de tipo logit, Blau y Kahn (1981) utilizan modelos probit y Bartel

(1982) utiliza modelos probit³.

En el caso español, Andrés y García (1991) también estimaron un modelo de tipo probit para analizar el abandono voluntario del puesto de trabajo. Recientemente, Hernández Martínez (1997) ha estimado modelos logit multinomiales para explicar distintos tipos de abandono del empleo anterior y su efecto sobre las diferencias salariales entre hombres y mujeres.

En los modelos de elección discreta, la variable dependiente es una variable ficticia que toma diferentes valores en función de las decisiones adoptadas por los individuos o de su situación personal. Pero, para aplicar estos modelos con rigor, el problema ha de poder definirse en términos tales que la variable dependiente refleje una decisión adoptada en un momento concreto del tiempo, normalmente el momento en que se realiza la toma de datos. Un ejemplo típico son los modelos de participación laboral. En este caso, los individuos deben reafirmarse en su decisión de trabajar constantemente y, por tanto, sea cual sea el momento en el que la encuesta se realice, habrá una serie de personas que estarán dentro del mercado laboral y otras que no, pudiendo estimarse un modelo de decisión probabilístico con datos de corte transversal.

Por el contrario, en lo referente al problema de la movilidad laboral es muy difícil que una persona esté cambiando de empleo en el preciso instante en el que se realiza la toma de datos. Algunas lo estarán pensando, sin haberse decidido completamente, y otras lo habrán hecho con anterioridad. Por tanto, la única forma de estimar un modelo de elección discreta consiste en establecer un período de referencia anterior a la toma de datos y clasificar a la población en

³ Devine y Kiefer (1991) contiene una buena revisión empírica de los modelos de abandono del puesto de trabajo utilizando distintas técnicas empíricas. Asimismo, se señalan los principales problemas de los modelos de elección discreta y se fundamenta de forma exhaustiva la utilización de los modelos de duración en la economía laboral.

función de los cambios de trabajo acaecidos durante dicho período.

Los modelos de elección discreta sirven, en este caso, para analizar los determinantes de la probabilidad de abandono del trabajo durante el período de referencia que se establezca.

Sin embargo, si se aumenta la amplitud del período de referencia, la probabilidad de haber abandonado voluntariamente el puesto de trabajo durante el mismo es también mayor y, por tanto, la variable dependiente toma valores distintos. Además, por ejemplo, variables como la edad pueden aumentar su nivel de significatividad de forma espuria, ya que las personas con más edad tienen una mayor probabilidad de haber cambiado de empresa en algún momento pasado por el mero hecho de haber estado más tiempo en el mercado de trabajo⁴.

Por tanto, la utilización de modelos de elección discreta puede presentar problemas si no se realizan algunas correcciones como la propuesta por García Pérez (1997), quien estima modelos probits, pero el tiempo de permanencia en la empresa de cada individuo se divide en periodos homogéneos.

En esta investigación, sin embargo, se ha optado por estimar modelos de duración. Ejemplos de la utilización de este tipo de modelos son los trabajos de Meitzen (1986) y Light y Ureta (1992). Así, Meitzen (1986) utiliza los modelos de duración para estimar los determinantes del abandono voluntario de hombres y mujeres. Light y Ureta (1992) también utilizan estos modelos para analizar el abandono voluntario de hombres y mujeres separadamente, pero preocupándose por la posibilidad de identificar a las personas con mayor propensión al abandono

⁴ Como señala Meitzen (1986), "los parámetros de un modelo de tiempo continuo no varían con la unidad de tiempo elegida, mientras los modelos de tiempo discreto definidos para una unidad de tiempo tendrán formas funcionales distintas para diferentes unidades de tiempo" (pág. 153).

voluntario dentro de cada grupo.

Los modelos de duración permiten estudiar los determinantes de la longitud de los periodos de tiempo en que los individuos permanecen en una determinada situación y, en algunos casos, su cambio a una situación posterior concreta⁵. La variable dependiente en este tipo de estudios es normalmente la duración de un evento cualquiera, medida como la longitud del periodo de tiempo transcurrido desde el comienzo del evento hasta su terminación o hasta que se realiza la medida del mismo, si aún no ha finalizado (Greene, 1993, pág. 715). En esta investigación se utilizan estos modelos para estudiar los determinantes del tiempo medio que un individuo va a permanecer voluntariamente en una empresa.

Un elemento característico de estos modelos es la existencia de *observaciones censuradas* de la variable dependiente. Este tipo de observaciones se caracterizan porque el dato del que dispone el investigador constituye el límite inferior de la verdadera duración del evento objeto de estudio, bien porque en el momento en que se tomaron los datos el evento no había finalizado, o bien porque lo había hecho pero por razones ajenas a las consideradas relevantes en la investigación. Los valores censurados se deben incluir en el análisis porque, de lo contrario, se estarían cometiendo sesgos de selección importantes en la muestra utilizada, ya que las observaciones de mayor duración tienen una mayor probabilidad de estar censuradas y se originarían problemas similares a los observados con muestras censuradas (Greene, 1993, pág. 716).

⁵ Algunos ejemplos de la utilización de estos modelos para la economía española como los trabajos de Andrés, García y Jiménez (1989), Ahn y Ugidos (1995) y Bover *et al.* (1996) .

Asimismo, lo normal es suponer que la duración de un determinado suceso está relacionada con otras variables. Estas variables pueden permanecer constantes a lo largo del periodo de duración del evento estudiado o cambiar a lo largo del tiempo. Así, mientras una persona permanezca trabajando en una empresa algunas variables que afectan al abandono del puesto de trabajo, como los estudios, pueden permanecer constantes y otras, como la edad o el número de hijos, se modificarán a medida que el tiempo transcurra. Por tanto, en este caso, la duración del periodo que una persona permanece trabajando voluntariamente en una empresa dependerá, no del valor que tomen en un momento concreto las variables con las cuales suponemos está relacionada dicha duración, sino de la realización completa a lo largo del tiempo de dichas variables.

Los modelos de duración pueden clasificarse en paramétricos y semiparamétricos, existiendo en la literatura un gran número de especificaciones alternativas de las funciones que representan la probabilidad de abandono en cada momento del tiempo, denominadas funciones de riesgo. La pendiente de la función de riesgo determina lo que se conoce como la *dependencia de la duración* y, en nuestro caso, muestra cómo evoluciona la probabilidad de abandonar el puesto de trabajo, en sucesivos intervalos infinitesimales, a lo largo del tiempo.

El supuesto más sencillo que se puede analizar es el de una dependencia de la duración nula. En este caso, la función de riesgo será constante a lo largo del tiempo. Ello implica que la probabilidad condicionada de cambio de situación en un intervalo corto de tiempo se mantiene estable a lo largo de todo el periodo. Otro caso es el que se da cuando la función de riesgo presenta pendiente positiva. Se dice, entonces, que el proceso tiene una dependencia de duración positiva. Para tales distribuciones, a medida que pasa el tiempo la probabilidad de cambio de

situación aumenta. Un ejemplo de estos procesos es la duración de las huelgas. En tercer lugar, si una función de riesgo presenta pendiente negativa se dice que el proceso tiene una dependencia de duración negativa. Esta relación se encuentra a menudo en fenómenos del mercado de trabajo, por ejemplo, la duración del desempleo. Por último, existen funciones de riesgo que no presentan una dependencia de la duración monótona, es decir, que presentan una probabilidad de abandono creciente al principio y luego decreciente, o a la inversa.

Alternativamente, pueden utilizarse modelos de duración semiparamétricos. Tal como expone Greene (1993, pág. 725) "los modelos paramétricos son atractivos por su simplicidad. Pero imponer tanta estructura sobre los datos podría distorsionar las razones de riesgo estimadas. Podría ser que se obtuviera una representación más precisa imponiendo menos restricciones". Esto se consigue mediante los modelos semiparamétricos, lo que constituye la mayor ventaja de los mismos.

