Curso 1996/97
HUMANIDADES Y CIENCIAS SOCIALES

MARÍA DEL PILAR OSORNO DEL ROSAL

Oferta de trabajo y restricciones en el mercado laboral. Un modelo bivariante de actividad y ocupación

Directores
MANUEL NAVARRO IBÁÑEZ
CARLOS PERAITA DE GRADO

SERVICIO DE PUBLICACIONES
UNIVERSIDAD DE LA LAGUNA

SOPORTES AUDIOVISUALES E INFORMÁTICOS
Serie Tesis Doctorales

ÍNDICE

CAPÍTULO I: INTRODUCCIÓN

CAPÍTULO II: EL DESEMPLEO Y LA RIGIDEZ DE HORARIOS DE TRABAJO

II.1. EL MODELO NEOCLÁSICO DE OFERTA DE TRABAJO
!I.1.1. Oferta de trabajo individual
II.1.2. Oferta laboral familiar

II.2. RIGIDEZ DE HORARIOS DE TRABAJO Y DESEMPLEO: DIFERENTES MARCOS DE ANÁLISIS
II.2.1. Análisis desde una perspectiva de equilibrio
II.2.1.1. Las diferencias salariales compensadoras
II.2.1.2. Los contratos implícitos (u óptimos) de empleo
II.2.1.3. Modelos de sustitución intertemporal del ocio
II.2.1.4. Modelos de búsqueda de empleo
II.2.2. Análisis desde una perspectiva de desequilibrio

CAPÍTULO III: EL RACIONAMIENTO EN LA LITERATURA RELATIVA A LA OFERTA DE TRABAJO

III.1. CONTRASTACIÓN DE LA EXISTENCIA DE RACIONAMIENTO

III.1. SOLUCIONES ECONOMÉTRICAS AL RACIONAMIENTO
III.2.1. Modelos con selección de la muestra
III.2.2. Modelos de elección discreta
III.2.3. Índices de probabilidad de estar racionado
III.2.4. Elasticidad de la oferta de trabajo

CAPÍTULO IV: MODELO DE ACTIVIDAD LABORAL CON DESEMPLEO

IV.1. EL MODELO TEÓRICO Y SU ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA
IV.1.1. El salario de mercado

IV.2. ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA DEL MODELO
V.2.1. Ecuación de actividad
V.2.2. Ecuación de ocupación
V.2.3. Ecuación de salarios

CAPÍTULO V: ESTIMACIÓN DEL MODELO DE ACTIVIDAD CON DESEMPLEO

V.1. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA

VI.1.1. Descripción del conjunto de la muestra

VI.1.2. Mujeres inactivas

VI.1.3. Mujeres activas

V.2. ESTIMACIÓN DEL MODELO

V.2.1. Estimación de la ecuación de salarios

V.2.2. Especificaciones univariantes de las ecuaciones de actividad y ocupación

V.2.3. Estimación del modelo bivariante

V.2.4. Probabilidades derivadas del modelo estimado

V.2.5. Especificaciones alternativas al modelo bivariante

CAPÍTULO VI: CONCLUSIONES

APÉNDICE 1: FUNCIÓN DE INGRESOS SALARIALES Y CAPITAL HUMANO

APÉNDICE 2: CATEGORÍAS SOCIOECONÓMICAS Y RAMAS DE ACTIVIDAD EN LA ECVT

APÉNDICE 3: ESTIMACIONES ALTERNATIVAS DEL MODELO BIVARIANTE

APÉNDICE 4: EL MODELO LOGIT MULTINOMIAL

BIBLIOGRAFÍA

CAPÍTULO I
INTRODUCCIÓN

La incorporación progresiva de la mujer al mercado de trabajo en las últimas décadas ha suscitado gran interés entre los economistas dedicados a la investigación en el campo de la Economía del Trabajo. Esto ha supuesto una gran proliferación de estudios analizando la participación laboral femenina e intentando explicar las pautas de su evolución en el tiempo. Durante muchos años se pudo observar una cierta adaptación de la tasa de actividad de las mujeres a los cambios en el ciclo económico. Esto reflejaba, en parte, el papel de fuerza de trabajo de reserva que han desarrollado hasta épocas recientes, ya que solían incorporarse a la actividad en los momentos de expansión y retirarse en las etapas de recesión[1]. Sin embargo, este comportamiento parece haber cambiado últimamente, incluso aunque las condiciones económicas no han sido muy favorables[2].

En España, el acercamiento masivo de la mujer al mundo del trabajo ha estado concentrado fundamentalmente en dos cuatrienios: 1.970-74 y 1.985-89, durante cada uno de los cuales la población activa femenina creció en casi un millón y la tasa de actividad ascendió más de 5 puntos. A pesar de esto, el nivel de participación en nuestro país continúa estando por debajo de la media de los demás países desarrollados. La tasa media de actividad en los países europeos de la OCDE en 1.986 se situaba sobre el 50%, mientras que en España no alcanzaba el 30%. A mediados de 1.993 esta cifra era únicamente algo superior (34,6%), aunque en 1.995 ha estado cerca del 49%. No ocurre lo mismo con el nivel de actividad de los hombres, que para todos los grupos de edad o niveles de formación está muy cercana (a veces por encima) de la media comunitaria.

Han sido muchas y muy diversas las explicaciones que se han dado al incremento de la tasa de actividad femenina, que ha sido especialmente importante entre las mujeres casadas. Entre otros factores parecen haber tenido una influencia decisiva los cambios ocurridos en las tendencias demográficas y en el nivel de instrucción de la población más joven.

---

[1] Véanse trabajos como los de Mincer (1.966), Lundberg (1.981) o Killingsworth y Heckman (1.986). En relación a España, se pueden consultar los de De Miguel Castaño (1.988), Toharia y Fernández Méndez de Andés (1.988), Albarracín y Artola (1.989), Novales (1.989), Novales y Mateos (1.990) y Fernández Méndez de Andés (1.991).

[2] En diversos estudios, como el de Jimeno y Toharia (1.992), se ha constatado que la permanencia de las mujeres españolas en la población activa es, actualmente, más continua que hace unas décadas.

En relación al aspecto demográfico, hay que decir que el descenso de la natalidad ha supuesto modificaciones fundamentales en el ciclo vital de la mujer. Además, los nacimientos de los hijos se han concentrado entre los 25 y los 30 años, de modo que cuando el hijo menor está en edad escolar, aún resulta posible desarrollar una larga vida profesional. Por otra parte, el hecho de tener hijos ya no supone un impedimento tan grande como antes para tener un empleo, gracias al mayor número de guarderías disponibles, la escolarización de los niños a edades más tempranas, etc.

Un proceso paralelo al aumento de la tasa de actividad femenina ha sido el incremento del nivel de formación de los jóvenes, en general, y de las mujeres en particular. Según un informe realizado en 1.992 por el Instituto de la Mujer, en España las diferencias en los niveles de estudios entre ambos sexos prácticamente han desaparecido si se considera exclusivamente la población menor de 30 años. Este hecho es muy positivo, ya que si se analizan las tasas de actividad por niveles de educación se observa que, para las personas con formación universitaria, prácticamente no existen divergencias en cuanto a la participación laboral. Por ejemplo, en 1.995 la tasa de actividad de las mujeres que habían finalizado el primer ciclo de sus estudios universitarios fue cercana al 68%, frente al 70% correspondiente a los hombres; en el caso de los licenciados, dicha tasa fue del 83%, tanto para los hombres como para las mujeres.

A pesar de estos datos, es importante tener en cuenta que la situación laboral femenina continúa siendo diferente a la de los hombres. Existen al menos tres problemas en relación a la incorporación de las mujeres al mercado de trabajo. En primer lugar, es necesario recordar que de los casi 15 millones de mujeres españolas mayores de 16 años en 1.992, únicamente 400.000 eran universitarias, casi 3 millones no tenían estudios y 6 millones sólo habían recibido instrucción primaria; además, aún existen estudios típicamente masculinos y femeninos, aunque esta tendencia parece ir cambiando.

Por otra parte, la menor desigualdad en el aspecto de la formación académica de las personas de ambos sexos no ha supuesto la equiparación correspondiente en la remuneración obtenida, ya que siguen existiendo diferencias apreciables en el nivel de salarios en función del sexo. Las investigaciones relacionadas con la discriminación salarial de las mujeres sugieren que este fenómeno persiste en la actualidad. El bache salarial parece

ser menor entre los jóvenes, pero se incrementa con la edad. Este dato puede interpretarse de dos maneras diferentes (Cain, 1.986): que hay poca discriminación en razón del sexo entre los empleados jóvenes y las diferencias de remuneración posteriores reflejan, simplemente, la elección voluntaria de hombres y mujeres para especializarse, más tarde, en el trabajo de mercado o en el del hogar, o bien que gran parte de la discriminación consiste en suministrar a las mujeres menos posibilidades de aprendizaje y promoción en el puesto de trabajo.

El propio Cain elaboró un cuadro en el que se resumen los resultados empíricos de los estudios relacionados con la discriminación en función del sexo. Dos de los indicadores que se utilizan frecuentemente para medir la importancia de este problema son el ratio entre los ingresos (o salarios) medios de las mujeres y de los hombres y la misma relación calculada estimando los ingresos que percibirían las mujeres en el caso de que las variables independientes tomaran para ellas el mismo valor que para los hombres. El rango de valores en el que se mueve el primero de estos indicadores en las investigaciones mencionadas por Cain va desde 0,32 a 0,86, mientras que el segundo fluctúa entre 0,39 y 0,93. Al parecer, las cifras más elevadas coinciden habitualmente con análisis efectuados para muestras muy específicas.

Una cuestión que se ha discutido en ocasiones es la necesidad de efectuar estos cálculos controlando algunas de las características de los individuos. Uno de los factores determinantes en este sentido es la ocupación. Si se estima una ecuación de ingresos o salarios dividiendo la muestra por ocupaciones, para que el análisis sea correcto es necesario que cada submuestra sea una representación aleatoria de toda la población. Sin embargo, en realidad es poco probable que esto sea así, ya que existen profesiones típicamente femeninas y masculinas, o dicho de otra manera, existe segregación ocupacional. Este es el tercer gran problema al que se enfrentan las mujeres trabajadoras.

En definitiva, la mayor presencia de la mujer en el ámbito laboral no parece haber implicado un excesivo reforzamiento de su posición en el mercado de trabajo, que sigue siendo relativamente débil: las tasas de desempleo femeninas suelen ser más altas que las masculinas para todos los niveles de

formación y todos los grupos de edad[3], suelen trabajar con mayor frecuencia que los hombres en la economía sumergida[4], tienen la mayoría de los empleos eventuales y menos interesantes y, como se acaba de afirmar, muchas continúan limitando la elección de su profesión a algunos oficios determinados, que además no exigen apenas cualificación y tienen carácter subalterno[5]. Esto parece indicar, tal como defiende la teoría de los mercados de trabajo segmentados, la existencia de un mercado secundario en el que se encuentran inmersas muchas de las mujeres trabajadoras[6].

Una gran parte de los intentos de modelizar el comportamiento de las mujeres en el mercado laboral han estado basados en los conceptos teóricos del modelo de oferta de trabajo neoclásico y de la teoría del capital humano. Además, se han propuesto tanto modelos de oferta individual como modelos de oferta conjunta, en los que se consideran las opciones laborales de los distintos miembros de la unidad familiar. Este último enfoque permite tener en cuenta el impacto que ejerce la situación familiar de las mujeres sobre decisiones como la participación laboral, el número de horas que desean trabajar, etc.[7] Sin embargo, la contrastación empírica de muchos de estos modelos ha puesto de

---

[3] Para comprobarlo basta con consultar cualquiera de las fuentes estadísticas nacionales que aportan datos sobre desempleo, como la Encuesta de Población Activa (EPA).

[4] Dos investigaciones recientes relativas a la economía sumergida en España son las efectuadas por Ruesga (1.988) y Muro, Raymond, Toharia y Uriel (1.988).

[5] La situación de la mujer en el mercado de trabajo español se describe, en términos generales, en muchos de los artículos mencionados anteriormente, así como en los estudios de Casares, Fernández, Peraita y Rodríguez (1.987) y Peinado López (1.988).

[6] Un mercado de trabajo dual, que es el caso más sencillo de segmentación, se caracteriza por la existencia de dos sectores diferentes: uno primario, con salarios elevados y compuesto por empresas que cuentan con mercados laborales internos, y un sector secundario, de salarios bajos, constituido por empresas que contratan en el mercado externo. La hipótesis empírica central de este enfoque es que la segmentación no se corresponde con diferenciales de cualificación. Una cuestión interesante es la posibilidad de que exista retroalimentación negativa, de manera que las rachas de desempleo o de empleo en el sector secundario aumentan la probabilidad de desempleo futuro y/o de empleos con una remuneración escasa. Taubman y Wachter (1.986) efectuaron una revisión de esta literatura, cuyo artículo seminal es de Doeringer y Piore (1.971). Un estudio reciente sobre el problema de la segregación ocupacional realizado con datos españoles es el de Hernández Martínez (1.995), quien llegó a la conclusión de que las mujeres tienen mayor probabilidad de pertenecer a ocupaciones como "resto de trabajadores no cualificados" y "resto de personal administrativo y empleados". Además, también afirmó que, a pesar de que existen diferencias entre ocupaciones, la discriminación salarial en contra de la mujer está causada, sobre todo, por diferencias de remuneración dentro de una misma ocupación.

[7] A pesar de las ventajas que supone el análisis conjunto de las decisiones laborales de los distintos miembros de una familia, especialmente de los matrimonios, en la investigación empírica realizada en esta memoria se propone un modelo de decisión individual. Sin embargo, en el capítulo *II* se exponen, de una manera breve, las características teóricas más destacadas de un modelo de oferta de trabajo familiar.

manifiesto las diferencias existentes entre las distribuciones de las horas predichas y las realmente observadas.

Por ejemplo, se han podido detectar, a través de encuestas, distribuciones de horas efectivas de trabajo muy apuntadas alrededor de cierto tipo de jornada laboral, como las 40 horas semanales, mientras que las distribuciones predichas no reflejan tal concentración. Además, los modelos de participación laboral predicen, con cierta frecuencia, tasas de participación femenina superiores a los datos reales. Por otra parte, también se ha observado que, en muchas ocasiones, las mujeres pasan de la no participación a trabajar un número relativamente elevado de horas y que, en el conjunto de la población, muchas personas no participan, otras tantas trabajan un número parecido de horas (relativamente elevado) y muy pocas trabajan sólo unas pocas horas semanales.

La constatación de estos hechos ha impulsado el desarrollo de algunas variantes del modelo neoclásico básico de oferta de trabajo, que incluyen modificaciones destinadas, fundamentalmente, a compatibilizar sus predicciones con la realidad. Los dos conceptos principales que se han manejado en la literatura para intentar dar respuesta a algunas de las cuestiones anteriores son el racionamiento y los costes fijos de trabajar. Según la primera hipótesis, los individuos no tienen libertad completa para elegir su número de horas de trabajo y han de ajustar su comportamiento a las ofertas que reciban, que normalmente llevan aparejado un horario fijo. Y esto, en el caso de que les sea posible acceder a un puesto de trabajo[8]. Por el contrario, la hipótesis de los costes fijos señala que trabajar supone una serie de costes (monetarios y temporales), que implican que los horarios de trabajo reducidos no sean rentables, ya que con los ingresos percibidos ni siquiera podrían cubrirse esos gastos. Por tanto, se entiende que el consumidor mantiene toda su capacidad de elección intacta, pero que su comportamiento no sería racional si eligiera un número de horas de trabajo demasiado pequeño. Los autores que impulsaron la investigación sobre la existencia de costes fijos de trabajar fueron Hausman (1.980) y Cogan (1.980, 1.981).

[8] Dado que este es el tema central de esta memoria no se incluye aquí ninguna referencia bibliográfica relacionada con el racionamiento, realizándose una revisión de gran parte de esta literatura en el capítulo *III*.

A pesar de que ambos conceptos podrían ser empleados para interpretar muchos de los fenómenos mencionados más arriba, la hipótesis de los costes fijos no explica, en ningún caso, la existencia de desempleo involuntario, que sí puede entenderse utilizando la idea de racionamiento.

El propósito inicial de esta memoria era estudiar qué factores determinaban la probabilidad de que una mujer española se enfrentara a restricciones en el mercado de trabajo; esto implicaba la necesidad de analizar tanto la rigidez de los horarios de trabajo como el desempleo. Sin embargo, en España se dispone de muy pocos datos sobre el número de horas que trabajan las personas ocupadas. Por eso, a la vista de la información existente en el momento de iniciar esta investigación, se decidió limitar el análisis al fenómeno del desempleo.

Posteriormente, al plantear el modelo a nivel econométrico, se consideró la posibilidad de que la muestra escogida inicialmente para estimarlo estuviera sesgada, ya que para determinar la probabilidad de que una mujer estuviera desempleada se estaba utilizando información relativa exclusivamente a las activas. Aunque este aspecto carecería de importancia si se tratara de una muestra masculina, ya que, al menos en determinados intervalos de edad, prácticamente todos los hombres son activos, en el caso de las mujeres no ocurre lo mismo. Para solucionar el problema, se optó por modelizar conjuntamente tanto la decisión de actividad de las entrevistadas como su probabilidad de ocupación.

Por tanto, el objetivo final de esta memoria es doble: por un lado, determinar qué variables influyen en el hecho de que una mujer esté o no desempleada, así como explicar de una manera sencilla su decisión de incorporarse al mercado de trabajo. Y por otro, comprobar si realmente el modelo propuesto resulta adecuado para describir la situación laboral de las mujeres.

Un ejercicio de este tipo resulta interesante por distintos motivos. En primer lugar, porque los modelos de oferta de trabajo femenina (tanto de participación laboral, como de horas de trabajo), que se han estimado con cierta frecuencia en la literatura, han obviado el problema de las mujeres desempleadas. Las dos soluciones más sencillas consisten en eliminarlas de la muestra o en agruparlas con las inactivas. Sin embargo, en esta memoria se defiende la hipótesis de que la mayor parte de estas mujeres no trabajan porque no

encuentran empleo. Esto significa que, en lugar de estimar un modelo que refleje la probabilidad de que una mujer esté trabajando, sería más conveniente examinar los factores que determinan que desee hacerlo, es decir, que sea activa[9]. Por otra parte, el análisis del desempleo siempre ha tenido un gran atractivo, especialmente debido a que las estadísticas indican que éste es un problema importante en la mayoría de las naciones desarrolladas[10]. Su posible solución pasa por conocer del modo más preciso posible cuáles son los grupos demográficos más afectados por el mismo.

La perspectiva desde la que se ha efectuado todo el estudio es exclusivamente microeconómica y, además de este capítulo inicial, la memoria consta de otros cinco. En el capítulo *II* pueden distinguirse dos grandes apartados. En el primero, se realiza una exposición somera del modelo que ha servido de base a muchos economistas para analizar los determinantes de la oferta de trabajo y cuya hipótesis básica de partida es que todos los individuos poseen libertad completa de elección en el ámbito laboral.

En el segundo epígrafe, a su vez, es posible diferenciar dos partes. En la primera se exponen, brevemente, distintos marcos teóricos a partir de los que se puede analizar el desempleo y/o la rigidez de los horarios de trabajo desde una perspectiva de equilibrio: las diferencias salariales compensadoras, los contratos implícitos de empleo, la sustitución intertemporal del ocio y los modelos de búsqueda[11]. En la segunda, por el contrario, se aborda el estudio de ambas cuestiones en el contexto de la hipótesis neoclásica, teniendo en cuenta que muchos trabajadores no estarán situados en una posición de tangencia entre la curva de indiferencia y la restricción presupuestaria, que suele ser discontinua. Una de las consecuencias de este hecho es que si en las muestras utilizadas en la investigación de carácter empírico se incluyen

---

[9] Dicha probabilidad ha sido estimada, con datos individuales de corte transversal en investigaciones como las de Greenhalgh (1.980), Joshi (1.986), Gracia-Díez (1.990) o Blanco (1.992).

[10] En nuestro país, hasta 1.970 la tasa de desempleo fue más o menos estable (sobre el 1%). A partir de ese momento, y de una manera más acusada desde 1.977, empezó a incrementarse de forma considerable.

[11] Los modelos de salarios de eficiencia también pueden explicar la existencia de desempleo voluntario si se apoyan en uno de estos dos supuestos: que es más fácil obtener un puesto de trabajo cuando se está desempleado que cuando se tiene una ocupación o que las ofertas de empleo que se consiguen implican un salario menor que el de reserva. Sin embargo, se ha optado por no incluir un resumen de esta literatura debido, sobre todo, a que se alargaría demasiado este apartado del capítulo, cuyo propósito fundamental es dar una visión alternativa del desempleo y de la rigidez de los horarios de trabajo.

individuos racionados, las estimaciones de los parámetros de la función de oferta de trabajo pueden estar sesgadas.

Este hecho tiene gran importancia, ya que el conocimiento de las distintas elasticidades de la oferta de trabajo es un elemento fundamental de cara a la implementación de muchas medidas de política económica. Por eso, en la literatura se han diseñado distintos tests con el fin de comprobar si realmente existe racionamiento en el mercado de trabajo. Dichas pruebas se describen en la primera parte del capítulo *III* y sus resultados parecen confirmar la existencia de importantes restricciones. Esto significa que es necesario modificar el tratamiento de la información que se dispone sobre el número de horas que trabajan los individuos. En el segundo apartado del capítulo se detallan las soluciones econométricas propuestas en distintas investigaciones.

A la luz de la literatura revisada en los capítulos anteriores, en el apartado con el que se inicia el capítulo *IV* se plantea un modelo teórico en el que se intenta compatibilizar la hipótesis neoclásica sobre la actividad laboral de los individuos con la idea del racionamiento. Dicho modelo consta de dos ecuaciones: una de ellas indica qué variables inciden en la decisión de actividad o inactividad de las mujeres, mientras que la otra expresa, de un modo simple, la opción de los empresarios de contratar o no a una persona determinada. Este planteamiento se efectúa desde el supuesto, ya mencionado, de que el desempleo es involuntario. Al mismo tiempo se describen los problemas econométricos que representa la estimación de un modelo de este tipo. En la parte final del capítulo se discute su especificación empírica y se definen las variables escogidas para estimarlo, haciendo explícito el efecto que se espera que tenga cada una en las distintas ecuaciones de las que consta el modelo.

En el primer epígrafe del capítulo *V* se describe, de una manera breve, la muestra utilizada en el análisis empírico, que pertenece a la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo (ECVT), efectuada en el último trimestre de 1.985. Esto significa que tiene una antigüedad de más de 10 años. A pesar de ello, su utilización ha supuesto una serie de ventajas. En primer lugar, el número de entrevistas que se llevaron a cabo fue muy elevado (más de 63.000), de manera que ha sido posible construir una muestra femenina de gran tamaño[12]. Por otra parte, esta encuesta contiene una información

[12] El tamaño de la muestra escogida puede ser determinante en los análisis empíricos de carácter microeconómico. Esta cuestión fue analizada por Gordon, Osberg y Phipps (1.991),

relativamente amplia sobre las características individuales y las circunstancias laborales de los entrevistados, por lo que resulta bastante atractiva por las posibilidades que esto supone para el análisis econométrico. Además, en el momento en el que se efectuó la encuesta el desempleo era muy elevado[13]; este dato es importante no sólo porque proporciona mayor sentido a una investigación sobre este problema, sino también porque el supuesto de involuntariedad del desempleo parece menos restrictivo en una etapa de recesión de la actividad económica.

De cualquier modo, y a pesar de que los resultados de estimar un modelo similar con datos actuales serían sin duda diferentes debido, entre otras cosas, a los cambios que han tenido lugar en el comportamiento laboral de la población femenina española, en base a esta muestra es factible contrastar si el modelo propuesto puede ser útil a la hora de analizar la actividad y el desempleo femeninos. Además, la escasez de fuentes de datos alternativas tan completas como la ECVT ha supuesto que todavía en la actualidad se estén llevando a cabo numerosas investigaciones basadas en ella, como se puede comprobar revisando la literatura económica publicada en España en los últimos años.

En la segunda parte del capítulo V se muestran los resultados obtenidos en la estimación, confirmándose la existencia de factores observables que inciden tanto en la decisión de actividad de las mujeres como en las opciones de contratación de los empresarios; además, las perturbaciones de las dos ecuaciones del modelo están correlacionadas, demostrándose así la conveniencia de estimarlas conjuntamente. Éstas y otras conclusiones constituyen el contenido básico del capítulo *VI* y final de esta memoria.

---

quienes afirmaron que, con muestras inferiores a los 5.000 individuos, la variabilidad de la muestra produce una inestabilidad significativa en las estimaciones de los parámetros de los modelos de oferta de trabajo.

[13] A finales de 1.985 la Encuesta de Población Activa reflejaba un nivel del desempleo del 21,78%.

CAPÍTULO II
EL DESEMPLEO Y LA RIGIDEZ DE HORARIOS DE TRABAJO

El modelo que ha servido de base a muchos economistas para analizar los determinantes de la oferta de trabajo procede directamente de Hicks (1.939) y Samuelson (1.947) y tiene sus fundamentos en el pensamiento neoclásico. En él se parte del supuesto de que la decisión de trabajar o no de un individuo y la cuantificación de esa oferta es una elección entre el ocio del que disfruta si no trabaja y la renta que consigue haciéndolo. Es decir, el trabajo es considerado en este marco de análisis únicamente como un medio para obtener un fin (renta), pero es intrínsecamente un "mal".

Estas ideas implicaron un alejamiento del pensamiento de los autores clásicos, que consideraban que la decisión de ofrecer trabajo era independiente del salario real y la oferta de trabajo a nivel agregado venía determinada por el stock de población en edad de trabajar. La teoría neoclásica estableció por primera vez un análisis de la oferta de trabajo similar al de la oferta de cualquier otro bien, expresando las cantidades ofrecidas como una función de su precio (el salario) y enmarcando la decisión de trabajar en el contexto de la teoría de la elección del consumidor. Entendida de esa manera, la función de oferta de trabajo se deriva de un modelo general de demanda del consumidor, en el que una dotación fija de un bien - tiempo - se divide en una parte destinada a la venta en el mercado y en otra que se reserva para el consumo directo[1].

Las ideas básicas en las que se sustenta el análisis neoclásico de la oferta de trabajo se exponen en el primer apartado de este capítulo, distinguiéndose entre las características de una solución interior y las de una solución de esquina. Además, se presenta un modelo básico de oferta laboral familiar, que resulta de gran interés para comprender el comportamiento laboral femenino.

No obstante, la estimación empírica de este tipo de modelos ha puesto de manifiesto ciertas diferencias entre las predicciones que generan y las distribuciones efectivas de horas trabajadas. Además, los horarios de trabajo

[1] Becker (1.965) expresó de una manera más formal el problema de la asignación del tiempo de los individuos, enfocando la participación laboral como una decisión de distribución del tiempo entre actividades competitivas de mercado y de no mercado. En su análisis la utilidad de los individuos no dependía exclusivamente de las cantidades de bienes compradas en el mercado, sino de lo que él llamó *productos* o *actividades.* Estos se obtendrían combinando bienes de mercado con el propio tiempo, relacionados a través de una *función de producción de la economía doméstica*. A raíz de este trabajo surgieron los *modelos de asignación del tiempo*, que tratan explícitamente los diversos usos que se pueden dar al mismo.

parecen ser relativamente rígidos y en la mayoría de las economías occidentales hay graves problemas de desempleo.

Estas dos últimas cuestiones se abordan en el segundo apartado del capítulo, que se subdivide, a su vez, en dos partes bien diferenciadas. En la primera se expone brevemente el fundamento de cuatro teorías que permiten analizar el desempleo y/o la rigidez de horarios de trabajo desde un punto de vista de equilbrio. Por el contrario, en la segunda parte se describe el tratamiento que se da a ambas cuestiones en el marco del modelo neoclásico desde una perspectiva de desequilibrio.

II.1. EL MODELO NEOCLÁSICO DE OFERTA DE TRABAJO

!I.1.1. Oferta de trabajo individual

El modelo neoclásico de oferta de trabajo parte de la idea de que cada individuo dispone de una dotación de tiempo, *T*, que debe dividirse entre las horas de trabajo en el mercado, *h*, y las horas dedicadas a otras actividades, *L*, agrupadas bajo el concepto de ocio, de modo que $T = L + h$. Cada consumidor opta por el nivel de consumo, *q*, y de ocio que maximizan su utilidad atendiendo a sus restricciones.

Sea *U* la función de utilidad que representa las preferencias de una persona que posee ciertas características observables, *A*, y ciertos rasgos no observados por el investigador, υ. Dicha función es continua y cuasicóncava y puede escribirse como:

$$U = U(q, L; A, \upsilon) \qquad [2.1.]$$

Si no se suponen cambios de los precios relativos en los distintos bienes, entonces *q* representa un bien compuesto hicksiano, cuyo precio fijo unitario es *p*. El individuo disfruta de un cierto nivel de renta, *Y*, que es independiente de su decisión de participación. Bajo estas hipótesis, su restricción presupuestaria es de la forma:

$$pq = W(T - L) + Y \qquad [2.2.]$$

Esta ecuación indica, simplemente, que el valor del gasto en consumo que realice el consumidor debe igualarse a la suma de los ingresos derivados de su trabajo y de su renta no salarial, ya que en este modelo sencillo no es posible pedir préstamos ni es necesario adoptar decisiones relativas al ahorro.

Becker (1.965) planteó que las restricciones temporal y monetaria no son independientes, dado que el tiempo puede convertirse en ingresos (y, por tanto, en bienes de consumo) dedicándolo al mercado. En base a esta idea, afirmó que la restricción presupuestaria puede expresarse así:

$$WL + pq = WT + Y = D \qquad [2.3.]$$

El segundo miembro de la ecuación [2.3] representa la *renta total* o *implícita* del individuo, *D*, e indica el valor de lo que éste posee antes de entrar en el mercado. El primer término del primer miembro de esta ecuación es el *gasto* en ocio del consumidor evaluado al salario de mercado; es decir, el valor del tiempo que no destina al mercado; el segundo miembro, es el gasto en bienes de consumo.

En el caso de que el consumidor decida ofrecer un número positivo de horas de trabajo, es decir, si la solución al problema de maximización es interior, la condición de optimización de primer orden requiere que el consumo de bienes y de ocio se seleccionen de modo que la relación marginal de sustitución (*RMS* en adelante) entre ambos, con signo negativo, sea igual al salario real:

$$W / p = - RMS\,(q, L; A, \upsilon) \qquad [2.4.]$$

Las funciones de demanda de ocio (y, por consiguiente, de oferta de trabajo) y de demanda de bienes se obtienen resolviendo esta ecuación junto con la restricción presupuestaria, y se pueden expresar así:

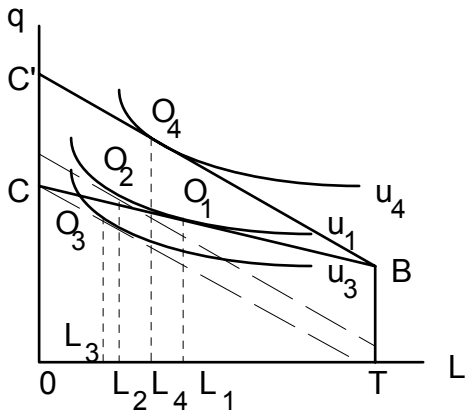
$$q^* = q\,(p, W, Y; A, \upsilon) \qquad [2.5.]$$

$$L^* = L\,(p, W, Y; A, \upsilon) \qquad [2.6.]$$

$$h^* = T - L^* = h\,(p, W, Y; A, \upsilon) \qquad [2.7.]$$

El salario constituye uno de los determinantes fundamentales de las decisiones laborales de los individuos. En el gráfico 2.1 se puede observar el efecto de un aumento del salario sobre el número de horas que decide trabajar una persona.

Gráfico 2.1



La recta presupuestaria se desplaza de *BC* hasta *BC'*. El paso de la posición inicial, O_1, al nuevo equilibrio, O_4, puede descomponerse en un efecto sustitución - paso de O_1 a O_2 - y un efecto renta - paso de O_2 a O_4 -. El primero simplemente consiste en la sustitución del bien relativamente más caro (ocio) por el más barato (consumo). Sin embargo, el efecto renta implica una reducción de la cantidad demandada de ocio, pese a que se supone que éste es un bien normal. El motivo de este resultado es que, en realidad, el aumento del salario tiene un doble efecto: encarece el ocio, ya que representa su coste de oportunidad, y aumenta el valor de los ingresos salariales del trabajador.

Este doble impacto se puede analizar más detenidamente por medio de la ecuación de Slutsky, cuya expresión es:

$$\frac{\partial L^*}{\partial W} = \left(\frac{\partial L^*}{\partial W}\right)_{\overline{D}} + \frac{\partial L^*}{\partial D}\frac{\partial D}{\partial W} = (D = Y + WT) = \left(\frac{\partial L^*}{\partial W}\right)_{\overline{D}} + \frac{\partial L^*}{\partial D}T \qquad [2.8.]$$

El primer término de esta descomposición mide el efecto de la variación del salario sobre el ocio manteniendo constante la renta total, es decir, quitándole (siempre que se analice un aumento del salario) al consumidor renta no salarial por valor de *TdW*. En el gráfico 2.1, está representado por el paso de O_1 a O_3, posiciones que están situadas en rectas presupuestarias diferentes pero que representan los mismos ingresos totales (*0C*). El segundo término de la ecuación [2.8] es un efecto renta resultante de devolver al individuo la renta sustraída anteriormente (*CC'=TdW*). El paso de O_1 a O_3, a su vez, se corresponde con un efecto precio total y, por tanto, es susceptible de ser

descompuesto en un efecto sustitución (O_1 a O_2) y un efecto renta (O_2 a O_3) que, como era de esperar, reduce la demanda de ocio cuando la renta decrece.

Dado que el signo de la suma de los diferentes efectos que implica una variación del salario es ambiguo, incluso suponiendo que el ocio es un bien normal, su determinación es una cuestión de carácter empírico. El análisis de la oferta de trabajo de diferentes colectivos se ha plasmado en una literatura muy extensa sobre el tema, que ofrece resultados muy diversos en relación a las estimaciones de los parámetros de las funciones de oferta, sus diferentes elasticidades y el valor de los efectos renta y sustitución.

Una referencia fundamental sobre cuestiones teóricas y econométricas relacionadas con la función de oferta de trabajo es el estudio de Killingsworth (1.983). De igual modo, Pencavel (1.986) ofreció una amplia panorámica de la investigación sobre la oferta de trabajo masculina. Las estimaciones de la elasticidad de la misma respecto al salario han oscilado entre -0,33 y 0,14, con un valor medio entre -0,08 y -0,17. La elasticidad de las horas de trabajo de las mujeres parece ser algo mayor, aunque las estimaciones de este parámetro han resultado ser aún más dispersas que en el caso de los hombres, ya que se han obtenido valores desde -0,3 hasta 14, aunque lo más habitual es una elasticidad cercana a 0,1 o 0,2 (Killingsworth y Heckman, 1.986). En el capítulo *III* se incluye una tabla en la que aparecen algunas estimaciones de ambas elasticidades[2].

[2] Killingsworth y Heckman (1.986) señalaron que en algunos estudios en los que se han utilizado datos femeninos se han obtenido valores positivos del efecto sustitución, lo que da idea de los errores de estimación en los que se ha podido incurrir. Además, es importante tener en cuenta que, con frecuencia, los cálculos se han efectuado incluyendo en la muestra a mujeres que no trabajan, mientras que entre los hombres esta situación es muy poco frecuente. Esto puede explicar, en parte, las diferencias tan grandes entre las elasticidades estimadas para ambos colectivos, aunque parece ser cierto que la elasticidad de la oferta de trabajo femenina es superior a la masculina.

Cuando se habla de la oferta de trabajo es importante distinguir entre las características de una solución interior, como la descrita hasta ahora, y las de una solución de esquina[3]. Esta última se produce siempre que el individuo decide no participar[4].

Durante cierto tiempo se supuso que las observaciones correspondientes a personas que no trabajaban formaban parte de la misma función de demanda que las observaciones de las que sí lo hacían, con la única diferencia de que sus horas deseadas de trabajo tomaban el valor 0. Sin embargo, en opinión de autores como Ben-Porath (1.973), Gronau (1.973a, 1.973b) o Heckman (1.974), la decisión de participación laboral se fundamenta en la comparación del salario de mercado y el *salario de reserva*, que es el valor monetario del tiempo no dedicado al mercado cuando no se participa en él. El criterio que subyace tras esta condición es la comparación de las utilidades derivadas de trabajar y de no hacerlo.

Siguiendo el enfoque propuesto por los autores mencionados, es posible afirmar que un individuo participará en el mercado laboral si su salario de reserva es menor que el salario de mercado. Es decir, que si en una determinada situación la valoración de mercado del tiempo de un individuo (W) excede al valor implícito del tiempo para él mismo (W_R) entonces optará por la actividad laboral y ofrecerá un número positivo de horas de trabajo, $h^* = h(\ p, W, Y; A, \upsilon)$. Por el contrario, si en el margen entre la actividad y la inactividad laboral, el consumidor otorga un valor mayor que el mercado a una unidad de su tiempo, lo reservará todo para sí mismo y la solución al problema de maximización será una solución de esquina. Por tanto, la participación laboral de los individuos depende no sólo de su salario, sino también de sus preferencias y de la renta no salarial de la que dispongan.

---

[3] En este apartado los términos trabajar, ser activo y participar en el mercado de trabajo se emplean como sinónimos.

[4] Otra solución de esquina consiste en trabajar todo el tiempo disponible, aunque esta posibilidad carece de interés, especialmente al plantear un modelo de participación laboral. Los problemas teóricos y econométricos que implican las soluciones de esquina en la demanda de un bien han sido analizados por autores como Tobin y Houthakker (1.950/1), Tobin (1.958), Wales y Woodland (1.983), Deaton y Irish (1.984) o Lee y Pitt (1.986). Véase también Deaton (1.986).