De cara al trabajo empírico surge la necesidad de elegir entre estos dos tipos de modelos, paramétricos y semiparamétricos. En la presente investigación, se ha optado por modelos de duración de tipo polinómico. Estos son modelos paramétricos, pero permiten obtener funciones de riesgo determinadas para cada muestra sin imponer ninguna dependencia de la duración a priori.

3. Análisis descriptivo.

Utilizando los datos de la ECBC-91, el Cuadro 1 recoge el motivo del último abandono del puesto de trabajo de aquellos individuos que, habiendo tenido una experiencia laboral previa, no trabajaban en el momento de realizarse la encuesta. Puede observarse que en el caso de la mujer, la mayor parte de estos abandonos de la empresa son voluntarios (74,1%), mientras que para los hombres los abandonos voluntarios no llegan al 30% de los casos.

Cuadro 1
Motivos de abandono del último puesto de trabajo en porcentajes

| Motivos de abandono del último puesto de trabajo | Hombres | Mujeres |
|--|---------|---------|
| Despido y quedan en paro | 41,5% | 18,0% |
| Jubilación, incapacidad | 28,1% | 6,86% |
| Voluntario | 29,6% | 74,1% |
| NS/NC | 0,74% | 1,04% |

Nota: Se trata de individuos que, habiendo tenido una experiencia laboral previa, no trabajaban en el momento de realizarse la ECBC-91.

Asimismo, el pequeño porcentaje de mujeres que, habiendo decidido en algún momento incorporarse al mercado de trabajo, abandonan por jubilación, parece indicar que las mujeres son más propensas a abandonar anticipadamente el mercado laboral que los hombres. Más aún, el despido es la mayor causa de separación del empleo en el caso de los hombres, y, sin embargo, en el caso de las mujeres tiene mucha menos importancia relativa, situándose en torno al 25% de los abandonos voluntarios.

Estos resultados contrastan con los datos presentados por Hernández Martínez (1997),

quien cifra el abandono voluntario de los hombres en torno al 35-40% y el de las mujeres sobre el 32%. Sin embargo, su análisis se centra en las causas de abandono del empleo anterior de la población ocupada, por tanto, las diferencias se pueden explicar por el alto número de abandonos voluntarios del puesto de trabajo que suponen abandonos de la población activa en el caso de las mujeres.

Por tanto, gran parte de la desigualdad observada entre hombres y mujeres en cuanto a la probabilidad de abandono del puesto de trabajo se puede explicar por el hecho de que las mujeres suelen presentar periodos de abandono del mercado de trabajo durante determinadas épocas de su vida que no son habituales en el caso de los hombres. Éstos últimos pueden experimentar a lo largo de su vida activa distintos cambios en el puesto de trabajo, pero éstos casi nunca suponen una renuncia a participar en la fuerza laboral.

Asimismo, se supone que hombres y mujeres tienen, por término medio, comportamientos distintos con respecto al trabajo, cuyo origen está en el proceso de maximización de la utilidad dentro de la familia. Así, se ha demostrado que las decisiones sobre participación laboral de la mujer (y los abandonos de la fuerza laboral que en ocasiones suponen) están muy condicionadas por el ciclo familiar de nacimiento, cuidado e independencia de los hijos⁶. El proceso de elección y asignación de recursos llevado a cabo dentro del ámbito familiar da lugar a patrones laborales muy diferentes para los hombres y las mujeres, que repercuten directamente sobre el periodo de permanencia esperada en un empleo, las tasas de cambio de empresa o el abandono del mercado laboral.

⁶ La hipótesis del trabajador añadido, que supone unas tasas de participación laboral mayores para las mujeres cuyos maridos están desempleados que para las mujeres cuyos maridos trabajan, es un ejemplo claro de cómo las decisiones laborales están condicionadas por la familia.

Sin embargo, como se ha señalado anteriormente, otra posible explicación de las diferencias en las tasas de rotación de la mano de obra se fundamenta en la existencia de diferencias en las condiciones de trabajo. Es posible que una parte de estos abandonos no venga reflejada en los porcentajes del Cuadro 1, ya que, en este caso, los trabajadores pueden cambiar de empleo hacia uno con mejores condiciones de trabajo y no abandonar el mercado de trabajo.

4. Resultados empíricos.

Como ya se ha señalado anteriormente, la permanencia en el puesto de trabajo (o bien la probabilidad de abandono voluntario del mismo) depende fundamentalmente de variables familiares y del puesto de trabajo. A su vez, se supone que estas variables afectan de forma distinta el comportamiento laboral de los hombres y de las mujeres.

Para contrastar estas hipótesis, se ha estimado, en primer lugar, en un modelo de abandono conjunto para hombres y mujeres, como primer paso para determinar empíricamente si existen diferencias significativas en las tasas de abandono por sexos en la economía española. Posteriormente, se presentan dos modelos estimados separadamente para cada sexo.

Para efectuar los cálculos, se utilizó una submuestra de la ECBC-91 que contenía información referida exclusivamente a los colectivos de trabajadores asalariados por cuenta ajena en el sector privado y antiguos ocupados en iguales circunstancias. Esto es, se excluyeron los ayudas familiares, los trabajadores por cuenta propia, y los trabajadores de las Administraciones Públicas.

En cuanto a la información disponible en la ECBC-91 para los antiguos ocupados, ésta incluye una serie de cuestiones descriptivas sobre el último empleo. En concreto, se pregunta a estos encuestados por el motivo y la edad de abandono, la duración del último empleo y las características del mismo. Además, con la información disponible, se puede conocer para estas personas el tiempo transcurrido desde que se produjo el cese en dicho empleo hasta el momento en que se tomaron los datos. Por otro lado, para las personas actualmente ocupadas se conocen la antigüedad en la empresa y las características del puesto de trabajo. Asimismo, para todos los individuos se conoce su estructura familiar (estado civil, fecha aproximada de matrimonio, edad y número de hijos,...)

Con todos estos datos, se han estimado modelos paramétricos de duración con variables independientes que varían en el tiempo. De entre los múltiples modelos disponibles en la literatura se ha estimado un modelo de tipo polinómico, de forma que la dependencia de la duración estimada no venga impuesta por la forma funcional elegida (como ocurre con los modelos de tipo exponencial, Weibull o log-logístico, por ejemplo). En concreto, se ha estimado una variación del modelo de Rayleigh cuya la función de riesgo es:

$$r(t) = \exp(a + b_1 t + b_2 t^2 + b_3 t^3 + \dots).$$

El término a permite introducir en la función de riesgo el efecto de variables independientes, definiéndose en este caso como βX , donde β es el vector de coeficientes a estimar. Asimismo, el grado del polinomio se ha determinado, en cada caso, utilizando el test de la razón de verosimilitud cuya hipótesis nula es $H_0: b_1 = 0$.

Este modelo se ha estimado utilizando una muestra que incluye 3678 eventos⁷, de los cuales 2056 corresponden a observaciones de hombres y 1622 de mujeres. Hay que tener en cuenta que el número de eventos no coincide con el número de individuos. Al estimar modelos de duración, los eventos están definidos sobre periodos de tiempo en los que las variables explicativas permanecen constantes. Por tanto, si se producen n cambios en las variables explicativas, el periodo de permanencia en la empresa de un individuo será dividido n veces, generando $n+1$ eventos⁸. Las estimaciones de los modelos de duración se realizaron utilizando las ponderaciones incluidas en la ECBC-91 para corregir la sobrerrepresentación de los individuos de la Comunidad de Madrid y con estudios superiores.

La variable dependiente, el tiempo de permanencia en la empresa, se define como la duración en años del último trabajo. Es decir, su valor será igual a la antigüedad en la empresa hasta el momento de realizarse la toma de datos o, si se trata de individuos actualmente sin empleo, al tiempo trabajado en la empresa en que estuvo empleado por última vez⁹.