En general, las decisiones de participación son más elásticas ante cambios en el salario que las horas de trabajo (Heckman, 1.993)[5]. Sin embargo, las modificaciones del salario de mercado no siempre alteran la decisión de participación laboral de todos los individuos (Killingsworth, 1.983). Aunque se eleve el salario que percibe una persona, ésta seguirá sin participar siempre que su salario de reserva lo supere; de igual manera, continuará trabajando cuando se reduzca su sueldo siempre que sea más elevado que el valor de su tiempo.

Aparte de esta cuestión, la diferencia fundamental entre un modelo de participación y un modelo de oferta de horas de trabajo es que la variable dependiente del primero es una variable binaria, que únicamente indica si una persona está o no trabajando. Sin embargo, este matiz no fue bien entendido durante mucho tiempo, dándose interpretaciones muy diversas tanto a las tasas de participación a nivel agregado como a la probabilidad de participación de una persona en concreto.

Con el trabajo de Mincer (1.962a, 1.966) se inició una corriente de pensamiento que defendía la idea de que la cantidad de trabajo ofrecida por un individuo era la fracción de su vida durante la que pertenecía a la fuerza de trabajo. Además, Mincer creía que dicha fracción podía traducirse en la probabilidad de que una persona perteneciera a la fuerza de trabajo en un momento concreto del tiempo, así como en la tasa de participación de un grupo de individuos con unas características dadas. Es decir, entendía que la probabilidad de participación constituía una medida cuantitativa de la oferta de trabajo.

Sin embargo, Ben-Porath (1.973) criticó la utilización indiferenciada de distintas medidas de la oferta de trabajo, argumentando que la participación era una decisión de carácter discreto y que únicamente implicaba la comparación entre el salario de mercado y el de reserva. Por tanto, una tasa de participación laboral del 50% significa, no que todos los individuos quieren pasar a lo largo de su vida un 50% de su tiempo trabajando (con diferentes distribuciones

[5] Layard, Barton y Zabalza (1.980) estimaron una elasticidad de la participación (en este caso es realmente actividad) laboral respecto al salario que osciló entre 0,37 y 0,49; Greenhalgh (1.980) obtuvo un valor de 0,35, mientras que en el estudio de Zabalza (1.983) fue de 0,41. En los tres casos la muestra estaba compuesta únicamente por mujeres casadas. En Joshi (1.986) se pueden encontrar otros valores de ésta y otras elasticidades de la actividad laboral, estimadas casi siempre a partir de muestras femeninas, debido a que la gran mayoría de los hombres forman parte de la población activa, al menos en ciertos intervalos de edad.

temporales), tal como defendía Mincer, sino que el 50% de una población heterogénea siempre trabajará y el otro 50% no lo hará nunca. Ben-Porath se inclinó por la segunda explicación, dada la elevada correlación que él mismo detectó entre la participación de un mismo individuo en diferentes momentos del tiempo[6].

Heckman (1.978) argumentó que la raíz del problema se encontraba en que el enfoque defendido por Ben-Porath no tenía en cuenta que los consumidores disponen de amplias oportunidades de intercambiar ocio y consumo a lo largo de su ciclo vital, aspecto que sí se consideraba en el trabajo de Mincer. En su opinión, uno de los supuestos básicos en los que se apoyaba este último era que la solución al problema de la maximización de la utilidad vital era una solución interior, ya que todos los individuos participarían en el mercado de trabajo en algún momento de su vida. Por tanto, la verdadera dicotomía sería la de una solución interior frente a una solución de esquina y no la de homogeneidad frente a heterogeneidad.

II.1.2. Oferta laboral familiar

El hecho de formar parte de una familia ejerce una influencia importante sobre la oferta de trabajo femenina. Por eso, se han desarrollado modelos que tienen en cuenta de una manera explícita dicha circunstancia[7]. Estos modelos postulan la existencia de una unidad decisoria, la familia, que maximiza una función de preferencias conjunta de la forma:

$$U = U\,(\,q\,, L_1, L_2, ..., L_m; A, \upsilon\,) \qquad [2.9.]$$

---

[6] Esta polémica duró bastantes años y fue bastante agria. Prueba de ello son los trabajos de Heckman y Willis (1.977, 1.979) y Mincer y Ofek (1.979). Además, las distintas formas de interpretar el modelo de participación dieron lugar a discrepancias de opinión en relación al significado de las estimaciones de sus parámetros: mientras Mincer creía que los coeficientes estimados a partir de las ecuaciones de participación admitían la misma interpretación teórica que los de las regresiones de las horas de trabajo, Ben-Porath afirmó que sólo era válido aplicar la ecuación de Slutsky a la decisión de participación si ésta se interpretaba como una medida cuantitativa de la oferta de trabajo. En caso contrario, es decir, si algunos individuos no trabajan nunca, no es posible hablar de efectos renta y sustitución, ya que para los no participantes la modificación del salario sólo implica un efecto sustitución. A nivel agregado, esta última idea significa que la tasa de actividad de un determinado colectivo se incrementará siempre ante un aumento del salario, al ser mayor la probabilidad de que participen algunos individuos adicionales; puede que algunas personas trabajen menos horas, pero nunca dejarán de ser activas, ya que su salario de reserva seguirá siendo inferior al salario de mercado.

[7] Véase Ashenfelter y Heckman (1.974).

y cuyos argumentos son el consumo familiar de un bien compuesto, *q*, y el tiempo de ocio de los diferentes miembros (*m* miembros) de la unidad familiar, L_1, L_2,..., L_m. La maximización de esta función está sometida a la restricción de igualdad del total de gastos e ingresos:

$$pq = Y + \sum_i W_i (T - L_i) \qquad [2.10.]$$

siendo *p* el precio del bien compuesto, *Y* la renta exógena[8] y W_i y h_i $(\equiv T - L_i)$ el salario y las horas de trabajo del miembro *i* de la familia.

Resolviendo las condiciones de maximización de primer orden de este problema junto con la restricción presupuestaria y suponiendo que se cumplan las condiciones de segundo orden y que se alcance una solución interior[9], se obtienen las ecuaciones de demanda de ocio de los *m* miembros de la familia:

$$L_i^* = L_i\,(p, W_1, ..., W_m, Y) \qquad [2.11.]$$

o lo que es lo mismo, teniendo en cuenta que $h_i \equiv T - L_i$, las *m* funciones de oferta de trabajo:

$$h_i^* = h_i\,(p, W_1, ..., W_m, Y) \qquad [2.12.]$$

Una de las aplicaciones más interesantes de este tipo de modelos consiste en el análisis de las derivadas parciales de las funciones de oferta de trabajo respecto a los salarios y la renta exógena. En concreto, la descomposición de Slutsky, indica que:

$$\frac{\partial h_i}{\partial W_j} = S_{ij} + h_j \frac{\partial h_i}{\partial Y} \qquad [2.13.]$$

siendo S_{ij} el efecto sustitución (compensado y cruzado para $i \neq j$), mientras que el segundo término corresponde al efecto renta total, cuyas peculiaridades se expusieron en el apartado *II.1.1*. Si se supone que un aumento de la renta

[8] En la notación se ha utilizado el mismo símbolo, *Y*, para describir la renta no salarial del individuo y la renta exógena de la familia, a pesar de que, en realidad, no son idénticas, ya que en el modelo de oferta individual este concepto incluye los ingresos laborales del resto de los miembros de la unidad familiar, mientras que en el modelo de oferta conjunta estas variables son endógenas.

[9] En algunas ocasiones [Kniesner (1.976), Ransom (1.982, 1.987), Kooreman y Kapteyn (1.986) o Kapteyn, Kooreman y van Soest (1.990)] se ha planteado un modelo similar a éste permitiendo soluciones de esquina.

exógena familiar reduce la oferta de trabajo de sus distintos miembros y se combina esta condición con la de no negatividad del efecto sustitución propio[10], se llega a la conclusión de que $\partial h_i / \partial W_i$ puede tener cualquier signo, igual que ocurría en el modelo de oferta individual.

Finalmente, si se asume que *dp=0* y suponiendo que la unidad familiar está compuesta sólo por dos miembros *(i=1,2)* para facilitar la exposición, la derivada total de la función de oferta de trabajo de uno de ellos es:

$$dh_i = (\partial h_i / \partial W_1)dW_1 + (\partial h_i / \partial W_2)dW_2 + (\partial h_i / \partial Y)dY \qquad [2.14.]$$

Sustituyendo la expresión correspondiente a la descomposición de Slutsky (ecuación [2.13.]), la ecuación anterior queda de la siguiente manera:

$$dh_i = S_{i1}dW_1 + S_{i2}dW_2 + B_i\left[h_1(dW_1) + h_2(dW_2) + dY\right] \qquad [2.15.]$$

donde $B_i \equiv \partial h_i / \partial Y$.

Esta ecuación resume las fuentes de variación de las horas ofrecidas de trabajo de un individuo. Trasladada en su esencia al análisis de la participación laboral, permite explicar la paradoja observada en las pautas de la tasa de actividad de las mujeres casadas en los estudios de corte transversal y en los de series temporales. Los primeros muestran que la participación laboral femenina es menor cuanto mayor es el salario del esposo. Sin embargo, el nivel de actividad de las mujeres casadas ha crecido en el tiempo, a pesar del incremento de la renta familiar media. Mincer (1.962a, 1.966) señaló que, en realidad, existen dos efectos contrapuestos: el hecho de que los salarios de los hombres se eleven reduce la probabilidad de que sus esposas se incorporen al mercado laboral, pero al mismo tiempo, los ingresos potenciales de éstas también han aumentado en el tiempo, por lo que el precio de su ocio es mayor. Este efecto positivo ha resultado ser superior al primero a lo largo del tiempo, mientras que los análisis de corte transversal sólo revelan el impacto negativo de los ingresos de los esposos en la participación laboral de las mujeres.

---

[10] Además, los efectos sustitución cruzados deben ser iguales y debe cumplirse: $\begin{vmatrix} S_{11} & S_{12} \\ S_{21} & S_{22} \end{vmatrix} > 0$.

II.2. RIGIDEZ DE HORARIOS DE TRABAJO Y DESEMPLEO: DIFERENTES MARCOS DE ANÁLISIS

En el primer apartado de este capítulo no se ha hecho explícito un supuesto que subyace tras el análisis neoclásico de la oferta de trabajo: cualquier consumidor es capaz de trabajar exactamente el número de horas que desee y puede modificar libremente su horario ante cambios en el salario real o en sus propias preferencias. Es decir, se considera que todos los individuos que deseen trabajar encuentran empleo y que, además, pueden determinar el número de horas que van a permanecer en su puesto de trabajo. Sin embargo, en realidad es muy frecuente encontrar personas desempleadas o que tienen unos horarios de trabajo completamente rígidos.

En las últimas décadas se han llevado a cabo numerosas investigaciones relacionadas con estas dos cuestiones. A grandes rasgos, estos estudios pueden dividirse en dos grandes bloques: los que consideran que estos dos fenómenos no impiden que los individuos alcancen el equilibrio en el mercado de trabajo (apartado *II.2.1*) y los que defienden la postura contraria (apartado *II.2.2*).

II.2.1. Análisis desde una perspectiva de equilibrio

Dos de las nociones en las que se han basado muchos de estos estudios son las *diferencias salariales compensadoras* y los *contratos óptimos de empleo* (Killingsworth, 1.983). Ambas teorías defienden que si muchos trabajadores estuvieran realmente restringidos en el mercado de trabajo tendrían incentivos para pedir (y las empresas para ofrecer) más o distintas combinaciones de salarios y horas de trabajo. Esto haría posible alcanzar un equilibrio "verdadero". Por tanto, la posición en la que se observa a los consumidores en el mercado de trabajo debe ser para ellos más atractiva que las demás alternativas entre las que pueden escoger. Si esto no fuera así, se estaría afirmando que existen ganancias potenciales derivadas del comercio y que los consumidores y las empresas son incapaces de hacer nada para obtenerlas.

Por otra parte, los *modelos de sustitución intertemporal del ocio* y los *modelos de búsqueda de empleo*, analizan el desempleo como el resultado, casi exclusivo, de las decisiones maximizadoras de la utilidad de los oferentes de trabajo. Según la primera hipótesis, es posible intercambiar ocio presente y

futuro y los períodos de desempleo constituyen un mecanismo del que disponen los trabajadores para alcanzar el equilibrio a largo plazo; en los modelos de búsqueda se considera a los desempleados no como trabajadores desplazados, sino como personas en una situación de transición entre dos puestos de trabajo.

II.2.1.1. Las diferencias salariales compensadoras

Esta teoría analiza las diferencias salariales que son necesarias para igualar las condiciones favorables y desfavorables de distintas actividades laborales[11]. En este marco de análisis, una transacción en el mercado laboral se considera como una venta condicionada, en la que el trabajador simultáneamente vende los servicios de su trabajo y compra los atributos de su empleo. Las empresas, por su parte, compran los servicios y las características de los trabajadores y venden en el mercado las peculiaridades de los puestos de trabajo que ofrecen. El salario real pagado es, por tanto, la suma de dos transacciones distintas: una se refiere a los servicios del trabajo y a las características del individuo y la otra a los atributos del empleo. El precio positivo que paga el trabajador por sus actividades laborales preferidas se resta de su retribución salarial; el precio pagado por los empresarios para inducir a sus empleados a realizar tareas molestas adopta la forma de primas salariales. La distribución salarial observada equilibra ambos mercados. La idea de compensación, por tanto, no contradice el modelo competitivo del mercado de trabajo, ni implica un funcionamiento imperfecto del mismo sino que, por el contrario, es necesaria para alcanzar el verdadero equilibrio.[12]

Como marco analítico, las diferencias salariales compensadoras han encontrado su utilización más extendida como teoría sobre la oferta de

---

[11] La idea fue expuesta inicialmente por Adam Smith (1.776), quien afirmó que siempre que existieran movilidad e información perfectas las ventajas y desventajas de los empleos en un mismo entorno geográfico tendrían que ser iguales o, al menos, deberían tender continuamente a equipararse. Si un puesto de trabajo fuera más ventajoso que el resto, todos los individuos querrían alcanzarlo, mientras que si implicara más características negativas que los demás nadie lo aceptaría, por lo que esas posibles ventajas o desventajas volverían al mismo nivel que en los demás empleos.

[12] En el equilibrio, que se alcanza cuando se igualan la oferta y la demanda de trabajadores para cada clase de empleo, existe una tendencia al emparejamiento según un criterio inverso de asignación. Esto significa que los individuos que se sientan menos disgustados por tener que soportar una peculiaridad negativa de un empleo trabajarán en las empresas que perciban más ventajas de imponer dicha condición. Por tanto, las identidades de los agentes son relevantes desde el punto de vista del resultado final, ya que obtener todo lo posible de los recursos disponibles requiere dirigir al tipo de trabajador apropiado a la empresa adecuada.

trabajadores para diversas actividades laborales aunque también se puede aplicar como teoría de demanda de trabajadores con rasgos diferenciados. Desde una perspectiva de oferta, y limitando el análisis a los aspectos relevantes para la presente investigación, el concepto de las diferencias salariales compensadoras implica, por tanto, que las empresas (o industrias o regiones) que ofrezcan empleos con horarios inflexibles, mayor variabilidad en cuanto a las horas extraordinarias y/o mayor riesgo de desempleo (se utilizará el término *empleo racionado* para generalizar) pagarán a sus posibles empleados unos salarios superiores a los que obtendrían en otros puestos de trabajo[13].

La prima mínima que es necesario pagar a un trabajador para que opte por un empleo racionado se puede determinar calculando el salario que haría que tanto éste como el no racionado le resultaran indiferentes. La divergencia entre ambos salarios es una *diferencia compensadora* (o *igualadora*), ya que compensa al individuo por la restricción (ex-post) a la que se ve sometido. Cada empresa ofrecerá una combinación de salario y horas de trabajo a los individuos, que realizarán su elección optando entre empresas. Y si una persona escoge un trabajo con un horario inflexible, por ejemplo, es porque esta elección maximiza su utilidad, en el sentido de que esa situación es al menos tan deseable como la alcanzada en el empleo con menor salario y horario flexible.[14]

La idea de la compensación salarial se puede formalizar de una manera sencilla siguiendo la investigación de Abowd y Ashenfelter (1.981). A partir de una función de utilidad como la definida en el apartado *II.1.1*, es posible

---

[13] En S. Rosen (1.986) se puede encontrar una revisión bastante amplia de la literatura relacionada con este tipo de modelos.

[14] Las razones que se han dado en la literatura para explicar el interés de los empresarios por el horario de trabajo de sus empleados son fundamentalmente tres. La primera se refiere a los problemas de coordinación que surgirían en los procesos en los que hay producción en equipo si cada trabajador adoptara una decisión unilateral sobre su horario de trabajo (S. Rosen, 1.978). La segunda es la existencia de ciertos costes cuasi-fijos del empleo (0i, 1.962), que suministran una base de costes y beneficios para que la empresa determine tanto el número de personas que contrata como sus horas de trabajo. La tercera es la variación de la productividad de los trabajadores a lo largo de la jornada laboral (Barzel, 1.973). En cuanto al desempleo, es importante tener en cuenta que, a nivel agregado, también supone algunas ventajas para los empresarios. Hall (1.970) señaló que implica menores costes de contratación, al mismo tiempo que permite a las empresas apropiarse de los beneficios que se derivan de la formación en el puesto de trabajo, ya que bajo estas condiciones los costes de renunciar voluntariamente a un empleo son considerables. Además, la posibilidad de despedir a sus trabajadores proporciona a las empresas un mecanismo mediante el que pueden ajustar más fácilmente su producción ante fluctuaciones de la demanda.

determinar el número de horas de trabajo y el nivel de consumo que maximizan la utilidad de un individuo. El nivel de utilidad más alto que puede alcanzar, dados su salario, el precio de los bienes de consumo y su renta no salarial, puede expresarse como $V(p, W, Y)$. Si el consumidor se enfrenta a una restricción que le obliga a trabajar $\tilde{h}$ horas[15] ($\tilde{h} \neq h^*$), su utilidad se reducirá hasta $\tilde{V}(\tilde{h}, p, W\tilde{h} + Y)$, suponiendo que *p*, *W* e *Y* permanezcan constantes. Por tanto, si esa persona debe elegir entre un puesto de trabajo racionado y otro no racionado con el mismo salario, siempre preferirá el segundo. Para que considere la posibilidad de escoger el empleo racionado debe cumplirse:

$$\tilde{V}(\tilde{h}, p, \tilde{W}\tilde{h} + Y) = V(p, W, Y) \qquad [2.16.]$$

donde $\tilde{W}$ representa el salario del puesto de trabajo racionado. La diferencia salarial compensadora es simplemente la diferencia entre $\tilde{W}$ y W, es decir, el incremento salarial que permite eliminar la divergencia entre V y $\tilde{V}$ y que supone que al individuo le resulten indiferentes las combinaciones de horas de trabajo y salario (h^*, W) y $(\tilde{h}, \tilde{W})$[16].

Los intentos de contrastar empíricamente la existencia de diferencias salariales compensadoras relacionadas con el horario de trabajo son relativamente escasos[17], pero la correspondencia entre los salarios y el desempleo se ha investigado con más frecuencia[18]. Entre estos estudios destacan los de Hall (1.970, 1.972), Reza (1.978), Smith y Welch (1.978) y Lillard (1.981). La magnitud de la compensación estimada por Smith y Welch (1.978) y Lillard (1.981) osciló entre un 1% o un 2% del salario por cada punto de desempleo. Hall y Reza obtuvieron valores algo mayores (Reza calculó una prima superior al 30% del salario en alguna de sus estimaciones).

---

[15] La restricción puede consistir en tener un horario de trabajo rígido o en quedar desempleado durante una parte del período de tiempo analizado.

[16] Deardoff y Stafford (1.976) demostraron que cuanto menor sea la elasticidad de sustitución entre ocio y consumo mayor será la prima mínima necesaria para inducir a los trabajadores a escoger empleos con horarios muy cortos o muy largos en relación a sus horas deseadas de trabajo. De igual manera, establecieron que los individuos cualificados trabajarán más horas en un empleo racionado de lo que lo harían en un empleo sin restricciones, mientras que con las personas no cualificadas ocurrirá lo contrario.

[17] Véase, por ejemplo, Duncan y Holmlund (1.983) y Altonji y Paxson (1.988, 1.992).

[18] En este ámbito, es necesario mencionar el estudio pionero de Todaro (1.969), quien expuso por primera vez la importancia del desempleo al analizar los flujos de migración.

Abowd y Ashenfelter (1.981) fueron los primeros en calcular diferencias compensadoras a partir de datos individuales. En la especificación empírica de su modelo aproximaron la tasa esperada de desempleo y la variabilidad de las horas de trabajo mediante una estimación de la probabilidad de que cada persona quedara desempleada, de la duración (condicionada) esperada de dicha situación y de la varianza de la misma. Sus resultados sugerían que la prima salarial oscilaba entre el 1% y el 14% del salario, dependiendo de la industria que se tratara. Su valor medio fue del 3,82%, correspondiendo 0,6 puntos a la compensación relacionada con la restricción media y 3,22 a la prima por riesgo[19]. Estos valores se redujeron al incorporar al análisis el sistema de subsidios de desempleo[20], situándose la prima media en el 2,14%.

Otros investigadores, como Bronars (1.983), Hutchens (1.983), Topel (1.984, 1.986), Adams (1.985) y, más recientemente, Shettkat (1.993) también efectuaron análisis similares. Los resultados de los cuatro primeros fueron favorables a la hipótesis de la existencia de primas salariales, aunque en ningún caso fueron especialmente concluyentes. Shettkat (1.993), por el contrario, llegó a la conclusión de que las características negativas de los empleos se acumulan, en lugar de compensarse.

II.2.1.2. Los contratos implícitos (u óptimos) de empleo[21]

Cuando las empresas se enfrentan a variaciones de demanda debidas a los ciclos económicos, deben tomar alguna medida respecto a los salarios que pagan y a los empleados que tienen. La respuesta a esta cuestión, desde el punto de vista de los economistas clásicos, parece obvia: en épocas

---

[19] Si los trabajadores son aversos al riesgo y no conocen exactamente la restricción a la que se enfrentan, exigirán una prima adicional ante unas perspectivas de racionamiento inciertas (Abowd y Ashenfelter, 1.981). La incertidumbre puede incorporarse al modelo sencillo expuesto anteriormente suponiendo que $\tilde{h}$ es, en realidad, el valor esperado de una distribución de posibles restricciones.

[20] Otra de las principales aportaciones de Abowd y Ashenfelter fue señalar que el tamaño de la compensación salarial recibida por los desempleados depende de la reducción de ingresos que realmente experimentan. Por eso, incorporaron a su modelo un sistema de ayudas que les permitía recuperar una proporción de los ingresos perdidos.

[21] Al parecer ambos términos fueron acuñados por Azariadis (1.975). Además, debe señalarse que los contratos de empleo pueden ser tanto explícitos como implícitos, aunque es más probable que sean implícitos. En este último caso las empresas siguen la pauta de comportamiento acordada con el fin de no adquirir una mala reputación entre los trabajadores y evitar así posibles dificultades de cara a futuras contrataciones (Martin, 1.977; Lazear 1.981; Yellen, 1.984) aunque, en opinión de Rebitzer (1.989), está aún por demostrar que los costes de reputación sean suficientes para impedir las suspensiones temporales de empleo o la reducción de los salarios durante recesiones graves o prolongadas.

expansivas los salarios subirán y durante las recesiones bajarán; si se acude a esta solución habrá "pleno empleo", en el sentido de que los individuos podrán trabajar las horas que deseen al salario de mercado. El número de empleados de las empresas se ajustará a los cambios en la demanda de su producto a través del efecto de las modificaciones salariales sobre la cantidad ofrecida de trabajo. Si desciende el salario, algunas personas desearán trabajar menos y otras preferirán no hacerlo; esto implica que la cantidad ofrecida de trabajo caerá hasta el nivel que las empresas demandan. El ajuste se producirá exactamente de manera contraria en los momentos de expansión de la economía.

Sin embargo, este mecanismo expone a los trabajadores a importantes fluctuaciones en sus ingresos. Aunque se supone que el desempleo tiene algún valor - al menos descanso y desaparición de la tensión -, en ausencia de un seguro que garantice un cierto nivel de renta, posiblemente también tendrá consecuencias negativas. No es probable que el mercado tradicional de seguros privados se ocupe de estos casos y las ayudas públicas suelen resultar insuficientes. Sin embargo, los empresarios pueden encontrar beneficioso suministrar algún nivel de protección a sus empleados, cubriendo las pérdidas de ingresos que padecen cuando son despedidos. A cambio, llegarán a acuerdos con ellos para poder responder a las fluctuaciones de demanda despidiendo (temporalmente) a algunos. Por tanto, un grupo de individuos experimentará períodos de desempleo durante las épocas de recesión. Estos trabajadores podrían ser clasificados como desempleados involuntarios, pero son libres de trabajar en una empresa que ofrezca un salario completamente variable y un empleo fijo. En este sentido *ex-ante*, el desempleo que aparezca como resultado de la elección de un puesto de trabajo concreto debe ser considerado voluntario (Killingsworth, 1.983)[22].

Uno de los aspectos más importantes en este tipo de análisis es la actitud de los agentes en relación al riesgo, puesto que el propósito del contrato es

[22] Esta cuestión ha sido tratada en diferentes ocasiones. Feldstein (1.976) señaló que cualquier período de desempleo será muy protestado por los trabajadores, aunque la regla de decisión que los haya llevado al despido puede haber sido escogida por ellos mismos. Del mismo modo, Calvo (1.979) afirmó que este tipo de modelos permiten explicar el desempleo como una consecuencia del equilibrio determinado por la interacción competitiva de los empresarios y los trabajadores. Sin embargo, no todos los investigadores han defendido la voluntariedad de este tipo de desempleo. Entre éstos se encuentran Baily (1.974) y S. Rosen (1.985), quien afirmó que cuando existen riesgos no diversificables o que no se pueden asegurar, cuando la información es asimétrica o cuando las empresas son aversas al riesgo, es posible hablar de consecuencias involuntarias de los contratos de empleo.

reasignarlo. Los supuestos más comunes en la literatura en relación a esta cuestión son los de aversión al riesgo de los empleados y de neutralidad frente al mismo de los empresarios, por lo que es posible afirmar que el patrono vende seguros a los trabajadores. La hipótesis de neutralidad se suele basar en uno de estos dos argumentos: que los propietarios del capital como grupo son más ricos y se preocupan menos por una fluctuación dada de la riqueza, o bien que los propietarios del capital físico pueden diversificar sus carteras de forma más barata que los propietarios del capital humano (Gordon, 1.974).

Azariadis (1.975), Baily (1.974) y Gordon (1.974) fueron los pioneros en el desarrollo de los modelos de contratos de empleo[23], cuya idea básica es la siguiente: cada empresa tiene una función de producción que depende de una variable aleatoria θ, que refleja la existencia de incertidumbre en relación al estado de la demanda. Dicha empresa tiene que contratar a un grupo de trabajadores y todos los agentes que intervienen están plenamente informados de todas las variables relevantes, incluyendo la distribución de θ. Este último supuesto implica que las claúsulas del contrato pueden condicionarse al estado de la naturaleza que se materialice a posteriori.

Sea la función de utilidad de los trabajadores de la forma $U = U(q + mL)$, donde *m* es una constante que representa el valor del tiempo no dedicado al mercado[24] y *L* está normalizado de manera que $0<L<1$. Más concretamente, en el contrato que se va a analizar se supone que $L=0$ ó $L=1$. Además, los consumidores son aversos al riesgo [$U'>0$ y $U''<0$].

Se supone que la función de producción de las empresas es $Q = \theta\, f(N)$, donde *N* representa los servicios de trabajo utilizados [$f'(N)>0$ y $f''(N)<0$] y θ es una variable aleatoria de media μ, con función de distribución $G(\theta)$ y función de densidad $g(\theta)$. Los servicios de trabajo que utiliza la empresa se definen como $N=\eta n$, siendo *n* el número (fijo) de trabajadores relacionados con la empresa mediante un contrato y η la proporción de ellos que trabajan; por tanto, $(1-\eta)$ es el porcentaje de trabajadores que quedan ociosos. Para cada valor posible de θ , el contrato especifica un pago salarial igual a C_1 para los individuos que trabajan, una suma de dinero igual a C_2 para los despedidos y el porcentaje η de empleados que trabajan.

---

[23] Según S. Rosen (1.985), la idea de los contratos implícitos se remonta a la perspectiva de Knight (1.921) del empresario como asegurador de riesgos.

[24] Azariadis (1.975) empleó en su investigación una función de utilidad como ésta.

La utilidad esperada ex-ante por parte del individuo que acepta el contrato es:

$$E[U] = \int \{U[C_1(\theta)]\eta(\theta) + U[C_2(\theta) + m][1 - \eta(\theta)]\} dG(\theta) \qquad [2.17.]$$

Si se supone que los empresarios tienen unas preferencias descritas mediante una función *V*, que depende de los beneficios de la empresa, π, y que son también aversos al riesgo, la utilidad esperada del contrato para ellos es:

$$E[V] = \int V[\pi(\theta)] dG(\theta) = \int V\{\theta\, f[\eta(\theta)n] - n\,\eta(\theta)\, C_1(\theta) - n[1 - \eta(\theta)]C_2(\theta)\} dG(\theta) \qquad [2.18.]$$

donde $\theta\, f[\eta(\theta)n]$ es el valor de la producción de la empresa en el estado θ. Los valores de C_1, C_2 y η se determinan maximizando la utilidad esperada de los trabajadores sujeta a la restricción de que la utilidad esperada de los empresarios tome un valor $\overline{V}$.

Las implicaciones fundamentales del modelo planteado se pueden resumir de la siguiente manera:

1º Cuando la empresa paga una cantidad C_2 a los trabajadores que despide, la utilidad que alcanzan éstos es la misma que la que logran los individuos que finalmente trabajan. Como parece lógico, el bienestar de las personas que hayan firmado un contrato con una empresa con una realización desfavorable de θ será menor que el de las que hayan llegado a un acuerdo con una empresa con θ favorable.[25]

[25] Una cuestión muy interesante en relación a los modelos que suponen información perfecta es la planteada por Pissarides (1.979) y Akerlof y Miyazaki (1.980). Estos autores señalaron que si las empresas no pagan a los trabajadores cuando los despiden, el volumen de empleo agregado resultante es superior al de un equilibrio walrasiano. Esto se debe a que la tasa de despidos será inferior a la recomendable por consideraciones de eficiencia, ya que la única posibilidad que tiene la empresa de asegurar a sus trabajadores contra las fluctuaciones adversas de la demanda es retenerles en nómina. Esto hará que el nivel crítico de la productividad que determina el despido sea menor que el salario de reserva de los individuos. Para describir este fenómeno se utiliza, a veces, el término "sobreempleo". Nickell (1.990) indicó que éste es un concepto un tanto especial, ya que en un modelo competitivo equivalente todo el mundo estaría empleado, por lo que dicha situación sería bastante improbable. Este problema desaparece si se permite a las empresas que paguen a los trabajadores cuando quedan desempleados.

2º Siempre que $0<\eta<1$, el valor del producto marginal del trabajador $\theta f'(n)$ será igual a su coste de oportunidad social, *m*. Si $\eta=1$ se cumplirá $\theta f'(n)>m$, ya que la empresa querría utilizar una gran cantidad de trabajo pero sólo ha contratado a *n* individuos[26]. Por el contrario, si $\eta=0$, entonces $\theta f'(n)<m$.

3º Si los empresarios son neutrales al riesgo $[V'(\pi)=1]$ todos los individuos que trabajan en cualquier empresa reciben igual remuneración. Lo mismo ocurrirá con todos los desempleados. En este caso, la utilidad marginal de C_1 y C_2+m son independientes de θ e iguales para todos los individuos.

Las características de las claúsulas del modelo descrito se modificarán si se altera cualquiera de los supuestos de partida[27]. Por ejemplo, el acceso a la información constituye un factor fundamental para conformar el acuerdo entre los trabajadores y las empresas y para determinar su conducta subsiguiente. En muchas ocasiones[28] se ha supuesto que la empresa es capaz de observar ex-post el valor de θ, mientras que los individuos no pueden hacerlo. Esto implica dos problemas fundamentales. El primero es conocido como "conducta de buena fe" y consiste en que si el contrato depende de variables que pueden ser influenciadas por una de las partes, ésta tendrá incentivos para modificarla en el sentido que le sea más favorable. Por ello, es necesario que las claúsulas del contrato dependan de datos de los que estén informados todos los agentes. El segundo problema es la "selección adversa": cuando la población es heterogénea, los individuos con una mayor probabilidad de pérdida (de quedar desempleados, en este caso) son los que estarán más dispuestos a aceptar la cobertura que supone el contrato.[29]

---

[26] Según S. Rosen (1.985), esto no es una señal de ineficiencia, sino que indica que la especifidad de cada trabajo hace muy costoso intercambiar trabajadores entre empresas.

[27] Una exposición clara de diversos aspectos relacionados con esta cuestión se puede encontrar en Azariadis (1.983), Hart (1.983), S. Rosen (1.985) o Parsons (1.986).

[28] Véase Calvo y Phelps (1.977), Hall y Lillien (1.979), Grossman y Hart (1.981), Chari (1.983) o Green y Kahn (1.983).

[29] Los contratos como el descrito tienen poco que decir sobre el reparto entre las horas trabajadas por cada empleado y el número de despidos. En realidad, este reparto depende de las preferencias de los individuos y de las características de la tecnología de las empresas. Azariadis (1.975) planteó la posibilidad de extender los contratos para que incorporaran acuerdos sobre el número de horas de trabajo en las distintas fases del ciclo económico, de manera que se solicitara a los empleados que alargaran sus horarios de trabajo en las épocas de expansión de la demanda y que los acortaran cuando ésta fuera escasa. Además, Miyazaki y Neary (1.983) y Brown y Wolfstetter (1.984) elaboraron modelos en los que las horas de trabajo formaban parte de la función de producción de la empresa. Por último, cabe mencionar que existen algunos estudios, como los de Lazear (1.981) y Card (1.990), en los que se han relacionado de una manera explícita los contratos implícitos de empleo con las restricciones en los horarios de trabajo.

II.2.1.3. Modelos de sustitución intertemporal del ocio

La idea fundamental que se maneja en estos modelos es que, al analizar la oferta de trabajo de los individuos, es necesario tener en cuenta no sólo que éstos pueden intercambiar ocio y bienes de consumo presentes sino que, en un entorno en el que los salarios y los precios fluctúan, el ocio y el consumo presentes también pueden intercambiarse por ocio y bienes futuros. Si el ocio actual y el futuro son sustitutivos próximos, aunque la oferta de trabajo a largo plazo (del ciclo vital) podría ser relativamente inelástica en relación a los salarios, la oferta de trabajo a corto plazo será muy elástica, porque los agentes estarán próximos a sentirse indiferentes en cuanto a su asignación temporal. Por tanto, trabajarán más horas en los períodos en los que el rendimiento de su trabajo sea mayor y menos cuando el salario sea menor. Desde esta perspectiva, es posible afirmar que el desempleo está constituido por personas que encuentran que los salarios a los que podrían trabajar son temporalmente bajos, por lo que deciden esperar a que se eleven, en lugar de hacer una inversión en la búsqueda de otro empleo o en un desplazamiento hacia otra región. En este sentido, el desempleo puede considerarse voluntario[30].

Aunque la idea de la sustitución intertemporal del ocio había sido sugerida por Friedman (1.962), Lucas y Rapping (1.969) fueron los primeros en desarrollar de una manera formal un modelo de este tipo. No obstante, fue MaCurdy (1.981) quien propuso la función de oferta de trabajo intertemporal en la que se han basado numerosas investigaciones posteriores, como las que se recogen en la tabla 2.1. Sus supuestos fundamentales fueron información perfecta, salarios exógenos, funcionamiento perfecto del mercado de capitales y separabilidad intertemporal fuerte entre el ocio y el consumo[31]. El problema de

[30] Lucas y Rapping (1.969) afirmaron que, formulada cuidadosamente, la distinción tradicional entre empleo voluntario e involuntario era únicamente formal. En su opinión sólo servía para oscurecer la diferencia entre los modelos en los que el equilibrio del mercado de trabajo implica un determinado nivel de producción (de pleno empleo) independiente del nivel de la demanda agregada y modelos en los que este resultado no se produce, como en el que ellos plantearon.

[31] Una función de utilidad es débilmente separable cuando existe un grupo de bienes que se pueden agrupar como si constituyeran uno sólo. En este caso, la relación marginal de sustitución entre dos bienes de dicho grupo es independiente de las cantidades poseídas de los bienes que no pertenezcan a él. Si una función de utilidad presenta separabilidad fuerte la relación marginal de sustitución entre dos bienes de diferentes grupos no depende de las cantidades que se posean de los bienes que no pertenezcan a ninguno de ellos. Esta última propiedad equivale a la independencia completa de diferentes conjuntos de bienes, por lo que la función sería aditiva, es decir, cada bien afectaría a la utilidad independientemente de las cantidades de los demás.

un consumidor que tiene una dotación inicial de riqueza, $\overline{A}$, y una tasa de preferencia temporal, ρ, es escoger la cantidad de bienes de consumo, $q(t)$, y de ocio, $L(t)$, que le permitan maximizar su utilidad, $U[q(t),L(t)]$, a lo largo de su vida. Es decir, si $H(t)$ es el tiempo dedicado al mercado, $w(t)$ el salario real y $R(t)$ la tasa de descuento, siendo $R(0)=1$ $[R(t)=1/\{[1+r(1)][1+r(2)]...[1+r(t)]\}]$, debe intentar resolver el problema:

$$Máx\ G\left\{\sum_{t=0}^{T}\frac{1}{(1+\rho)^t}U[q(t),L(t)]\right\} \qquad [2.19.]$$

$$s.a:\ \overline{A}+\sum_{t=0}^{T}R(t)H(t)w(t)=\sum_{t=0}^{T}R(t)q(t)$$

Supóngase que la función de utilidad del individuo tiene la forma:

$$U[q(t),L(t)]=Y_1(t)[q(t)]^{\omega_1}-Y_2(t)[H(t)]^{\omega_2} \qquad [2.20.]$$

donde $0<\omega_1<1$ y $\omega_2>1$ son dos parámetros invariantes en el tiempo y comunes para todos los individuos. $Y_1(t)$ e $Y_2(t)$, que son mayores que cero, reflejan diferencias en las preferencias en función de la edad y dependen de las características de cada persona. Bajo las hipótesis de que λ es constante[32], que se alcanza una solución interior y que las preferencias por el trabajo están distribuidas aleatoriamente en la población, de manera que $Y_2(t)=\sigma+v^*(t)$, la función de oferta de trabajo resultante del problema anterior, expresada en logaritmos, es[33]:

$$\ln H(t)=F+\delta\sum_{k=0}^{t}[\rho-r(k)]+\delta\ln w(t)+v(t) \qquad [2.21.]$$

donde

---

[32] El parámetro λ es $\lambda=\lambda^*/G'$; λ^* es el multiplicador de Lagrange asociado a la restricción presupuestaria (la utilidad marginal de la renta en el período 0), G' la derivada de G, que es una función monótona creciente. Si G representa la transformación identidad, entonces λ sería la utilidad marginal de la renta. La única forma de determinar esta variable es sustituyendo las funciones de consumo y oferta de trabajo en la restricción presupuestaria vital. Con ello se obtiene su valor implícito en función de la dotación inicial de riqueza, los salarios de toda la vida, el tipo de interés, la tasa de preferencia temporal y los gustos del individuo. Además, λ es la única variable a través de la que se relaciona la función de oferta de trabajo con variables futuras.

[33] Se han empleado las aproximaciones $ln[1+r(t)]\approx r(t)$ y $ln(1+\rho)\approx\rho$.

$$F = [1/(\omega_2 - 1)](\ln\lambda - \sigma - \ln\omega_2)$$

$$\delta = 1/(\omega_2 - 1)$$

$$v(t) = \delta\, v^*(t)$$

$$r(0) = \rho$$

y *r(t)* es el tipo de interés. Las variables σ y *v(t)* representan las características inobservables del consumidor: σ es un componente permanente y *u* un término de error que varía en el tiempo y cuya media se supone que vale 0. El valor del parámetro δ determina la respuesta de las horas de trabajo ante la evolución temporal de los salarios y se conoce como *elasticidad de sustitución intertemporal*. A nivel teórico, es de esperar que tenga signo positivo: cuanto mayor sea su valor, mayor es el grado de sustitución intertemporal del ocio. En el caso extremo de que fuera igual a infinito, el individuo ofrecería todo su trabajo en el momento de su vida en el que el salario fuera más elevado.

A pesar de la generalizada adopción del modelo de sustitución intertemporal por parte de los teóricos del equilibrio del ciclo económico, se han hecho relativamente pocos esfuerzos empíricos por contrastar sus implicaciones. La mayoría de las investigaciones se han centrado en estimar el valor de la elasticidad de sustitución, interpretándolo como una manera de comprobar la validez del planteamiento teórico. En la tabla 2.1 se reproduce, parcialmente, un cuadro elaborado por Pencavel (1.986) en el que se muestran algunos de los valores estimados de dicha elasticidad, y al que se han añadido algunas referencias posteriores.

Estos estudios, salvo el de Blundell, Meghir y Neves (1.993), tienen dos elementos en común: han utilizando datos de hombres con edades entre 25 y 55 años, aproximadamente, y han eliminado la posibilidad de que existan soluciones de esquina[34]. Blundell, Meghir y Neves (1.993), por el contrario, estimaron una ecuación de oferta de trabajo intertemporal a partir de una muestra de mujeres trabajadoras, condicionada a que previamente habían decidido trabajar.

[34] Este último aspecto puede haber incidido en el escaso apoyo que han prestado las aproximaciones empíricas al modelo de sustitución intertemporal, ya que las decisiones de entrada y salida del empleo constituyen una de las causas principales de variación de las horas de trabajo (Heckman, 1.993).

Por otra parte, es importante tener en cuenta que, en las especificaciones empíricas de los modelos de sustitución intertemporal, se suelen imponer ciertas restricciones a la función de utilidad vital, con el fin de reducir el número de datos necesarios para la estimación. Dichas restricciones se resumen en el supuesto de que la función de utilidad es separable (fuertemente) en el ocio a lo largo del tiempo. Su consecuencia principal es que las variables inobservables se pueden captar por medio de un sólo estadístico -precisamente la utilidad marginal de la renta -. Sin embargo, muchos de los parámetros que reflejan la posible flexibilidad en la sustitución intra e inter-temporal deben estar sometidos a ciertas restricciones[35].

Tabla 2.1 Elasticidad de sustitución intertemporal

Autor	Variables adicionales en la ecuación de oferta de trabajo	Elasticidad
Becker (1.975)	• Edad, renta no salarial, otras rentas, dimensión familiar • Cambios en las variables anteriores	0,10 - 0,45 -0,06 - 0,17
Smith (1.977)	• Edad, salario de la esposa, número de hijos jóvenes	0,23 - 0,32
MaCurdy (1.981)	• Ninguna • Variables ficticias anuales	0,14 - 0,35 0,10 - 0,45
MaCurdy (1.982)	• Educación y estatus socioeconómico de los padres, edad, educación	-0,07 - 0,28
Browning, Deaton y Irish (1.985)	• Hijos, tipo de interés a largo plazo y ficticias de ocupación manual, de cohorte y anuales • Cambios en las dos primeras y ficticias anuales	0,05 0,03
Altonji (1.986)	• Edad y ficticias anuales	0 - 0,35
Ham (1.986b)	• Ninguna • Ficticias temporales • Ficticias temporales, de subempleo y desempleo • Ficticias temporales y de subempleo y número de horas de desempleo • Ficticias temporales, de subempleo, de desempleo y número de hijos	0,16 0,07 -0,08 - 0,05 -0,17 - (-0,10) 0,05
Blundell, Meghir y Neves (1.993)	• Ninguna	0,9 - 2,5

Fuente: Pencavel (1.986) y elaboración propia

[35] En Blundell (1.986) se resumen algunas implicaciones relacionadas con estos supuestos.

Dadas estas limitaciones, algunos investigadores han planteado hipótesis de trabajo alternativas. Por ejemplo, Hotz, Kydland y Sedlacek (1.988) intentaron demostrar que el supuesto anterior implica un sesgo en la estimación de los parámetros, ya que no se tiene en cuenta que las decisiones actuales sobre el tiempo de ocio influyen en la utilidad futura esperada. Otra posibilidad para incorporar la dependencia temporal del ocio a estos modelos es suponer que las decisiones actuales de oferta de trabajo dependen de la historia laboral anterior a través de un proceso de acumulación de capital humano, que determina los salarios del ciclo vital (Heckman, 1.976)[36].

II.2.1.4. Modelos de búsqueda de empleo

Partiendo de los supuestos de información imperfecta y de que adquirirla es costoso, estos modelos explican el desempleo como una decisión individual acerca de la duración del proceso de búsqueda de un puesto de trabajo. Un antecedente de los modelos actuales es el trabajo de Stigler (1.961, 1.962), quien señaló la importancia de la información imperfecta en relación a la dispersión de los precios. Este autor formuló el problema de la "adquisición" de empleo como un problema de elección del tamaño óptimo de la muestra (número de ofertas de empleo recibidas). Como ningún individuo que entra en el mercado de trabajo conoce los ingresos que obtendría en cada posible empleo, todos se enfrentan al problema de adquirir información. Un trabajador buscará ofertas salariales hasta que el coste marginal y el beneficio marginal de la búsqueda se igualen. Cuanto mayor sea la dispersión de los precios, mayor será el tiempo óptimo de búsqueda.

Alchian (1.970) señaló que la especialización en la recopilación de información es eficiente. Esta afirmación implica que a una persona que esté trabajando le puede resultar rentable renunciar a una reducción salarial, aunque sea temporal, y dejar su puesto de trabajo, con el fin de buscar información sobre sus oportunidades alternativas de empleo. El desempleo, por tanto, está constituido por personas que han decidido incorporarse al proceso de búsqueda. Sin esta proposición de costes diferenciados, la teoría sería incapaz, siendo consistente con los postulados maximizadores, de explicar porqué algunas personas rechazan un salario bajo mientras adquieren y comparan información sobre las ofertas de trabajo disponibles.

---

[36] Otras investigaciones en las que se ha defendido la dependencia temporal de las preferencias son las efectuadas por Phlips (1.978) y Kydland y Prescott (1.982).

En base a estas ideas, Mortensen (1.970) y McCall (1.970) modelizaron de una manera formal la conducta de los individuos que buscan empleo. Las características fundamentales de sus propuestas fueron estas: los trabajadores únicamente conocen la distribución de salarios correspondiente a su nivel de formación que, en principio, es la única fuente de la dispersión salarial observada. Para averiguar la remuneración exacta de un puesto de trabajo concreto y saber si se cumplen sus requisitos de formación, es necesario buscar. El coste de generar cada oferta es constante e igual a *c* y el horizonte temporal es infinito. Además, se supone que los individuos son neutrales al riesgo y que cada uno obtiene una oferta de trabajo, x_i, en cada período, que debe ser contestada inmediatamente[37]; se supone que x_i es una variable aleatoria (continua, para facilitar el análisis) cuya función de distribución es *F* y que cumple que $\mathrm{E}[x_i] < \infty$. Cada persona aceptará la mejor oferta que reciba, de manera que el beneficio de dejar de buscar tras *n* períodos será:

$$Y_n = máx\{x_1,...,x_n\} - nc \qquad [2.22.]$$

El objetivo de cada persona es determinar la regla de parada que le permita maximizar el valor esperado de Y_N, donde *N* representa el número aleatorio de ofertas recibidas hasta que se acepta una. Sea ζ la ganancia esperada de buscar determinada por la regla óptima. Considérese la primera oferta, x_1: dada la definición de ζ, se aceptará x_1 siempre que su valor sea superior o igual a ζ. El valor crítico ζ se conoce como salario de reserva.

El beneficio esperado de actuar de esta manera es $E[máx\{\zeta, x_1\}] - c$. Dado que ζ fue definida de manera que representara el beneficio esperado de seguir la mejor regla de parada, se puede escribir:

$$\zeta = E[máx\{\zeta, x_1\}] - c \qquad [2.23.]$$

A su vez, $E[máx\{\zeta, x_1\}]$ puede expresarse como:

$$\begin{aligned} E[máx\{\zeta, x_1\}] &= \zeta \int_0^{\zeta} dF(x) + \int_{\zeta}^{\infty} x dF(x) = \\ &= \zeta \int_0^{\zeta} dF(x) + \zeta \int_{\zeta}^{\infty} dF(x) + \int_{\zeta}^{\infty} x dF(x) - \zeta \int_{\zeta}^{\infty} dF(x) = \zeta + \int_{\zeta}^{\infty} (x - \zeta) dF(x) \end{aligned} \qquad [2.24.]$$

[37] Las implicaciones de modificar este último supuesto pueden encontrarse en Lippman y McCall (1.976a).

Esto significa que la ecuación [2.23.] es equivalente a:

$$c = \int_{\zeta}^{\infty} (x - \zeta) dF(x) = H(\zeta) \qquad [2.25.]$$

La función *H* es convexa, no negativa y estrictamente decreciente. Por tanto, cuanto menor sea el coste de la búsqueda, mayor será el salario de reserva, y cuanto más elevado sea este último, más largo será el período de búsqueda o desempleo.[38]

Cuando se incorpora el descuento al análisis, los ingresos derivados del trabajo deben entenderse como el valor presente de todos los salarios futuros. Si el coste de la búsqueda se paga al final del período, la ecuación [2.25.] se transforma en:

$$c = H(\zeta) - r\zeta \qquad [2.26.]$$

Dada la naturaleza decreciente de *H*, ζ disminuye a medida que se eleva *r*, que es la tasa de descuento. Por tanto, la consideración de este factor induce a los trabajadores a acortar el período de búsqueda. Si, por el contrario, *c* se paga al principio del período, resulta que:

$$c = \beta H(\zeta) - \zeta(1 - \beta) = \beta H(\zeta) - [r/(1 + r)]\zeta \qquad [2.27.]$$

Es decir, que el coste efectivo de la búsqueda es mayor cuando éste tiene que pagarse al principio del período; esto se traduce en un menor salario de reserva y en una reducción del período de desempleo.

Otra posible extensión del modelo se deriva de eliminar el supuesto de que el número de ofertas por período es fijo; si se considera que este elemento es

[38] Por supuesto, la media y la varianza de la distribución *F* también influyen en la duración del desempleo. Mortensen (1.986) explicó que un incremento de la media de dicha distribución eleva el salario de reserva, pero en una magnitud menor que el aumento de la media. De igual modo, una mayor dispersión de los salarios que preserve la media también implica un salario de reserva más elevado y una mayor duración del desempleo, tal y como sugirió Stigler (1.961, 1.962). Por último, la proporción de empleos (salarios) a los que el individuo puede acceder tiene dos efectos diferentes sobre la longitud del período de búsqueda. Un efecto directo, considerando constante el salario de reserva, que implica un menor período de desempleo cuanto mayor sea el número de ofertas accesibles, y un efecto indirecto que supone una búsqueda más prolongada cuanto mayor sea el número de ofertas alcanzables, ya que esto significa un incremento del salario de reserva. Mortensen demostró que el primer efecto es el más importante cuando se habla de individuos que tienen acceso a un número pequeño de ofertas de empleo.

aleatorio (y exógeno)[39] y que la probabilidad de recibir una oferta en un período es *q* (*c* se paga al principio del período), se deduce que:

$$c = [q/(1+r)]H(\zeta) - [r/(1+r)]\zeta \qquad [2.28.]$$

Observando la expresión anterior, y recordando de nuevo el decrecimiento de *H*, se deduce que el salario de reserva de cualquier individuo será menor cuanto menor sea *q*. Es decir, cuanto menor sea la frecuencia con la que se reciben ofertas, mayor será la probabilidad de aceptarlas.

Gronau (1.971) planteó la posibilidad de que el salario de reserva se modificara a lo largo del tiempo, debido a que el horizonte temporal de los individuos es finito[40]. Si una persona sólo es capaz de buscar empleo durante *n* períodos, el máximo beneficio neto que puede alcanzar es $V_n(x)$ [$V_0(x)=x$]. Este valor satisface la ecuación:

$$V_n(x) = máx\left\{x, -c + \int_0^\infty V_{n-1}(y)dF(y)\right\} \qquad [2.29.]$$

Igual que en los casos anteriores, se espera que exista una oferta mínima aceptable cuando quedan *n* períodos por delante, ζ_n:

$$\zeta_n = -c + \int_0^\infty V_{n-1}(x)dF(x), \quad para\ n \geq 1 \qquad [2.30.]$$

---

[39] Una posibilidad algo más compleja, propuesta inicialmente por Gronau (1.971), es suponer que los trabajadores buscan empleo con distinta intensidad, de modo que cuantos más recursos dediquen a dicha actividad, más alta será la probabilidad de que reciban una oferta y menor la duración del desempleo. Bajo esta hipótesis, la tasa de recepción de ofertas se convierte en una variable endógena, por lo que cada trabajador debe decidir, en cada momento, no sólo su nivel de salario de reserva, sino también la cantidad de recursos que va a utilizar para buscar empleo. El método más sencillo de incorporar este aspecto al modelo es suponer que la tasa de llegada de ofertas es proporcional al esfuerzo de búsqueda y que el coste de recibir cada oferta es una función creciente de dicho esfuerzo. Algunas referencias relativas a esta cuestión son Barron y Mellow (1.979), Keeley y Robins (1.985) y Wadsworth (1.991).

[40] Holt (1.970) proporcionó una explicación alternativa de la evolución temporal del salario de reserva en base al concepto del *nivel de aspiración adaptativo*, que había sido desarrollado por los psicólogos. El nivel de aspiración salarial de un individuo depende de su experiencia previa -básicamente de su salario anterior-, de su información sobre la remuneración alcanzada por otras personas y de su percepción sobre sus posibilidades de empleo. A medida que transcurre el tiempo, y se sigue estando desempleado, es factible pensar que dicho nivel de aspiración se reduce. Danforth (1.979), por su parte, desarrolló un argumento relacionado con las restricciones de liquidez de los desempleados, mientras que Mortensen (1.977) basó su argumentación en los cambios del coste de búsqueda ocasionados por la finalización del subsidio de desempleo.

Es posible comprobar que, para cada valor de *n*, se cumple $\zeta_n \geq \zeta_{n-1}$; es decir, el salario de reserva es menor cuanto menos tiempo le queda al individuo para decidirse a aceptar una oferta [$\zeta_0=0$].[41]

Los modelos de búsqueda de empleo como los expuestos sólo son capaces de explicar el desempleo friccional, que es el constituido por los individuos que están buscando empleo, pero que no han encontrado una oferta aceptable. Sin embargo, investigadores como Friedman (1.968), Phelps (1.972) y Pissarides (1.985), han explicado la posibilidad de que el desempleo supere su tasa natural basándose en la idea de que el proceso por el que se emparejan trabajadores y empresas puede verse entorpecido por alguna fricción[42]. En otras ocasiones (Alchian, 1.970; McCall, 1.970; Mortensen 1.970) se ha afirmado que siempre que los trabajadores perciban correctamente la distribución de salarios, su desempleo será eficiente, en el sentido de que seguirán una estrategia óptima, optando voluntariamente por permanecer desempleados bajo ciertas circunstancias. En este caso, el desempleo a nivel agregado será la tasa natural. Sin embargo, este nivel no se alcanzará si se percibe erróneamente la distribución salarial y los individuos se fijan salarios de reserva más elevados (más reducidos) de lo que resultaría eficiente.[43]

---

[41] En los modelos de búsqueda como los que se han expuesto, los empleos se comparan únicamente en base al salario. El estudio de Kiefer (1.987) implicó algunas novedades en relación a este aspecto, ya que este investigador planteó la posibilidad de que las ofertas de trabajo especificaran también un horario de trabajo. Si dicho horario es el mismo en todos los empleos, la utilidad que alcanza un consumidor estando desempleado es constante, mientras que cuando está empleado sólo depende del salario que percibe. En este caso, la regla de decisión óptima está basada en un salario de reserva, que se determinaría igualando el bienestar que implican ambas situaciones. Bajo estos supuestos, un aumento del salario medio que pueden obtener los trabajadores implica un incremento de la tasa de transición del desempleo al empleo, una disminución de los pasos del empleo al desempleo y una tasa global de empleo mayor. Sin embargo, si las horas de trabajo difieren entre empleos, la función de utilidad de los individuos también tendrá como argumento las horas de trabajo (o de ocio). Entonces, no será posible llegar a las mismas conclusiones, ya que un aumento del salario supone que los individos pueden permitirse ser más selectivos en cuanto a sus horas de trabajo. En Lippman y McCall (1.976a, 1.976b), Mortensen (1.986) o Kiefer y Neumann (1.989) se pueden encontrar otros desarrollos de los modelos de búsqueda de empleo.

[42] Pissarides (1.985), por ejemplo, afirmó que los trabajadores desempleados y los puestos de trabajo vacantes no se encuentran simultáneamente. En el intervalo requerido para el encuentro, pueden romperse algunas de las parejas previamente establecidas, existiendo un nuevo flujo de individuos que quedan sin trabajo. Por tanto, el desempleo nunca desaparecerá, aunque en el equilibrio los flujos de entrada y de salida del mismo serán iguales.

[43] En opinión de Alchian (1.970), esto ocurrirá siempre que cambie la demanda agregada: si ésta desciende, crece el desempleo, ya que hay más personas que están dispuestas a renunciar a sus puestos de trabajo. Esto se debe a que los individuos no observan que los salarios se han reducido, no sólo en su empleo, sino también en toda la economía. A medida que transcurre el tiempo, los individuos se dan cuenta de que, con las nuevas condiciones de

La mayor parte de las aplicaciones empíricas de los modelos de búsqueda se han centrado en analizar la duración del período de búsqueda, así como su relación con ciertas medidas de política económica, como los salarios mínimos (Mincer, 1.976) y, sobre todo, los subsidios de desempleo (Marston, 1.975; Ehrenberg y Oaxaca, 1.976; Welch, 1.977; Hamermesh, 1.979; Barron y Mellow, 1.979, 1.981; Moffit y Nicholson, 1.982; Keeley y Robins, 1.985)[44]. El salario mínimo hace que el proceso de búsqueda se prolongue, debido a que las empresas dejan de ofrecer empleos que habrían sido aceptados por los trabajadores. Por su parte, los programas de prestaciones al desempleo, aunque habitualmente exigen llevar a cabo ciertas actividades de búsqueda, reducen los costes de la misma y elevan el nivel de salario de reserva[45]. Wadsworth (1.991), por el contrario, sugirió que el esfuerzo de búsqueda de los trabajadores que perciben el subsidio de desempleo es mayor, ya que este hecho desincentiva el paso del desempleo a la inactividad. También se ha señalado en alguna ocasión (Mortensen, 1.977; Burdett, 1.979; Hamermesh, 1.979) que estos sistemas hacen que el empleo intermitente sea relativamente atractivo, por lo que constituyen un incentivo al empleo cuando los puestos de trabajo tienen una duración incierta.

En otras ocasiones, se han llevado a cabo investigaciones empíricas como las de Yoon (1.981), Lancaster y Chesher (1.983), Narendranathan y Nickell (1.985), Wolpin (1.987) y van den Berg (1.990a, 1.990b), en las que se han estimado modelos estructurales de búsqueda. El estudio de van den Berg (1.990a) destaca por el hecho de haber considerado la posibilidad de que una persona puede pasar del desempleo a la inactividad. Este mismo investigador (van den Berg, 1.990b) ha propuesto un modelo en el que tiene en cuenta la posibilidad de que variables como la tasa de llegada de ofertas de empleo, la

---

demanda, la mejor oferta disponible es peor que si la estructura de alternativas no se hubiese alterado. Entonces, cada trabajador tiene la tarea adicional de revisar sus expectativas salariales. Si la reducción de la demanda prosigue, el desempleo persiste y la nueva situación tiene que ser continuamente descubierta. Cuanto mayor sea la tasa de descenso de la demanda, mayor será la extensión y la duración media del desempleo. Si la demanda se estabiliza en un cierto momento, el desempleo empezará a decrecer.

[44] Kiefer y Neumann (1.989) señalaron la existencia de un trabajo empírico anterior a la formulación teórica de los modelos de búsqueda de empleo, efectuado por Kasper (1.967), en el que se detectó la relación existente entre el subsidio de desempleo y la duración del período de búsqueda. Este mismo investigador había planteado la posibilidad de que el salario de reserva se redujera con la duración del desempleo.

[45] Usátegui (1.993) analizó los efectos del subsidio de desempleo, suponiendo que éste se percibía durante un período de tiempo limitado, y además incorporó al modelo de una manera explícita la decisión de actividad o inactividad de los individuos. Este último aspecto también fue considerado en el estudio de Barron y Mellow (1.981).

distribución salarial y el subsidio de desempleo dependan del tiempo que se lleva buscando.

II.2.2. Análisis desde una perspectiva de desequilibrio

Existe una línea de pensamiento, diferente a las anteriores, en la que se entiende que si los horarios de trabajo son rígidos o existe desempleo los consumidores no tienen libertad completa de elección. Cuando esto ocurre se puede decir que hay *racionamiento* en el mercado de trabajo. En este caso, la restricción presupuestaria a la que se enfrentan los individuos es discontinua, ya que se reduce a los horarios de trabajo que implican las ofertas de empleo disponibles. La existencia de estas discontinuidades significa que una persona no siempre estará situada en un punto de la restricción presupuestaria en el que se igualen la *RMS* y el salario real y no será posible garantizar que se alcance una combinación *(q, L)* de equilibrio como la descrita en el apartado *II.1.1*.

No obstante, la existencia de racionamiento no implica que deba abandonarse el marco de análisis que proporciona el modelo neoclásico. Es decir, no se trata de proponer conceptos nuevos para explicar el funcionamiento del mercado de trabajo, sino de especificar correctamente las observaciones del lado de la oferta y, para ello, es necesario tener en cuenta información relativa a la demanda (Card, 1.987). En realidad, debe sustituirse el problema de maximización de la utilidad que se expuso en el apartado *II.1.1* por otro problema en el que se añade una nueva restricción, que debe reflejar el hecho de que un consumidor restringido sólo puede escoger entre un subconjunto limitado de horarios de trabajo, ξ, que pertenece a la oferta total existente en el mercado, *f(h)*. Esta última oferta, a su vez, incluye todos los horarios posibles y es la que tiene a su disposición un individuo que no está racionado. Por tanto, el problema que debe resolver cualquier individuo racionado es[46]:

$$\begin{aligned} &Máx\, U = U(q, L; A, \upsilon) \\ &s.a: pq = W(T-L) + Y \\ &s.a: h \in \xi\{0, h_1, h_2, ..., h_N\} \end{aligned} \qquad [2.31.]$$

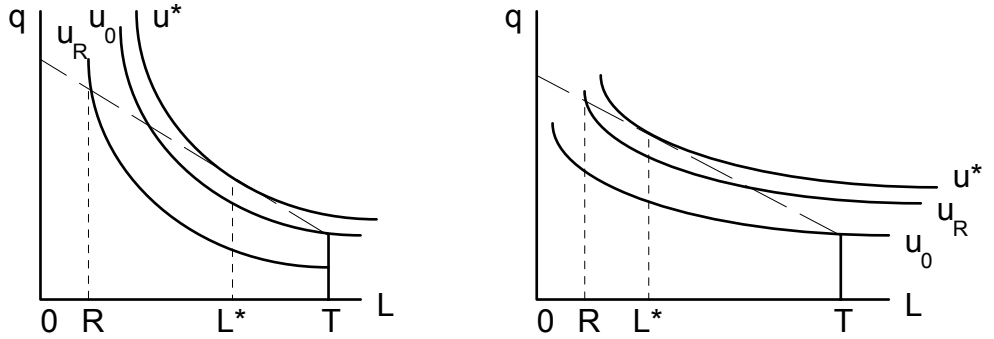
[46] El planteamiento de este modelo tiene bastantes puntos en común con la propuesta efectuada por Dickens y Lundberg (1.985).

Las distintas formas de racionamiento a las que puede estar sometida cada persona pueden analizarse modificando el tamaño y la forma del subconjunto de horarios de trabajo que tiene a su disposición, ξ. Si un consumidor se enfrenta a un único horario de trabajo, dicho subconjunto se limita a dos posibilidades: la no participación (*h=0*) o el horario restringido, *R*. Cuando el racionamiento consiste en un límite máximo de horas de trabajo, dicho subconjunto comprende todos los horarios posibles hasta llegar a $h_{máx}$; es decir, equivale a *f(h)* desde 0 hasta dicho punto, pero el individuo no encuentra más horas de trabajo. Algo similar ocurre cuando la persona se ve obligada a trabajar un número mínimo de horas: puede escoger cualquier horario incluido en *f(h)* a partir de h_{min}, además, claro está, de la opción de no participación. Por último, si un trabajador no encuentra empleo en el período de tiempo analizado, su abanico de elecciones está limitado a 0 horas de trabajo[47].

El ejemplo más sencillo de racionamiento es el de un individuo que se enfrenta a una situación en la que tiene que escoger entre no trabajar en absoluto o hacerlo un número fijo de horas, *R*. En este caso debe comparar los niveles de utilidad de ambas situaciones y escoger la que represente mayor bienestar.

Este problema se muestra en la figura 2.2. El individuo representado en el primer diagrama optará por no trabajar, ya que de esa manera se situará en una curva de indiferencia más elevada que si acepta el horario restringido. El segundo consumidor decidirá trabajar *R* horas, porque le supone mayor bienestar que no trabajar.

Gráfico 2.2

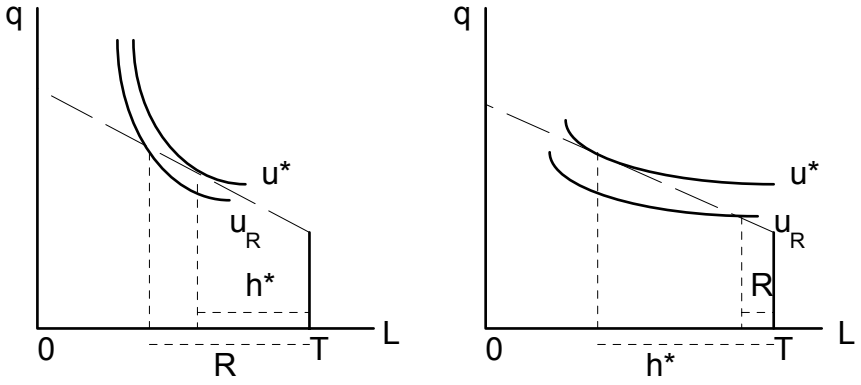


[47] Por supuesto, el racionamiento puede consistir en varios de estos problemas a la vez. Por ejemplo, puede que una persona que sólo es capaz de trabajar $h_{máx}$ horas no tenga a su disposición todos los horarios que estén por debajo de dicho tope.

Sin embargo, para ninguno de los dos las posiciones mencionadas son de equilibrio, ya que si pudieran escoger cualquier punto de la restricción, dada la tasa salarial que representa la oferta de empleo que han recibido, ambos preferirían disponer de un número diferente de horas de ocio (*L**).
Una vez que el individuo ha decidido aceptar una oferta de trabajo con un horario restringido puede encontrarse en una de estas dos situaciones: puede estar *subempleado* si, dado el nivel de salarios que representa la restricción (discontinua), preferiría trabajar un mayor número de horas, o *sobreempleado*, si ocurre lo contrario. En ninguno de los dos casos se igualan el salario real y la tasa marginal de sustitución. Si el trabajador está sobreempleado, dado el horario restringido, su *RMS* es mayor que el salario real, de modo que la curva de indiferencia corta la restricción presupuestaria desde arriba; si está subempleado el corte se produce desde abajo, siendo en ese punto la pendiente de la curva de indiferencia menor que la de la recta de balance.

En el primer diagrama del gráfico 2.3 se refleja la situación en la que se encontraría un individuo sobreempleado, mientras que en el segundo se muestra a un trabajador subempleado. Ambos preferirían trabajar *h**, pero si quieren participar deben hacerlo *R* horas.

Gráfico 2.3



Los trabajadores subempleados y sobreempleados tienen a su alcance diversos medios para corregir su alejamiento del óptimo. Entre los sobreempleados, es habitual el absentismo, la impuntualidad y otras acciones similares que les permiten reducir de alguna manera su horario de trabajo; sin embargo, estas soluciones son únicamente parciales. También es posible encontrar personas que, estando sobreempleadas, aceptarían trabajar horas

extraordinarias, percibiendo la prima correspondiente[48] (Moses, 1.962; Perlman, 1.969). De hecho, ésta sería la única manera de alcanzar el mismo grado de satisfacción (o, incluso, uno superior) que lograrían con su combinación óptima de consumo y ocio.

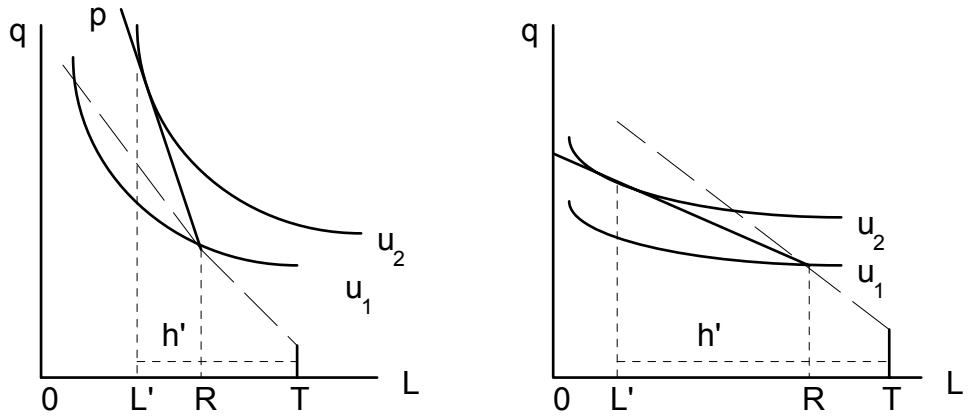
Los individuos subempleados, para conseguir situarse más cerca de su elección óptima, pueden optar por trabajar horas extraordinarias o bien pueden decantarse por el pluriempleo. Aunque esta posibilidad puede analizarse como si se tratara de horas extraordinarias, se diferencia de ellas en dos aspectos básicos (Moses, 1.962). En primer lugar, en que el salario que percibe el trabajador en su segundo empleo puede ser mayor, menor o igual que el de su actividad principal[49], mientras que las horas extraordinarias se remuneran a una tasa salarial superior a la del horario de trabajo estándar. Y en segundo lugar, en que para acceder al segundo empleo no es necesario haber aceptado previamente el horario restringido del principal (aunque en este caso, ya no sería pluriempleo), mientras que para poder hacer horas extraordinarias debe cumplirse primero el horario establecido. Por supuesto, para que una persona acepte un salario menor en su segunda actividad es necesario que no encuentre suficientes horas extraordinarias (con prima) en su primer empleo.

La primera figura del gráfico 2.4 ilustra la posibilidad de que un individuo subempleado, dado el horario restringido *R*, acepte trabajar horas extraordinarias (trabajaría *h'*). El segundo diagrama representa a una persona subempleada que tiene un segundo empleo con un salario por hora inferior al que percibe en su puesto de trabajo (racionado) principal.

Gráfico 2.4

[48] Si a un trabajador no racionado se le ofrece una prima salarial por trabajar horas extraordinarias, siempre aumentará su oferta de trabajo. Esto se debe a que dicha prima sólo implica un efecto sustitución, por el que el bien relativamente más caro (el ocio) se sustituirá por el más barato (el consumo), incrementándose así el nivel de utilidad alcanzado.

[49] El salario mínimo que exigirá un individuo subempleado para aceptar un segundo empleo equivaldrá, como en el caso de las horas extraordinarias, a su relación marginal de sustitución para el horario (restringido) de trabajo de su ocupación principal. Shishko y Rostker (1.976) desarrollaron una función de oferta de trabajo para empleos secundarios.



Es conveniente tener en cuenta que, en realidad, un individuo subempleado puede encontrarse en una de estas dos situaciones: puede estar empleado a lo largo de todo el período de tiempo que se analiza, pero trabajar menos horas de las deseadas, dado su nivel de salario, o bien puede ocurrir que trabaje las horas que desea durante parte del tiempo, pero que esté desempleado el resto del período. Esta última perspectiva permite analizar el problema del desempleo de una manera similar al racionamiento *dentro* de un puesto de trabajo, ya que simplemente se trata de un individuo que no puede trabajar más de $h_{máx}$ horas[50]. En este caso, la restricción presupuestaria no existe a partir de dicho punto, aunque es continua en el intervalo de horas anterior al límite[51] (Killingsworth, 1.983).

El racionamiento en el mercado de trabajo modifica algunas de las conclusiones alcanzadas a partir del modelo neoclásico en relación a la oferta individual de horas de trabajo, a la decisión de participación y a la oferta de trabajo familiar. El origen de estas alteraciones es que los datos sobre las horas de trabajo de una muestra de individuos no siempre representan puntos de su oferta de trabajo, ya que una persona, aunque trate de maximizar su utilidad, puede aceptar un empleo que no le permita alcanzar su posición de equilibrio, o puede no trabajar aunque desee hacerlo. Es decir, el resultado del problema de maximización recogido en la expresión [2.31.], h_R, será diferente a las horas deseadas de trabajo, h^*. En concreto:

---

[50] Un elemento que ha de tenerse en cuenta al analizar el desempleo de esta manera es el período de tiempo que se esté contemplando; si se habla de un año, este enfoque es perfectamente aplicable, mientras que es más difícil plantear el problema así cuando se estén analizando las horas de trabajo al día o a la semana.

[51] Otra posibilidad es que el individuo esté desempleado durante todo el período analizado; en este caso, su restricción presupuestaria se limita al punto de no participación.

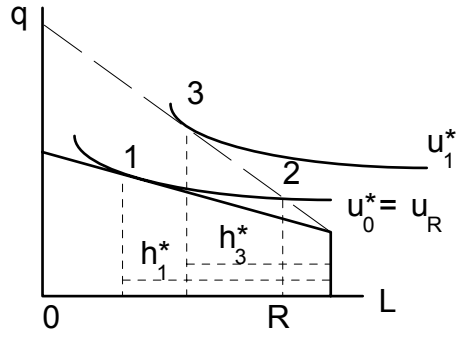
$$h_R(\,p, W, Y, \xi; A, \upsilon) = h^* + \left[h_R - h^*\right] = h(\,p, W, Y; A, \upsilon) + u \qquad [2.32.]$$

donde *u* representa la diferencia entre las horas de trabajo racionadas y deseadas. Si el consumidor trabaja más horas de las que desearía, dado su nivel de salario, dicho término será positivo y será negativo en caso contrario.

Este hecho supone ciertas implicaciones. En primer lugar, dos de los conceptos básicos empleados habitualmente en el modelo neoclásico, los efectos sustitución y renta, deben manejarse con cuidado, ya que estos términos están concebidos para explicar el paso de una situación de equilibrio a otra que también lo es. Sin embargo, cuando hay restricciones en el mercado de trabajo no se puede asegurar que esto sea siempre así.

Sea un individuo que se enfrenta a una restricción presupuestaria continua y en la que puede moverse con plena libertad. Bajo estas condiciones, decide trabajar h_1^* horas (punto 1 del gráfico 2.5). A dicho consumidor, le ofrecen la posibilidad de trabajar *R* horas con un salario superior (punto 2); esta segunda opción implica el mismo nivel de utilidad que su óptimo no racionado.

Gráfico 2.5

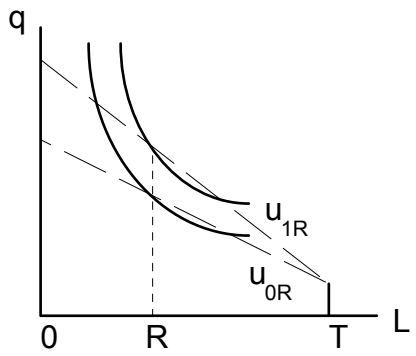


Dado que el punto 2 no representa un punto de tangencia, si el individuo decidiera pasar de la posición 1 a la 2, la diferencia de horas de trabajo no representa la suma de los efectos renta y sustitución. Es más, si no hubiera restricciones y esa persona pudiera acceder a un salario tan elevado elegiría un punto (3 en la figura) que supusiera más horas de trabajo (h_3^*) que el horario restringido (*R*). El paso de la situación 1 a la 3 o viceversa sí podría analizarse por medio de la ecuación de Slutsky (ecuación [2.8.]).