En cuanto a las variables familiares incorporadas en estas estimaciones son las que reflejan diferencias en el coste de oportunidad de un abandono voluntario: el estado civil, medido a través de las variables ficticias **CASADO** y **SOLTERO**, el número de hijos, la edad y su cuadrado; la experiencia laboral y su cuadrado; y, finalmente, el nivel de estudios, medido mediante cuatro variables ficticias (**ESTUDIOS PRIMARIOS**, **ESTUDIOS MEDIOS**, **DIPLOMADO** y

⁷ En nuestro caso los eventos se definen como periodos de permanencia en la empresa.

⁸ Los subperiodos originados por estas razones se consideran observaciones censuradas ya que no se ha producido un abandono voluntario para su finalización. Para los detalles técnicos sobre esta cuestión puede consultarse el libro de Lancaster "The Econometric Analysis of Transition Data" (1990).

⁹ En el Anexo aparece la definición exacta de cada una de estas variables.

LICENCIADO).

Por lo que se refiere a la situación familiar, es necesario señalar que ésta puede cambiar durante el periodo de permanencia del trabajador en la empresa, afectando a la función de riesgo. Para incorporar estos posibles cambios en las estimaciones, además de su estado en el instante de realizarse la encuesta, se utilizó la información longitudinal sobre el estado civil proporcionada por la misma. Asimismo, se aproximó el número de hijos en cada momento utilizando la edad de cada uno de los miembros de la familia¹⁰.

En cuanto a las variables que representan las características propias del puesto de trabajo, se incluyeron una serie de variables que representan el sector productivo y la ocupación, la necesidad de formación específica (**FORMACIÓN ESPECÍFICA**) y el tipo de contrato (**FIJO**). Asimismo, como variables de control se incluyeron dieciséis variables ficticias que representan sendas comunidades autónomas y el tamaño del municipio de residencia mediante la variable ficticia **URBANO**.

Tal y como se define la función de riesgo, los coeficientes positivos indican un aumento en el riesgo de abandono voluntario del empleo y, por tanto, una menor permanencia en la empresa.

A continuación se presentan, en el Cuadro 2, los resultados del modelo de abandono

¹⁰ Por ejemplo, si en la fecha en que se contrajo matrimonio el individuo se encontraba trabajando en el último empleo, se consignó dicho cambio de estado civil, pasando la variable **CASADO** de valer cero a valer uno para todo el periodo posterior. Si el cambio de estado civil fue pasar de casado a divorciado, viudo o separado, se dio el valor cero a la variable **CASADO** para el resto del periodo.

voluntario estimado conjuntamente para hombres y mujeres. Para permitir que las variables familiares y laborales puedan recoger un efecto distinto para hombres y mujeres, se han incluido una serie de términos de interacción de las variables familiares y laborales con el hecho de ser hombre. Estas variables se denotan por la letra H. Si el coeficiente estimado de alguno de estos términos de interacción es significativo, nos indicaría que existen diferencias de comportamiento entre hombres y mujeres significativas, debidas a la distinta respuesta a esta variable.

En primer lugar, cabe señalar que este modelo es globalmente significativo, pues la prueba de la razón de verosimilitud permite rechazar la hipótesis nula de que todos los coeficientes de las variables explicativas sean cero. Por lo tanto, parece que el modelo estimado permite explicar parte de las decisiones de abandono razonablemente bien.

Observando los estadísticos que describen el comportamiento de la variable dependiente, incluidos en el Anexo, se aprecia que las mujeres tienen una permanencia media en las empresas menor que los hombres. No obstante, las diferencias no se refieren exclusivamente a la variable dependiente, sino que los resultados de este primer modelo permiten observar que el patrón de conducta de hombres y mujeres es distinto, respondiendo a diferentes variables en cada caso. Utilizando el test de la razón de verosimilitud se puede rechazar la hipótesis nula de que todos los coeficientes de los términos de interacción sean simultáneamente cero¹¹, es decir, puede rechazarse la hipótesis de que hombres y mujeres tengan el mismo comportamiento laboral.

¹¹ El valor del test es de 193,12 y el valor de tablas de una χ^2 con 30 grados de libertad al 1% es 50,89.

Cuadro 2
Modelo de abandono voluntario estimado conjuntamente

| | Coefficiente | t-Student | | Coefficiente | t-Student |
|--------------------------|--------------|-----------|------------------------|--------------|-----------|
| CONSTANTE | 1,2604 | 3,274 | HOMBRE | -0,3251 | -0,436 |
| CASADO | 1,3091 | 8,006 | HCASADO | -1,7777 | -6,698 |
| SOLTERO | 0,2071 | 1,182 | HSOLTERO | -0,8522 | -2,366 |
| NHIJOS | 0,1390 | 1,268 | HNHIJOS | -0,0085 | -0,049 |
| EDAD | -0,2443 | -11,57 | HEDAD | -0,0116 | -0,278 |
| EDAD2 | 0,0036 | 12,00 | HEDAD2 | 0,0010 | 1,920 |
| EXPLAB | -0,1091 | -9,059 | HEXPLAB | -0,0065 | -0,309 |
| EXPLAB2 | 0,0005 | 1,920 | HEXPLAB2 | 0,0004 | 1,056 |
| ESTUDIOS PRIMARIOS | 0,0251 | 0,247 | HESTUDIOS PRIMARIOS | -0,5375 | -2,818 |
| ESTUDIOS MEDIOS | -0,2543 | -1,126 | HESTUDIOS MEDIOS | 0,1601 | 0,465 |
| DIPLOMADO | 0,3833 | 1,171 | HDIPLOMADO | -0,6821 | -1,254 |
| LICENCIADO | -0,1858 | -0,407 | HLICENCIADO | 0,1006 | 0,157 |
| FORMACIÓN ESPECÍFICA | -0,2751 | -1,623 | HFORMACIÓN ESPECÍFICA | 0,2584 | 1,041 |
| FIJO | -0,2154 | -1,978 | HFIJO | -0,5786 | -2,971 |
| URBANO | 0,0320 | 0,325 | HURBANO | -0,3935 | -2,329 |
| INDUSTRIA BÁSICA | -0,1751 | -0,621 | HINDUSTRIA BÁSICA | 1,0470 | 2,824 |
| INDUSTRIA PESADA | -0,0411 | -0,163 | HINDUSTRIA PESADA | 0,4198 | 1,125 |
| INDUSTRIA LIGERA | 0,0564 | 0,340 | HINDUSTRIA LIGERA | 0,0531 | 0,178 |
| CONSTRUCCIÓN | -0,2500 | -0,335 | HCONSTRUCCIÓN | 0,9098 | 1,170 |
| COMERCIO Y HOSTELERÍA | 0,0588 | 0,296 | HCOMERCIO Y HOSTELERÍA | 0,1221 | 0,328 |
| TRANSPORTES | 0,3657 | 0,748 | HTRANSPORTES | 0,3563 | 0,563 |
| SERVICIOS ECONÓMICOS | -0,7185 | -2,500 | HSERVICIOS ECONÓMICOS | 1,0715 | 2,227 |
| ENSEÑANZA | 0,0719 | 0,240 | HENSEÑANZA | -0,0230 | -0,027 |
| SERVICIOS SOCIALES | 0,8105 | 3,223 | HSERVICIOS SOCIALES | 0,1349 | 0,287 |
| SERVICIO DOMÉSTICO | 0,3661 | 2,087 | HSERVICIO DOMÉSTICO | 0,5064 | 0,876 |
| PROFESIONAL SUPERIOR | -0,0665 | -0,214 | HPROF. SUPERIOR | -0,2117 | -0,465 |
| PROFESIONAL MEDIO | -0,6664 | -1,991 | HPROF. MEDIO | 0,3425 | 0,601 |
| ADMINISTRATIVO | 0,0511 | 0,281 | HADMINISTRATIVO | 0,1430 | 0,425 |
| TRAB. SERVICIOS Y VENTAS | 0,0023 | 0,013 | HTRAB SERV Y VENTAS | 0,5213 | 1,435 |
| TRAB. MANUAL CUALIFICADO | -0,0316 | -0,228 | HTRAB. MANUAL CUALIF. | 0,2228 | 0,953 |
| ANDALUCÍA | 0,0016 | 0,012 | | | |
| ARAGÓN | -0,2232 | -1,068 | | | |
| ASTURIAS | -0,2801 | -0,916 | | | |
| BALEARES | -1,1749 | -3,089 | | | |
| CANARIAS | -0,1705 | -0,744 | | | |
| CANTABRIA | -0,1500 | -0,343 | | | |
| CASTILLA-LA MANCHA | 0,5719 | 2,772 | | | |
| CASTILLA Y LEÓN | -0,1060 | -0,503 | | | |
| CATALUÑA | -0,2449 | -1,996 | | | |
| COM. VALENCIANA | -0,0511 | -0,349 | | | |
| EXTREMADURA | -0,2453 | -0,779 | | | |
| GALICIA | 0,0006 | 0,004 | | | |
| MURCIA | -0,6013 | -1,965 | | | |
| NAVARRA | -0,1678 | -0,428 | | | |
| PAÍS VASCO | 0,4063 | 2,502 | | | |
| RIOJA | 0,3957 | 0,870 | | | |
| b1 | 0,003617 | 0,101 | | | |
| b2 | 0,007370 | 2,037 | | | |
| b3 | -0,000257 | -2,021 | | | |
| b4 | 3,15E-06 | 2,238 | | | |
| N | 3678 | | | | |
| $\chi^2(75 \text{ g.l})$ | 1754,48 | | | | |