Igualmente, un individuo puede seguir trabajando el mismo número de horas aunque cambie su salario, simplemente porque está obligado a cumplir un horario determinado. Esto es lo que sucede con el consumidor cuyas preferencias se representan en el gráfico 2.6.

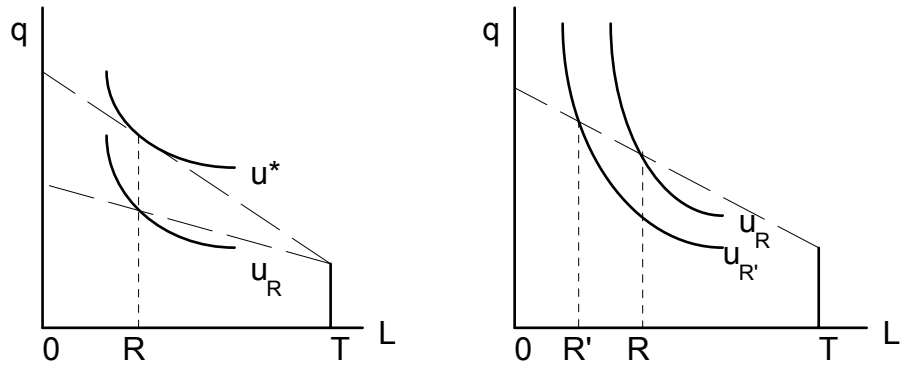
Esta persona tiene que trabajar *R* horas; por tanto, aunque se incremente el salario que percibe, no puede trabajar un número diferente de horas. Sería un error pensar que esta situación obedece a que los efectos renta y sustitución son del mismo tamaño y se compensan; en realidad, dicho individuo sigue trabajando *R* horas simplemente porque no puede hacer otra cosa, salvo dejar de trabajar. En este gráfico, ninguna de las dos combinaciones de ocio y consumo sería de equilibrio.

Gráfico 2.6



También podría darse el caso de que un cambio en el salario convirtiera un punto de desequilibrio en la combinación óptima de consumo y ocio, sin que se modifiquen las horas de trabajo del individuo. Esta posibilidad se muestra en el primer diagrama del gráfico 2.7. Un incremento del salario de esta persona transforma las *R* horas de trabajo en su oferta deseada. Pero tampoco en este caso podrían aplicarse los conceptos de efecto renta y sustitución.

Gráfico 2.7



Por último, es interesante tener en cuenta que es posible observar cambios en las horas trabajadas por parte de un individuo sin que se haya alterado su remuneración, ni ninguna de las otras variables que puedan afectar a su decisión de ofrecer trabajo. Simplemente puede ocurrir que cambie la restricción a la que está sometido. Por ejemplo un empresario, ante un incremento de la demanda de su producto, puede decidir obligar a sus trabajadores a permanecer más horas en sus puestos de trabajo, pagándoles el mismo salario por hora que antes (segundo diagrama del gráfico 2.7).
Por otra parte, cuando aparecen factores restrictivos en el mercado de trabajo no es posible esperar un ajuste completo e instantáneo de los individuos ante cambios en sus circunstancias personales o en sus condiciones de empleo, como su salario. De hecho, Samuelson (1.947) mostró las consecuencias que supone añadir una restricción adicional a un problema de maximización sobre la tasa de cambio de una variable en relación a su precio, demostrando que el efecto del cambio del precio de un bien sobre éste, suponiendo que siempre sea negativo, es mayor cuanto menor sea el número de restricciones auxiliares impuestas al problema de maximización de la utilidad. Por tanto, la función de oferta de trabajo de los individuos racionados será menos elástica respecto al salario que la de los trabajadores que no estén restringidos.

Además, también es importante considerar que la modificación de cualquier variable independiente de un modelo de oferta de trabajo tiene un doble efecto sobre las horas observadas de trabajo de los individuos: un impacto directo sobre las horas deseadas y un efecto indirecto que se transmite a través del cambio en la probabilidad de que el trabajador esté restringido. Por ejemplo, el número de horas que trabaja realmente una persona puede modificarse a medida que aumenta su nivel de formación tanto porque cambien sus horas deseadas de trabajo como porque sus nuevas condiciones le permitan elegir su horario.

En cuanto al modelo de participación laboral, la existencia de racionamiento implica que la hipótesis del salario de reserva deja de ser válida, ya que no es posible asegurar que todas las personas que no trabajen tengan un salario de reserva superior al que les ofrece el mercado. Habrá individuos que deseen trabajar pero que no lo hagan porque no encuentran empleo.

Pero si además de enfrentarse al problema del desempleo, el trabajador no posee libertad para fijar el número de horas que dedica al mercado, el modelo de participación debe extenderse de modo que considere combinaciones de salarios y horas trabajadas, y no únicamente salarios. Esta necesidad se hace patente al observar el primer diagrama del gráfico 2.2, que muestra a un individuo cuyo salario de reserva es inferior al de mercado pero que decide no trabajar debido a que así alcanza un mayor nivel de utilidad que haciéndolo un número de horas muy elevado.

El desempleo también implica que la decisión de participación y la elección del número de horas de trabajo no sean simultáneas. Cuando se suponen movilidad e información perfectas y plena capacidad de elección, el consumidor decide, al mismo tiempo, no sólo si quiere participar o no, sino también cuántas horas trabajar (Heckman, 1.974). Ambas decisiones son exactamente la misma. Sin embargo, Killingsworth (1.983) señaló que en un mundo con riesgo, información imperfecta o racionamiento, cada persona tendrá que decidir primero si quiere trabajar y, posteriormente, intentará escoger su horario de trabajo. En este caso, las dos decisiones estarán separadas no sólo en cuanto a su lógica, sino también en el tiempo.

Por otra parte, cabe mencionar que las restricciones de empleo o de horarios a las que se enfrentan los individuos tienen repercusiones no sólo sobre su situación personal en el mercado de trabajo, sino también sobre las decisiones laborales de los otros miembros de su unidad familiar, así como sobre su demanda de bienes de consumo. Los pioneros en el estudio del impacto del racionamiento sobre las peculiaridades de las funciones de demanda fueron Tobin y Houthakker (1.950/1), quienes, entre otras, llegaron a la conclusión de que una reducción en la cantidad racionada que es posible consumir de un bien (con precios y renta fijos) implica un incremento del consumo de sus sustitutivos no racionados y un descenso de la demanda de sus complementarios no racionados.

Los resultados de Tobin y Houthakker han sido la base en la que se han apoyado posteriormente autores como Ashenfelter (1.980), Deaton y Muellbauer (1.981) o Blundell y Walker (1.982). Ashenfelter (1.980) demostró que un incremento de la duración del período de desempleo del esposo ejerce un efecto positivo sobre la oferta de trabajo de los familiares cuyo tiempo es sustitutivo del tiempo del primero. Además, mostró que si las horas de trabajo de un individuo están determinadas a nivel institucional, la función familiar de demanda de bienes está condicionada a su ingreso total, en lugar de depender de su salario y de la renta no salarial por separado[52].

En relación a esta cuestión, Deaton y Muellbauer (1.981) indicaron que, en ausencia de separabilidad fuerte entre ocio y consumo, dicha función depende también del nivel de empleo del individuo racionado. Además, afirmaron que el racionamiento puede afectar tanto a la ordenada en el origen como a la pendiente de la curva de Engel. Este resultado fue confirmado por Blundell y Walker (1.982), que también señalaron que las demás variables del modelo tienen un impacto diferente sobre la oferta de trabajo del resto de los miembros de la unidad familiar, de modo que, por ejemplo, cuando la oferta de trabajo masculina está racionada, la oferta de trabajo femenina es más elástica en relación a su propio salario.

Por último, es importante tener en cuenta que a nivel econométrico el racionamiento también tiene algunas implicaciones importantes. Su origen radica en la presencia del término *u* en la ecuación [2.32.], que constituye un problema importante cuando se intenta estimar el vector de parámetros de la función de oferta de trabajo de los individuos, β, a partir de las horas observadas de trabajo (Ham, 1.982). Sea:

$$h^* = X\beta + \varepsilon \qquad [2.33.]$$

la expresión que describe las horas deseadas de trabajo de los individuos, donde *X* es un conjunto de variables explicativas y ε un término de error aleatorio. Para los trabajadores racionados, las horas observadas de trabajo, h^o, coinciden con el resultado restringido:

[52] Este resultado puede apreciarse, en cierto modo, en las expresiones analíticas utilizadas para describir los modelos de diferencias salariales compensadoras, y debería compararse con el que se muestra en el inicio de este mismo capítulo en el contexto de un modelo de decisión individual (ecuación [2.5]).

$$h^o = h_R = X\beta + \varepsilon + u \qquad [2.34.]$$

Si *u*, es decir, si la divergencia entre las horas deseadas y efectivas de trabajo no es independiente de las variables contenidas en el vector *X*, el término de error de la ecuación [2.34.] y las variables independientes del modelo estarán correlacionados, por lo que las estimaciones de los parámetros obtenidas empleando las técnicas econométricas habituales, como el modelo Tobit, serán inconsistentes. La existencia de dicha correlación resulta bastante verosímil, ya que únicamente significa que la probabilidad de estar racionado y la gravedad del problema (es decir, el tamaño de ξ) depende de variables que también afectan a las decisiones de oferta de trabajo del individuo como, por ejemplo, sus propias características personales.

Diferenciando parcialmente la ecuación [2.34.] respecto a una variable concreta, como X_j, resulta:

$$\frac{\partial h_R}{\partial X_j} = \beta_j + \frac{\partial u}{\partial X_j} = \beta_j + \frac{\partial (h_R - h^*)}{\partial X_j} = \beta_j - \frac{\partial (h^* - h_R)}{\partial X_j} \qquad [2.35.]$$

A partir de la ecuación anterior se deduce que si la discrepancia entre las horas efectivas y deseadas de trabajo depende de alguna variable que influya en la oferta de trabajo del individuo, y este hecho no se tiene en cuenta, cualquier estimación de β_j que se obtenga a partir de las horas observadas de trabajo será incorrecta, ya que la modificación de la variable en cuestión también afecta a la diferencia entre h^* y h_R. La dirección del sesgo, como demostró Ham (1.982), depende del problema concreto al que se enfrenta el trabajador y del efecto que tenga sobre él la variable correspondiente. Por ejemplo, si un individuo está subempleado o sufre un período de desempleo y la variable X_j implica un incremento del racionamiento, entonces el coeficiente que acompaña a dicha variable estará subestimado. Por el contrario, se sobreestimarán los parámetros correspondientes a las variables independientes que reduzcan el desempleo o el subempleo.

CAPÍTULO III
EL RACIONAMIENTO EN LA LITERATURA RELATIVA A LA OFERTA DE TRABAJO

Como se acaba de afirmar en la parte final del capítulo *II*, la existencia de restricciones en el mercado de trabajo puede suponer estimaciones sesgadas de los parámetros de la función de oferta de trabajo. Si esto es así, los valores de la elasticidad de la misma calculados a partir de dichos coeficientes serán erróneos.

Esta idea es muy importante, ya que en muchas ocasiones medidas de política económica como las reformas tributarias, los programas de ayuda para personas con medios económicos reducidos, los sistemas de apoyo a los desempleados o los incentivos para la incorporación al mercado de trabajo de ciertos colectivos, como las mujeres, se basan en estimaciones de distintas elasticidades de la función de oferta de trabajo.

El objetivo básico de este capítulo es doble. En primer lugar, se pretende resumir los estudios cuyo propósito principal ha consistido en contrastar la existencia de restricciones en el mercado de trabajo; en ellos, por tanto, se intenta averiguar si realmente hay personas que no tienen libertad completa para determinar su oferta de trabajo. Este ejercicio se efectúa en el primer apartado del capítulo. La mayoría de las investigaciones han estado centradas en el problema del desempleo; por eso, prácticamente todas las referencias están relacionadas con esta cuestión. La evidencia empírica resultante parece confirmar la hipótesis de racionamiento.

Por ello, en la literatura se han propuesto diferentes soluciones econométricas para tratar de resolver las dificultades de estimación que implica la presencia de trabajadores racionados en cualquier muestra de individuos. El segundo objetivo del capítulo es exponer dichas propuestas. Además, al final del apartado correspondiente se presenta un cuadro en el que se muestran algunas de las estimaciones de distintas elasticidades de la oferta de trabajo que se han obtenido a partir de estos modelos.

III.1. CONTRASTACIÓN DE LA EXISTENCIA DE RACIONAMIENTO

Los procedimientos de comprobación utilizados con más frecuencia en la literatura han consistido en la confrontación de las ecuaciones que representan las horas deseadas (ecuación [2.33]) y observadas (ecuación [2.34]) de trabajo (Ham, 1.986a). Suponiendo que la función de oferta esté especificada

correctamente y que se puedan controlar las diferencias en las preferencias de los individuos, se pueden deducir tres implicaciones (equivalentes) al compararlas:

- En el caso de que todos los trabajadores estén situados en su curva de oferta, los resultados de estimar una ecuación de horas de trabajo con una muestra de individuos desempleados deberían ser iguales a los obtenidos con una muestra de personas que no hayan experimentado dicho problema.

- Si los trabajadores que sufren etapas de desempleo han conseguido alcanzar su combinación óptima de ocio y consumo, los residuos correspondientes a una estimación de sus horas de trabajo empleando los datos observados, no deberían mostrar ninguna pauta sistemática de comportamiento, ya que el término de error *u* que aparece en la ecuación [2.34.] no existiría.

- Si las horas de trabajo son una elección individual, saber que una persona está desempleada no debe proporcionar información alguna al investigador.

En definitiva, se trata de intentar detectar la presencia del término *u* en la ecuación que refleja las horas de trabajo de los individuos restringidos. El origen de dicha idea se encuentra en la argumentación de Mincer (1.962a) de que el tiempo dedicado a buscar un empleo forma parte de las horas deseadas de trabajo. Por eso, durante la década de 1.970 se llevaron a cabo una serie de análisis, como los de Cohen, Rea y Lerman (1.970), Garfinkel (1.973), Greenberg y Kosters (1.973) y Hill (1.973), en los que se utilizó la suma de las horas de trabajo fijadas institucionalmente y las horas de desempleo como una aproximación de las horas que el individuo deseaba trabajar[1]. En términos del modelo de oferta restringida del apartado anterior, esto significa que dichos investigadores consideraron que el desempleo constituía una divergencia entre las horas observadas y deseadas de trabajo, de modo que para los individuos desempleados se cumpliría:

$$h_R = h^* - d \qquad [3.1.]$$

[1] Durante este período también se dedicaron bastantes esfuerzos a analizar situaciones en las que los individuos sólo tenían a su alcance un horario (fijo) de trabajo. Sobre todo, se trató de comprender los motivos por los que los empresarios están interesados en el número de horas que trabajan sus empleados. En Killingsworth (1.983) aparecen algunas referencias relacionadas con este tema, que también ha sido mencionado anteriormente en esta memoria.

siendo *d* las horas de desempleo, que actuarían en este caso como una variable proxy de *u*.

En otras ocasiones, se consideró más conveniente interpretar sólo una fracción (desconocida) del desempleo, *a*, como parte de la oferta de trabajo, ya que algo de ese tiempo podría dedicarse simplemente a ocio. Esta postura fue defendida por autores como Rea (1.974), Dickinson (1.974), Kalacheck, Mellow y Raines (1.978), Morgan (1.979), Ashenfelter y Ham (1.979) y Ashenfelter (1.980). En este otro caso, las horas observadas de trabajo de los individuos restringidos podrían expresarse de esta manera:

$$h_R = h^* - a\,d \qquad [3.2.]$$

Aunque el objetivo inicial de la mayoría de estos estudios era medir de una forma adecuada la elasticidad de la oferta de trabajo y los efectos sustitución y renta convencionales (Pencavel, 1.986), la estimación empírica de esta ecuación se ha utilizado para comprobar si el desempleo puede considerarse involuntario: si fuera voluntario, *a* sería cero, mientras que si verdaderamente representase una limitación para la elección del individuo, dicho parámetro sería positivo. Dickinson (1.974) calculó un valor de *a* superior a 1. Rea (1.974) obtuvo diversos valores para diferentes submuestras de individuos; en una muestra exclusivamente masculina osciló entre -0,57 y 0,47[2] y en la femenina entre 0,44 y 0,49. En el estudio de Kalacheck, Mellow y Raines (1.978), *a* resultó ser igual a 0,92 y en el de Morgan (1.979) igual a 1. Ashenfelter y Ham (1.979) fueron incapaces de rechazar las hipótesis de que valiera 0 ó 1; sus estimaciones fluctuaron entre 0,78 y 0,93.

Ashenfelter (1.980) profundizó un poco más en el problema de la elección de la medida más adecuada del desempleo y sugirió dos posibles relaciones entre el desempleo (agregado) real (*d**) y el reflejado en las estadísticas (*d*): una como la que se acaba de exponer:

$$d^* = a\,d \qquad [3.3.]$$

o bien:

$$d^* = a_0\,d + a_1\,d^2 \qquad [3.4.]$$

[2] Como es lógico, el valor negativo no tiene sentido.

Por otra parte, a partir de la ecuación [3.4.] se deduce que:

$$d^{*}/d = a_0 + a_1\, d \qquad [3.5.]$$

o, lo que es lo mismo:

$$\frac{d - d^{*}}{d} = (1 - a_0) - a_1\, d \qquad [3.6.]$$

Por tanto, la diferencia ($1\text{-}a_0$) refleja el sesgo sistemático que se cometería al aproximar el desempleo efectivo mediante el registrado, mientras que si a_1 fuera positivo dicho sesgo disminuiría con *d*.

Cuando Ashenfelter trató el desempleo como una variable exógena, el valor de *a* osciló entre 0,36 y 0,48, mientras que se redujo hasta 0,04 cuando estimó el nivel de desempleo utilizando una aproximación con variables instrumentales. El valor de a_0 fluctuó entre 0,23 y 0,26 y el de a_1 entre 1,14 y 2,23. Estas últimas cifras indican que, en etapas en las que el desempleo registrado es bajo, el sesgo que se comete al identificarlo como una medida del racionamiento es considerable, mientras que durante etapas recesivas, con tasas de desempleo elevadas, el sesgo es mucho menor. Aunque tanto *a* como a_0 resultaron ser diferentes de cero, ambos coeficientes parecían estar más cerca de este valor que de la unidad[3].

Ham (1.986b) propuso un test de racionamiento basado en las investigaciones precedentes, consistente en incluir en una ecuación de horas de trabajo, similar a la propuesta por MaCurdy (1.981) (ecuación [2.21.]), una dummy que tomara el valor 1 cuando el individuo hubiera estado desempleado. Si la hipótesis defendida por investigadores como Lucas y Rapping (1.969) fuera cierta (apartado *II.2.1.3*), el parámetro correspondiente a esta variable no sería estadísticamente significativo, pero sí lo sería si los desempleados estuvieran realmente racionados.

[3] Ashenfelter (1.980) no se limitó a efectuar el ejercicio que se acaba de describir, sino que comprobó que los valores de los coeficientes de las funciones restringidas y no restringidas resultaron ser diferentes, siendo los primeros menos sensibles a los factores económicos. En este sentido, su análisis está relacionado con la importancia de la composición de la muestra.

Con el fin de captar no sólo la incidencia del desempleo, sino también la de su duración, planteó como alternativa la incorporación al modelo de las horas de desempleo. Para evitar que estas dos variables pudieran crear problemas, las trató como si fueran endógenas. Además, consideró la posibilidad de que los trabajadores que no sufrían ningún período de desempleo pudieran estar subempleados, incluyendo en el modelo una variable dummy adicional. Sus diferentes estimaciones parecían indicar que tanto los individuos desempleados como los subempleados estaban fuera de su curva de oferta de trabajo, ya que las variables descritas fueron significativas[4].

DaVanzo, De Tray y Greenberg (1.976) y Ham (1.977) intentaron comprobar directamente la sensibilidad de los valores estimados de los parámetros de la función de oferta de trabajo ante cambios en la definición de la muestra[5]. DaVanzo et al. estimaron varias veces una misma ecuación excluyendo a aquellos colectivos que podrían estar situados fuera de su curva de oferta de trabajo a largo plazo, como los desempleados involuntarios. Al analizar los resultados correspondientes a la muestra más reducida, observaron que las horas de trabajo de la mayoría de las personas era muy similar, pero no sabían si esto se debía a que su oferta de trabajo era insensible a las variaciones del salario o a que existían restricciones que impedían que las horas de trabajo fluctuaran de una manera suave y continua. No obstante, a medida que fueron incorporando a la muestra los colectivos excluidos inicialmente, observaron que los parámetros eran bastante sensibles a la inclusión en el análisis de los individuos que no habían trabajado la semana anterior a la encuesta.[6]

---

[4] La evidencia de que el subempleo supusiera una restricción fue bastante débil, ya que la dummy correspondiente no siempre era estadísticamente significativa.

[5] Ham (1.982) y Osberg y Phipps (1.993) también analizaron el impacto de la composición de la muestra sobre el valor de los coeficientes estimados, pero sus resultados se resumen en el apartado siguiente debido a que aplicaron una técnica econométrica que les permitió corregir los problemas que supone el racionamiento.

[6] En general las estimaciones de DaVanzo et al. no fueron coherentes con los resultados esperados a nivel teórico. De hecho, sólo en dos de todas sus especificaciones los efectos renta y sustitución tenían el signo correcto. Para entender estos resultados habría que tener en cuenta, en primer lugar, que no consideraron que eliminando a los individuos restringidos incurrían en un sesgo de selección de la muestra. Por otra parte, tampoco corrigieron el sesgo que cometieron al imputar un salario a los individuos que no trabajaban utilizando los coeficientes obtenidos en una regresión efectuada únicamente con los trabajadores y, por último, estimaron una ecuación de horas de trabajo utilizando mínimos cuadrados ordinarios, cuando el hecho de que la variable no tome valores negativos hace aconsejable aplicar un modelo Tobit.

Ham (1.977) llevó a cabo un ejercicio muy similar al anterior[7]. En concreto, estimó (por mínimos cuadrados) una ecuación de horas de trabajo con tres muestras: una en la que se incluía tanto a trabajadores restringidos como a no restringidos, otra compuesta únicamente por los individuos no racionados y otra en la que sólo consideró a los racionados. Mientras que los coeficientes obtenidos a partir de las dos primeras muestras fueron bastante similares, Ham apreció diferencias estadísticamente significativas al comparar los de las dos últimas (individuos no racionados frente a racionados), resultando menores en valor absoluto tanto el parámetro del salario como el coeficiente correspondiente a la renta no salarial.

El análisis de los residuos generados en las estimaciones de la ecuación de oferta de trabajo ha sido utilizado por investigadores como Ham (1.980), Biddle (1.988) y Kahn y Lang (1991), aunque el contenido de los tres análisis es completamente diferente. Un resumen de la investigación realizada por Ham (1.980) aparece en Ham (1.986a). Desde su punto de vista, si los residuos resultantes de estimar el vector de parámetros incluidos en la función de oferta de trabajo fueran sistemáticamente negativos para el colectivo de desempleados, con mucha frecuencia el número de horas de trabajo predichas por el modelo sería superior al observado. Por ello, computó los errores cometidos estimando una ecuación de oferta de trabajo intertemporal para cinco grupos diferentes de individuos, cuatro de los cuales estaban compuestos por trabajadores sometidos a distintas formas de racionamiento. Una vez normalizados los errores de estos cuatro grupos en base a la media de las personas no racionadas, detectó errores negativos para los grupos correspondientes a los desempleados y a los desempleados y subempleados a la vez. En su opinión, esto confirmaría, al menos parcialmente, la hipótesis de que existen restricciones en el mercado de trabajo.

Biddle (1.988) también basó su investigación en un modelo de oferta de trabajo intertemporal y afirmó que si dicho modelo fuera correcto las estimaciones de sus parámetros serían eficientes y consistentes, ya que los errores de predicción serían independientes para consumidores diferentes y no habría problemas de heteroscedasticidad. Sin embargo, si el modelo estuviera mal especificado, y el desempleo no fuera voluntario, sus coeficientes estarían calculados incorrectamente. Biddle aplicó la misma ecuación a dos muestras diferentes: una compuesta sólo por trabajadores que no estaban racionados y

[7] Ham cometió el mismo tipo de sesgos que DaVanzo et al.

otra en la que incluyó también a individuos insatisfechos con sus horas de trabajo. Cuando estimó el modelo con la muestra más amplia encontró indicios de que el modelo estaba mal especificado, mientras que dichos problemas desaparecían cuando utilizaba la submuestra de las personas que no estaban racionadas. Además comprobó que existían importantes diferencias entre los valores estimados de los parámetros y de la elasticidad.[8]

Kahn y Lang (1.991) enfocaron la comprobación de un modo completamente distinto, dado que disponían de información sobre la diferencia entre las horas observadas y deseadas de trabajo (es decir, sobre *u*) de un conjunto de individuos. Por ello, pudieron efectuar una regresión de dicho término sobre el vector de variables independientes de la ecuación de horas de trabajo[9]. Sus resultados les permitieron afirmar que la divergencia entre las horas efectivas y deseadas de trabajo no era ortogonal respecto a las variables incluidas en *X*. Además, de acuerdo con sus estimaciones, el sesgo cometido al evaluar la elasticidad a partir de las horas observadas de trabajo era positivo, estando comprendido entre 0,119 y 0,065. Este resultado, completamente contrario a lo esperado, según lo comentado en el apartado *II.2.2*, indicaba que si la verdadera curva de oferta de trabajo tuviera pendiente positiva, sería más inclinada (menos elástica) que la estimada en base a las horas efectivas de trabajo y que, además, sería más probable que se doblara hacia atrás.[10]

La validez de todas estas pruebas ha sido puesta en duda en diferentes ocasiones. Ham (1.986b) afirmó que el principal argumento que se puede esgrimir en su contra es que ε es inobservable, de modo que no es posible garantizar que los residuos negativos encontrados para los desempleados no se deban a que este colectivo tiene unas preferencias muy fuertes a favor del ocio. Igualmente, las diferencias entre los coeficientes estimados con diferentes submuestras pueden reflejar, simplemente, el sesgo que se comete al eliminar de la muestra a algunos individuos. Además, nunca se conoce la forma

[8] Ante la posibilidad de que este hecho se debiera a la desigualdad en el tamaño de las dos muestras (la más pequeña sólo incluía a 205 individuos), repitió la estimación usando 10 submuestras distintas compuestas por trabajadores restringidos y no restringidos de un tamaño similar a éste; a pesar de ello, no desaparecieron las divergencias en las estimaciones ni los indicios de problemas de especificación.

[9] Entre los resultados de dicha regresión destacó el coeficiente positivo del salario; esto significaría que los salarios elevados incrementan el grado en el que los individuos trabajan más horas de las que desearían.

[10] Estos autores argumentaron que la diferencia tan pequeña que encontraron entre los valores de la elasticidad podría deberse a la mala calidad de los datos que poseían sobre otras variables importantes del modelo, como el salario o la renta no procedente del trabajo.

funcional correcta de la función de oferta de trabajo, por lo que las discrepancias mencionadas entre desempleados (o racionados en general) y no desempleados pueden tener su origen en una mala especificación del modelo.

Heckman y MaCurdy (1.988) mostraron su acuerdo con muchas de estas ideas y afirmaron que la evidencia empírica existente es consistente con cualquier punto de vista, debido a que las teorías de equilibrio en su conjunto son tautológicas y que la opción de un marco de análisis de equilibrio o desequilibrio se hace sobre la base de las creencias anteriores y no en función de los datos observados. Si se admite que los individuos son heterogéneos, y dado que los salarios ofrecidos a los desempleados no son observables, siempre es posible afirmar que dichos salarios implican un nivel de desempleo involuntario nulo; es decir, el equilibrio del mercado de trabajo sería simplemente una tautología. Un razonamiento similar podría hacerse si en lugar de no observar los salarios se careciera de información sobre alguna de las características individuales que afectan al salario de reserva[11].

Pencavel (1.986) recordó que el desempleo puede entenderse como tiempo voluntariamente no dedicado al mercado. Por tanto, dadas las variaciones en la horas de trabajo de los individuos no explicadas por las variables típicas que manejan los economistas, no resulta sorprendente que, incluso tras eliminar la influencia de los precios, los salarios, la renta no salarial y las características observables de las personas, uno de los objetos de elección (las horas de desempleo) esté correlacionado con la otra dimensión (las horas de trabajo). Por tanto, la contrastación relevante no es descubrir si el parámetro *a* es nulo, sino comprobar si el desempleo es endógeno.

A pesar de estas críticas, las investigaciones que se acaban de resumir aportan evidencia de que, como mínimo, el racionamiento en el mercado de trabajo es un tema a considerar. Por ello, en el apartado siguiente se expone una relación de análisis cuyo objetivo principal ha sido proponer y aplicar un procedimiento econométrico para resolver los problemas de estimación que implica. La

[11] Heckman y MaCurdy llevaron a cabo una revisión de otros indicadores que han sido considerados como evidencias empíricas de la existencia de desempleo involuntario. Entre otros, destacan la excesiva duración de los períodos de desempleo, así como el hecho de que las estimaciones de la elasticidad agregada y la variabilidad de los salarios son muy reducidos, lo que, según algunos autores [Hall (1.980), Ashenfelter (1.984), Malinvaud (1.984)], impide explicar desde un enfoque de equilibrio las grandes fluctuaciones que se producen a lo largo del ciclo económico en el empleo y en la oferta de trabajo.

comparación de los resultados obtenidos a partir de estos modelos con los derivados de modelos que no consideran el racionamiento, así como el grado de ajuste de las predicciones que generan y los datos reales, pueden constituir elementos adicionales en los que apoyarse a la hora de discutir la presencia de restricciones en el ámbito laboral.

III.2. SOLUCIONES ECONOMÉTRICAS AL RACIONAMIENTO

El problema fundamental que supone el racionamiento en el mercado de trabajo, de cara a la investigación empírica, es encontrar una técnica que permita estimar adecuadamente las horas de trabajo de los individuos a partir de los datos que proporcionan las encuestas. Las soluciones propuestas se pueden agrupar en dos grandes bloques. En el primero, esta cuestión se resuelve excluyendo del análisis a los individuos racionados. De este modo, se consigue una muestra en la que sólo figuran personas cuyas horas observadas de trabajo coinciden con las deseadas, lo que permite conocer el valor de los parámetros incluidos en β. Sin embargo, este tipo de ejercicios no permite aprovechar la información disponible sobre el número de horas que trabajan los individuos racionados. Por eso, en otras ocasiones, en lugar de limitar la muestra utilizada, se ha propuesto una especificación econométrica alternativa al modelo Tobit, para intentar estimar las ecuaciones de horas de trabajo a partir de las horas efectivamente trabajadas por parte de todos los individuos.[12]

III.2.1. Modelos con selección de la muestra

Como se acaba de afirmar, en algunas ocasiones se ha optado por estimar el vector β utilizando información sobre las horas deseadas de trabajo. Dado que este dato suele conocerse únicamente en el caso de que el individuo no se vea

[12] Existe una tercera propuesta consistente en la introducción de un término aleatorio adicional en la ecuación de horas de trabajo. Dicho término pretende recoger los llamados errores de optimización, es decir, las divergencias que pueden surgir por cualquier motivo - no necesariamente por la existencia de racionamiento - entre las horas deseadas y observadas de trabajo. Sin embargo, como se comentó al principio del capítulo, si dicha diferencia está relacionada con las variables independientes del modelo, esta propuesta no soluciona el problema, ya que en ese caso las estimaciones de los parámetros estarían sesgadas. Por ello, en todas las ocasiones en las que se ha utilizado dicha perturbación, se ha supuesto que sigue una distribución normal y que es ortogonal respecto a las demás variables consideradas. Los estudios de Burtless y Hausman (1.978), Hausman (1.981), Arrufat y Zabalza (1.986), Bourguignon y Magnac (1.990) y Van Soest, Woittiez y Kapteyn (1.990) son ejemplos de esta alternativa.

sometido a ninguna restricción, es necesario eliminar de la muestra a las personas que están racionadas.

Wales y Woodland (1976, 1.977) y DaVanzo, De Tray y Greenberg (1.976) fueron los primeros en proponer esta solución, aunque ya se comentó que no tuvieron en cuenta el sesgo que cometían al eliminar a los trabajadores restringidos de la muestra. Ham (1.982) desarrolló un método de estimación en dos etapas, basado en el procedimiento ideado por Heckman (1.979), que le permitió solventar este problema. De una manera resumida se podría decir que este proceso requiere, en primer lugar, estimar la probabilidad de que un individuo esté racionado para, a partir de los resultados obtenidos, imputarle a cada uno un valor del ratio inverso de Mill (véase el apartado *IV.1.1*). Dicho valor se incluye entonces como un regresor más en la ecuación de horas de trabajo, que se estima en una segunda etapa únicamente con los datos pertenecientes a los trabajadores que no están restringidos.

Ham utilizó esta técnica para estimar una ecuación de oferta de trabajo a partir de una muestra inicial en la que había individuos desempleados y/o subempleados. Aplicando un test de Wald comprobó que la diferencia de los coeficientes estimados con la muestra completa y con la submuestra de los trabajadores no restringidos era estadísticamente significativa. Además, observó que en este último caso el término constante de la ecuación aumentaba considerablemente (en unas 800 horas), que desaparecían las diferencias entre individuos de distinta raza y que el impacto de la educación era mucho menor.

Osberg y Phipps (1.993) aplicaron este mismo sistema para eliminar el problema que suponía la presencia de algunos trabajadores subempleados en su muestra, utilizando el método propuesto por White (1.980) para corregir posibles problemas de heteroscedasticidad debidos a la inclusión del ratio inverso de Mill resultante del probit de racionamiento en la ecuación de horas de trabajo.

En sus estimaciones con y sin los individuos restringidos resultaron significativas las mismas variables, aunque en la mayoría de los casos su influencia cambiaba de magnitud. Por ejemplo, cuando excluyeron del análisis a las personas subempleadas, algunas variables utilizadas habitualmente para aproximar las preferencias por el trabajo remunerado, como el nivel de

formación, perdieron significatividad. En concreto, cuando utilizaron la muestra completa, la formación universitaria parecía estar asociada con un mayor número de horas trabajadas, mientras que al eliminar a los subempleados desapareció la significatividad de la educación más allá del nivel del bachillerato. Este resultado parecía sugerir que, en realidad, la formación universitaria está relacionada positivamente con el número de horas de trabajo debido a que reduce la probabilidad de subempleo y no porque las personas con estudios superiores prefieran pasar más tiempo que los demás trabajando[13].

III.2.2. Modelos de elección discreta

Otra de las fórmulas aplicadas para solucionar el problema que genera el racionamiento al estudiar la oferta de trabajo ha sido considerar las horas de trabajo como una variable discreta, en lugar de como una variable continua. La idea en la que se basa esta propuesta es la siguiente: resulta bastante improbable que una persona desee ofrecer a su nivel de salario exactamente el número de horas que realmente trabaja, ya que tiene que ajustarse a los horarios que tiene a su disposición, ξ. Sin embargo, cada persona elegirá el horario que esté más cerca de su posición de equilibrio. Entonces, en lugar de analizar cómo se determina el número exacto de horas que trabaja un individuo, parece más correcto intentar averiguar qué factores influyen en la probabilidad de que desee situarse en un intervalo de horarios concreto. De esta forma, se elimina parcialmente el error que se comete al suponer que las horas observadas de trabajo coinciden exactamente con las que el trabajador desea ofrecer.

La complejidad del análisis depende de los intervalos considerados. Zabalza (1.983) estimó los parámetros de una función de oferta de trabajo teniendo en cuenta que cada trabajadora de su muestra podía encontrarse en una de estas tres situaciones: sin trabajar, trabajando sin pagar impuestos o trabajando y pagando impuestos. En su opinión esta clasificación permitía ordenar a los

[13] Osberg y Phipps, además de efectuar el análisis que se acaba de describir, observaron que la media de los ingresos salariales de los trabajadores que estaban en equilibrio era el doble de la de los subempleados e intentaron averiguar cómo se modificarían los ingresos salariales medios de estos últimos si trabajaran, a su nivel salarial, todas las semanas que quisieran al año. Según sus resultados, los hombres restringidos deseaban trabajar, como media, 244 horas más al año y las mujeres 115. A pesar de todo, los ingresos anuales medios de la individuos racionados seguirían siendo inferiores a los de los trabajadores no restringidos, incluso aunque trabajaran todas las horas que quisieran, debido fundamentalmente a que el nivel salarial de los últimos era considerablemente mayor.

individuos en base a su intensidad laboral (directamente relacionada con su situación impositiva) y eliminaba la necesidad de incluir en el modelo errores de optimización[14]. Otros investigadores se han centrado en el problema de trabajar a tiempo completo o a tiempo parcial.[15] En este caso, en realidad se analizan dos decisiones diferentes: trabajar o no y optar por un empleo a tiempo parcial o por uno a tiempo completo. Si ambas están correlacionadas debería aplicarse un probit bivariante (Ermisch y Wright, 1.993); si son independientes, se pueden estudiar por separado (Kell y Wright, 1.990).[16]

Blundell y Laisney (1.988) ampliaron el abanico de posibilidades de elección de los individuos al incluir en el análisis el sobreempleo, que consistía, según su definición, en trabajar más horas de las que representaba un empleo a tiempo completo (más 41,5 horas semanales). Además, tuvieron en cuenta que en su muestra había algunos individuos desempleados. Aunque propusieron cuatro especificaciones econométricas diferentes, los valores de los parámetros obtenidos fueron muy similares en todos los casos; no obstante, los mejores resultados correspondieron a la estimación en la que consideraron a los desempleados como activos y permitieron que los no participantes desearan trabajar un número negativo de horas. Sin embargo, no pudieron llegar a ninguna conclusión acerca de la significatividad estadística de la diferencia del valor de los parámetros.

El estudio de Dickens y Lundberg (1.985) supuso un avance muy importante de cara a la aplicación de los modelos de elección discreta al análisis de la oferta de trabajo, no sólo porque tuvieron en cuenta un número considerable de intervalos de posibles horarios sino también porque diseñaron un mecanismo de ofertas de empleo de modo que la probabilidad de recibir una oferta para trabajar h_j horas era la misma para todos los individuos, pero cada horario tenía una probabilidad diferente de ser ofrecido. En concreto, definieron la probabilidad de que una oferta implicara *h* horas de trabajo a la semana como:

---

[14] Véase también el trabajo de Layard, Barton y Zabalza (1.980).

[15] Bourguignon (1.986) consideró una posibilidad aún más simple: aplicó un modelo probit univariante de participación laboral suponiendo que cualquier trabajador se veía obligado a escoger entre no trabajar o hacerlo un número de horas, *R*, fijado a nivel institucional. Sus resultados no fueron especialmente satisfactorios.

[16] Zabalza, Pissarides y Barton (1.980) analizaron, también, mediante un modelo de elección discreta, el problema al que se enfrentan los trabajadores de cierta edad, que deben elegir entre retirarse de la población activa, trabajar a tiempo parcial o a tiempo completo, aunque consideraron que era una sola decisión. Entre sus resultados destaca la relación que descubrieron entre la tendencia al retiro y el abandono involuntario del último empleo.

$$P(h) = \mu_h / \sum_{i=1}^{H} \mu_i \qquad [3.7.]$$

donde μ representa un vector de constantes que describen la frecuencia de ofertas para cada posible horario y *H* es el máximo número de horas de trabajo que puede exigir un empleo. Además, consideraron que el número de ofertas que recibía cada persona era estocástico, siguiendo en el conjunto de la población una distribución binomial con un número máximo de 10 ofertas[17].

Si se conociera el componente no observado de las preferencias de cada trabajador, υ, se podría definir un conjunto de horarios, J_i, que implicaran una utilidad menor o igual que la alcanzada con las horas observadas de trabajo[18], h_i:

$$J_i(\upsilon_i) = \{j : U_i(c_i(j), j) \leq U_i(c_i(h_i), h_i\}, \quad j = 1,...,H \qquad [3.8.]$$

donde *c* representa el gasto en consumo de un bien compuesto. Entonces, la probabilidad de recibir una oferta que suponga un horario de trabajo que no sea preferible a las horas observadas es $Q_i(\upsilon_i) = \sum_{k \in J_i(\upsilon_i)} P(k)$.

Si un individuo recibe exactamente dos ofertas de empleo, ambas deben estar incluidas en el conjunto J_i. Partiendo de esta información, la probabilidad de que una de ellas implique trabajar exactamente h_i horas es $P(h_i)/Q_i(\upsilon_i)$ y la probabilidad de que ninguna suponga h_i horas de trabajo es:

$$\left(1 - \frac{P(h_i)}{Q_i(\upsilon_i)}\right)^2 \qquad [3.9.]$$

Esto significa que la probabilidad de que al menos uno de los dos empleos suponga h_i horas de trabajo, condicionada a que las dos pertenecen a J_i, sería:

$$\left[1 - \left(1 - \frac{P(h_i)}{Q_i(\upsilon_i)}\right)^2\right] \qquad [3.10.]$$

---

[17] También plantearon el modelo sin imponer esta última restricción, pero comprobaron que dicho supuesto apenas alteraba el valor estimado de los coeficientes.

[18] Para que las horas de trabajo observadas de una persona tomen un determinado valor, según este modelo, es necesario que el individuo haya recibido una oferta de empleo con ese horario, que la considere preferible al resto de sus posibilidades y que represente un nivel de utilidad superior al que implica la no participación.

La contribución de un individuo a la función de verosimilitud se obtiene integrando la probabilidad conjunta de que una oferta sea igual a h_i y de que ninguna sea preferible a ella respecto a la distribución de υ. Considerando la posibilidad de que una persona no trabaje y suponiendo que reciba *N* ofertas de empleo, la función de verosimilitud sería:

$$L_1 = \prod_{i=1}^{M} \int_{-\infty}^{\infty} [Q_i(\upsilon)]^N \left[1 - \left(1 - \frac{P(h_i)}{Q_i(\upsilon)} \right)^N \right]^{V(h_i)} \phi(\upsilon)\, d(\upsilon) \qquad [3.11.]$$

donde $V(h_i)$ es una función índice que toma el valor 1 cuando el individuo participa en el mercado de trabajo. La estimación de esta función se simplifica considerablemente si se considera que las horas de trabajo son una variable discreta. En este caso, el conjunto de horarios no preferidos a h_i se convierte en una función de υ_i. Ellos agruparon las horas observadas de trabajo en 10 intervalos y supusieron que la probabilidad de recibir una oferta con cualquiera de los horarios pertenecientes a un mismo intervalo era la misma.

Dickens y Lundberg emplearon en su estudio diferentes funciones de utilidad y modificaron sus supuestos de partida acerca del nivel de racionamiento existente; en concreto, consideraron la posibilidad de que no hubiera restricciones, de que sólo se recibiera una oferta de trabajo y de que los trabajadores se enfrentaran a las limitaciones descritas más arriba. Basándose en el criterio de información de Akaike, concluyeron que el último de estos modelos era superior a los otros dos.[19]

Van Soest, Woittiez y Kapteyn (1.990) aplicaron un modelo prácticamente idéntico al de Dickens y Lundberg, pero sus resultados fueron bastante diferentes. Según sus estimaciones, los hombres recibían una media de 10 ofertas de trabajo, aunque las mujeres sólo podían elegir entre 4 posibilidades. También detectaron que muchos empleos implicaban 40 o más horas de trabajo. Sin embargo, la mayoría de estos empleos no eran deseados, ya que un elevado porcentaje de las personas de la muestra, sobre todo de mujeres, preferían trabajar pocas horas a la semana: el 54% deseaban trabajar entre 4 y

[19] Según sus cálculos, el número medio de ofertas de trabajo recibidas por los individuos de su muestra se situaba entre 2,35 y 1,94. El trabajador medio deseaba trabajar 11 horas más de lo que lo hacía y, aunque muchos preferían dedicar al trabajo más de 40 horas semanales, las ofertas de empleo con ese tipo de horarios eran relativamente escasas. Esta conclusión resulta algo sorprendente, sobre todo al compararla con los resultados de otras investigaciones, pero puede tener su base en la composición de la muestra utilizada, ya que los datos pertenecían a un conjunto de hombres con un nivel de ingresos bastante reducido.

16 horas semanales. Esto suponía que muchas mujeres no trabajaban porque no disponían de puestos de trabajo con horarios más reducidos; sólo el 17,5% de todas las mujeres preferían la no participación a cualquier número positivo de horas de trabajo, mientras que el 43% de las que no trabajaban tenían problemas de racionamiento.

Posteriormente, compararon los resultados derivados de este ejercicio con los que habían obtenido a partir de un modelo diferente, en el que no habían tenido en cuenta el racionamiento de una manera explícita, pero al que incorporaron un término aleatorio que recogía posibles errores de optimización. Las elasticidades de la oferta de trabajo respecto al salario y a la renta fueron muy similares en ambos casos. No obstante, las estimaciones del modelo con racionamiento se ajustaban mucho mejor a los datos de las horas de trabajo observadas en las dos muestras.

Tummers y Woittiez (1.991) estimaron un modelo simultáneo de salarios y oferta de trabajo similar al de Moffit (1.984)[20], haciendo depender los salarios de las horas trabajadas de una manera no lineal[21]. Pero, al mismo tiempo, basándose en el trabajo de Dickens y Lundberg (1.985), supusieron que cada individuo recibía un número estocástico de ofertas de empleo, quedando desempleado si no recibía ninguna.

---

[20] Moffit intentó contrastar la dependencia de los salarios respecto a las horas de trabajo tal como la expresó Barzel (1.973). Este último autor había afirmado que la productividad de los trabajadores no era constante a lo largo de toda la jornada de trabajo, sino que primero era creciente y posteriormente comenzaba a decrecer. Esto implicaba que el salario por hora no podía ser constante, de manera que la restricción presupuestaria a la que se enfrentaban los consumidores tenía forma de "S". Para plasmar esta idea en un modelo formal, Moffit supuso que los salarios eran una función cuadrática de las horas de trabajo.

[21] Existe un conjunto de artículos en los que se ha pretendido contrastar la hipótesis de la endogeneidad de los salarios en los modelos de oferta de trabajo. Si los salarios son endógenos significa que dependen de las elecciones de los individuos, en lugar de ser un dato inalterable (Killingsworth, 1.983); esto puede deberse tanto a que el salario sea proporcional a las horas de trabajo, como a que sea una función de otros atributos del empleo. Esta cuestión está íntimamente vinculada a los modelos de las diferencias salariales compensadoras y los contratos óptimos de empleo. Pero también guarda relación con los modelos de oferta con racionamiento, ya que los salarios pueden fluctuar en base al número de horas de trabajo, simplemente porque los empresarios no son indiferentes a los horarios de sus empleados, como se comentó en el capítulo *II*. Esto significa que a los individuos les puede resultar difícil trabajar exactamente el número de horas que desearían. El estudio de Sherwin Rosen (1.974) constituyó la base de muchos de los artículos posteriores, entre los que cabe mencionar los de Harvey Rosen (1.976), Moffit (1.984), Lundberg (1.985), Kinoshita (1.987) y Biddle y Zarkin (1.989). Lundberg (1.985) y Biddle y Zarkin (1.989) hicieron especial hincapié en la idea de que la endogeneidad de los salarios está íntimamente relacionada con la rigidez de los horarios de trabajo.

Según sus estimaciones del modelo sin racionamiento, los salarios descendían monótonamente con las horas de trabajo[22]. Además, la distribución de horas de trabajo predicha no presentaba los picos que existían en la distribución real. Los valores estimados de los coeficientes les llevaron a afirmar que sólo entre un 20% y un 30% de las mujeres preferirían no trabajar si pudieran determinar su horario de trabajo libremente. Sin embargo, la mayoría de las ofertas de empleo implicaban 40 horas de trabajo semanales y, en este caso, muchas mujeres optaban por no participar. Cuando consideraron el racionamiento los resultados se modificaron sustancialmente. En esta ocasión, la restricción presupuestaria presentaba un punto de inflexión para 19 horas de trabajo, el alto índice de no participación podía explicarse, parcialmente, por los reducidos salarios que se pagaban para los horarios cortos de trabajo y la distribución de horas predicha era más parecida que antes a la observada.

A diferencia de los investigadores mencionados hasta aquí, Van Soest (1.992) planteó un modelo de oferta de trabajo familiar. Partió del supuesto de que cada familia sólo podía escoger entre un número limitado de combinaciones de ocio masculino, *Lm*, y femenino, *Lf*, y gasto en bienes de consumo, *C*, e incorporó los errores de la misma forma que en un logit multinomial, es decir, suponiendo que la utilidad de la alternativa *j* era:

$$U_j = U(C_j, Lm_j, Lf_j) + v_j, \qquad j = 1,...,m \qquad [3.12.]$$

donde *v* representa un término de error, que supuso que era independiente del de las demás opciones y que seguía una distribución de valor extremo de tipo I. Van Soest estimó el modelo por máxima verosimilitud, y aunque los resultados fueron bastante satisfactorios, no captaba la verdadera distribución de las horas de trabajo; de hecho, subestimaba tanto la no participación como el número de personas que trabajaban entre 31 y 42 horas, intervalo en el que deberían situarse la mayoría de los empleados a tiempo completo. Por el contrario, el número de trabajadores a tiempo parcial y de personas que trabajaban más de 42 horas semanales estaba sobrestimado.

En su opinión, el origen de alguno de estos fallos podía radicar en la escasez de empleos a tiempo parcial en Holanda. Para intentar corregirlos, definió de

[22] La explicación de este fenómeno podría ser el sistema impositivo holandés, fuertemente progresivo.

nuevo la utilidad alcanzada con una combinación de ocio y renta, sustituyendo la expresión [3.12.] por otra,

$$U_j = U(C_j, Lm_j, Lf_j) + \gamma_m + \gamma_f + v_j \qquad [3.13.]$$

en la que aparecía un término constante, γ_m, si el esposo tenía un empleo a tiempo parcial y otro, γ_f, cuando lo tenía la mujer. El valor esperado de ambos parámetros era negativo, ya que se suponía que representaban alguna desventaja, monetaria o de otro tipo, de los empleos a tiempo parcial (como, por ejemplo, unos costes de búsqueda elevados si dichos puestos de trabajo escasean). Los resultados derivados de estimar este nuevo modelo confirmaron sus expectativas. Además, las diferentes elasticidades de la oferta de trabajo se redujeron considerablemente, dejando de ser significativo el efecto del salario del esposo en las horas femeninas de trabajo[23].

III.2.3. Índices de probabilidad de estar racionado

La técnica econométrica empleada con más frecuencia para estimar las ecuaciones de horas de trabajo es el Tobit[24]. Éste permite obtener los parámetros de un modelo cuya variable dependiente está censurada, es decir, cuyo auténtico valor sólo se conoce cuando supera un determinado límite. Esto es lo que ocurre, por ejemplo, con las horas deseadas de trabajo, ya que algunos individuos querrían trabajar un número negativo de horas aunque, en realidad, la información de la que se dispone es que no trabajan. Si se supone que h^* sigue una distribución normal de media $X\beta$ y varianza σ^2, la función de verosimilitud que permite estimar correctamente β y σ es:

---

[23] Van Soest estimó el modelo con dos extensiones adicionales: teniendo en cuenta el error cometido al predecir los salarios de los individuos que no trabajaban y añadiendo un factor aleatorio en las preferencias (debido al supuesto de independencia de las alternativas irrelevantes, presente implícitamente en el logit multinomial, no podía interpretar los términos υ_j como elementos aleatorios de las preferencias; por ello, para incorporar esta posibilidad añadió un término de error a algunos de los parámetros del modelo). En ambos casos, los valores de los parámetros y de las elasticidades correspondientes fueron similares a los del modelo con racionamiento. En una versión posterior de este mismo estudio, Van Soest (1.995) hizo depender el parámetro que indicaba si una mujer trabajaba a tiempo parcial de algunos de sus rasgos personales, como la edad y el número de hijos que tenía. De esta manera, consiguió eliminar el supuesto implícito en el modelo anterior de que las restricciones estaban distribuidas uniformemente en toda la economía. De cualquier forma, sus resultados no se modificaron de una manera sustancial.

[24] En Killingsworth (1.983) se puede encontrar una revisión de muchos de los métodos de estimación de ecuaciones de horas de trabajo empleados en la literatura. Véase también Maddala (1.983).

$$L = \prod_{h^o=0}[1-\Phi(X\beta/\sigma)]\prod_{h^o>0}\frac{1}{\sigma}\phi\left(\frac{h^o - X\beta}{\sigma}\right) \qquad [3.14.]$$

Sin embargo, si existen restricciones en el mercado de trabajo es necesario incorporar a la función de verosimilitud anterior un indicador que refleje que las horas observadas de trabajo coinciden con las deseadas únicamente con una determinada probabilidad: la de que el individuo no esté racionado. Esta es la idea fundamental en la que se basaron estudios como los de Moffit (1.982), Maloney (1.987), Blundell, Ham y Meghir (1.987), Arellano y Meghir (1.990) y Phipps (1.990, 1.991), aunque no todos analizaron el mismo tipo de restricciones.

En cierto sentido, este método de estimación está relacionado con los modelos de selección de la muestra, ya que estos últimos se basan en la probabilidad de racionamiento de cada trabajador para corregir el sesgo que se comete eliminando de la muestra a los que están restringidos. En este otro caso, sin embargo, el análisis se efectúa en base al número de horas realmente trabajadas, lo que permite aprovechar la información disponible sobre todos los individuos.

En realidad, puede considerarse a Ham (1.977) como el precursor de este tipo de modelos. Sin embargo, al especificar la función de verosimilitud, no tuvo en cuenta que las horas observadas de trabajo están censuradas. Su planteamiento fue el siguiente: si un individuo está desempleado o subempleado, se sabe que $h^o \leq h^*$ y si está sobreempleado $h^o \geq h^*$ (la igualdad permite tener en cuenta la posibilidad de que estas personas no estén realmente racionadas). Esto supone que para los primeros, se cumple $\varepsilon \geq h^o - X\beta$ y, para los segundos $\varepsilon \leq h^o - X\beta$. Ham dedujo que la función de verosimilitud que permitiría estimar β correctamente sería:

$$L = \prod_{h^o \leq h^*}[1-\Phi(z)]\prod_{h^o \geq h^*}\Phi(z)\prod_{h^o = h^*}\phi(z)/\sigma \qquad [3.15.]$$

donde σ representa la desviación típica de ε y $z = (h^o - X\beta)/\sigma$. A pesar de que sus resultados no fueron buenos, su planteamiento econométrico contiene la esencia de la solución que han aplicado posteriormente otros investigadores.

Moffit (1.982) y Maloney (1.987) estudiaron dos situaciones opuestas. Mientras Moffit entendía que los individuos que quisieran reducir sus horas de trabajo

podrían encontrar dificultades para hacerlo, debido a que todas las ofertas de trabajo podrían implicar un número mínimo de horas, h_{min}, Maloney supuso que la limitación a la que se enfrentaban muchas personas era precisamente la contraria.

Según el planteamiento de Moffit, si alguien deseara trabajar más horas que el mínimo de todas sus ofertas, podría situarse en su posición de equilibrio y trabajar exactamente lo que quisiera (h^* horas). Sin embargo, si prefiriera trabajar menos, debería elegir entre no trabajar en absoluto o aceptar el horario que le hubieran ofrecido. Un individuo optaría por no trabajar siempre que h^* estuviera más de D horas por debajo de h_{min} y esta cifra, a su vez, dependería de sus preferencias por el trabajo.

Este modelo equivale al Tobit estándar cuando $D=h_{min}=0$. El problema más importante que plantea su estimación es que D es desconocido. Para resolverlo, Moffit defendió la idea de que, en realidad, existían dos índices diferentes: el de las horas deseadas de trabajo, $h^* = X\beta + \varepsilon$, y el de la demanda de trabajo, $h^d = h_{min} = Z\delta + \varepsilon_d$, que representaría el mínimo de horas ofrecido por el empresario. Según este modelo, la probabilidad de observar 0 horas de trabajo sería $P = Pr(h^d - h^* - D > 0) = \Phi(z_1)$, mientras que la probabilidad de observar un número positivo de horas de trabajo podría expresarse como $Q = Pr(h^d - h^* < 0) + Pr(D > h^d - h^* > 0)$.

Los resultados de Moffit implicaban que el individuo medio de su muestra deseaba trabajar únicamente 21 horas semanales, mientras que la media de las horas demandadas era 39. El valor del parámetro D fue cercano a 37, lo que indicaba que cualquier persona que quisiera trabajar al menos 3 horas semanales preferiría aceptar el empleo antes que no trabajar. Esto podría reflejar un gran apego al mundo laboral, pero también significaba que un elevado porcentaje de los trabajadores estaban restringidos; en concreto, Moffit calculó que la probabilidad de que el trabajador medio de su muestra estuviera racionado era del 86%.[25]

---

[25] Ham (1.986a) planteó también dos indicadores de la demanda y la oferta de trabajo y definió la diferencia entre ambas como $\tilde{y} = h_{máx} - h^* = \beta_2 X_2 - \beta X + \varepsilon_2 - \varepsilon$; dicha diferencia tomaría valores positivos siempre que los individuos no estuvieran subempleados. Ham supuso que los dos términos de error eran independientes, desglosó en dos partes la función de verosimilitud y las maximizó por medio de un procedimiento Tobit. Otra aplicación interesante del modelo propuesto por Moffit es la que llevó a cabo Zabel (1.993), cuyo propósito fundamental era analizar la relación entre la participación laboral y las horas de trabajo en cuatro modelos diferentes: el de Heckman (1.974), una generalización del mismo, el de costes fijos de Cogan

Por el contrario, Maloney (1.987) analizó la posibilidad de que las esposas de los desempleados se enfrentaran a un límite máximo, $h_{máx}$, de horas de trabajo. Por tanto, sus horas observadas de trabajo serían iguales a las deseadas sólo en el caso de que fueran inferiores a dicho límite y coincidirían con éste en caso contrario[26]. La función de verosimilitud correspondiente a este modelo sería simplemente la de un Tobit con doble censuramiento. Su estimación permitió a Maloney obtener mejores resultados que los que se derivaban de un Tobit normal.

Blundell, Ham y Meghir (1.987) centraron su estudio en el problema del desempleo. Construyeron una función índice, *E*, que dependía de una serie de factores macro y microeconómicos, *z*, así como de ciertas variables no observadas, *v*, de manera que un individuo tenía un puesto de trabajo si:

$$E = \theta z + v > 0 \qquad [3.16.]$$

siendo θ un vector de parámetros y *v* una variable normal con media cero. Según este indicador, la probabilidad de que una persona esté ocupada es, simplemente:

$$\Pr(v > -\theta z) = \Pr(v < \theta z) = \Phi(\theta z) = P^E \qquad [3.17.]$$

Si se define la probabilidad de que una persona no desee trabajar como:

$$\Pr(h^* \leq 0) = 1 - \Pr(h^* > 0) = 1 - \Phi(\beta X) = 1 - F \qquad [3.18.]$$

entonces, la probabilidad de observar a una persona que no trabaje, suponiendo que las perturbaciones *v* y ε tengan distribuciones independientes, es:

$$(1 - F) + (1 - P^E)\, F = 1 - P^E\, F \qquad [3.19.]$$

(1.980, 1.981) y el de Moffit (1.982). Entre sus resultados destaca que la elasticidad de las horas de trabajo derivada del modelo con racionamiento fue la menor de todas (0,078), si bien es verdad que su cálculo difería del resto los casos en que se mantenía constante la probabilidad de participación.

[26] El valor del límite superior de las horas de trabajo era conocido, ya que equivalía a las horas que realmente trabajaban las mujeres que dijeron estar subempleadas.

La función de verosimilitud correspondiente a una muestra aleatoria de individuos será una generalización del modelo Tobit de la forma[27]:

$$L = \prod_{h^O>0} P^E \, \phi\,(h^o \,|\, W, X) \prod_{h^O=0} (1 - P^E F) \qquad [3.20.]$$

Además de esta especificación, Blundell et al. contemplaron la posibilidad de que los dos elementos estocásticos del modelo no fueran independientes. La magnitud de los parámetros no se vio alterada excesivamente con esta modificación, aunque consiguieron eliminar algunos problemas de ineficiencia e inconsistencia que habían detectado en la estimación anterior, mejorando de este modo los resultados correspondientes al modelo más sencillo.

Arellano y Meghir (1.990) completaron el análisis anterior, ya que entendían que los individuos que tienen empleo también pueden estar restringidos. Por eso, plantearon un indicador, D_i, de la probabilidad de que cualquier persona estuviera racionada y definieron las horas restringidas de trabajo del individuo *i*, h_{Ri}, como:

$$h_{Ri} = \delta r_i + \nu_i \qquad [3.21.]$$

donde *r* es un vector de variables que incluye tanto características personales del individuo como indicadores del lado de la demanda y ν representa un término de error. Según este modelo, la probabilidad de observar a una persona sin trabajar sería:

$$Pr(h_i^o = 0) = 1 - Pr(D_i > 0)\, Pr(h_i^* > 0 \,|\, D_i > 0) - Pr(D_i < 0)\, Pr(C_i > 0 \,|\, D_i < 0) \qquad [3.22.]$$

donde C_i es una función índice que toma valores positivos siempre que el resultado restringido suponga mayor utilidad que la no participación. P

Suponiendo que $Pr(C_i > 0) = Pr(h_{Ri} > 0)$[28], la función de verosimilitud correspondiente a una muestra truncada compuesta exclusivamente por trabajadores sería:

---

[27] Este modelo está directamente relacionado con el modelo de doble valla de Cragg (1.971).

$$L_1 = \sum_{h^O>0} \left\{ \log\left[\Phi_i f_i^1 + (1-\Phi_i) f_i^2\right] - \log\left[\Phi_i F_i^1 + (1-\Phi_i) F_i^2\right] \right\} \qquad [3.23.]$$

donde:

$$\Phi_i = \Pr(D_i > 0)$$

$$F_i^1 = \Pr(h_i^* > 0)$$

$$F_i^2 = \Pr(C_i > 0) = \Pr(h_{Ri} > 0)$$

siendo f_i^1 la función de densidad de las horas deseadas de trabajo y f_i^2 la función de densidad de las horas restringidas de trabajo.

La función de verosimilitud para una muestra en la que se incluyen individuos que no trabajan sería:

$$L_2 = \sum_{h^O>0} \left\{ \log\left[\Phi_i \, f_i^1 + (1-\Phi_i) f_i^2\right] \right\} + \sum_{h^O=0} \left\{ \log\left[\Phi_i (1-F_i^1) + (1-\Phi_i)(1-F_i^2)\right] \right\}$$

[3.24.]

La ecuación [3.24.] generaliza tanto el modelo de doble valla de Blundell et al. como el Tobit. Si $\Phi_i=1$ para todos los individuos se obtiene el modelo Tobit, mientras que si $F_i^2 = 0$ este modelo equivale al de doble valla, en el que se supone que todas las personas que trabajan están en su curva de oferta pero que algunas de las que no lo hacen están desempleadas. Los resultados que obtuvieron utilizando la información correspondiente a toda la muestra sugerían que su modelo se ajustaba más a la realidad que los otros dos, aunque detectaron algunos problemas de heteroscedasticidad y curtosis.

Debido a esto, y a las dificultades que suponía estimar la función anterior junto a una ecuación de salarios - para imputar un valor de esta variable a los no participantes -, estimaron la versión correspondiente a la muestra truncada y compararon el valor de los coeficientes con los obtenidos sin tener en cuenta el racionamiento. Los problemas de curtosis desaparecieron, aunque persistieron

---

[28] Si se cumple $C_i>0$ significa que el resultado restringido es preferible al desempleo. Definiendo $C_i = log\{U(h_{Ri})/U(0)\}$ y si se tiene en cuenta que $h_{Ri}\leq 0$ implica que $C_i\leq 0$, resulta que $Pr(h_{Ri}>0 | C_i > 0, D_i < 0) = 1$. Por tanto, sólo es necesario imponer la condición de que $C_i>0$.

los de heteroscedasticidad. En su opinión, esto podía deberse a una mala especificación del índice de la probabilidad de estar restringido, pero no fueron capaces de mejorar los resultados incluyendo en él otras variables.

Phipps (1990) derivó las funciones restringidas y no restringidas de demanda de consumo y ocio partiendo de una función de utilidad conjunta para los dos miembros de una pareja. En su opinión, era posible que algunos individuos trabajaran menos semanas al año de las que habrían deseado a su nivel de salario[29] y esto podría alterar de una manera significativa los planes de trabajo del otro miembro de la pareja. Las personas cuyo cónyuge estuviera en dicha situación no podrían situarse en su curva de oferta y en este sentido, estarían también restringidas.

La función de verosimilitud de este modelo resultó ser bastante compleja por diferentes razones[30]. En primer lugar, porque los dos miembros de la pareja podrían estar en diferentes situaciones: trabajando todo el tiempo, trabajando sólo algunas semanas por voluntad propia o trabajando sólo parte del tiempo debido a restricciones de demanda. En segundo lugar, porque Phipps tuvo que corregir el sesgo que cometía al eliminar de la muestra a todos los hogares en los que uno de los miembros no había participado en el mercado de trabajo. En tercer lugar, porque la restricción presupuestaria no era lineal. Por otra parte, como desconocía la separación de la muestra, no podía distinguir entre el desempleo explicado por las preferencias del trabajador y el originado por la demanda del mercado. Esto le impidió incluir en el modelo las características demográficas de la familia, ya que podría inducir a conclusiones erróneas. No obstante, sus estimaciones le permitieron concluir que la probabilidad media de que una familia estuviera restringida cuando el marido estaba desempleado era del 81,4%, mientras que cuando era la mujer la que no trabajaba dicha probabilidad se reducía hasta el 68,7%. Cuando los dos habían estado algunas semanas sin trabajar la probabilidad de racionamiento del hogar era del 97,5%.[31]

---

[29] Phipps únicamente conocía el número de semanas que no habían trabajado los individuos de su muestra, pero no sabía si se trataba de una decisión personal o de auténtico desempleo.

[30] Dicha función no se detalla aquí por este motivo, pero la idea en la que se basó Phipps para construirla fue similar a la utilizada por Arellano y Meghir (1.990).

[31] Una investigación muy similar a la que se acaba de resumir es la que efectuó la propia Phipps (1.991), aunque en este caso utilizó para su análisis dos muestras de hombres y mujeres solteros. En general, los resultados fueron similares a los de su estudio anterior. La probabilidad media estimada de que una mujer que no trabajaba deseara hacerlo era del

Uno de los aspectos más interesantes de los modelos como los descritos en este apartado es que permiten desglosar el efecto de las variables independientes en su impacto sobre la probabilidad de que un individuo esté racionado y sobre su oferta deseada de trabajo. Esto puede demostrarse en base a la propuesta de Blundell, Ham y Meghir (1.987). Sea $P^*=P^E\ F$ la probabilidad de encontrar a un individuo trabajando. Algunas variables, sobre todo las que representan la influencia de la demanda del mercado, como x_k, afectan a P^* directamente a través de la probabilidad de estar ocupado e indirectamente a través de su efecto sobre el salario, ya que:

$$\frac{\partial P^*}{\partial x_k} = \frac{\partial F}{\partial W}\frac{\partial W}{\partial x_k} P^E + \frac{\partial P^E}{\partial x_k} F \qquad [3.25.]$$

El modelo Tobit asigna el valor 0 al último término del segundo miembro de esta ecuación, mientras que un probit de participación simple que incluya variables de demanda capta ambos efectos, pero no permite diferenciarlos. Un modelo como el expuesto permite darse cuenta del impacto de las variables de demanda sobre la probabilidad de trabajar, más allá de su efecto sobre el salario. Blundell et al. calcularon algunas de estas elasticidades, llegando a la conclusión de que las variables de demanda influían en la oferta observada de trabajo debido, sobre todo, a su efecto sobre la probabilidad de estar ocupado.

III.2.4. Elasticidad de la oferta de trabajo

Dado que, a nivel teórico, se ha demostrado que los individuos restringidos tienen menor capacidad de reacción ante cambios en sus salarios, renta no salarial o circunstancias personales que los que no lo están, para finalizar este capítulo parece lógico resumir las estimaciones de dicho parámetro obtenidas en las investigaciones que se han mencionado.

Observando la tabla 3.1, es posible apreciar que la elasticidad de la oferta de trabajo respecto al salario ha resultado ser más pequeña cuando se ha calculado a partir de un modelo con racionamiento. Tal vez la única excepción sea el estudio de Van Soest et al. (1.990). Sin embargo, es necesario recordar que en su primer modelo, aunque no incluyeron un mecanismo que recogiera explícitamente el racionamiento, sí incorporaron un término que recogía

82,7% y la de los hombres 79,4%. Las elasticidades calculadas a partir del modelo restringido también resultaron ser menores que las no restringidas.

posibles errores de optimización.

Tabla 3.1. Elasticidad-precio de la oferta de trabajo

Autor	Muestra	Modelo sin racionamiento	Modelo con racionamiento
Dickens y Lundberg (1.985)	Hombres casados	0,310	0,090
Blundell, Ham y Meghir (1.987)	Mujeres casadas (sólo participantes)	-0,040	-0,087
Phipps (1.990)	• Hombres casados • Mujeres casadas	0,129 0,177	0,071 0,148
Van Soest, Woittiez y Kapteyn (1.990)	• Hombres casados • Mujeres casadas	0,38 a 0,41 0,02 a 0,22	0,38 a 0,41 0,02 a 0,23
Phipps (1.991)	• Hombres solteros • Mujeres solteras	0,120 a 0,306 0,100 a 0,183	0,098 0,063
Van Soest (1.992)	• Hombres casados • Mujeres casadas	0,131 a 0,153 0,937 a 1,027	0,104 0,524

Fuente: Elaboración propia

También resulta sorprendente que sólo se obtuviera una elasticidad negativa (y, por tanto, una oferta de trabajo que se dobla hacia atrás) en el estudio de Blundell et al. (1.987). No obstante, es importante tener en cuenta que en este caso se estimó exclusivamente a partir de los datos de los participantes, mientras que en las demás investigaciones se calculó para el conjunto de individuos de la muestra.

La elasticidad de la oferta de trabajo respecto al salario se ha estimado también, en algunas ocasiones, a partir de las horas deseadas de trabajo. Ham (1.982) no apreció diferencias sustanciales entre los valores de la elasticidad-precio derivada de aplicar mínimos cuadrados ordinarios para una muestra general de trabajadores (-0,16) y la que obtuvo cuando estimó la misma ecuación únicamente con los que no estaban restringidos (-0,14). Osberg y Phipps (1.993) llegaron a la conclusión de que la oferta de trabajo deseada era inelástica. Para su muestra masculina completa tomó un valor de -0,004 y para los trabajadores en equilibrio resultó ser -0,05; en el caso de las mujeres, pasó

de 0,073 a 0,018, es decir, en lugar de aumentar se redujo. Algo similar ocurrió en el estudio de Kahn y Lang (1.991), que afirmaron que el sesgo cometido al evaluar la elasticidad a partir de las horas observadas de trabajo fue positivo; en concreto, como ya se comentó anteriormente, estaba comprendido entre 0,119 y 0,065.

Tabla 3.2. Elasticidad renta y elasticidad cruzada de la oferta de trabajo

Autor	Muestra	Elasticidad renta		Elasticidad cruzada	
		No rac.	Rac.	No rac.	Rac.
Phipps (1.990)	• Hombres casados • Mujeres casadas			-0,038 -0,068	-0,015 -0,032
Phipps (1.991)	• Hombres solteros • Mujeres solteras		-0,07 -0,05		
Van Soest (1.992)	• Hombres casados • Mujeres casadas	-0,038 -0,09	-0,034 -0,01	-0,04 -0,02	-0,03 -0,01

Fuente: Elaboración propia

En algunas investigaciones también se han calculado otras elasticidades de la oferta de trabajo. Los valores obtenidos se resumen en la tabla 3.2. De este otro conjunto de resultados, se desprende la misma idea que de la tabla anterior: que estas elasticidades son también menores, en valor absoluto, cuando se estiman a partir de un modelo con racionamiento.

CAPÍTULO IV
MODELO DE ACTIVIDAD LABORAL CON DESEMPLEO

Considerando la literatura revisada en los capítulos anteriores, parecen existir motivos suficientes para suponer que los factores que determinan la ocupación o el desempleo de los trabajadores están relacionados con el lado de la demanda del mercado, siendo el desempleo una situación generalmente involuntaria.

Una de las conclusiones generales que se pueden extraer de lo expuesto en el apartado *II.2.1* es que los escasos resultados empíricos obtenidos a partir de los modelos que analizan el desempleo en un contexto de equilibrio no son especialmente concluyentes de cara a la contrastación de sus hipótesis teóricas.

Es cierto que parece existir cierta relación entre los salarios y el desempleo, aunque la magnitud de la compensación, en términos generales parece ser relativamente reducida, sobre todo si se tiene en cuenta la cobertura de ingresos que supone el subsidio de desempleo (Abowd y Ashenfelter, 1.981; Topel, 1.984, 1.986). Además, en diversas ocasiones se ha comprobado que las características negativas de los empleos se acumulan, en vez de compensarse, tal como sugiere la teoría de los mercados de trabajo segmentados.

Por otra parte, los valores de la elasticidad estimados a partir de los modelos de sustitución intertemporal son considerablemente pequeños (tabla 2.1) y estos modelos han recibido críticas importantes. Por ejemplo, Nickell (1.990) afirmó que si el nivel salarial es uniforme en la economía y este dato es conocido, la actividad de búsqueda no puede ser fructífera, ya que se supone que los individuos esperan conseguir un empleo con un salario superior al que les ofrecen las empresas. Por tanto, no se explica que los desempleados busquen empleo; pero entonces si no lo buscan, dichos individuos no estarían desempleados, según la definición más frecuente del término. Otra posibilidad sería admitir la existencia de un mercado de trabajo con alguna variación estocástica entre las empresas que implique una cierta variabilidad de los salarios, con lo cual la búsqueda sí tendría sentido. Sin embargo, esta posibilidad no suele hacerse explícita.

En cuanto a los modelos de búsqueda, a pesar de que con frecuencia se ha comprobado el papel que juega el subsidio de desempleo en la duración de dicha actividad, Tobin (1.972) resaltó la ausencia de evidencia empírica que

confirmara el supuesto de que la búsqueda es más eficiente cuando se está desempleado, ya que es muy frecuente encontrar personas que buscan un nuevo empleo sin dejar el anterior. De hecho, la mayoría de los trabajadores que abandonan voluntariamente su empleo pasan a otro sin padecer un período intermedio de desempleo (Mattila, 1.974).

Además, si todas las nuevas contrataciones correspondieran a personas desempleadas, la duración media del desempleo sería mucho menor. Dicha duración, en España tuvo un valor medio entre 1.977 y 1.993 de 52,3 meses, mientras que en el primer trimestre de 1.994 era de 66,5 meses (Blanco, 1.995).

Por el contrario, y a pesar de las críticas que han suscitado comprobaciones como las expuestas en el apartado *III.1*, la estimación de los modelos con racionamiento parece confirmar la presencia de trabajadores restringidos en las muestras utilizadas habitualmente en la investigación relacionada con el mercado laboral; de hecho, dichos modelos generan predicciones muy similares a las distribuciones de horas efectivas de trabajo.

Por todo lo dicho, en este capítulo se propone, a nivel teórico, un modelo en el que se compatibiliza la hipótesis neoclásica sobre la actividad laboral de los consumidores con la idea del racionamiento. Dicho modelo consta de dos ecuaciones: una que explica la decisión de los individuos de incorporarse al mercado de trabajo y otra que es un indicador de la probabilidad de que una persona esté ocupada o desempleada en un momento determinado del tiempo y constituye el elemento a través del cual se puede enlazar el lado de la demanda del mercado con el análisis de la actividad laboral.