Dado en coeficiente estimado de la variable **HOMBRE**, parece que mero hecho de ser hombre no reduce la probabilidad de abandono de manera significativa. Este resultado, no

obstante, se refiere a los varones que forman la categoría de referencia (separado o viudo, sin estudios, empleado no cualificado del sector primario). Por otro lado, se puede observar que las variables que representan características personales y familiares originan importantes diferencias entre el comportamiento de hombres y mujeres. En concreto, el hecho de estar casado (o de casarse en un determinado momento) aumenta la probabilidad de abandono voluntario para conjunto de la muestra, pero este efecto es mayor y de sentido contrario cuando la persona casada es un hombre. Asimismo, se observan diferencias significativas entre hombres y mujeres para las personas solteras o con estudios primarios o residentes en áreas urbanas.

En cuanto a las características del puesto de trabajo, a partir de este modelo, no se observan diferencias importantes por sexos en las tasas de rotación para diferentes niveles ocupacionales. Es más, en comparación con los trabajadores no cualificados, que constituyen la categoría de referencia, únicamente la probabilidad de abandono es estadísticamente menor para las personas de ambos sexos que trabajan como profesionales medios. En cualquier caso, por tratarse de un conjunto de variables ficticias que representan la ocupación, se ha considerado adecuado realizar un contraste de significatividad conjunta para este grupo de variables. El resultado del mismo muestra que la ocupación no es una variable significativa a la hora de explicar la probabilidad de abandono, por tanto, esta sería una primera evidencia empírica de que los procesos de segregación ocupacional no son una de las causas de las diferencias en las tasas de tasas de abandono observadas entre hombres y mujeres¹².

Sin embargo, el tipo de contrato y el sector productivo son las características del puesto

¹² El valor calculado del test de la razón de verosimilitud fue 12,7 que es inferior al valor crítico en tablas de una χ^2 con 10 grados de libertad al 10%.

de trabajo que generan diferencias en la probabilidad de abandono y en la permanencia en la empresa. Así, por un lado, las tasas de rotación por sectores no son uniformes para el conjunto de los trabajadores y, por otro, trabajar en la industria básica o en servicios económicos son los factores que generan diferencias significativas en la probabilidad de abandono entre hombres y mujeres¹³.

En cualquier caso, las importantes diferencias en la probabilidad de abandono voluntario de hombres y mujeres observadas parecen indicar que la conveniencia de estimar modelos de abandono separadamente por sexos. Estos modelos se presentan en el Cuadro 3. Al igual que antes, puede observarse que ambos modelos son estadísticamente significativos.

Por lo que se refiere a las variables personales y familiares, en las dos estimaciones la variable **CASADO** resulta significativa, pero presenta signos distintos. El signo negativo para la muestra de hombres muestra una mayor estabilidad en el empleo de los varones casados frente a los separados o viudos, que constituyen la categoría de referencia. La presencia de hijos y el hecho de ser soltero no parece influir significativamente en la probabilidad de abandono voluntario del puesto de trabajo respecto de la de los hombres separados o viudos. Este comportamiento se puede explicar debido al hecho de que el hombre es, mayoritariamente, el primer perceptor de rentas de la familia, y la estabilidad económica depende principalmente de él. Indudablemente, el abandono del puesto de trabajo supone un mayor coste de oportunidad para un hombre casado que para uno que no lo está.

¹³ Calculado el test de significatividad conjunta para las variables sectoriales, el valor del test de la razón de verosimilitud fue 59,24 mientras que el valor crítico en tablas de una χ^2 con 20 grados de libertad al 5% es 31,41. En conclusión, puede rechazarse la hipótesis nula de que los coeficientes de estas variables sean simultáneamente cero.

Cuadro 3
Modelos de abandono voluntario estimados separadamente

| | HOMBRES | | MUJERES | |
|---------------------------|------------|-----------|------------|-----------|
| | Coficiente | t-Student | Coficiente | t-Student |
| CONSTANTE | 1,2302 | 1,682 | 1,1223 | 2,856 |
| CASADO | -0,5801 | -2,635 | 1,3806 | 8,356 |
| SOLTERO | -0,5277 | -1,636 | 0,2481 | 1,405 |
| NHIJOS | 0,0143 | 0,086 | 0,1407 | 1,270 |
| EDAD | -0,2950 | -7,631 | -0,2230 | -10,37 |
| EDAD2 | 0,0054 | 10,99 | 0,0032 | 10,30 |
| EXPLAB | -0,0952 | -5,078 | -0,1371 | -11,19 |
| EXPLAB2 | 0,0003 | 0,781 | 0,0015 | 5,526 |
| ESTUDIOS PRIMARIOS | -0,5505 | -3,231 | -0,0209 | -0,205 |
| ESTUDIOS MEDIOS | -0,0273 | -0,102 | -0,3618 | -1,542 |
| DIPLOMADO | -0,1092 | -0,245 | 0,3760 | 1,141 |
| LICENCIADO | -0,0328 | -0,073 | -0,2047 | -0,448 |
| FORMACIÓN ESPECÍFICA | -0,0683 | -0,368 | -0,2641 | -1,549 |
| FIJO | -0,8782 | -4,938 | -0,2360 | -2,155 |
| URBANO | -0,4837 | -2,837 | -0,0307 | -0,303 |
| INDUSTRIA BÁSICA | 1,3581 | 5,073 | -0,2698 | -0,961 |
| INDUSTRIA PESADA | 0,8462 | 2,724 | -0,1706 | -0,682 |
| INDUSTRIA LIGERA | 0,5088 | 1,930 | -0,0536 | -0,327 |
| CONSTRUCCIÓN | 0,9430 | 3,924 | -0,1539 | -0,206 |
| COMERCIO Y HOSTELERÍA | 0,6112 | 1,852 | -0,0741 | -0,374 |
| TRANSPORTES | 1,1826 | 2,828 | 0,3799 | 0,777 |
| SERVICIOS ECONÓMICOS | 0,7373 | 1,833 | -0,8309 | -2,878 |
| ENSEÑANZA | 0,3640 | 0,436 | -0,0929 | -0,312 |
| SERVICIOS SOCIALES | 1,3426 | 3,173 | 0,6762 | 2,691 |
| SERVICIO DOMÉSTICO | 1,5653 | 2,715 | 0,2332 | 1,328 |
| PROFESIONAL SUPERIOR | -0,3160 | -0,921 | 0,0039 | 0,013 |
| PROFESIONAL MEDIO | -0,3304 | -0,704 | -0,6242 | -1,862 |
| ADMINISTRATIVO | 0,1667 | 0,575 | 0,0449 | 0,246 |
| TRAB. SERVICIOS Y VENTAS | 0,7183 | 2,281 | 0,0390 | 0,220 |
| TRAB. MANUAL CUALIFICADO | 0,2173 | 1,075 | -0,0388 | -0,280 |
| ANDALUCÍA | -0,2301 | -0,906 | 0,1989 | 1,190 |
| ARAGÓN | -0,1246 | -0,275 | -0,3137 | -1,312 |
| ASTURIAS | -1,7797 | -1,703 | -0,0027 | -0,008 |
| BALEARES | -1,9781 | -2,728 | -0,8381 | -1,912 |
| CANARIAS | 0,5231 | 1,412 | -0,5455 | -1,877 |
| CANTABRÍA | -0,9538 | -1,588 | 0,8050 | 1,237 |
| CASTILLA-LA MANCHA | 0,6813 | 1,949 | 0,4550 | 1,749 |
| CASTILLA Y LEÓN | -0,2962 | -0,697 | -0,0541 | -0,221 |
| CATALUÑA | -0,4352 | -1,825 | -0,2223 | -1,537 |
| COM. VALENCIANA | 0,1066 | 0,394 | -0,2148 | -1,205 |
| EXTREMADURA | -0,4111 | -0,840 | -0,4085 | -0,967 |
| GALICIA | -0,1650 | -0,508 | 0,0467 | 0,237 |
| MURCIA | 0,2239 | 0,500 | -0,9406 | -2,151 |
| NAVARRA | -1,8601 | -0,952 | -0,0409 | -0,101 |
| PAÍS VASCO | 0,1119 | 0,345 | 0,4404 | 2,326 |
| RIOJA | 0,0432 | 0,049 | 0,5107 | 0,961 |
| b1 | -0,147135 | -2,262 | 0,063257 | 1,375 |
| b2 | 0,021064 | 3,472 | 0,004135 | 0,826 |
| b3 | -0,000616 | -3,075 | -0,000270 | -1,430 |
| b4 | 6,33E-06 | 2,992 | 3,87E-06 | 1,756 |
| N | 2056 | | 1622 | |
| $\chi^2(45 \text{ g.l.})$ | 549,34 | | 799,88 | |

Sin embargo, las mujeres casadas presentan una tasa de abandono significativamente mayor que el resto, siendo las mujeres separadas y viudas las más estables. Por tanto, esta variable

presenta el signo esperado, el estar casada aumenta la probabilidad de abandono de las mujeres, ya que éste está muy relacionado con causas familiares. A este respecto, Meitzen (1986, pág. 152) defiende que "debido a su tradicional menor compromiso con el mercado laboral, la hipótesis general es que las mujeres serán más propensas a abandonar sus trabajos que los hombres. La causa más común para esta unión esporádica con el mercado de trabajo es que las mujeres lo dejan para crear una familia y dedicarse a otras tareas en el hogar. Entre los factores que tienden a reforzar este comportamiento, se incluyen los menores salarios de las mujeres, que indican un menor coste de oportunidad para las actividades ajenas al mercado, y su status común como segundo perceptor de rentas en la familia".

Por lo que se refiere a la variable **EDAD**, según el modelo de capital humano es de esperar que a medida que ésta aumenta, también lo haga la permanencia en el puesto de trabajo, dado que el tiempo para capitalizar la decisión de abandonar el mismo es mayor cuanto más joven es el individuo. Esto supone que el signo esperado de la edad sea negativo. Sin embargo, la consideración de los abandonos por jubilación podría hacer que a partir de una cierta edad esta relación se invirtiese, pues cuanto mayor es el individuo, mayor es el riesgo de finalización de la relación con la empresa. Por todo ello, la relación esperada entre la edad y la permanencia en el puesto de trabajo podría ser parabólica. Para intentar captar una relación de este tipo se introdujeron en las estimaciones tanto la edad como su cuadrado. Dados los coeficientes estimados, se observa la relación parabólica esperada en ambas muestras. Además, dados los coeficientes estimados, parece que los jóvenes adultos de ambos sexos son los grupos de edad de los trabajadores más estables.

En cuanto a la experiencia laboral es de esperar que, lógicamente, cuanto mayor sea mayor

sea la probabilidad de permanencia en la empresa. La razón sería que el individuo con mucha experiencia ha desarrollado un capital humano que podría perder en caso de abandonar la empresa. Sin embargo, aquí surge un fenómeno parecido al observado en el caso de la edad. Para valores elevados de experiencia laboral la jubilación estaría más próxima, con lo que disminuiría la permanencia esperada en la empresa del trabajador. La relación entre experiencia y la permanencia sería parabólica y esto se podría contrastar introduciendo un término cuadrático. Los coeficientes estimados parecen confirmar esta relación parabólica. Además, el riesgo disminuye a medida que aumente la experiencia y esta caída se produce a lo largo de la práctica totalidad de la vida laboral de los trabajadores, ya el riesgo mínimo de abandono se da para valores de la experiencia muy altos (158,32 años de experiencia para los varones y 45,8 años para las mujeres).

A diferencia de las variables anteriores, dado que en muy pocas ocasiones el nivel de estudios se modificó durante la vida activa del trabajador, las variables de estudio se consideraron constantes a lo largo del periodo de permanencia en la empresa. El signo esperado estas variables y el abandono voluntario del puesto de trabajo es ambiguo¹⁴. Sin embargo, los modelos de búsqueda sugieren que a mayor nivel de estudios las tasas de abandono del puesto de trabajo serán superiores, ya que el coste en términos salariales de no encontrar un puesto de trabajo adecuado es más elevado. Por tanto, es de esperar un signo positivo entre las variables de estudios, especialmente cuanto más joven sea el trabajador. Los resultados obtenidos no son concluyentes y sólo una categoría de estudios presenta un coeficiente significativo. Al parecer,

¹⁴ En la literatura económica se pueden encontrar ejemplos de todo tipo respecto a la relación existente entre el abandono voluntario y el nivel de estudios. Así, Mincer y Jovanovic (1981) encuentran que esta relación es negativa. Sin embargo, Meitzen (1986) obtiene una relación positiva, tanto para hombres como para mujeres, aunque no estadísticamente significativa. Por su parte Hersch (1991) llega a la conclusión de que los trabajadores sobrecualificados son más propensos a abandonar su puesto de trabajo. Sin embargo, esta relación sólo es corroborada empíricamente en el caso de los hombres.

los varones con estudios primarios son trabajadores más estables que el resto. Sin embargo, para las mujeres, no se estiman diferencias significativas en el riesgo de abandono voluntario debido al nivel de estudios.

La variable **URBANO** se introduce para captar la influencia que la dimensión del mercado laboral ejerce sobre la permanencia en la empresa del trabajador. Sin embargo, el efecto de esta variable no es claro. Por un lado, la mayor dimensión del mercado laboral local permite disponer de más alternativas de empleo a todo tipo de trabajadores y, según los modelos de búsqueda, esto supondría una mayor probabilidad de abandono voluntario. Al ser más probable encontrar nuevas ofertas de empleo, también es más probable encontrar una que mejore las condiciones laborales actuales de un trabajador. Por otro lado, la mejor dotación en equipamientos de los núcleos urbanos (guarderías, medios de transporte, etc.) que podrían permitir a la mujer una cierta liberación de parte de sus responsabilidades domésticas podría afectar positivamente a la estabilidad laboral de las mujeres, siendo menor el abandono voluntario de las mismas en las ciudades. Por contra, en las zonas rurales la estabilidad laboral de la mujer tiende a ser menor, debido tanto a la carencia de tales equipamientos, como a la menor tradición laboral femenina en el trabajo asalariado. En definitiva, es de esperar que el comportamiento laboral de las mujeres en las ciudades se asemeje más al de los hombres. Los resultados obtenidos muestran un efecto negativo sobre el riesgo de abandono, pero sólo es significativo en el caso de los hombres.