En el primer apartado del capítulo se expone la idea general del modelo, delimitándose claramente el enfoque teórico adoptado, al tiempo que se detalla su especificación econométrica y se abordan los problemas más importantes que implica su estimación. También se plantea la necesidad de incluir en el modelo una tercera ecuación, a la que se llamará ecuación de salarios. Esta variable es uno de los determinantes fundamentales de las decisiones laborales de los consumidores; sin embargo, se desconoce la remuneración que podrían obtener las personas que no trabajan. El problema puede resolverse imputándoles un salario a partir de algunas de sus características.

En la segunda parte del capítulo, se detalla la especificación empírica escogida para cada ecuación de las que consta el modelo y se definen las variables utilizadas en ellas, describiéndose su efecto esperado en cada caso.

IV.1. EL MODELO TEÓRICO Y SU ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA

La función de oferta de trabajo de los individuos se deriva, tal como se expuso en el capítulo *II*, de un modelo general de demanda según el cual cada persona maximiza su utilidad con sujeción a una restricción presupuestaria y a otra de tiempo disponible. Cuando la solución al problema es interior, el consumidor trabaja el número de horas para el que la tasa marginal de sustitución entre bienes y ocio es igual, en valor absoluto, al salario real. No obstante, es muy frecuente encontrar personas, especialmente mujeres, que no desarrollan ninguna actividad laboral.

Según el modelo neoclásico, un individuo opta por trabajar si el salario de mercado es mayor que su salario de reserva. El criterio que subyace tras esta condición es la comparación de las utilidades derivadas de ambas posibilidades, de manera que una persona trabajará siempre que la utilidad de dicha situación sea superior a la de no hacerlo, mientras que no trabajará en caso contrario. En la literatura son muy frecuentes las estimaciones de la probabilidad de participación basadas en este planteamiento (Heckman, 1.974; Nakamura, Nakamura y Cullen, 1.979; Schultz, 1.980; Hanoch 1.980; etc.). La ecuación en la que suele apoyarse el análisis es de la forma:

$$Y^* = \alpha X_p + \varepsilon_p \qquad [4.1.]$$

donde α es el vector de parámetros a estimar, X_p son las variables independientes, incluyendo el salario[1], y ε_p es un término aleatorio de error. La variable dependiente de esta ecuación, Y^*, no es observable, sino que únicamente se conoce si es positiva. Por tanto, es posible definir un indicador, Y, que tome el valor 1 siempre que $Y^* > 0$, es decir, siempre que la mujer trabaje, y que valga 0 en caso contrario.

[1] Dado que este modelo únicamente se plantea con objeto de compararlo con el que se propone a continuación, aquí no se tiene en cuenta el problema de la imputación del salario para las personas que no trabajan.

Si se supone que ε_p sigue una distribución normal estándar, la probabilidad de observar a un consumidor trabajando, según un modelo como el que se acaba de plantear, es:

$$\Pr(Y=1) = \Pr(\alpha X_p + \varepsilon_p > 0) = \Pr(\varepsilon_p > -\alpha X_p) = \Pr(\varepsilon_p < \alpha X_p) = \Phi(\alpha X_p) \qquad [4.2.]$$

y la probabilidad de que no trabaje es:

$$\Pr(Y=0) = \Pr(\alpha X_p + \varepsilon_p < 0) = \Pr(\varepsilon_p < -\alpha X_p) = \Pr(\varepsilon_p > \alpha X_p) = 1 - \Phi(\alpha X_p) \qquad [4.3.]$$

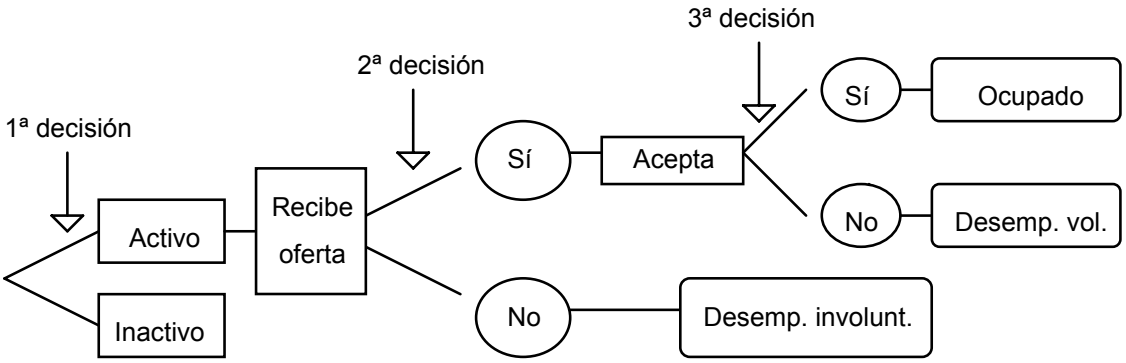
donde Φ es la función de distribución de una normal estándar, siendo la función de verosimilitud correspondiente al modelo expuesto la de un probit univariante.

Tras este planteamiento subyace el supuesto de que la posición de cada persona en el mercado de trabajo depende exclusivamente de sus propias condiciones, que son las determinantes fundamentales del valor de su tiempo en las diversas actividades que puede realizar. Querer trabajar y estar haciéndolo se consideran situaciones equivalentes. Sin embargo, no lo son cuando existe desempleo involuntario. En este caso, la posición observada de cada consumidor en el mercado de trabajo es una mezcla de sus propias decisiones y de que las circunstancias del mercado y sus propias características le permitan alcanzarla. Es decir, la probabilidad de encontrar a un individuo trabajando en un momento concreto del tiempo depende no sólo de que haya decidido hacerlo, sino también de que disponga de un empleo.

El proceso de incorporación de los individuos al ámbito laboral se puede resumir por medio del siguiente esquema[2]:

[2] Este esquema está basado en el que aparece en el trabajo de Novales (1.989).

Esquema 4.1



Como se puede observar, en dicho proceso es posible distinguir, al menos, tres decisiones diferentes. En primer lugar, cada individuo debe comparar la utilidad que supone para él ser activo o quedar fuera del mercado de trabajo por elegir la mejor alternativa. Si prefiere no trabajar, será considerado como inactivo, mientras que si decide que desea trabajar, puede recibir o no una oferta de empleo. Aunque cada persona puede influir con sus propias acciones en la probabilidad de recibir una propuesta laboral, según los recursos monetarios y temporales que dedique a la actividad de búsqueda, esta segunda decisión corresponde básicamente a los empresarios, que son quienes finalmente van a escoger a un trabajador concreto para integrarlo en su plantilla.

Si el individuo no recibe ninguna oferta de empleo - y suponiendo que, en estas circunstancias, no opte por salir de la fuerza de trabajo -, puede clasificarse como desempleado involuntario. Si le hacen una oferta, entonces debe decidir si la acepta o no: si lo hace, estará ocupado[3], mientras que si la rechaza estará desempleado voluntariamente.

La información de la que se dispone para llevar a cabo la presente investigación permite clasificar a los individuos, en primer lugar, como activos o inactivos, pero dentro de los primeros únicamente es posible diferenciar entre

[3] La probabilidad de aceptar una oferta de empleo, tal como expusieron en su estudio Andrés, García y Jiménez (1.989), es igual a la probabilidad de que el salario ofrecido sea mayor o igual que el salario de reserva del individuo. A su vez, este último depende tanto de la probabilidad de recibir una oferta, de la distribución salarial existente en la economía y de los elementos que determinen el bienestar de estar desempleado, de manera que cualquier factor que incremente la probabilidad de recibir una oferta de trabajo, que incida positivamente en la distribución de salarios o que eleve el bienestar que implica el desempleo para el individuo, aumentará el salario de reserva.

ocupados y desempleados, ignorándose si esta última circunstancia es voluntaria o involuntaria. Esto supone una dificultad importante de cara a estimar empíricamente un modelo que explique las tres decisiones mencionadas (Maddala, 1.983, pág. 299).

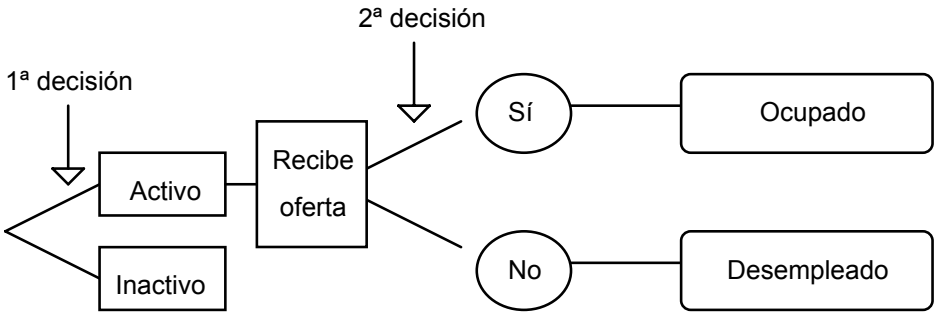
Por otra parte, en diversas ocasiones se ha comprobado que los desempleados no suelen rechazar las ofertas de trabajo que reciben. En realidad, la probabilidad de que un desempleado acepte una oferta de empleo parece ser prácticamente igual a uno y los empresarios suelen necesitar realizar una única oferta para cubrir una vacante [Jackman (1.985); Barron, Bishop y Dunkelberg (1.985)]. De hecho, hay investigadores que defienden que el tiempo que tarda en cubrirse una vacante debe ser interpretado como un período de selección por parte de las empresas [Reder (1.969); Roper (1.988); van Ours y Ridder (1.992)], y no como un período de búsqueda por parte de los candidatos.

Por ello, y para simplificar tanto el planteamiento teórico del modelo como su estimación empírica, en esta memoria se supone que todo el desempleo es involuntario. Esta hipótesis de partida cobra mayor realismo si se tiene en cuenta la situación general del mercado de trabajo en el momento en el que se efectuó la encuesta utilizada en el análisis empírico, ya que el desempleo agregado a finales de 1.985 era muy elevado. Ashenfelter (1.980) afirmó que el sesgo que se comete al identificar el desempleo registrado como una medida del racionamiento es relativamente pequeño durante las etapas recesivas (recuérdese lo comentado en el capítulo *III*). Incluso en el contexto de los modelos de búsqueda, que asumen la voluntariedad del desempleo, se ha defendido que cuanto menor sea la frecuencia con la que se reciben ofertas - y parece lógico pensar que ésta será más pequeña cuando el desempleo agregado sea elevado -, mayor será la probabilidad de aceptarlas, tal como se expuso en el capítulo *II*, reforzándose así lo comentado más arriba.

Volviendo de nuevo al esquema 4.1, la hipótesis de involuntariedad del desempleo supone la eliminación de la tercera de las decisiones mencionadas, la de aceptación o rechazo de las ofertas recibidas. Por tanto, el modelo que se propone en esta memoria trata de explicar, por un lado, la actividad o inactividad de los individuos y, por otro, las opciones de contratación de los empresarios, que deben decidir no sólo a qué personas deben contratar si disponen de empleos vacantes, sino también si deben mantener en su plantilla

a un trabajador determinado o si, por el contrario, deben despedirlo. El esquema que resume el modelo es, por tanto:

Esquema 4.2



La decisión de participación laboral activa de los consumidores, tal como se expuso en el capítulo *I* y se resumió brevemente al principio de este mismo apartado, se fundamenta en la comparación del salario de mercado y el *salario de reserva*, que es el valor monetario del tiempo no dedicado al mercado cuando no se participa en él. Siguiendo este enfoque es posible afirmar que un individuo formará parte de la población activa si su salario de reserva es menor que el salario de mercado, mientras que, si ocurre lo contrario, el consumidor preferirá dedicar todo su tiempo a realizar tareas ajenas al mercado.

Sea *W* el salario de mercado al que puede acceder una persona que posee una renta no salarial *Y*, unas características observables *A* y ciertos rasgos inobservables, υ. Su salario de reserva, W_R, depende de las variables mencionadas, de modo que si, para facilitar la exposición y la estimación del modelo, y tal como suele hacerse en la literatura, se expresa como una función lineal de las mismas, resulta:

$$W_R = \gamma_y Y + \gamma_a A + \gamma_\upsilon \upsilon \qquad [4.4.]$$

Entonces, la probabilidad de que una persona desee participar activamente en el mercado de trabajo puede escribirse como:

$$\Pr\left[W - W_R = W - (\gamma_y Y + \gamma_a A + \gamma_\upsilon \upsilon) > 0\right] = \Pr\left[Y_1^* = \beta'_1 X_1 + \varepsilon_1 > 0\right]$$

[4.5.]

donde X_1 es el conjunto de variables observables mencionadas, β'_1 el vector de parámetros a estimar y ε_1 un término aleatorio de error a través del cual se recoge la influencia en el modelo de las características inobservables del consumidor. La ecuación que aparece en la última igualdad de la expresión [4.5] debe ser interpretada económicamente como la función de participación laboral activa de los consumidores[4].

La variable Y_1^* es una medida de la diferencia entre el salario de mercado del individuo y su salario de reserva; sin embargo, no es observable, sino que únicamente se conoce si es positiva. No obstante, a partir de ella, es posible definir un indicador, Y_1, que tome el valor 1 siempre que $Y_1^* > 0$, es decir, siempre que la persona haya decidido trabajar (sea activa) y que valga 0 en caso contrario.

Por tanto, la probabilidad de que un consumidor desee desempeñar una actividad laboral remunerada, puede escribirse de la forma:

$$\Pr(Y_1 = 1) = \Pr(\beta'_1 X_1 + \varepsilon_1 > 0) = \Pr(\varepsilon_1 < \beta'_1 X_1) \qquad [4.6.]$$

No obstante, y tal como se comentó más arriba, aunque una persona haya resuelto el problema anterior, y haya optado por la actividad laboral, esto no significa que el investigador la observe trabajando, ya que puede estar desempleada, tal como se mostraba en el esquema 4.2.

La hipótesis de partida de involuntariedad del desempleo en la que se basa esta investigación sugiere que a la hora de analizar la probabilidad de que un individuo esté ocupado, deben considerarse todos aquellos factores que puedan influir en el hecho de que algún empresario decida tenerlo empleado, es decir, todas aquellas variables que incidan tanto en la probabilidad de que opte por contratarlo para ocupar una vacante como en la decisión de despedirlo o de mantenerlo en su plantilla[5].

---

[4] Este modelo, en el que la participación activa en el mercado de trabajo incluye tanto la ocupación como el desempleo, es muy similar al descrito por Novales (1.989) y por Adam (1.995).

[5] En realidad, la probabilidad de que una persona esté desempleada en un momento concreto del tiempo, que es la que explica el modelo propuesto, depende tanto de la probabilidad de que quede desempleada como de la duración de dicho estado; este último dato, a su vez, es función de la tasa a las que reciba ofertas de empleo y de la tasa a las que las acepte. El

El planteamiento teórico en el que suele basarse la determinación de la demanda de trabajo por parte de una empresa es el siguiente. Sea *f(t,k)* su función de producción, donde *t* representa el trabajo y *k* el capital[6], cuyos precios son, respectivamente, *W* y *r*. Suponiendo, para mayor sencillez, que opera en una estructura de mercado perfectamente competitiva, dicha empresa demandará la cantidad de ambos factores que maximice sus beneficios, π. Por tanto, debe resolver el problema:

$$\underset{t,k}{Máx}\ \pi = \underset{t,k}{Máx}\ p\ f(t,k) - Wt - rk \qquad [4.7.]$$

Las condiciones de maximización de primer orden del mismo son:

$$\frac{\partial \pi}{\partial t} = p\frac{\partial f}{\partial t} - W = 0 \qquad [4.8.]$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial k} = p\frac{\partial f}{\partial k} - r = 0 \qquad [4.9.]$$

De estas expresiones se deduce que el valor de la productividad marginal de cada factor ha de ser igual a su precio. Por tanto, una empresa contratará más trabajadores siempre que el salario que debe pagarles sea inferior al valor de su producto marginal, y despedirá empleados si ocurre lo contrario.

Este planteamiento hace posible cuantificar de un modo relativamente sencillo la demanda de trabajo de cada empresa, pero, aunque sigue siendo útil para expresar la relación existente entre dicha demanda y la productividad del factor trabajo, a partir de él no se puede deducir qué trabajadores concretos van a ser escogidos para ocupar los puestos de trabajo de los que dispone. Por tanto, dado el propósito de investigación de esta memoria, es necesario buscar un enfoque teórico alternativo que permita tener en cuenta que la probabilidad individual de ser escogido depende tanto de las necesidades globales de mano de obra de las empresas como del número de individuos que también desean

---

planteamiento teórico escogido en esta memoria, por tanto, resume la esencia de dicho esquema, aunque elimina la posibilidad de que un desempleado rechace una oferta de empleo.

[6] El análisis se basa en una función de producción con sólo dos factores para simplificar la exposición. Por supuesto, el planteamiento del modelo no se altera por este hecho. Además, debe tenerse en cuenta que la variable *t* indica el número de trabajadores contratados por la empresa, y no el número de horas que trabaja cada uno, como ocurría en el problema de maximización de la utilidad. A pesar de ello, se ha optado por seguir llamando *W* al salario.

trabajar, ya que normalmente las empresas tienen varios candidatos para cubrir un empleo determinado.

En este sentido, parece lógico afirmar que los empresarios desean tener en su plantilla a los trabajadores más productivos. La productividad de los individuos no es observable directamente, pero puede aproximarse a nivel empírico por medio de variables como su educación formal[7], *F*, o su experiencia, *E*, aunque también pueden jugar un papel importante otros factores, como la edad o el estado civil, incluidos en X_L. Por tanto, se puede suponer que los empresarios son capaces de evaluar las aptitudes laborales de los individuos, *L*, por medio de un conjunto de variables observables y de algunos aspectos inobservables para el investigador, ε_L:

$$L = \beta_f F + \beta_e E + \beta_l X_L + \beta_{\varepsilon l} \varepsilon_L \qquad [4.10.]$$

Para transformar la ecuación [4.10.] en una regla de selección debe tenerse en cuenta, tal como proponen autores como Van Ours y Ridder (1.992), que los empresarios establecen un nivel mínimo de capacidades necesarias para ocupar un puesto de trabajo, *C*. Dicho mínimo dependerá, en un sentido amplio, tanto de sus necesidades de mano de obra, como de la capacidad laboral de otras personas que también deseen trabajar.

Por una parte, en las etapas recesivas, en las que la demanda de bienes de consumo (y su precio) disminuye, las exigencias de productividad de los empresarios deben crecer (ecuación [4.8.]), sobre todo si se tienen en cuenta las dificultades a las que se suelen enfrentar para recortar las retribuciones de sus empleados.

Por otra, parece lógico suponer que cuanto mayor sea el número de competidores potenciales por un puesto de trabajo tanto mayor será también el nivel de exigencia de los empresarios, ya que es más probable que entre los individuos que opten al empleo haya algunos muy cualificados. Esta idea está en consonancia con la conclusión que alcanzaron Barron, Bishop y Dunkelberg

[7] Este planteamiento es compatible tanto con la teoría del capital humano como con la hipótesis de la señalización. Según la primera, la educación formal incrementa la productividad de las personas, mientras que la segunda defiende que los estudios no incrementan realmente la productividad de los trabajadores, sino que únicamente constituyen una señal que sirve a los empresarios para clasificar a los individuos en función de sus capacidades innatas [véase, por ejemplo, Spence (1.973)].

(1.985), quienes afirmaron que cuanto mayor sea el número de candidatos disponibles para cubrir una vacante, tanto menor será el coste que supone contactar con una persona más, por lo que el empresario será más selectivo a la hora de ofrecer el empleo a un individuo concreto.

Los dos aspectos mencionados, volumen de demanda de trabajo y número de competidores, pueden ser aproximados empíricamente por medio de variables que midan el nivel de desempleo de la comunidad autónoma de residencia o por medio de variables ficticias que indiquen la rama de actividad o la categoría profesional del individuo, ya que el estado general de la economía no afecta a todos los sectores ni ocupaciones por igual.

Si se incluyen las variables mencionadas en el vector X_C, y se tiene en cuenta que también existen aspectos inobservables para el investigador que pueden incidir en el nivel de exigencia de los empresarios, y que pueden ser recogidos mediante el término ε_C, puede escribirse:

$$C=\beta_c X_C+\beta_{\varepsilon c}\varepsilon_C \qquad [4.11.]$$

A partir de las expresiones [4.10.] y [4.11.] es posible determinar la probabilidad de que un individuo concreto esté ocupado en un momento concreto del tiempo, ya que cabe suponer que un empresario sólo contratará a un trabajador o lo mantendrá en su plantilla si su valoración de sus aptitudes laborales supera el mínimo necesario; es decir, si $L>C$. Por tanto, la probabilidad de que una persona (activa) esté ocupada puede definirse como:

$$\begin{aligned}&\Pr\left[L-C=\beta_f F+\beta_e E+\beta_l X_L-\beta_c X_C+(\beta_{\varepsilon l}\varepsilon_L-\beta_{\varepsilon c}\varepsilon_C)>0\right]=\\&=\Pr\left[Y_2^*=\beta'_2\,X_2+\varepsilon_2>0\right]\end{aligned} \qquad [4.12.]$$

donde X_2 representa el conjunto de variables mencionadas, β'_2 es el vector de parámetros a estimar y ε_2 es la perturbación aleatoria.

La última parte de la expresión [4.12.] agrupa los elementos que describen la capacidad laboral de los trabajadores y los que determinan el nivel mínimo de productividad exigido por los empresarios; dicha ecuación, por tanto, puede interpretarse como una función de ocupación laboral.

De nuevo, el investigador únicamente dispone de información sobre un indicador, Y_2, que toma el valor 1 si Y_2^* es mayor que 0, es decir, si el individuo está ocupado en un momento concreto del tiempo, y que vale 0 si está desempleado.

Por consiguiente, la probabilidad de que una persona esté ocupada puede escribirse como:

$$\Pr(Y_2 = 1) = \Pr(\beta'_2 X_2 + \varepsilon_2 > 0) = \Pr(\varepsilon_2 < \beta'_2 X_2) \qquad [4.13.]$$

Las relaciones anteriores pueden presentarse de un modo más resumido mediante un modelo con dos componentes:

$$Y_1^* = \beta'_1 X_1 + \varepsilon_1 \qquad [4.14.]$$

$$Y_2^* = \beta'_2 X_2 + \varepsilon_2 \qquad [4.15.]$$

siendo la primera ecuación la que describe la decisión de actividad de los consumidores y la segunda la que refleja su situación de ocupación o desempleo.

No obstante, debe tenerse en cuenta que la ecuación de ocupación es el resultado de dos decisiones diferentes, tal como se deducía del esquema 4.1. Por ello, al interpretar teóricamente los resultados empíricos que se obtengan al estimar la probabilidad de desempleo de las mujeres de la muestra, que los parámetros correspondientes a la ecuación de ocupación, β'_2, medirán, en realidad, el efecto de las variables consideradas tanto sobre la decisión del individuo de aceptación o rechazo de las ofertas recibidas como sobre las opciones de contratación de los empresarios, ya que los factores que incrementan la probabilidad de que una persona reciba una propuesta de empleo reducen, al mismo tiempo, la probabilidad de aceptarla.

Por ejemplo, la educación formal es un elemento que incide positivamente en la probabilidad de que un empresario desee contratar a una persona, pero también es posible que las personas con más años de estudios sean más selectivas a la hora de aceptar una propuesta de empleo. De cualquier forma, parece que el efecto que tienen algunas variables sobre la probabilidad de

recibir una oferta es mayor que el que ejercen sobre la probabilidad de aceptación de la misma (Andrés, García y Jiménez, 1.989).

Si se supone que las perturbaciones ε_1 y ε_2 siguen distribuciones normales estándar independientes, los vectores de parámetros β'_1 y β'_2 pueden estimarse de un modo consistente y eficiente por separado mediante dos probits univariantes similares al descrito al inicio del capítulo.

Sin embargo, al igual que hay elementos comunes entre los regresores observables de ambas ecuaciones, cabe pensar que los elementos inobservables que afectan a la decisión de actividad de los individuos y los que influyen en su probabilidad de estar ocupados pueden estar correlacionados. Si esto es así, los parámetros de la ecuación de actividad estimados mediante un probit univariante serán consistentes aunque ineficientes, ya que no se estaría teniendo en cuenta esa dependencia. Sin embargo, el problema fundamental que originaría la correlación entre las dos perturbaciones es que las estimaciones de los parámetros de la ecuación que explica la probabilidad de tener empleo estarían sesgadas. Dicho sesgo se debería a que dicha probabilidad tiene que estimarse a partir de una muestra censurada, eliminando del análisis a las mujeres inactivas, dado el carácter habitualmente secuencial del proceso de incorporación de los individuos al mercado de trabajo[8].

En diversas ocasiones se ha demostrado que las muestras censuradas conllevan estimaciones sesgadas si la regla de selección está correlacionada con los errores de la ecuación que se trate de estimar[9]. Es decir, al existir aspectos no observables que inciden en la decisión de actividad de las mujeres, se añade un elemento de aleatoriedad al proceso de selección de la muestra. Si dichos elementos no son independientes de la perturbación de la segunda ecuación, el censuramiento de la muestra podría implicar estimaciones sesgadas de los parámetros de esta última.

---

[8] El modelo se considera secuencial debido a que no es demasiado habitual que los individuos pasen directamente de la inactividad a la ocupación, sino que normalmente cada persona decide primero si quiere trabajar o no y posteriormente, tras un período más o menos largo de desempleo, logra un puesto de trabajo.

[9] El problema del sesgo de selección de la muestra se expone más extensamente en el apartado *IV.1.1*, relativo a la estimación de la ecuación de salarios, debido a que es en este ámbito en el que se planteó inicialmente.

Como la variable dependiente de la ecuación de ocupación es de naturaleza discreta, el procedimiento de corrección del sesgo utilizado más habitualmente, propuesto por Heckman (1.979) y utilizado en la mayoría de los estudios mencionados en el apartado *III.2.1*, no es aplicable, por lo que la solución más apropiada es estimar conjuntamente ambas ecuaciones.

Para ello es necesario tener en cuenta que un individuo *i* incluido en cualquier muestra puede encontrarse en una de estas tres situaciones: a) desea trabajar, es decir, $Y_{1i}^{*} > 0$, y dispone de un puesto de trabajo ($Y_{2i}^{*} > 0$); b) ha decidido trabajar ($Y_{1i}^{*} > 0$), pero no tiene empleo ($Y_{2i}^{*} < 0$); o c) ha optado por no trabajar, o lo que es lo mismo, es inactivo, de modo que $Y_{1i}^{*} < 0$.

Si se supone que la distribución conjunta de ε_1 y ε_2 es una normal bivariante con una correlación igual a ρ, las probabilidades de estas tres posibles situaciones laborales para el individuo *i* están dadas, respectivamente, por:

a) $\Pr[\ Y_{1i}^{*} > 0\ ,\ Y_{2i}^{*} > 0\ ] = \Pr[\varepsilon_1 < \beta_1 X_{1i}, \varepsilon_2 < \beta_2 X_{2i}] = \int_{-\infty}^{\beta_1 X_{1i}} \int_{-\infty}^{\beta_2 X_{2i}} \phi_{12}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2$

$= \Phi_{12}(\beta_1 X_{1i}, \beta_2 X_{2i}, \rho)$

b) $\Pr[\ Y_{1i}^{*} > 0\ ,\ Y_{2i}^{*} < 0\ ] = \Pr[\ Y_{1i}^{*} > 0\ ] - \Pr[\ Y_{1i}^{*} > 0\ ,\ Y_{2i}^{*} > 0\ ] =$

$\int_{-\infty}^{\beta_1 X_{1i}} \phi(\varepsilon_1) d\varepsilon_1 - \int_{-\infty}^{\beta_1 X_{1i}} \int_{-\infty}^{\beta_2 X_{2i}} \phi_{12}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 = \Phi(\beta_1 X_{1i}) - \Phi_{12}(\beta_1 X_{1i}, \beta_2 X_{2i}, \rho)$

c) $\Pr[\ Y_{1i}^{*} < 0\ ] = 1 - \int_{-\infty}^{\beta_1 X_{1i}} \phi(\varepsilon_1) d\varepsilon_1 = 1 - \Phi(\beta_1 X_{1i})$

donde ϕ representa, de nuevo, la función de densidad de una variable aleatoria normal estándar, Φ es su función de distribución, ϕ_{12} es la función de densidad de una normal estándar bivariante y Φ_{12} la función de distribución de esta última.

Esto significa que la función de verosimilitud correspondiente al modelo planteado para una muestra de *N* individuos, expresada en logaritmos, es de la forma:

$$LnL(\beta_1,\beta_2,\rho)=\sum_{i}^{N}(Y_{1i}Y_{2i}\ln\Phi_{12}(\beta_1X_{1i},\beta_2X_{2i},\rho)$$
$$+Y_{1i}(1-Y_{2i})\ln[\Phi(\beta_1X_{1i})-\Phi_{12}(\beta_1X_{1i},\beta_2X_{2i},\rho)]$$
$$+(1-Y_{1i})\ln\Phi(-\beta_1X_{1i}))$$

[4.16.]

Según este modelo, la probabilidad de observar a un individuo trabajando puede escribirse como:

$$\Pr[Y_1=1\wedge Y_2=1]=\Phi_{12}(\beta_1X_1,\beta_2X_2,\rho)$$ [4.17.]

mientras que la probabilidad de observar a una persona que no trabaje es igual a la probabilidad de que sea activa y no tenga empleo más la probabilidad de que haya optado por la inactividad:

$$\Pr[Y_1=1\wedge Y_2=0]+\Pr[Y_1=0]=$$
$$=\Phi(\beta_1X_{1i})-\Phi_{12}(\beta_1X_{1i},\beta_2X_{2i},\rho)+(1-\Phi(\beta_1X_{1i}))=1-\Phi_{12}(\beta_1X_1,\beta_2X_2,\rho)$$

[4.18.]

Se puede comprobar fácilmente que estas expresiones difieren considerablemente de las que se derivan a partir del probit univariante de participación laboral expuesto al principio del capítulo[10], y que podría entenderse como la forma reducida correspondiente al modelo bivariante planteado.

La función de verosimilitud anterior coincide con la que Meng y Schmidt (1.985) propusieron para estimar lo que ellos llamaron un probit bivariante censurado o con observabilidad parcial parcial[11]. Los problemas de observabilidad en este caso surgen porque, como se acaba de comentar, la situación de ocupación o

[10] Dichas probabilidades son las que aparecen en las ecuaciones [4.1.] y [4.3.].

[11] Este modelo fue utilizado por Farber (1.983) para estudiar la demanda de sindicalización de los trabajadores: un individuo ocupará un puesto de trabajo protegido por un sindicato si él lo desea y, además, algún empresario le ofrece un empleo que cumpla esa condición. Por su parte, Boyes, Hoffman y Low (1.989) también se basaron en esta misma técnica para abordar el análisis del impago de los créditos. En este otro caso, la primera ecuación de modelo indica si el banco concede o no el crédito y la segunda si los créditos concedidos son o no devueltos por los prestatarios.

desempleo sólo se observa para las mujeres activas (es decir, Y_2 sólo se observa cuando $Y_1=1$). Sin embargo, es posible suponer que Y_2^* existe y, en principio, está definida para toda la muestra. Es decir, es posible que haya mujeres que han decidido no trabajar pero a las que los empresarios contratarían. El motivo por el que no las observamos en el grupo de ocupadas es que optaron por la inactividad. Del mismo modo, entre las personas inactivas habrá algunas que si decidieran trabajar difícilmente lograrían un puesto de trabajo[12]. Esta posibilidad fue sugerida por Maddala (1.983), quien llegó a la conclusión de que si el propósito del análisis fuera examinar qué factores influyen en las elecciones de contratación de los empresarios, los parámetros del modelo deberían obtenerse bajo esta hipótesis.

La identificación del modelo anterior requiere que exista al menos una variable que no sea común para ambas ecuaciones. Meng y Schmidt (1.985) analizaron este aspecto con mayor profundidad y describieron la matriz de información correspondiente.

El modelo descrito está directamente relacionado con el de Blundell et al. (1.987), ya que existen dos conjuntos de individuos que se observan como no participantes: los inactivos y los desempleados. Sin embargo, ellos desconocían qué individuos concretos se encontraban en cada una de estas situaciones, por lo que la técnica econométrica en la que basaron su análisis fue un modelo de doble valla. Por otra parte, su objetivo era estimar los determinantes de las horas de trabajo de los individuos teniendo en cuenta la posibilidad de racionamiento. Dado que en este caso sí se dispone de dicha información, y ante la naturaleza discreta de las dos variables dependientes, la especificación econométrica más adecuada parece la de un probit bivariante censurado.

Dicho modelo resulta mucho más atractivo para describir la situación laboral de las mujeres que el probit univariante de participación expuesto en la primera parte del capítulo, en el que sólo se consideran dos situaciones posibles: ocupado o no ocupado, ya que por medio del procedimiento bivariante es posible analizar qué variables influyen tanto en la decisión de inactividad o actividad de las mujeres como en la probabilidad de que estas últimas, a su vez, estén ocupadas o desempleadas.

---

[12] Esto no significa que el propósito de este ejercicio sea predecir las posibilidades de ocupación o desempleo de las mujeres inactivas.

Además, es muy probable que algunas características de los individuos sean relevantes en las dos ecuaciones del modelo, actuando en un caso como variables de oferta (en la ecuación de actividad) y en el otro como variables de demanda (en la ecuación de ocupación). Mientras que las estimaciones de los parámetros del modelo univariante únicamente reflejan el impacto global de dichos factores sobre el resultado final del proceso, las estimaciones bivariantes permiten diferenciar el doble papel que juega cada uno de ellos.

Por último, como ya se ha comentado, el modelo propuesto permite obtener estimaciones más eficientes de los parámetros de la ecuación de actividad que las derivadas de un probit univariante. Además, corrige el posible sesgo de selección de la muestra en el que se incurre al eliminar a los individuos inactivos para calcular la probabilidad de ocupación de los activos. Esto significa que se espera que existan mayores diferencias entre los valores estimados de los parámetros por los dos procedimientos para la ecuación de ocupación que para la de actividad.

IV.1.1. El salario de mercado

Se acaba de afirmar que uno de los determinantes fundamentales de las decisiones laborales de las personas es su salario. Una de las hipótesis que explican las diferencias salariales entre los trabajadores es la teoría del capital humano, que predice que en un mundo de certidumbre completa y conocimientos perfectos las discrepancias salariales sólo reflejarán las diferencias de inversión en capital humano. Ésta puede definirse como el conjunto de actividades que influyen en los ingresos monetarios y psíquicos futuros, incrementando los recursos o habilidades de las personas (Becker, 1.964). La inversión en capital humano incluye la educación reglada, la formación en el trabajo, los cuidados médicos, la emigración y las actividades de adquisición de información[13].

Dado que la inversión en capital humano es costosa, ya que requiere no sólo recursos financieros sino también tiempo, los individuos no la llevarían a cabo si no elevara su corriente posterior de ingresos. Por lo tanto, en un momento concreto del tiempo, el valor presente de la corriente real de ingresos con y sin

[13] Algunos de los artículos pioneros en relación a este tema son los de Mincer (1.958, 1.962a), Houthakker (1.959), Schultz (1.960, 1.963), Becker (1.962, 1.964, 1.967) y Ben-Porath (1.967).

inversión sólo se iguala a una tasa positiva de descuento: la tasa de rendimiento de la inversión.

Si al terminar la educación formal finalizara la inversión en capital humano, la función de ingresos salariales podría aproximarse a través de una regresión de éstos respecto a los años de estudio. Sin embargo, los ingresos suelen crecer con la edad; en este sentido, ésta puede interpretarse como un indicador de una actividad de autoinversión neta que continúa más allá de la educación formal. La teoría del capital humano predice que dicha inversión se concentrará en edades tempranas, pero continuará llevándose a cabo a una tasa decreciente durante gran parte de la vida laboral de los individuos. Siguiendo a Becker (1.964, 1.967), es posible afirmar que esta tendencia se debe a la existencia de una serie de incentivos para pasar lo más rápidamente posible de una actividad de aprendizaje a otra generadora de ingresos, dado que con una vida laboral limitada las inversiones tardías producen ganancias durante un período de tiempo más corto, por lo que los beneficios totales que se derivan de las mismas son menores. Como los ingresos de una persona son el resultado de la inversión neta acumulada, crecen a una tasa decreciente a lo largo de su vida laboral y declinan cuando la inversión neta se vuelve negativa (debido a la depreciación). Por ello, el perfil típico de los ingresos a lo largo del tiempo es cóncavo[14].

La función de ingresos desarrollada por Mincer (1.974), y que recoge los planteamientos que se acaban de presentar, tiene la forma:

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + u \qquad [4.19.]$$

donde *s* representa el número de años de formación del individuo y *x* son sus años de experiencia laboral. El coeficiente de escolaridad, β_1, es una estimación de la tasa de rendimiento de la educación. La concavidad del perfil observado habitualmente en los ingresos se refleja mediante el término cuadrático relativo a la experiencia, x^2, por lo que se espera que su coeficiente, β_3, sea negativo.

[14] El desarrollo teórico y analítico de esta relación se muestra en el apéndice 1.

La dificultad fundamental que entraña la inclusión del salario en la ecuación de actividad es la construcción de un indicador del salario potencial para aquellas mujeres que no realizan un trabajo remunerado. Una posible solución al problema consiste en estimar una función con la submuestra de las mujeres que trabajan y luego aplicar las estimaciones resultantes a la totalidad de la muestra. Sin embargo, este método introduce un sesgo en la estimación de los coeficientes, debido a que el colectivo de las trabajadoras no es una muestra aleatoria del conjunto de todas las mujeres.