Por lo que se refiere a las características del puesto de trabajo incluidas, en primer lugar, la necesidad de capital humano específico y el tipo de contrato (**FIJO**) tienen un signo esperado negativo. Por un lado, el coste de oportunidad de abandonar el puesto de trabajo es mayor para aquellos trabajadores que tienen mayores niveles de capital humano específico, ya que los

incrementos en su productividad darán lugar a incrementos salariales que se perderían¹⁵. Por razones similares, el coste de oportunidad de abandonar un empleo fijo también es más alto que el asociado a empleos eventuales. Por tanto, tener contrato fijo o desempeñar un empleo con capital humano específico debería reducir el riesgo de abandono. Puede observarse que estas variables presentan los signos esperados en los dos casos, pero, a los niveles de significatividad convencionales, sólo disfrutar de contrato fijo origina caídas en la probabilidad de abandono significativas, quizás por la correlación existente entre estas dos variables.

En cuanto a las variables sectoriales, se puede afirmar que aquellos sectores con peores condiciones de trabajo, si las diferencias compensatorias no son suficientemente altas, tendrán tasas de rotación más altas. En la práctica, las estimaciones permitirán conocer, para las muestras utilizadas, de qué sectores presentan mayores tasas de abandono. La categoría de referencia es el sector primario. Puede observarse que, para los hombres todos los signos estimados son positivos indicando mayores tasas de abandono que en la categoría de referencia. Además, para los trabajos más pesados (industria, construcción y transporte) esta diferencia es significativa. Lo mismo ocurre con los trabajadores de los servicios sociales y del servicio doméstico. Por otra parte, sólo las mujeres que trabajan en servicios económicos o sociales presentan probabilidades de abandono significativamente distintas que las de las trabajadoras del sector primario. Asimismo, las variables sectoriales resultaron significativas en conjunto, tanto para hombres como para mujeres, mostrando que las tasas de rotación de la mano de obra no son uniformes entre los

¹⁵ Tal como señala Elliott (1991, pág. 188) "se puede esperar encontrar menor incidencia de los cambios de empleo entre trabajadores que han invertido en capital humano específico y los trabajadores más viejos que entre aquellos trabajadores, predominantemente mujeres, que tiene la intención de abandonar el mercado laboral".

diferentes sectores¹⁶.

Por último, como se ha señalado anteriormente, algunos autores como Viscusi (1980), creen que las mayores tasas de abandono de las mujeres se deben en gran parte a sus peores condiciones de trabajo. Según esto, si los trabajadores de ambos sexos con peores ocupaciones tuvieran mayores tasas de salida voluntaria del empleo, la segregación ocupacional de las mujeres podría explicar las diferencias observadas en las tasas medias de abandono de hombres y mujeres. Dado que la categoría de referencia son los trabajadores no cualificados, esto supondría que el signo esperado del resto de variables ocupacionales fuera negativo. Sin embargo, sólo se observa este efecto, de manera significativa, para las mujeres que ejercen de profesionales medios. Asimismo, los varones que son trabajadores manuales cualificados tienen unas tasas de abandono superiores a los no cualificados. Además, el resultado más importante con respecto a esta variable es que el nivel ocupacional no afecta de manera significativa a las decisiones de abandono o permanencia en la empresa ni de los hombres ni de las mujeres¹⁷. Por tanto, las diferencias en la distribución ocupacional de hombres y mujeres no pueden explicar las diferencias en el abandono voluntario de hombres y mujeres.

Por lo que se refiere a los valores estimados de los parámetros b , la dependencia de la duración estimada para ambas muestras es significativamente distinta¹⁸, es decir, los procesos de

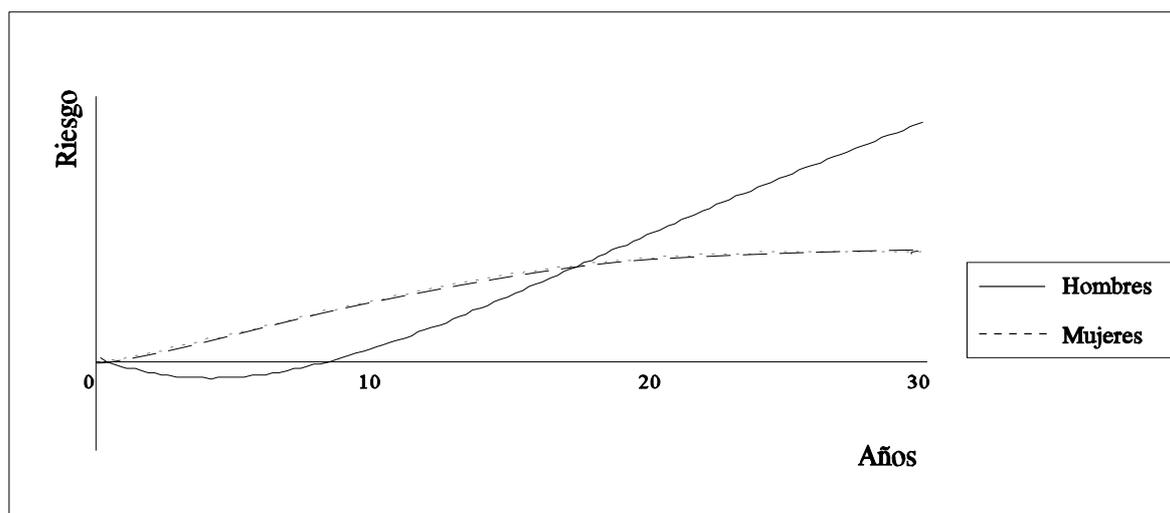
¹⁶ Los valores calculados del test del ratio de verosimilitud fueron 38,98 y 31,48, respectivamente, y el valor en tablas de una χ^2 con 10 grados de libertad al 5% es 18,31.

¹⁷ Los valores del test de la razón de verosimilitud obtenidos fueron 10,84 y 4,8, respectivamente, siendo 11,07 el valor crítico en tablas para una χ^2 con 5 grados de libertad al 5%.

¹⁸ Usando el test de la razón de verosimilitud, al estimar el modelo de hombres se rechazó la hipótesis de que los coeficientes de los parámetros del polinomio de la función de riesgo fueran iguales a los estimados para la muestra de mujeres y viceversa. Los valores del test fueron 176,06 y 153,41, respectivamente, siendo el valor crítico de una

abandono voluntario del puesto de trabajo para hombres y mujeres presentan una dependencia de la duración distinta. En el Gráfico 1 se representan las funciones de riesgo estimadas. La escala temporal lleva hasta los treinta años de antigüedad en la empresa.

Gráfico 1
Funciones de Riesgo Estimadas



Puede observarse que los hombres al comienzo de su relación laboral con una empresa experimentan caídas en el riesgo de abandono, hasta aproximadamente los cinco años de permanencia en la misma. Además, esta caída sólo se recupera a partir del noveno año, cuando el riesgo de abandono supera el nivel inicial. Sin embargo, las mujeres presentan una dependencia de la duración positiva, es decir, a medida que aumenta el tiempo de permanencia en la empresa el riesgo de abandono aumenta. Sin embargo, este crecimiento es cada vez menor y llega un momento que se estabiliza. Un resultado similar a este fue encontrado por Meitzen (1986), quien estima un modelo de duración tipo Gompertz. Una limitación de esta parametrización de la

función de riesgo es que impone una dependencia de la duración monótona. Con esta restricción, Meitzen encuentra una dependencia de la duración negativa para los hombres y positiva para las mujeres.

5. Resumen y conclusiones.

Para analizar los factores de los que depende el abandono voluntario en España, en esta investigación se estimaron modelos de duración paramétricos. Estos modelos son más adecuados que los modelos de elección discreta, que constituyen una alternativa muy difundida en los estudios empíricos sobre movilidad. De los diferentes tipos de modelos paramétricos existentes en la literatura, se estimaron modelos de duración de tipo polinómicos. La razón fundamental de esta elección está en su gran flexibilidad, ya que no imponen una dependencia de la duración determinada al proceso analizado.

Para determinar qué tipo de factores ocasionan la decisión de abandonar el puesto de trabajo, las variables explicativas incluidas en los modelos de duración fueron, por una parte, las características personales y familiares de los individuos y, por otra, las características del puesto de trabajo.

En primer lugar se estimó un modelo conjunto. Éste se caracteriza porque se impone la misma distribución de la función de riesgo para toda la muestra, aunque se permite, mediante la utilización de términos de interacción, que el efecto de las variables explicativas difiera entre hombres y mujeres. Pese estas restricciones, esta estimación puso de manifiesto que el efecto que

el estado civil tiene sobre las decisiones de permanencia o abandono de la empresa presenta diferencias significativas por sexos. Se observó, asimismo, que, salvo el tipo de contrato, las características del puesto de trabajo no eran el origen de las diferencias observadas en las tasas de abandono.

La importancia de imponer una misma distribución de riesgo se pudo contrastar al estimar modelos de duración separadamente para hombres y mujeres. Aunque el grado óptimo del polinomio en ambos casos es cuatro, los coeficientes asociados a los mismos no son estadísticamente iguales, lo que implica que la función de riesgo base es distinta para hombres y mujeres. Asimismo, los modelos de duración estimados separadamente para hombres y mujeres, resultaron globalmente significativos.

Los modelos de permanencia muestran diferencias importantes en el comportamiento de los hombres y de las mujeres, que responden a distintas variables en cada caso. Las características personales fueron los factores fundamentales a la hora de explicar las diferencias en el riesgo de abandono voluntario. Destaca el hecho de que la estructura familiar es el factor más importante a la hora de determinar el comportamiento laboral, pero en el caso de hombres las responsabilidades familiares reducen su probabilidad de abandono del puesto de trabajo y en el caso de las mujeres, como segundo perceptor de rentas de la familia, incrementan dicha probabilidad. Asimismo, la edad y la experiencia laboral resultaron significativas, encontrándose que los jóvenes adultos (alrededor de los 30 años) constituyen el grupo de edad más estable. Destaca igualmente que entre las características personales los estudios no resulten significativos.

Por contra, aunque se observan tasas de rotación sectorial significativas, no está claro que

la ocupación afecte a las decisiones de abandono voluntario del puesto de trabajo. Las variables ficticias que recogen la ocupación no resultaron significativas en ninguno de los modelos estimados. Por tanto, en este trabajo se presenta evidencia empírica que permite rechazar la hipótesis de que la segregación ocupacional puede explicar parte las diferencias en las tasas de salida del empleo de hombres y mujeres. Las conclusiones a las que se puede llegar están más en la línea de las ideas postuladas por Lazear y Rosen (1990), quienes creen que las causas del abandono voluntario son, fundamentalmente, exógenas al mercado de trabajo y que a su vez son el origen de la segregación ocupacional. Ésta no es más que la respuesta óptima de los empresarios en una situación de información imperfecta.

Anexo.

Cuadro A1
Estadísticos descriptivos de las variables incluidas en los modelos de duración estimados

| | HOMBRES (N=1477) | | MUJERES (N=1247) | |
|--------------------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA | MEDIA | DESVIACIÓN TÍPICA |
| PERMANENCIA | 10.65 | 11.35 | 6.910 | 7.709 |
| SOLTERO | 0.329 | 0.470 | 0.286 | 0.452 |
| CASADO | 0.651 | 0.477 | 0.632 | 0.483 |
| NÚMERO DE HIJOS | 0.537 | 0.499 | 0.566 | 0.496 |
| EDAD | 31,81 | 10,41 | 26,74 | 10,17 |
| EDAD COMIENZO | 28.51 | 10.86 | 24.86 | 10.33 |
| EDAD ABANDONO | 39.16 | 13.37 | 31.77 | 11.98 |
| EXP. LABORAL | 22.02 | 15.05 | 12.64 | 11.72 |
| ESTUDIOS PRIMARIOS | 0.475 | 0.500 | 0.507 | 0.500 |
| ESTUDIOS MEDIOS | 0.147 | 0.354 | 0.108 | 0.311 |
| DIPLOMADOS | 0.042 | 0.201 | 0.051 | 0.220 |
| LICENCIADOS | 0.041 | 0.199 | 0.027 | 0.162 |
| FORMACIÓN ESPECÍFICA | 0.253 | 0.435 | 0.132 | 0.339 |
| CONTRATO FIJO | 0.624 | 0.485 | 0.514 | 0.500 |
| URBANO | 0.414 | 0.493 | 0.462 | 0.499 |
| PROFESIONAL SUPERIOR | 0.125 | 0.331 | 0.030 | 0.172 |
| PROFESIONAL MEDIO | 0.055 | 0.227 | 0.062 | 0.242 |
| ADMINISTRATIVO | 0.111 | 0.314 | 0.175 | 0.380 |
| TRAB. SERVICIOS Y VENTAS | 0.098 | 0.298 | 0.195 | 0.396 |
| TRAB. MANUAL CUALIFICADO | 0.492 | 0.500 | 0.275 | 0.447 |
| INDUSTRIA BÁSICA | 0.118 | 0.323 | 0.040 | 0.197 |
| INDUSTRIA PESADA | 0.126 | 0.332 | 0.041 | 0.198 |
| INDUSTRIA LIGERA | 0.170 | 0.375 | 0.258 | 0.438 |
| CONSTRUCCIÓN | 0.163 | 0.370 | 0.011 | 0.106 |
| COMERCIO Y HOTELERÍA | 0.158 | 0.365 | 0.243 | 0.429 |
| TRANSPORTES | 0.033 | 0.178 | 0.009 | 0.092 |
| SERVICIOS ECONÓMICOS | 0.095 | 0.293 | 0.054 | 0.227 |
| ENSEÑANZA | 0.016 | 0.125 | 0.060 | 0.238 |
| SERVICIOS SOCIALES | 0.020 | 0.139 | 0.040 | 0.195 |
| SERVICIO DOMÉSTICO | 0.009 | 0.095 | 0.117 | 0.322 |
| ANDALUCÍA | 0.164 | 0.370 | 0.124 | 0.330 |
| ARAGÓN | 0.038 | 0.191 | 0.042 | 0.201 |
| ASTURIAS | 0.018 | 0.135 | 0.023 | 0.151 |
| BALEARES | 0.019 | 0.135 | 0.019 | 0.136 |
| CANARIAS | 0.041 | 0.198 | 0.037 | 0.190 |
| CANTABRIA | 0.018 | 0.131 | 0.005 | 0.071 |
| CASTILLA-LA MANCHA | 0.035 | 0.184 | 0.029 | 0.169 |
| CASTILLA Y LEÓN | 0.042 | 0.200 | 0.037 | 0.188 |
| CATALUÑA | 0.188 | 0.391 | 0.228 | 0.420 |
| COM. VALENCIANA | 0.123 | 0.328 | 0.128 | 0.334 |
| EXTREMADURA | 0.019 | 0.138 | 0.013 | 0.115 |
| GALICIA | 0.062 | 0.241 | 0.061 | 0.239 |
| MURCIA | 0.016 | 0.126 | 0.018 | 0.131 |
| NAVARRA | 0.006 | 0.075 | 0.007 | 0.084 |
| PAÍS VASCO | 0.056 | 0.230 | 0.064 | 0.245 |
| RIOJA | 0.011 | 0.106 | 0.010 | 0.101 |

Apéndice: Base de datos y definición de las variables

La encuesta utilizada en esta investigación ha sido la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (ECBC-91), realizada por Convenio entre el Instituto Nacional de Estadística, la Comunidad de Madrid y el Instituto de la Mujer. Se realizaron 6632 entrevistas entre diciembre de 1990 y marzo de 1991, distribuidas geográficamente por todo el territorio nacional aunque, como ya se ha señalado, hay un peso mayor de individuos de la Comunidad Autónoma de Madrid debido a la participación de esta Administración Pública en el proyecto.