Este problema fue planteado inicialmente por Gronau (1.973a, 1.974), quien hizo notar la diferencia existente entre la distribución de salarios observados (sólo lo son los que han sido aceptados como parte de una propuesta de empleo) y la de salarios ofrecidos. Dada una distribución de ofertas salariales, los valores observados dependen de la intensidad de búsqueda de empleo de los individuos: cuanto menor sea el salario requerido por alguien para aceptar un empleo, tanto menor será el salario que finalmente percibirá y que será observado por el investigador. En la literatura se solían identificar implícitamente ambas distribuciones, por lo que las estimaciones tradicionales basadas en los datos observados podrían implicar ciertos sesgos. Gronau demostró en sus artículos que empleando el salario medio de las mujeres trabajadoras en una regresión (es decir, los salarios observados) se sobrestima el efecto del salario en la participación laboral de las mujeres casadas, así como la influencia de la edad y el nivel de formación. Por el contrario, en la ecuación de salarios se subestima la tasa de rendimiento del capital humano. El propio Gronau sugirió un método de corrección de este sesgo, pero fue Heckman (1.979) el que desarrolló uno de los procedimientos más utilizados habitualmente.

Sea la ecuación [4.1.] la que indica si una mujer trabaja o no. La regresión de la ecuación de salarios correspondiente a la población completa es:

$$E(W \mid X_W) = \beta X_W \qquad [4.20.]$$

mientras que si sólo se emplean datos de la submuestra disponible, es decir, de las trabajadoras, la regresión resultante es:

$$E\left[W \mid W \text{ es observado}\right] = E\left[W \mid Y = 1\right] = E\left[W \mid \varepsilon_p > -\alpha X_p\right] = \beta X_w + E\left[\varepsilon_w \mid \varepsilon_p > -\alpha X_p\right] \qquad [4.21.]$$

Si la esperanza condicionada de ε_W es cero, ambas regresiones coinciden; si no lo es, la estimación de los parámetros incluidos en β estará sesgada, al no considerarse el último término de esta última ecuación. Heckman (1.979) propuso solucionar esta cuestión enfocándola desde el punto de vista del problema de las variables omitidas. Para ello se basó en la siguiente propiedad de las distribuciones truncadas univariantes:

$$E\left[X \middle| X \geq c\right] = \sigma \frac{f(c/\sigma)}{1 - F(c/\sigma)} = \sigma\lambda \qquad [4.22.]$$

donde *f* y *F* son, respectivamente, la función de densidad y de distribución de la variable *X* y σ su desviación típica.

Para un modelo como el descrito más arriba, en el que se conoce el salario sólo cuando la mujer trabaja, se puede aplicar una extensión de esta propiedad suponiendo que los términos de error de la ecuaciones de salarios y de participación están distribuidos conjuntamente como una normal bivariante con una correlación igual a ρ_1. En ese caso, la estimación debe realizarse teniendo en cuenta que:

$$E\left[W \middle| \varepsilon_p > -\alpha X_p\right] = \beta X_w + E\left[\varepsilon_w \middle| \varepsilon_p > -\alpha X_p\right] = \beta X_W + \rho_1 \sigma_w \sigma_p \lambda \qquad [4.23.]$$

donde σ_w y σ_p son las desviaciones típicas de los términos de error de ambas ecuaciones. Por su parte, λ, que se conoce como el ratio inverso de Mill, es:

$$\lambda = \phi(-\alpha X_p) / \left[1 - \Phi(-\alpha X_p)\right] = \phi(\alpha X_p) / \Phi(\alpha X_p) \qquad [4.24.]$$

Si se conociera λ, sería posible introducir este término como un regresor en la ecuación de salarios y estimarla a continuación. El método que sugirió Heckman (1.979) está basado en esta idea. En primer lugar, se estima la probabilidad de que el individuo trabaje (*Y=1*) a través de un modelo probit aplicado a toda la muestra, con el fin de calcular el valor estimado de los parámetros incluidos en α. De esa manera es posible computar el valor estimado de λ para cada individuo. Posteriormente se efectúa la regresión del salario sólo con la submuestra de los individuos que trabajan, pero incluyendo λ como un regresor más. Dada la estructura del modelo y la naturaleza de los

datos observados, no es posible estimar σ_p; por eso, habitualmente se iguala a 1.

Los estimadores de los parámetros de la ecuación de salarios obtenidos por este procedimiento son insesgados pero ineficientes; además, sus desviaciones estándar están sesgadas, debido a que la perturbación está condicionada a que el individuo participe, por lo que es heteroscedástica. Este último problema se puede solucionar corrigiendo los errores por el método sugerido por White (1.980), mientras que aplicando máxima verosimilitud, que es la opción escogida en esta investigación, se puede obtener una estimación eficiente.

Un problema adicional que se plantea a la hora de estimar la ecuación de salarios es que los ingresos (netos) de los entrevistados están expresados en forma de intervalos[15]. Las dos posibilidades que se han tenido en cuenta para solventar esta cuestión han sido la estimación de un probit o un logit ordenado con selección de la muestra y la transformación de los datos discretos en una variable continua, tomando como valor del salario el punto medio del intervalo al que pertenece. Esta segunda posibilidad fue la escogida por Blanco (1.992), Alba-Ramírez (1.993) y Hernández Martínez (1.994), aunque utilizaron procedimientos de estimación diferentes[16]. Kahn y Lang (1.991) también convirtieron sus datos sobre ingresos totales por intervalos en una variable continua, aunque en este caso optaron por darle al salario el valor correspondiente al número de intervalo al que pertenecía, tras haber comprobado con especificaciones alternativas que de esta manera no se perdía demasiada información.

El modelo ordenado parece más adecuado econométricamente, dada la medida de la variable de la que se dispone. Sin embargo, la convergencia de un modelo como éste es bastante improbable (Greene, 1.991a). Por otra parte, las respuestas de las entrevistadas están muy concentradas en los dos primeros intervalos y sólo un 16% de las mujeres afirmaron ganar más de 75.000 pesetas. Esto significa que el número de intervalos tendría que limitarse a los 4 primeros, con la pérdida de información que implicaría. Debido a esto, y

[15] Los intervalos son: menos de 25.000, de 25.000 a 50.000, de 50.000 a 75.000, de 75.000 a 100.000, de 100.000 a 150.000, de 150.000 a 200.000 y más de 200.000.

[16] Hernández Martínez también estimó una ecuación de salarios por máxima verosimilitud incorporando al análisis explícitamente los límites de los distintos intervalos.

a pesar del sesgo que se comete[17], finalmente se optó por transformar los ingresos mensuales netos de los trabajadores en una variable continua, asignándole a cada uno el valor medio del intervalo correspondiente y el valor de 250.000 pesetas a las pocas mujeres (el 0,2% de la muestra, como se indica en el siguiente capítulo) que declararon unos ingresos superiores a 200.000.

La parte de la función de verosimilitud a maximizar - expresada en logaritmos - correspondiente a los individuos que no trabajan es de la forma (Greene, 1991a):

$$\ln L = \ln \Phi(-\alpha X_p) \qquad [4.25.]$$

mientras que para los trabajadores, puede escribirse:

$$\ln L = -\frac{1}{2}\ln 2\pi - \ln \sigma_w - \frac{1}{2}\left[(W - \beta X_w)/\sigma_w\right]^2 + \\ + \ln \Phi\left[\alpha X_p + (\rho_1/\sigma_w)(W - \beta X_w)/(1-\rho_1^2)^{1/2}\right] \qquad [4.26.]$$

La imputación del salario a las mujeres que no trabajan se puede realizar de manera condicionada incluyendo en ella el valor estimado de λ, o bien incondicionalmente. García (1.991) revisó las ventajas e inconvenientes de diferentes métodos de estimación del salario, así como de su imputación. En su opinión, la imputación condicionada es la mejor opción en el caso de que se pretenda obtener un valor lo más preciso posible del salario potencial del individuo, ya que incluye la predicción de la media del error de la ecuación de salarios estimada. Sin embargo, este procedimiento introduce un elemento endógeno en la ecuación de horas de trabajo, que es, precisamente, el valor

---

[17] Es necesario tener presente que dicha transformación introduce un problema adicional en la estimación que fue descrito por Stewart (1.983). Al hacer continua una variable que viene expresada en intervalos [el *k-ésimo* intervalo se puede expresar como (A_{k-1}, A_k)] se le está asignando un valor *ad hoc*, que normalmente coincide con el punto medio de cada uno; además, si algún intervalo está abierto, dicho valor es aún más arbitrario. Esto implica que las estimaciones (por mínimos cuadrados) serán inconsistentes. Para solucionar este problema sería necesario asignarle a cada observación su esperanza condicionada, que sería:

$$E\left[W \mid A_{k-1} < W \leq A_k, X_w\right] = \beta X_w + \sigma_w \left[\frac{\phi(Z_{k-1}) - \phi(Z_k)}{\Phi(Z_k) - \Phi(Z_{k-1})}\right]$$

donde $Z_k = (A_k - \beta X_w)/\sigma_w$.

estimado de λ, ya que la regla que determina que éstas sean cero es la misma que determina la observabilidad de los salarios. Por eso, las estimaciones basadas en la imputación condicionada de los salarios serán inconsistentes. Por este motivo, y dada la estructura del modelo propuesto, se ha optado por la imputación incondicionada de los salarios.

IV.2. ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA DEL MODELO

IV.2.1. Ecuación de actividad

La variable endógena de esta ecuación toma el valor 1 si la mujer es activa y el valor 0 si es inactiva. La definición de actividad utilizada es la habitual: un individuo lo es si trabaja, o bien si no trabaja pero desea hacerlo y está buscando empleo. La ECVT permite distinguir un colectivo de personas que se autoclasifican como disponibles para trabajar, aunque no buscan empleo[18]; es muy probable - aunque no es posible garantizarlo - que esta actitud se deba a que creen que no van a encontrarlo. En un primer momento se consideró la posibilidad de incluirlas en el análisis como desempleadas (y, por tanto, como activas); sin embargo, en un modelo en el que se parte de la hipótesis de que el desempleo y la ocupación dependen, básicamente, de decisiones empresariales, estos individuos resultan muy diferentes al resto de los desempleados, ya que no están "apuntados" en la cola para optar a un puesto de trabajo y, por tanto, la posibilidad de que sean "escogidos" es sustancialmente menor. Por eso, finalmente se optó por clasificarlos como inactivos[19].

Las variables incluidas como regresores en esta ecuación además del salario, cuyo efecto sobre la decisión de actividad de las mujeres debe ser positivo[20],

---

[18] A este grupo pertenecerían todas las mujeres que contestaron a la pregunta 34 de la encuesta que estaban dispuestas a trabajar pero no buscaban empleo, así como las que afirmaron estar disponibles para trabajar y buscando empleo pero que, en las preguntas 1 y 2, respondieron que la semana anterior a la encuesta no habían buscado trabajo.

[19] Los dos colectivos mencionados han sido considerados como trabajadores desanimados (e inactivos) en otras investigaciones basadas en la misma encuesta, como la efectuada por Muro, Raymond, Toharia y Uriel (1.988) y la de Moltó, Peraita, Sánchez y Uriel (1.991).

[20] Es importante recordar que en un modelo como éste el efecto del salario no es ambiguo: para los no participantes un aumento del salario únicamente implica un efecto sustitución, mientras que para las personas activas puede suponer un descenso de sus horas de trabajo deseadas, pero nunca el abandono de la actividad, puesto que el salario de mercado sigue siendo superior (aún más que antes) a su salario de reserva (Ben-Porath, 1.973).

son el estado civil, la edad y la renta no salarial. Estos tres elementos, que inciden en el valor del tiempo de las mujeres al margen del mercado, se han incorporado a la estimación por medio de variables ficticias.

En el caso del estado civil se han considerado tres categorías: solteras, casadas y una tercera que engloba tanto a las mujeres viudas como a las separadas y divorciadas. En relación a esta variable, debe tenerse en cuenta que las mujeres casadas tienen un gran número de usos alternativos para su tiempo, ya que además de repartirlo entre ocio y trabajo, también pueden dedicarlo a la producción doméstica (Gronau, 1.974a). Por ello, se espera que la probabilidad de actividad de las mujeres casadas sea menor que la de las que no lo están, cuyo tiempo fuera del mercado posee un valor menor.

En cuanto a la edad, limitada en la muestra al intervalo entre 25 y 55 años, se han construido seis intervalos de 5 años cada uno. Esta variable podría haberse incluido en la estimación de forma continua; sin embargo, es posible que su relación con la tendencia a la actividad de las mujeres no sea lineal[21], por lo que parece más apropiada esta otra alternativa. De hecho, la probabilidad de que una mujer decida trabajar, en un principio parece ir incrementándose con su edad; esto puede deberse a que muchas jóvenes deciden prolongar su educación formal para, posteriormente, incorporarse al mercado de trabajo. Sin embargo, a partir de una cierta edad[22], la tendencia se invierte. Este último dato puede estar relacionado con el hecho de que muchas mujeres casadas se retiran de la actividad laboral al mismo tiempo que sus maridos. No obstante, también entre las mujeres no casadas la probabilidad de actividad comienza a decrecer a partir de los 50 o 55 años, probablemente debido a que, con la edad, las preferencias de muchas personas se modifican a favor del ocio, elevando la utilidad que supone el mismo.

La variable ficticia que refleja el impacto de la renta no salarial tiene cinco categorías. En relación a ella además hay que señalar que su cálculo ha sido relativamente complicado, debido a que únicamente se conoce si pertenece a uno de los siete intervalos que proporciona la encuesta. Por eso, su valor se ha aproximado hallando la diferencia entre el punto medio del intervalo en el que

---

[21] Véase, por ejemplo, Killingsworth y Heckman (1.986).

[22] Este dato depende, entre otras cosas, del estado civil de la mujer. Entre las casadas, la tendencia a la inactividad se incrementa con el propio matrimonio, mientras que entre las solteras la probabilidad de actividad se reduce algunos años más tarde.

se encuentra el salario de la mujer y el correspondiente al intervalo en el que figuran el total de los ingresos percibidos por la unidad familiar[23].

El impacto teórico de la renta no salarial sobre la decisión de actividad también está claro: un aumento de dichos ingresos supone una menor probabilidad de que la mujer decida trabajar, ya que eleva su salario de reserva. O dicho de otro modo, incrementa la utilidad que alcanza la mujer permaneciendo inactiva. Sin embargo, no es posible establecer a priori el signo esperado del coeficiente de la variable que refleja este efecto en la especificación empírica utilizada. Esto se debe a que la medida de los ingresos no laborales de la que se dispone incluye los ingresos del trabajo del esposo si la mujer está casada. Por tanto, si el incremento de la renta no laboral se deriva de un aumento de estos últimos, se producirá tanto un "efecto renta" como un "efecto sustitución cruzado"[24]. El primero implica un descenso en la probabilidad de que la mujer sea activa; sin embargo, el segundo puede tener signo positivo o negativo, dependiendo de su impacto sobre la oferta de trabajo del esposo y de la relación de sustituibilidad o complementariedad que exista entre el tiempo de ambos. Esto significa que la variable mencionada estará relacionada inversamente con la probabilidad de actividad de las mujeres que no estén casadas, mientras que su influencia sobre la decisión de las casadas no está tan clara.

Además de estos tres factores, existen otros que pueden ser relevantes en el análisis de la actividad laboral de las mujeres. Dos de ellos son la educación formal y el número de hijos. El nivel de estudios puede influir de una manera directa en las decisiones laborales femeninas con independencia del efecto que tiene sobre el salario de mercado al que se puede acceder, ya que las mujeres con más años de estudios suelen tener más apego al mundo del trabajo y conceden más importancia a sus carreras profesionales (Bowen y Finegan, 1.969)[25]. Sin embargo, dada su elevada correlación con el salario, su inclusión

---

[23] Blanco (1.992) utilizó una aproximación muy similar a ésta, aunque él trató la variable resultante como si fuera continua.

[24] En realidad no se trata de los efectos sustitución cruzado y renta tal como se definieron en la ecuación [2.13], porque no se está hablando de modificaciones en el salario del esposo, sino del volumen total de sus ingresos laborales, que también dependen del número de horas que trabaje. Además, la variable dependiente de esta ecuación es binaria (recuérdese lo comentado en el apartado *II.1.2*.).

[25] También es cierto que el incremento en el nivel de formación puede elevar la productividad del individuo en las actividades ajenas al mercado, por lo que podría tener un efecto total contrario al descrito, dependiendo de la fuerza relativa de los dos impactos.

en el análisis simultáneamente podría generar (de hecho, así ocurrió) graves problemas de multicolinealidad. Por lo tanto, y teniendo en cuenta además que su impacto directo es mucho más reducido que su efecto a través del salario, la solución que parecía más adecuada era su exclusión del análisis como variable explicativa.

En cuanto al número de hijos, su presencia en el hogar también eleva el valor del tiempo de la mujer fuera del mercado, por lo que se puede esperar que tengan un efecto negativo sobre su decisión de incorporarse al mercado de trabajo. No obstante, las estadísticas demuestran que las mujeres que no abandonan su profesión por el matrimonio, tampoco suelen hacerlo tras la maternidad[26]. La dificultad que supone la inclusión de este dato en el modelo es la misma que se expuso en relación al salario y la educación formal, ya que en 1.985 la inmensa mayoría de las mujeres solteras no tenían hijos. Además, son los hijos de corta edad los que ejercen mayor influencia en las opciones laborales de sus madres, pero en la ECVT sólo sería posible distinguir, de una manera aproximada, el número de hijos menores de 14 años. Por todas estas causas, se decidió no incluir esta variable en la especificación final del modelo.

IV.2.2. Ecuación de ocupación

En la especificación empírica de esta ecuación, tal como se afirmó anteriormente, deben tenerse en cuenta dos tipos de elementos: aquellos que puedan reflejar el nivel de productividad de los individuos y otros que sean indicativos de las circunstancias generales del mercado de trabajo, ya que éstas influirán no sólo en el tamaño de la "cola" de trabajadores que están esperando a ser escogidos por algún empresario, sino también en las necesidades de mano de obra de estos últimos.

Dentro del primer grupo pueden encuadrarse el nivel de estudios, la experiencia, la edad y el estado civil; además también se ha considerado un indicador que refleja el hecho de si el trabajador fue despedido de su último empleo. Dentro del segundo bloque estarían el nivel de desempleo de la comunidad autónoma en la que reside la mujer, la rama de actividad en la que trabaja/ba y su categoría profesional u ocupación[27].

---

[26] Véase, en relación a la muestra utilizada en esta memoria, la tabla 5.12.

[27] Dos variables que se han tenido en cuenta en algunas ocasiones son el sexo y la composición familiar. El hecho de ser mujer parece aumentar la probabilidad de desempleo; Gracia-Díez (1.991), sin embargo, detectó una sorprendente ausencia de correlación entre

El nivel de estudios de los individuos se ha incorporado al análisis mediante una variable ficticia con cinco categorías; la primera recoge a las analfabetas funcionales y la última a las diplomadas o licenciadas. De esta forma se pueden captar posibles diferencias en la valoración por parte de los empresarios de los años que la persona ha dedicado a la educación formal, cuyo efecto general sobre la probabilidad de ocupación se supone positivo, ya que está directamente relacionada con la productividad de los trabajadores[28]. No obstante, debe señalarse que Nickell (1.979a) añadió un aspecto más al análisis, ya que afirmó que parte del capital humano de los individuos es específico para las empresas en las que trabajan[29]. Cuanto mayor sea dicho capital - Oi (1.962) presentó evidencia empírica de que las empresas invierten más en formar a sus empleados más cualificados - tanto menor es la probabilidad de que un trabajador sea despedido, ya que la empresa no podrá encontrar a otro trabajador tan productivo (Becker, 1.964).

La experiencia se ha incluido en el análisis por medio de una variable continua. En términos del modelo propuesto, y de acuerdo con la teoría del capital humano, su relación con el desempleo parece clara: dado que eleva la productividad de los trabajadores, la probabilidad de estar desempleado debe reducirse con los años de experiencia, ya que los empresarios preferirán contratar a los individuos más experimentados. Sin embargo, es posible que esta tendencia alcance un límite máximo, dado que la productividad adquirida mediante el aprendizaje en el trabajo puede deteriorarse; por eso, en la

---

ambas variables, lo que podría indicar que en el mercado de trabajo español no existe discriminación entre hombres y mujeres. Sin embargo, ella misma señaló que esto podría deberse al efecto del trabajador desanimado, de manera que las tasas de actividad de determinados colectivos de mujeres se reducen hasta englobar, casi exclusivamente, a las ocupadas. En cuanto a la composición familiar, la medida más habitual es el número de hijos, pero el problema que genera la consideración de este factor es, de nuevo, su correlación con el estado civil de la mujer, por lo que se ha optado por excluirla del presente análisis.

[28] Esta relación se ha comprobado en investigaciones como las de Nickell (1.979a, 1.979b, 1.980), Ham (1.982), García, Polo y Raymond (1.986), y Andrés, García y Jiménez (1.989). Blundell, Ham y Meghir (1.987), por el contrario, detectaron una relación inversa entre la formación y la probabilidad de estar empleado, aunque esto podría deberse a que desconocían qué individuos estaban desempleados y cuáles eran inactivos. Por otra parte, Gracia-Díez (1.991), en una primera estimación de su modelo, observó que las personas con estudios universitarios tenían más probabilidades de estar desempleadas que la mayoría de los individuos con menor formación. En su opinión, esto podría explicarse en base a las diferencias en el nivel de desempleo de los universitarios de distintas edades. Por ello, volvió a estimar su modelo teniendo en cuenta la interacción de ambas variables, lo que le permitió obtener resultados más coherentes.

[29] El capital humano específico es el que eleva la productividad del trabajador en la empresa en la que está empleado más que en el resto.

estimación empírica de la ecuación de ocupación se ha incluido también esta variable al cuadrado.

El valor de la experiencia se ha calculado como la diferencia entre la edad de la mujer en el momento de la encuesta y la edad a la que comenzó a trabajar. Además, se han deducido los años de desempleo que mediaron entre el puesto de trabajo anterior y el actual (en el caso de las desempleadas, desde su último empleo hasta el momento de la encuesta). Esta variable es, en cierta medida, un indicador de la experiencia laboral potencial de cada mujer, más que de su experiencia real y, como es obvio, no recoge las interrupciones en la actividad laboral, que en el caso de las mujeres suelen ser relativamente frecuentes. Además, muchas mujeres empiezan a trabajar jóvenes, pero después de algunos años se retiran definitivamente del mercado de trabajo; este hecho no se puede reflejar en el análisis, debido a la forma en que se ha construido la variable. A pesar de todos estos problemas, ésta es la mejor aproximación que se ha podido obtener de la variable teórica[30].

Para medir el efecto de la edad en las posibilidades de ocupación de las mujeres se ha incluido en la especificación la misma variable ficticia descrita anteriormente, debido a que la relación entre la incidencia del desempleo y la edad del trabajador parece tener forma de $\cup$ [Nickell (1.979a, 1.979b, 1.980), García, Polo y Raymond (1.986), Blundell, Ham y Meghir (1.987), Andrés, García y Jiménez (1.989)].

Esto querría decir que las posibilidades de que una persona esté desempleada son elevadas si es bastante joven o si supera una cierta edad, y es menor para los intervalos de edades centrales[31]. La elevada probabilidad de desempleo de los jóvenes se ha explicado habitualmente en base a la idea del capital humano específico: los trabajadores jóvenes no han acumulado tanto como los trabajadores más veteranos, por lo que a las empresas no les resulta difícil encontrar un empleado nuevo con una productividad similar: ello hace que el despido de los jóvenes no les suponga demasiados costes[32]. Por el contrario, la

---

[30] Los problemas de endogeneidad que puede suponer la inclusión de la experiencia laboral de los individuos en el modelo se comentan en el capítulo *V*.

[31] Ham (1.982) y Gracia-Díez (1.991) detectaron una relación inversa entre la edad y las posibilidades de desempleo.

[32] En las investigaciones de Nickell (1.979a, 1.979b, 1980) también se indicaba que los abandonos voluntarios del empleo son más frecuentes entre las personas más jóvenes, con escasas responsabilidades familiares y mayor facilidad para encontrar un nuevo empleo.

productividad de los trabajadores mayores de cierta edad (40 o 45 años) puede haberse deteriorado con el tiempo, pero resulta difícil recortar sus retribuciones. Esto significa que las empresas con puestos de trabajo vacantes serán reacias a contratar a personas relativamente mayores, al mismo tiempo que si se ven obligadas a recortar personal, estos trabajadores serán los primeros, junto a los jóvenes, en ser despedidos.

No obstante, es necesario precisar que en los estudios efectuados anteriormente, como los mencionados más arriba, no se incorporaron simultáneamente la edad y la experiencia, sino sólo la primera de ellas. Dada la correlación existente entre ambas variables, sobre todo en muestras masculinas, que son las más habituales[33], es posible que en dichos modelos la edad esté aproximando, simplemente, el capital humano adquirido con el tiempo y el aumento de la productividad correspondiente. De ahí, la forma de $\cap$ de la relación detectada entre la edad y las posibilidades de ocupación, que es precisamente la prevista entre la experiencia y la ocupación, tal como se acaba de exponer.

Sin embargo, no es descabellado pensar que la edad pueda tener un impacto específico en la probabilidad de tener empleo de los individuos. De hecho, no resulta extraño que entre las condiciones solicitadas a los candidatos para cubrir una vacante se encuentre un límite superior (y también muchas veces inferior) de edad. Por tanto, es posible suponer que si un empresario debe escoger entre dos personas con la misma experiencia para ocupar un empleo concreto, uno de los elementos diferenciadores en los que puede basar su decisión sea la edad. Por este motivo se han incluido las dos variables en la especificación empírica del modelo.

Otra variable que puede reflejar diferencias de productividad entre los trabajadores es el estado civil. La probabilidad de ocupación individual parece aumentar si se trata de un hombre casado: las cargas familiares suponen mayores necesidades financieras, por lo que la dependencia de la empresa es mayor que en otros casos y el empeño con la que se realizan las tareas correspondientes puede aumentar. Al mismo tiempo, los empresarios pueden asociar el hecho de tener responsabilidades familiares con determinados

[33] Dos excepciones son los estudios de Blundell et al. (1.987), que utilizaron una muestra femenina, y los de García et al. (1.986) y Gracia-Díez (1.991), que diferenciaron a los hombres y mujeres de su muestra mediante una variable ficticia. Es interesante comprobar que precisamente los resultados derivados de dos de estas investigaciones, la de Blundell et al. y la de Gracia-Díez, son los que exhiben mayores diferencias respecto a los obtenidos en las demás.

rasgos de la personalidad (seriedad, estabilidad, etc.) de los individuos. Sin embargo, en el caso de las mujeres el matrimonio puede ser una dificultad adicional para acceder a un puesto de trabajo, ya que los abandonos por matrimonio (y en menor grado por maternidad) son relativamente frecuentes y el absentismo laboral, especialmente entre las mujeres con hijos, también es elevado. Por eso, los empresarios pueden preferir contratar a mujeres solteras. No obstante, es necesario tener presente que las mujeres casadas suelen autoclasificarse como desempleadas con menos frecuencia que las solteras, ya que durante el período que transcurre entre dos empleos se consideran, simplemente, amas de casa. Este efecto iría en sentido contrario al anterior, por lo que es imposible establecer a priori el impacto global del estado civil, que se ha incorporado a la ecuación de ocupación diferenciando las tres posibilidades mencionadas en el apartado anterior.

El hecho de haber sido despedido en alguna ocasión puede ejercer una influencia negativa en las posibilidades de ocupación de una persona, debido a que este dato puede constituir una señal negativa para los empresarios que los haga reticentes a emplear al trabajador en cuestión. Por otra parte, muchas veces cuando un individuo deja su empleo voluntariamente es porque ha recibido otra oferta de trabajo. La ECVT incluye información sobre el motivo por el que la persona dejó de trabajar en su último empleo; en base a ella, se ha construido una variable ficticia que toma el valor 1 si la entrevistada fue despedida de su último empleo y el valor 0 en caso contrario. Su efecto esperado en la probabilidad de ocupación es negativo, ya que reduce las posibilidades de que la capacidad laboral de los individuos supere el mínimo exigido por algún empresario.

También se han incluido en la especificación de esta ecuación dos conjuntos de variables que recogen el sector de actividad y la categoría profesional[34] en la que trabaja (o trabajaba) la entrevistada, ya que la situación económica general no afecta por igual a todos los sectores ni profesiones. De igual manera, se ha construido una variable continua que refleja el nivel de

[34] Nickell (1.980) destacó la correlación que existe entre la categoría profesional de los individuos y su nivel de formación, ya que los gerentes, directores de empresas o altos directivos suelen ser personas con una educación formal bastante amplia, mientras que los trabajadores que ocupan puestos con menor responsabilidad suelen haber completado menos años de estudios. Dicha correspondencia entre profesión y educación podría implicar un descenso en el valor de los coeficientes de ambas variables en la estimación empírica. Sin embargo, también es necesario tener en cuenta que muchas empresarias, categoría que suele incluirse junto a los gerentes y altos directivos, suelen ser personas sin una educación especialmente amplia que son propietarias de un pequeño negocio.

desempleo de la comunidad autónoma de residencia de la mujer en el cuarto trimestre de 1.985. El efecto teórico de estas variables es el que se expuso más arriba: dadas las características individuales del trabajador, cuanto mayor sea el desempleo agregado, tanto mayor es el nivel de exigencia de los empresarios en relación a la productividad de los trabajadores, reduciéndose la probabilidad individual de ser escogido para desempeñar un empleo concreto.
Antes de finalizar este apartado debe mencionarse que la técnica econométrica escogida por la mayoría de los investigadores que se han mencionado es un modelo probit o logit univariante. No obstante, Ham (1.982) basó su estimación en un probit bivariante, ya que analizó simultáneamente la probabilidad de que un individuo estuviera desempleado o subempleado. También supone una novedad respecto a los demás el estudio de Gracia-Díez (1.991), que se basó en un modelo logit estimado con datos agrupados. En este caso, los individuos idénticos son agrupados de acuerdo con las categorías de las variables explicativas (todas cualitativas), de manera que los coeficientes respectivos pueden ser analizados en términos de un análisis de la varianza. Por último, Blundell, Ham y Meghir (1.987), dado que desconocían la separación de la muestra entre individuos inactivos y desempleados, estimaron los parámetros correspondientes al indicador de desempleo que construyeron conjuntamente con los de una ecuación de oferta de trabajo[35].

IV.2.3. Ecuación de salarios

La especificación empírica de esta ecuación está basada, tal como se expuso anteriormente, en la teoría del capital humano, por lo que se han incluido como regresores la educación del individuo, su edad, su edad al cuadrado y la antigüedad en el empleo, además de un conjunto de variables ficticias que indican la comunidad autónoma en la que reside la mujer en cuestión.

Esta especificación se ha limitado a los factores mencionados, excluyendo otros que podrían influir en los salarios, como el sector de actividad o la ocupación[36], debido a que sólo es posible tener en cuenta variables que sean conocidas para las mujeres que no trabajan, ya que el objetivo último de este ejercicio es imputarles un salario de mercado. Además, también deja fuera otro

---

[35] Véase el capítulo *III* de esta memoria.

[36] Andrés y García (1.991) comprobaron que en España existen diferencias salariales significativas en distintas ramas de actividad.

elemento que puede ser importante, como la habilidad innata de los individuos, dada la dificultad que existe para construir indicadores de la misma[37].

En muchos casos la educación formal se ha incluido en este tipo de análisis por medio de una variable continua que indica el número de años durante los que ha estudiado el individuo. Sin embargo, puede ocurrir que no todos los años de estudios sean valorados de igual modo por el mercado; esto significa que en lugar de estimar un único coeficiente de escolaridad (β_1 en la ecuación [4.12.]), podría resultar más adecuado incluir esta variable por categorías, lo que permitiría captar las posibles diferencias en la tasa de rendimiento de distintos niveles de estudios. De hecho, así es como se ha incorporado el nivel de educación formal en la especificación escogida para esta ecuación.

Por otra parte, en el análisis empírico se ha sustituido la experiencia por la edad, a pesar de que autores como Mincer y Polacheck (1.974) demostraron la importancia de una información lo más precisa posible sobre la experiencia de los individuos en el caso de colectivos cuya presencia en la fuerza de trabajo no es continua, como ocurre con las mujeres[38]. De hecho, aunque la edad y la experiencia suelen estar correlacionadas, es importante recordar que la incorporación de la mujer al mundo del trabajo en España tuvo lugar masivamente durante la primera mitad de la década de los 70 y durante la segunda mitad de los 80. Esto significa que un elevadísimo porcentaje de las mujeres que en 1.985 eran mayores de 35 o 40 años carecían por completo de experiencia laboral, o, en su caso, habían trabajado muy pocos años. Por lo tanto, aproximar su experiencia por medio de la edad podría implicar cometer errores muy significativos. No obstante, esta es una opción generalmente aceptada en la literatura, debido a que la experiencia puede ser endógena en los modelos de oferta de trabajo. Ante esta posibilidad, y para facilitar las comparaciones con otras estimaciones, se decidió finalmente aproximar su impacto por medio de la edad.

También debe recordarse que parte del capital humano que los individuos acumulan mediante la experiencia es específico para las empresas en las que

---

[37] Existe un conjunto de artículos, como los de Griliches y Mason (1.972) y Griliches (1.976), cuyo objetivo central era estudiar la importancia de este aspecto en relación a la capacidad de ingresos de los individuos, así como determinar el sesgo que se comete en la estimación del parámetro correspondiente a los estudios cuando no se tiene en cuenta. No obstante, los resultados empíricos que proporcionan estos estudios no son especialmente concluyentes.

[38] También analizaron esta cuestión Mincer y Ofek (1.982).

trabajan. Si éstas remuneran dicho capital de un modo diferente al capital humano general, como parece lógico, este dato debería incluirse en la estimación de la ecuación de salarios. Por ello, se ha construido una variable ficticia con cinco categorías (una incluye a los individuos que no contestaron la pregunta correspondiente de la encuesta), aunque no se ha podido distinguir una antigüedad en la empresa más allá de los cinco años.

Por último, es necesario mencionar que la variable dependiente de esta ecuación es el nivel de ingresos salariales mensuales netos percibidos por cada persona (en logaritmos). Esto implica que no se estima una ecuación de salarios propiamente dicha, debido a que esta variable también recoge aspectos relativos a la oferta de trabajo del individuo, al ser el producto de su salario por hora y el número de horas trabajadas al mes (Hernández Martínez, 1.994).

CAPÍTULO V
ESTIMACIÓN DEL MODELO DE ACTIVIDAD CON DESEMPLEO

El objetivo básico de este capítulo consiste en analizar los resultados derivados de estimar el modelo teórico planteado en el capítulo *IV*. De esta manera será posible determinar los factores que inciden tanto en la decisión de actividad de la muestra de mujeres españolas utilizada como en su probabilidad de ocupación.

La información en la que se ha basado el análisis empírico, como ya se ha comentado, procede de la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo en España (ECVT). Esta encuesta fue llevada a cabo por la Secretaría General de Economía y Planificación del Ministerio de Economía en colaboración con el Centro de Investigaciones Sociológicas entre el 25 de octubre y el 25 de noviembre de 1.985 en todas las Comunidades Autónomas. Con ella no se trataba de obtener una información alternativa a la contenida en la Encuesta de Población Activa (EPA), sino que el objetivo fundamental de la investigación era completar los datos suministrados por esta y otras fuentes estadísticas. Sin embargo, es importante precisar que los estudios comparativos, como el de Muro, Raymond, Toharia y Uriel (1.989), no han detectado grandes discrepancias entre las dos encuestas mencionadas. Por eso, y con el fin de no alargar en exceso la parte descriptiva del capítulo, en el primer apartado se hace referencia, casi exclusivamente, a las características de la muestra concreta en la que se ha basado el análisis, así como a algunos de los problemas que presenta la ECVT y a las razones por las que se la eligió para llevar a cabo el estudio.

En el segundo apartado del capítulo, se comentan los resultados obtenidos. Además, se indican las probabilidades de actividad, de ocupación y de trabajar de individuos con diferentes características y se compara la probabilidad media estimada de actividad y de ocupación de algunos colectivos con las tasas muestrales.

V.1. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA

El universo de la ECVT estaba formado por todas las personas de 14 o más años y el número total de viviendas que se incluyeron en ella fue 63.120, distribuidas entre 3.156 secciones, a razón de 20 viviendas por sector. El diseño muestral fue trietápico, siguiendo en las dos primeras etapas criterios de selección análogos a los utilizados en la EPA[1]. En la tercera etapa, se escogió mediante una tabla de números aleatorios a una sola persona por vivienda. Aunque la inclusión de este último paso supuso algunas ventajas, su principal inconveniente es que fue necesario sustituir muchas de las viviendas escogidas, ya que con relativa frecuencia la persona seleccionada no estaba presente cuando se acudía a realizar la entrevista. Dado que las mujeres con edades entre 25 y 60 años son las que suelen pasar más tiempo en el hogar, esto supuso un cierto sesgo en la muestra a favor de ellas. También se detectó que la encuesta contenía una menor proporción de jóvenes que la población que existía en España en ese momento.

A pesar de esto, y de que sus datos son ya relativamente antiguos, la ECVT contiene una información amplia y detallada de numerosas variables que no se incluyen en otras encuestas, como el nivel de ingresos salariales, la renta familiar, el tipo de trabajo desarrollado, la antigüedad en el mismo, el motivo por el que se dejó de trabajar en el último empleo, etc. Además, a partir de ella es posible determinar, de una manera bastante precisa, si el individuo entrevistado está realmente buscando empleo, gracias a dos de las cuestiones planteadas en la primera parte de la entrevista y a través de una pregunta posterior de autoclasificación; esta información resulta determinante para poder distinguir entre las personas inactivas y las desempleadas. Por otra parte, en el capítulo *IV* se mencionó la conveniencia de utilizar datos correspondientes a una etapa caracterizada por un nivel de desempleo elevado, dados los supuestos en los que se basa el planteamiento teórico propuesto: en el momento en el que se efectuó la ECVT, la tasa de desempleo en España rondaba el 22%.

[1] El artículo de Fernández Méndez de Andés y Marcos Domínguez (1.986) explica algunas cuestiones relacionadas con el mecanismo de recogida de datos y de diseño de la muestra de la EPA. Al mismo tiempo, proporciona una serie de referencias a las que acudir en caso de que se desee conocer más detalles de carácter técnico.