En la ECBC-91 se distinguen dos partes bien diferenciadas. La primera parte recoge información sobre hechos y se denominada "Encuesta de Estructura Social"; mientras que la segunda está dedicada a recoger las opiniones del entrevistado sobre diversas cuestiones y se denomina "Encuesta sobre la Situación Social y Laboral de los Españoles". En el análisis empírico realizado aquí se han utilizado exclusivamente los datos contenidos en esta primera parte del cuestionario. A partir de esta información, se han construido las siguientes variables, que aparecen enumeradas por orden alfabético junto a sus definiciones.

ANTIGÜEDAD: Antigüedad en la empresa medida en años.

CASADO: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas cuyo estado civil sea casado, y cero en el resto de los casos.

CONTRATO FIJO: Variable ficticia que toma el valor uno para todos los asalariados con contrato fijo y cero en el resto de los casos.

DIPLOMADO: Variable ficticia que toma el valor uno si el entrevistado tiene estudios universitarios medios (3 años), y cero en el resto de los casos.

EDAD: Edad actual del individuo.

ESTUDIOS PRIMARIOS: Variable ficticia que toma el valor uno si el entrevistado tiene estudios primarios (EGB o bachillerato elemental), y cero en el resto de los casos.

ESTUDIOS MEDIOS: Variable ficticia que toma el valor uno si el entrevistado tiene estudios de enseñanzas medias (BUP, COU, FP, etc.), y cero en el resto de los casos.

EXPERIENCIA LABORAL: Experiencia laboral, medida como la experiencia potencial: edad, menos edad de comienzo del trabajo y menos los periodos de paro intermedios.

FORMACIÓN ESPECÍFICA: Variable ficticia que toma el valor uno cuando para el desarrollo del trabajo se requiere formación específica, y cero en el resto de los casos.

LICENCIADO: Variable ficticia que toma el valor uno si el entrevistado tiene estudios universitarios superiores (5 años o más), y cero en el resto de los casos.

Ln(W/H): Logaritmo natural del salario-hora en miles de pesetas.

NÚMERO DE HIJOS: Número de hijos dependientes.

PERMANENCIA EN LA EMPRESA: Duración en años del último empleo. Es igual a la antigüedad en la empresa para las personas que se encontraban trabajando en el momento de realizarse la encuesta, y a los años trabajados en el último empleo para aquellos individuos desocupados en dicho momento.

SOLTERO: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas cuyo estado civil sea soltero, y cero en el resto de los casos.

URBANO: Variable ficticia que toma el valor uno si el entrevistado vive en un municipio de más de cincuenta mil habitantes y cero en caso contrario.

REGIONES: Dieciséis variables ficticias que se corresponden con las Comunidades Autónomas.

SECTORES: Diez variables ficticias agrupadas en base a los grupos de un dígito de la CNA.

OCUPACIONES: Seis variables ficticias agrupadas en base a los grupos de dos dígitos de la ISCO.

Bibliografía.

Abraham, K. G. y Farber; H. S. (1987) "Job Duration, Seniority, and Earnings", *American Economic Review*, vol 77, nº 3, 278-297.

Aigner, D. y Cain, G. (1977) "Statistics Theories of Discrimination in Labor Markets", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 30, págs. 175-197.

Ahn, N. y Ugidos, A. (1995) "Duration of Unemployment in Spain: Relative Effects of Unemployment Benefit and Family Characteristics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 57, n.2 , págs. 249-264.

Andrés, J., García, J. y Jiménez, S. (1989) "La Incidencia de la Duración del Desempleo Masculino en España", *Moneda y Crédito*, nº 189, págs. 75-124.

Andrés, J. y García, J. (1991) "El Nivel de Estudios como Factor Explicativo del Desempleo, de los Ingresos y de la Movilidad Laboral", *Economía Industrial*, nº 278, págs. 13-22.

Antel, J. J. (1991) "The Wage Effects of Voluntary Labor Mobility with and without Intervening Unemployment", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 44, nº 2, págs. 299-306.

Bartel, A. P. (1982) "Wages, Nonwages Job Characteristics, and Labor Mobility", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 35, nº 4, págs. 578-589.

Bover, O.; Arellano, M. Y Bentolila, S. (1996) "Unemployment Duration, Benefit Duration and Business Cycle", *Estudios Económicos*, Banco de España, n. 57.

Blau, F. y Kahn, L. (1981) "Race and Sex Differences in Quits by Young Workers", *Industrial and Labour Relations Review*, vol. 34, nº 4, págs. 563-577.

Blossfeld, H.P.; Hamerle, A. y Mayer, K. U. (1989) *Event History Analysis*. New Jersey, Estados Unidos. Lawrence Earlbaum Associates, Publishers.

- Cox, D. (1972) "Regression Models and Life Tables", *Journal of the Royal Statistical Society*, serie b, nº 34, 187-220.
- Devine, T. J. y Kiefer, N. M. (1991) *Empirical Labor Economics: The Search Approach*, Oxford University Press.
- Elliott, R.F.(1991): *Labor Economics. A Comparative Text*, McGraw Hill, Londres.
- Flanagan, R.(1978) "Discrimination Theory, Labor Turnover, and Racial Unemployment Differentials", *Journal of Human Resources*, vol. 13, nº 2, págs. 187-207.
- García Pérez, J.I. (1997) "Las Tasas de Salida del Empleo y del Desempleo en España", *Investigaciones Económicas*, vol 21, nº 1, 29-53.
- Greene, W. H. (1993) *Econometric Analysis*, 2ªedición, Macmillan Publishing Company, New York.
- Heckman, J. y Singer, B. (1985) *Longitudinal Analysis of labor Market Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Hernández Martínez, J. (1996) "Segregación Ocupacional de la Mujer y Discriminación Salarial", *Economía Aplicada*, vol 11, nº IV, 57-80.
- Hernández Martínez, J. (1997) "Causas y Consecuencias del Abandono Voluntario del Puesto de Trabajo en la Mujer", *Cuadernos Económicos del ICE*, nº 63, 125-142.
- Hersch, J. (1991) "Education Match and Job Match", *Review of Economics and Statistics*, vol. 73, nº 1, págs. 140-144.
- Jovanovic, B. (1979) "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, vol. 87, págs. 972-990.
- Jovanovic, B. (1984) "Matching, Turnover and Unemployment", *Journal of Political Economy*, vol. 92, págs. 108-122.
- Kahn, M. y Blau, F. (1989) "A Model of Joint Wage and Hiring Discrimination", *Research in Labor Economics*, vol. 10, págs. 157-205.
- Lancaster, T. (1990) *The Econometric Analysis of Transition Data*, Econometric Society Monographs. Cambridge. Cambridge University Press.
- Lazear, E. P. y Rosen, S. (1990) "Male-female Wage Differential in Jobs Ladders", *Journal of Labor Economics*, nº 8, pág. S106-S123.
- Light, A. y Ureta, M. (1990) "Gender Differences in Wages and Job Turnover Among Continuously Employed Workers", *American Economic Review*, vol. 80, nº 2, 293-297.

Light, A. y Ureta, M. (1992) "Panel Estimates of Males and Female Job Turnover Behavior: Can Female Nonquitters Be Identified?", *Journal of Labor Economics*, vol. 10, nº 2, 156-181.

McLaughlin, K. L. (1991) "A Theory of Quits and Layoffs with Efficient Turnover", *Journal of Political Economy*, vol. 99, nº 1, págs. 1-29.

Meitzen, M. E. (1986) "Differences in Male and Female Job-quitting Behaviour", *Journal of Labor Economics*, vol. 4, nº 2, 151-167.

Mincer, J. y Jovanovic, B. (1981) "Labor Mobility and Wages" en *Studies in Labor Market*; Rosen, S. (ed.). Chicago. Chicago University Press.

Shaw, K. L. (1985) "The Quit Decision of Married Men", *Journal of Labor Economics*, nº 3, vol. 4, pág. 533-560.

Topel, R. (1991) "Specific Capital, Mobility, and Wages: wages Rise with Job Seniority", *Journal of Political Economy*, vol. 99, nº 1, págs. 145-176.

Viscusi, W. (1980) "Sex Differences in Worker Quitting", *Review of Economics and Statistics*, vol. 58, nº 3, págs. 388-398.