Estos hechos, junto a la escasez de fuentes de datos alternativas, fueron determinantes a la hora de escoger la ECVT para llevar a cabo el análisis empírico incluido en esta memoria.

V.1.1. Descripción del conjunto de la muestra

Los datos utilizados en este estudio corresponden a 9.955 mujeres. Del total de entrevistadas, se eliminaron todos aquellos registros que presentaban algún tipo de incongruencia en sus respuestas. Además, la edad se limitó al intervalo entre 25 y 55 años, debido, por un lado, a que las mujeres más jóvenes probablemente no habían finalizado sus estudios y, por otro, a que las mayores de 55 años, si habían trabajado alguna vez, solían estar retiradas. También se decidió dejar fuera de la muestra final a todas aquellas personas que declararon padecer alguna incapacidad que les impedía trabajar. Tanto en la metodología EPA-76, que era la vigente en el momento en el que se realizó la ECVT, como en las clasificaciones que se propusieron en los estudios realizados a partir de esta última, estos individuos eran considerados inactivos. Sin embargo, es necesario tener en cuenta que, si no trabajan, no es por decisión propia, sino debido a que les resulta imposible hacerlo. Por tanto, no parece correcto incluirlos en una investigación en la que uno de los supuestos básicos de partida es que la actividad o inactividad laboral depende de un proceso de elección individual. Como afirmó Joshi (1.986), en el caso de los incapacitados no es necesario llevar a cabo ningún tipo de análisis para comprender su situación laboral.

En el apartado *IV.2.1* se comentó brevemente cómo se dividió la muestra en mujeres activas e inactivas y el tratamiento que se dio a las personas que afirmaron estar disponibles para trabajar pero que no buscaban empleo. En cuanto a la ocupación, también se dijo que se clasificó a una mujer como ocupada si tenía empleo en la semana de la encuesta y como desempleada si no lo tenía, pero estaba dispuesta a hacerlo y buscaba un puesto de trabajo. De la aplicación de estos criterios resultó que el 66% de las personas incluidas en la muestra eran inactivas; de las 3.378 restantes, el 78,9% estaban ocupadas y el 21,1% desempleadas. Sin embargo, las tasas de actividad y ocupación difieren bastante en función de las características demográficas de los distintos colectivos poblacionales.

Uno de los rasgos diferenciadores más importantes en relación a esta cuestión es el nivel de formación. Como se puede observar en la tabla 5.1, los índices de participación laboral crecen con la educación, de manera que mientras que sólo son activas una cuarta parte de las analfabetas funcionales, esta cifra se eleva hasta 68 de cada 100 en el caso de las diplomadas o licenciadas. La relación entre el nivel de formación y la ocupación es similar a la descrita, ya que el porcentaje de mujeres ocupadas va creciendo a medida que aumentan los años de estudios.

Tabla 5.1 Tasas de actividad y ocupación por niveles de educación

	Actividad	Ocupación
Analfabetas	25,1	74,4
Primarios	30,4	75,7
BUP/COU	49,2	85,4
FP	54,4	82,8
Universitarias	67,7	88,1

Los niveles de actividad y ocupación también son diferentes según el estado civil (tabla 5.2). Las mujeres solteras son las que se incorporan con más frecuencia al mercado de trabajo. La tasa de actividad de las mujeres viudas, separadas o divorciadas es algo más reducida que la de las solteras, pero mucho mayor que la de las casadas. En cuanto a la ocupación, las mujeres solteras incluidas en la muestra son las que exhiben la tasa más alta, mientras que la cifra más baja corresponde a las casadas.

Tabla 5.2 Tasas de actividad y ocupación según el estado civil

	Actividad	Ocupación
Solteras	70,2	83,0
Casadas	27,3	77,3
Viuda/Separada	62,5	80,2

En cuanto a la edad, es importante mencionar que las mujeres más jóvenes son las que tienen mayor presencia en el mercado de trabajo, descendiendo el porcentaje de activas con la edad; sin embargo, también es entre las jóvenes donde se observan los porcentajes de ocupación más bajos. Las tasas de actividad y ocupación en función de la edad se presentan en la tabla 5.3.

Tabla 5.3 Tasas de actividad y ocupación por tramos de edad

	Actividad	Ocupación
25 a 29	42,1	74,5
30 a 34	36,4	80,0
35 a 39	31,5	78,5
40 a 44	31,6	80,9
45 a 49	26,5	82,6
50 a 55	25,8	86,9

Aparte de la información recogida en las tablas anteriores, también puede resultar interesante conocer la composición demográfica, tanto del conjunto de la muestra, como de los colectivos de inactivas, ocupadas y desempleadas. Comenzando por el nivel de formación, llama la atención el elevado porcentaje de mujeres que carecen de ella en absoluto o que únicamente han terminado los estudios primarios (véase la tabla 5.4). También destaca el hecho de que únicamente 9 de cada 100 entrevistadas tengan formación universitaria. El porcentaje de analfabetas funcionales es mucho mayor entre las mujeres inactivas que entre las activas. Al mismo tiempo, la proporción de mujeres que poseen una formación universitaria es considerablemente más elevada en las categorías de ocupadas y desempleadas. En la misma tabla se observa, además, que más de las tres cuartas partes de las mujeres desempleadas no tienen estudios o simplemente han finalizado la educación primaria (79,1%).

Tabla 5.4 Nivel de estudios y situación laboral (en %)

	Total muestra	Inactivas	Ocupadas	Desempleadas
Analf. func.	36,1	40,9	25,2	32,3
Primarios	45,3	47,7	39,0	46,8
BUP/COU	5,5	4,2	8,6	5,5
FP	3,7	2,6	6,3	4,9
Universitarias	9,4	4,6	20,9	10,5
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

En la tabla 5.5 se refleja la relación existente entre la edad de una mujer y su situación en el mercado de trabajo. El dato que llama más la atención es que prácticamente un tercio de las mujeres desempleadas son menores de 30 años. El siguiente grupo en importancia son las mujeres de edades comprendidas entre los 30 y los 34 años, mientras que sólo 11 de cada 100 desempleadas son mayores de 45 años. De igual manera, se observa que el 69% de las mujeres que tienen empleo son menores de 40 años.

Tabla 5.5 Edad y situación laboral (en %)

	Total muestra	Inactivas	Ocupadas	Desempleadas
25 a 29	21,2	18,6	24,9	31,8
30 a 34	22,8	21,9	24,9	23,9
35 a 39	20,7	21,5	19,2	19,6
40 a 44	16,3	16,9	15,6	13,7
45 a 49	15,2	16,8	12,2	9,2
50 a 55	3,8	4,3	3,2	1,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Otra variable que debe tenerse en cuenta al estudiar la actividad laboral femenina es el nivel de renta familiar total[2]. Sólo 14 de cada 100 hogares incluidos en la muestra disfrutaba en el último trimestre de 1.985 de unos renta mensual superior a las 100.000 pesetas. Esta proporción se reduce aún más si sólo se tiene en cuenta a las familias de las mujeres desempleadas (6,2%). Lo más frecuente era disponer de unos ingresos entre 25.000 y 75.000 pesetas (tabla 5.6).

Tabla 5.6 Renta familiar y situación laboral (en %)

	Total muestra	Inactivas	Ocupadas	Desempleadas
Menos 25	8,5	8,2	6,6	18,2
25-50	27,7	29,7	20,4	36,7
50-75	29,9	33,3	22,7	25,4
75-100	19,7	19,9	20,7	13,5
Más de 100	14,2	8,9	29,6	6,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Como es lógico, la situación entre las mujeres trabajadoras es bastante mejor que entre las desempleadas y las inactivas, ya que la mayoría tienen otra fuente adicional de ingresos aparte de su trabajo (habitualmente, el salario de su marido). Tampoco resulta sorprendente que casi 20 de cada 100 mujeres sin empleo disfruten de una renta familiar inferior a las 25.000 pesetas (el 54,9% de estos hogares disponen de menos de 50.000 pesetas cada mes).

[2] Esta variable indica el nivel global de renta mensual de cada unidad familiar y, por tanto, es diferente a la medida de los ingresos no salariales de la mujer que se incluye en la especificación empírica de la ecuación de actividad, cuyo significado fue expuesto al final del capítulo anterior.

La tabla 5.7 contiene información relativa al estado civil. En todos los colectivos las mujeres casadas son mayoría; en concreto, constituyen el 89% del total de la muestra. Sin embargo, donde tienen mayor peso es entre las mujeres inactivas. También es interesante destacar que aunque sólo el 7,9% de la muestra son mujeres solteras, esta proporción crece hasta el 12% en la categoría de ocupadas y hasta el 18,6% entre las desempleadas.

Tabla 5.7 Estado civil y situación laboral (en %)

	Total muestra	Inactivas	Ocupadas	Desempleadas
Soltera	7,9	5,1	12,0	18,6
Casada	89,0	92,1	85,6	72,7
Viuda/Separ.	3,1	2,8	2,4	8,7
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Por otra parte, sólo el 10,9% de las mujeres de la muestra se consideran cabeza de familia. Entre las que no están casadas este porcentaje se eleva al 50%, aunque entre las casadas, como era de esperar, desciende hasta el 3,2%. La proporción también varía en relación a la situación laboral; así, sólo 5 de cada 100 mujeres inactivas son cabeza de familia, mientras que los porcentajes correspondientes a las desempleadas y a las ocupadas son el 14% y el 23% respectivamente. Siguiendo con la situación familiar, es importante señalar que sólo el 16% de las encuestadas no tienen hijos. El número medio de hijos del conjunto de la muestra es 2,03, aunque en relación a este dato el estado civil es determinante. Las mujeres casadas, viudas o separadas tienen una media de 2,27 hijos, mientras que para las solteras esta cifra se reduce hasta 0,16. También es importante tener en cuenta que el número de hijos fluctúa bastante en función de la situación laboral de la mujer. En general, las mujeres inactivas suelen tener más hijos (2,24 de media) que las que están ocupadas (1,58) o desempleadas (1,79).

En relación a la experiencia laboral, destaca el hecho de que un 25% de las mujeres de la muestra no han trabajado nunca. La experiencia media es de 17 años para las mujeres ocupadas, de 10 para las desempleadas y de 13 para las inactivas. En la tabla 5.8 se proporcionan más detalles relacionados con este factor.

Tabla 5.8 Experiencia laboral y situación laboral (en %)

	Total muestra	Inactivas	Ocupadas	Desempleadas
Ninguna	24,9	35,3	--	21,9
< 5 años	4,7	2,3	8,6	12,6
5 a 9 años	8,5	5,4	14,3	16,0
10 a 14 años	14,9	12,3	21,6	14,2
15 a 19 años	14,7	13,3	19,0	11,1
20 años o más	32,3	31,4	36,5	24,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

V.1.2. Mujeres inactivas

Aunque en el apartado anterior ya se han analizado algunas de sus características, es interesante conocer algún rasgo adicional de este colectivo, ya que representa una gran parte de la muestra utilizada.

La gran mayoría de las 6.577 mujeres inactivas incluidas en la investigación son amas de casa (el 85%). El resto se dedica a estudiar (1%), son jubiladas o rentistas (1%), están dispuestas a trabajar pero no buscan empleo (2,1%) o se encuentran en otra situación (10,9%). Aunque en el conjunto de la población femenina inactiva la categoría de ama de casa es muy importante, en este análisis están sobrerrepresentadas, debido no sólo al procedimiento seguido para efectuar la encuesta, sino también a los criterios de exclusión que se han utilizado al extraer la muestra. En concreto, al limitar la edad de las mujeres al intervalo entre los 25 y los 55 años, se eliminó a muchas pensionistas y estudiantes.

Casi el 35% de estas mujeres no han participado nunca en el mercado de trabajo. Entre las que han tenido algún tipo de experiencia laboral, el motivo más frecuente por el que dejaron de trabajar fue el matrimonio (esto ocurrió en el 48% de los casos). Otro 15% dejó su empleo voluntariamente, sin un motivo concreto, y el 8% lo hizo por maternidad. Es decir, casi las tres cuartas partes de las mujeres inactivas abandonaron su empleo por voluntad propia; un 13% fueron despedidas individualmente, no les renovaron su contrato o la empresa para la que trabajaban redujo su plantilla o cerró. El resto de las entrevistadas adujo un motivo diferente a cualquiera de los mencionados o bien no contestó la pregunta.

Es interesante observar que, tal como se expuso en el capítulo *IV*, las mujeres que siguen trabajando después de contraer matrimonio, es poco probable que abandonen la actividad laboral cuando tienen hijos. Por tanto, parece que el estado civil es un dato mucho más importante de cara a establecer la actividad o inactividad de una mujer que el hecho de que tenga hijos o no.

V.1.3. Mujeres activas

Dos de las variables que se han empleado en el análisis empírico con el fin de determinar la probabilidad de que una mujer esté ocupada son la rama de actividad y la categoría socioeconómica u ocupación. En la ECVT se distinguen 25 ramas de actividad y 18 categorías de empleo[3], además de los no clasificados. En las tablas 5.9 y 5.10 se indican los porcentajes de las mujeres ocupadas y desempleadas que pertenecen a cada una de ellas. En el caso de las personas sin empleo, se ha tomado como referencia la información correspondiente a su último puesto de trabajo. A pesar de esto, el porcentaje de no clasificadas entre las desempleadas es bastante más elevado que entre las ocupadas, ya que muchas (23%) buscan su primer empleo.

Para facilitar la descripción de la muestra y, sobre todo, la posterior interpretación de los coeficientes correspondientes a estas dos variables, sólo se han considerado 8 categorías socioeconómicas y 5 ramas de actividad, además de, en cada caso, una categoría adicional en la que se incluye a las mujeres no clasificadas.

Si se analiza la tabla 5.9, se observa que la categoría socioeconómica más frecuente entre las mujeres ocupadas de la muestra es la de resto de trabajadores de los servicios; a continuación se sitúan las empresarias, profesionales liberales y altos directivos de empresas no agrarias. Aunque este último dato puede parecer sorprendente, no lo es tanto si se tienen en cuenta dos aspectos: primero, que este concepto es el que reúne más categorías de la clasificación original que aparece en la encuesta (seis categorías, mientras que los demás agrupan, como mucho, a tres); y segundo, que la mayoría de estas mujeres son empresarias no agrarias sin asalariados y trabajadoras independientes que no son profesionales liberales. Es decir, son personas que no son empleadas, sino que tienen algún pequeño negocio que llevan ellas

[3] Las ramas o sectores de actividad y las categorías profesionales que se incluyen en la ECVT se detallan en el apéndice 2.

solas. Entre las mujeres desempleadas las categorías más frecuentes son las de resto de trabajadores de los servicios y obreros especializados y no especializados. Como es obvio, el desempleo es prácticamente inexistente entre las empresarias y las trabajadoras por cuenta propia.

Tabla 5.9 Categoría socioeconómica y situación laboral (en %)

	Ocupadas	Desempleadas
Empresarios y directores de explot. agrarias	2,8	0,2
Resto de trabajadores agrarios	4,9	5,0
Empr., profesión. liberales y altos direct. no agr.	16,3	3,0
Empleados intermedios no agrarios	13,5	5,2
Otros empleados no agrarios	12,7	7,8
Capataces y obreros especializados	14,3	16,3
Obreros no cualificados	10,5	15,4
Resto de trabajadores de los servicios	20,0	17,8
No clasificados	5,0	29,3
Total	100,0	100,0

Más del 70% de las mujeres ocupadas de la muestra trabajan en una empresa perteneciente al sector servicios; esta rama de actividad también es la que representa mayor peso entre las desempleadas, ya que el 45% de ellas tuvieron en éste su último empleo (tabla 5.10).

Tabla 5.10 Rama de actividad y situación laboral (en %)

	Ocupadas	Desempleadas
Agricultura, ganadería y pesca	7,7	5,9
Industria y construcción	19,3	25,5
Comercio, hostelería y comunicaciones	16,2	13,0
Ss. financieros, a empresas, educ. y Adm. Púb.	24,7	8,1
Servicios personales y domésticos	31,6	23,8
No clasificados	0,5	23,7
Total	100,0	100,0

A una distancia considerable está la industria y el sector primario es el que tiene menor importancia. Con el fin de distinguir alguna modalidad más dentro del sector terciario, éste se ha dividido en tres: comercio, hostelería y comunicaciones; servicios financieros o a empresas, educación y Administración Pública y, por último, servicios personales y domésticos.

La movilidad laboral entre empresas es otra circunstancia que se puede analizar a partir de la ECVT. Prácticamente la mitad de las mujeres ocupadas no han cambiado nunca de empresa (44%) y más del 15% sólo lo ha hecho una vez, lo que da idea de la estabilidad laboral de la que han gozado. Entre las desempleadas, sin embargo, los cambios de empresa son algo más frecuentes, tal como indica la tabla 5.11.

Tabla 5.11 Cambios de empresa y situación laboral (en %)

	Ocupadas	Desempleadas
Nunca ha cambiado	44,0	24,4
Ha cambiado 1 vez	15,4	8,5
Ha cambiado 2 veces	15,6	16,4
Ha cambiado 3 veces	11,0	11,3
Más de 3 veces	11,3	11,9
No contesta	2,7	27,5
Total	100,0	100,0

En cuanto al motivo por el que las mujeres que han cambiado de empleo dejaron de trabajar en el anterior, es posible apreciar ciertas diferencias entre las ocupadas y las desempleadas. El porcentaje de mujeres despedidas o cuyo contrato no fue renovado es mucho mayor entre las desempleadas que entre las ocupadas; por el contrario, casi la mitad de las entrevistadas con empleo dejaron el anterior voluntariamente (tabla 5.12).

Tabla 5.12 Motivo de cambio de empleo y situación laboral (en %)

	Ocupadas	Desempleadas
Voluntariamente	46,5	15,6
Matrimonio	23,1	27,2
Maternidad	4,6	8,4
Despedido/Fin contrato	12,2	25,4
Problemas de la empresa	7,9	14,5
Sin especificar	5,7	8,9
Total	100,0	100,0

Antes de finalizar la descripción del conjunto de mujeres activas de la muestra se ha considerado oportuno incluir algunas cuestiones adicionales relativas exclusivamente a las mujeres ocupadas y a las desempleadas.

Los salarios que perciben las mujeres trabajadoras no son especialmente elevados. Frente al dato de ganancia media de todas las categorías de trabajadores del año 1.985[4] que refleja la Encuesta de Salarios (101.800 pesetas al mes), es necesario señalar que el 61% de las trabajadoras de la encuesta percibían menos de 50.000 pesetas netas al mes y muy pocas dijeron tener un salario superior a las 100.000 (véase la tabla 5.13).

Tabla 5.13 Nivel de salario de las mujeres trabajadoras (en %)

Menos de 25.000	31,6
25.000 a 50.000	29,8
50.000 a 75.000	22,1
75.000 a 100.000	12,3
Más de 100.000	4,2
Total	100,0

Otro dato interesante es la antigüedad en el puesto de trabajo, ya que éste es un factor que puede influir en los salarios. En la tabla 5.14 aparecen algunas cifras relacionadas con esta cuestión. La última categoría que se ha podido construir con los datos de la ECVT corresponde a una antigüedad superior a 5 años y es en ella donde se incluye a más de la mitad de las mujeres con empleo.

Tabla 5.14 Antigüedad en el puesto de trabajo (en %)

Menos de 1 año	13,7
Entre 1 y 2 años	6,3
Entre 2 y 5 años	14,2
Más de 5 años	54,1
No contesta	11,7
Total	100,0

En cuanto a las desempleadas, resulta interesante conocer cuánto tiempo llevan en esa situación. Esta información sólo aparece en la encuesta para las personas que han tenido algún empleo anterior, por lo que en el análisis se

[4] Se ha incluido como referencia la media de todo el año debido a que el dato facilitado por la mencionada encuesta incluye los pagos totales al trabajador, por lo que estaría incluyéndose la paga extraordinaria de diciembre. Esto supone que, en general, las cifras correspondientes al último trimestre de cada año sean sensiblemente superiores a las de los otros tres trimestres del año.

excluye a los individuos que buscan su primer puesto de trabajo. La tabla 5.15 recoge los porcentajes correspondientes.

Tabla 5.15 Duración del desempleo (en %)

Menos de 3 meses	31,0
Entre 3 y 6 meses	3,8
Entre 6 meses y 1 año	3,4
Entre 1 y 2 años	14,6
Entre 3 y 5 años	10,6
Más de 5 años	11,4
No contesta	25,2
Total	100,0

El dato más llamativo de este cuadro tal vez sea que el 22% de las desempleadas con experiencia contestaron que habían permanecido más de tres años en dicha situación, aunque también resulta significativo el hecho de que prácticamente un tercio dijeron que llevaban menos de tres meses desempleadas. El porcentaje de mujeres que no respondieron la pregunta también fue considerable.

V.2. ESTIMACIÓN EMPÍRICA

Como ya se adelantó al comienzo del capítulo, en este apartado se muestran los resultados de estimar empíricamente el modelo teórico propuesto anteriormente. Para ello se ha empleado un probit bivariante censurado o con observabilidad parcial parcial. También se presentan los valores de los parámetros correspondientes a una ecuación de salarios que se ha estimado con el fin de imputar un valor de esta variable a las mujeres que no trabajan.

Estas estimaciones se han llevado a cabo con el programa LIMDEP 6.0. Para cada ecuación se indican los valores de sus parámetros y de los estadísticos *t*, que reflejan la significatividad de cada variable a nivel individual. Prácticamente todas han resultado significativas al 95% de confianza; las excepciones consisten en algunas categorías de variables ficticias, pero en estos casos lo verdaderamente importante es la significatividad del conjunto. La definición de las variables utilizadas aparece en la tabla 5.16.

Tabla 5.16 Definición de las variables

For1	Vale 1 si tiene menos de estudios primarios
For2	Vale 1 si finalizó los estudios primarios
For3	Vale 1 si terminó BUP o COU
For4	Vale 1 si terminó Formación Profesional
For5	Vale 1 si posee estudios universitarios
Ec1	Vale 1 si es soltera
Ec2	Vale 1 si está casada
Ec3	Vale 1 si es viuda o está separada o divorciada
Ed2529	Vale 1 si tiene entre 25 y 29 años
Ed3034	Vale 1 si tiene entre 30 y 34 años
Ed3539	Vale 1 si tiene entre 35 y 39 años
Ed4044	Vale 1 si tiene entre 40 y 44 años
Ed4550	Vale 1 si tiene entre 45 y 49 años
Ed5055	Vale 1 si tiene entre 50 y 55 años
Ing0	Vale 1 si el hogar no cuenta con ingresos adicionales
Ing1	Vale 1 si la renta familiar es menor a 25.000 ptas.
Ing2	Vale 1 si la renta familiar oscila entre 25.000 y 50.000 ptas.
Ing3	Vale 1 si la renta familiar oscila entre 50.000 y 75.000 ptas.
Ing4	Vale 1 si la renta familiar es superior a 75.000 ptas.
Despe	Vale 1 si fue despedida del último empleo
Ca1	Vale 1 si es empresario o director de una explotación agraria
Ca2	Vale 1 si es otro tipo de trabajador agrario
Ca3	Vale 1 si es empr. o alto directivo no agrario o profesional liberal
Ca4	Vale 1 si es empleado intermedio no agrario
Ca5	Vale 1 si es otro tipo de empleado no agrario
Ca6	Vale 1 si es capataz u obrero especializado
Ca7	Vale 1 si es un obrero no cualificado
Ca8	Vale 1 para el resto de trabajadores de los servicios
Canc	Vale 1 si se desconoce su categoría profesional
Ra1	Vale 1 si trabaja en el sector primario
Ra2	Vale 1 si trabaja en la industria o la construcción
Ra3	Vale 1 si trabaja en comercio, hostelería, transporte o comunic.
Ra4	Vale 1 si trabaja en seguros, finanzas, Adm. Púb., educ. o invest.
Ra5	Vale 1 si trabaja en servicios personales, domésticos u otros
Ranc	Vale 1 si se desconoce la rama de actividad
Tenu1	Vale 1 si la antigüedad en el empleo oscila entre 6 meses y 1 año
Tenu2	Vale 1 si la antigüedad en el empleo oscila entre 1 y 2 años
Tenu3	Vale 1 si la antigüedad en el empleo oscila entre 2 y 5 años
Tenu4	Vale 1 si la antigüedad en el empleo es superior a 5 años
Tenunc	Vale 1 si se desconoce la antigüedad en el empleo
Anoexp	Años de experiencia laboral
Anoexp2	Años de experiencia laboral al cuadrado
Logwim	Salario (imputado para las no trabajadoras) en logaritmos
Paro	Nivel de desempleo de la comunidad autónoma de referencia

Tabla 5.17 Media de las variables ficticias

	Total muestra	Activas	Trabajadoras	Desempleadas
For1	0,3610	0,2667	0,2517	0,3225
For2	0,4531	0,4067	0,3902	0,4684
For3	0,0546	0,0793	0,0859	0,0546
For4	0,0374	0,0600	0,0630	0,0490
For5	0,0937	0,1870	0,2090	0,1051
Ec1	0,1124	0,2326	0,2450	0,1865
Ec2	0,8380	0,6761	0,6622	0,7279
Ec3	0,0495	0,0911	0,0926	0,0855
Ed2529	0,2125	0,2634	0,2487	0,3183
Ed3034	0,2284	0,2454	0,2487	0,2328
Ed3539	0,2074	0,1927	0,1917	0,1963
Ed4044	0,1629	0,1518	0,1557	0,1374
Ed4549	0,1501	0,1172	0,1227	0,0967
Ed5055	0,0384	0,0293	0,0322	0,0182
Ing0	0,0428	0,1196	0,1489	0,0981
Ing1	0,1772	0,3256	0,3549	0,2159
Ing2	0,2779	0,2486	0,2210	0,3520
Ing3	0,2653	0,1480	0,1249	0,2342
Ing4	0,1713	0,1249	0,1230	0,1318
Despe	0,1053	0,1459	0,1054	0,2973
Ca1	0,0125	0,0227	0,0285	0,0014
Ca2	0,0575	0,0500	0,0499	0,0504
Ca3	0,0609	0,1349	0,1628	0,0385
Ca4	0,0550	0,1178	0,1354	0,0518
Ca5	0,0764	0,1172	0,1275	0,0785
Ca6	0,1331	0,1471	0,1429	0,1626
Ca7	0,1277	0,1155	0,1046	0,1542
Ca8	0,1533	0,1936	0,1981	0,1767
Canc	0,3176	0,1012	0,0495	0,2931
Ra1	0,0703	0,0734	0,0772	0,0589
Ra2	0,2273	0,2066	0,1936	0,2552
Ra3	0,1137	0,1551	0,1617	0,1304
Ra4	0,1015	0,2119	0,2469	0,0813
Ra5	0,2141	0,2998	0,3163	0,2384
Ranc	0,2729	0,0529	0,0412	0,2356
Tenu1	0,7722	0,3288	0,1493	1.0000
Tenu2	0,0175	0,0518	0,0656	0.0000
Tenu3	0,0404	0,1193	0,1512	0.0000
Tenu4	0,1481	0,4366	0,5534	0.0000
Tenunc	0,0214	0,0633	0,0803	0.0000

Las medias de las variables difieren en las distintas ecuaciones estimadas, ya que las submuestras de individuos escogidas no son iguales en todos los casos. Por eso, se ha optado por mostrar sus valores para el conjunto de la muestra y para las submuestras de trabajadoras, activas, ocupadas y desempleadas. En la tabla 5.17 se incluyen las cifras correspondientes a las variables discretas utilizadas en el análisis, mientras que en la tabla 5.18 aparecen la media y la desviación típica de las variables continuas del modelo para todos los colectivos mencionados.

Para facilitar la interpretación de los resultados derivados de estimar el modelo bivariante, al final del apartado se incluyen algunas tablas en las que se muestra cómo cambia la probabilidad de actividad, de ocupación y de trabajar de mujeres en función de sus características personales y del resto de las variables consideradas. De esta manera es más sencillo apreciar la influencia de determinados factores en su situación laboral.

Tabla 5.18 Media y desviación típica de las variables continuas

	Total muestra		Activas		Trabajadoras		Desempleadas	
	Media	Desv.	Media	Desv.	Media	Desv.	Media	Desv.
Paro	21,94	5,51	21,59	5,24	21,55	5,20	21,73	5,38
Anoexp	13,44	11,47	15,57	10,11	17,08	9,557	9,949	10,16
Anoexp2	312,4	381,4	344,8	372,7	383,0	379,1	202,1	308,9
Logwim	10,11	0,40	10,33	0,74	10,42	0,80	10,07	0,33

V.2.1. Estimación de la ecuación de salarios

La ecuación de salarios se ha estimado por máxima verosimilitud, eliminando así los problemas de eficiencia que presentan los estimadores que propuso Heckman (1.979). El algoritmo empleado por el programa LIMDEP para las iteraciones es el de Davidon/Fletcher/Powell (DFP) y el estimador de la matriz de varianzas es el de Berndt et al. (Greene, 1.991a). Este procedimiento exige estimar inicialmente un probit univariante de participación laboral como el descrito en las primeras páginas del capítulo *IV*, con el fin de obtener una estimación previa por el método de Heckman, cuyos valores se toman como punto de partida en la estimación máximo-verosímil[5].

[5] Debe recordarse que en este tipo de modelos la variable dependiente toma el valor 1 cuando se observa al individuo en cuestión trabajando, y el valor 0 en caso contrario. Por tanto, es diferente a la variable dependiente correspondiente a la ecuación de actividad del modelo bivariante.

Dada la naturaleza discreta de la mayoría de las variables independientes del modelo, los coeficientes que figuran en cada estimación deben interpretarse como una medida del efecto diferenciador entre la categoría correspondiente y la omitida. La elección de la categoría de referencia se ha efectuado de modo que a la misma le correspondiera el mayor o el menor coeficiente. De esta manera es más fácil la interpretación de los resultados, ya que los parámetros estimados correspondientes al resto de las categorías tienen todos el mismo signo, aunque distintos valores absolutos. Además, esta estrategia suele mejorar la significación estadística de los mismos. Una alternativa igualmente válida, y también muy utilizada, es omitir la categoría correspondiente a los "individuos medios". De cualquier forma, el modelo estimado, evidentemente, no varía.

En la ecuación de participación se han incluido como regresores el nivel de educación, la edad, la renta no laboral y una variable ficticia que recoge conjuntamente el impacto del estado civil y el hecho de tener o no tener hijos, de modo que, por ejemplo, la variable *Ec1sh* corresponde a las mujeres solteras sin hijos, y la *Ec1h*, a las solteras con hijos. Además, se ha tenido en cuenta la comunidad autónoma en la que residía la entrevistada. Aparte de esta especificación se probaron otras más complejas, pero los resultados de la estimación apenas se alteraron.

En la ecuación de salarios se han considerado como variables independientes el nivel de educación formal, la edad, la edad al cuadrado y la antigüedad en el empleo actual; además, la estimación se ha efectuado controlando la comunidad autónoma de residencia, aunque estos coeficientes no figuran en la tabla 5.19, en la que se muestran los valores de los parámetros obtenidos.

Los coeficientes de la ecuación de participación estimada reflejan una relación directa entre la participación laboral y la educación formal, correspondiendo a las mujeres con estudios universitarios (categoría de referencia) las mayores posibilidades de estar trabajando, ya que el signo de los parámetros estimados para el resto de categorías es negativo.

Por el contrario, la relación entre las posibilidades de participación laboral y la renta no salarial es inversa, siendo las mujeres que no disponen de ningún tipo

de ingresos no laborales las que tienen la mayor probabilidad de trabajar respecto a las que poseen más de 75.000 pesetas de renta (omitida).

Tabla 5.19 Ecuaciones de participación y salarios

Ecuación de participación			Ecuación de salarios		
Variable	Coeficiente	Estadístico t	Variable	Coeficiente	Estadístico t
Constante	-0,8216	-6,248	Constante	10,7790	31,563
For1	-1,4747	-25,077	For1	-1,0348	-21,770
For2	-1,1775	-22,077	For2	-0,7803	-19,142
For3	-0,4762	-6,549	For3	-0,3157	-5,580
For4	-0,5787	-6,913	For4	-0,4347	-7,070
Ed2529	0,0645	0,643	Edad	0,0387	2,107
Ed3034	0,2672	2,678	Edad2	-0,0005	-2,255
Ed3539	0,2139	2,114	Tenu1	-0,5030	-13,560
Ed4044	0,2386	2,346	Tenu2	-0,4412	-8,240
Ed4549	0,0923	0,907	Tenu3	-0,2551	-6,882
Ec1h	-0,0440	-0,272	Tenunc	-0,4448	-9,777
Ec1sh	0,3911	7,768	Sigma	0,6365	51,820
Ec2sh	0,2300	3,405	ρ_1	-0,1518	-3,815
Ec3h	0,2799	3,747			
Ec3sh	-0,1781	-0,501			
Ing0	2,6753	26,785			
Ing1	1,5486	30,261			
Ing2	0,5736	11,954			
Ing3	0,1041	2,101			

Nº observaciones: 9.955
Log-Likelihood: -6.733,515

Por otra parte, sorprenden los coeficientes negativos, aunque no significativos, de las categorías que recogen a las mujeres solteras con hijos y a las viudas, separadas o divorciadas sin hijos. Esto sugiere que la probabilidad de trabajar de estas mujeres es aún menor que la de las mujeres casadas con hijos, que constituyen la categoría de referencia (véase Gronau, 1.973a, 1.973b). Sin embargo, debe tenerse en cuenta que los coeficientes de este modelo reflejan el efecto global de cada uno de los elementos considerados sobre el resultado final del proceso de incorporación de la mujer al mercado de trabajo, y no exclusivamente sobre sus decisiones personales de actividad.

Por último, en relación a la edad se observa que la probabilidad de encontrar a una mujer trabajando incialmente aumenta con la edad, invirtiéndose dicha propensión a partir de los 35 años. La probabilidad de trabajar más baja

corresponde a la categoría omitida (mayores de 50 años). No obstante, aparentemente no existen diferencias significativas entre la probabilidad de observar trabajando a una mujer menor de 30 años y a otra con las mismas características observables pero mayor de 45 años.

En cuanto a la ecuación de salarios, los coeficientes resultantes parecen en consonancia con lo expuesto a nivel teórico en el capítulo anterior. En concreto, es posible observar que los estudios permiten a las mujeres acceder a un salario más elevado. La carencia de cualquier tipo de estudios es la que supone un menor salario respecto a la posesión de una diplomatura o licenciatura, que es la categoría de referencia en el análisis. Este resultado es compatible tanto con la teoría del capital humano (Mincer, 1.974) como con la de señalización (Spence, 1.973).

El parámetro que acompaña a la edad, que aproxima el efecto de la experiencia laboral previa, es positivo, mientras el correspondiente a esta misma variable al cuadrado es negativo. Por tanto, se confirma que su relación con el salario no es lineal, sino cóncava (Mincer, 1.974). Según los datos utilizados, el nivel máximo de ingresos salariales de las mujeres de la muestra se alcanza en torno a los 39 años. Este resultado es diferente al obtenido por Hernández Martínez (1.994), que calculó que la edad a la que correspondería un mayor salario estaba en torno a los 48 años para una muestra femenina extraída también de la ECVT. No obstante, las variables consideradas en dicho análisis y la técnica econométrica empleada fueron diferentes a las de esta memoria.

La antigüedad en el último empleo también está relacionada directamente con el salario, tal como se había previsto, correspondiendo la mayor remuneración a las trabajadoras con más de cinco años de antigüedad (omitida) y que, por tanto, han adquirido mayor capital humano específico para la empresa en la que trabajan.

Por otra parte, los controles incluidos en la estimación en relación a la comunidad autónoma de residencia han resultado bastante significativos. Las comunidades en las que se obtendrían los salarios más elevados serían Madrid, Baleares y Navarra, y los más bajos corresponderían a Galicia y La Rioja.

Por último, debe señalarse que el coeficiente de correlación entre las perturbaciones de ambas ecuaciones, ρ_1, ha resultado significativo, por lo que se comprueba que la estimación de la ecuación de salarios debe efectuarse corrigiendo el sesgo de selección de la muestra que origina el hecho de eliminar de la muestra a las mujeres que no trabajan.

Además, el signo negativo es el esperado, ya que el coeficiente del ratio de Mill, λ, es precisamente $\rho_1\sigma_w\sigma_p$ (ecuación [4.32]). Imponiendo la condición de que $\sigma_p=1$, y dado que λ es una función monótona decreciente de la probabilidad de que una observación sea incluida en la muestra (Heckman, 1.979), el signo negativo de ρ_1 significa que a un individuo con mayor probabilidad de estar trabajando, y por tanto, con un valor de λ menor, le correspondería un salario superior al de otro individuo con una menor probabilidad de trabajar. Es decir, a las mujeres con más posibilidades de estar trabajando les correspondería un salario mayor.

Como se comentó más arriba, los resultados derivados de estimar la ecuación de salarios anterior han servido como base para imputar un valor de esta variable a las mujeres de la muestra que no trabajan, con el fin de incluirla como regresor en la ecuación de actividad del probit bivariante. Dicha imputación se ha realizado de manera no condicionada, es decir, sin incluir el valor estimado del ratio inverso de Mill (apartado *IV.1.1*).

V.2.2. Especificaciones univariantes de las ecuaciones de actividad y ocupación

Como paso previo a la estimación del probit bivariante censurado propuesto en el capítulo anterior para estimar conjuntamente las posibilidades de actividad y ocupación de las mujeres de la muestra, se ha considerado conveniente mostrar diferentes especificaciones univariantes de ambas ecuaciones. De esta manera, es posible justificar la especificación empírica escogida para cada una. Aunque esta elección podría realizarse directamente en base a distintas estimaciones del modelo conjunto, se ha optado por esta otra alternativa porque de esta manera el proceso de comparación entre las especificaciones es considerablemente más sencillo[6]. Los parámetros correspondientes al modelo de actividad figuran en la tabla 5.20 y los de la ecuación de ocupación

[6] A pesar de la comparación efectuada en base a los modelos univariantes, en el apéndice 3 también se incluyen diferentes especificaciones del modelo bivariante.

en la tabla 5.22. Los resultados obtenidos se comentan de un modo relativamente breve, haciendo especial hincapié en las diferencias encontradas entre las especificaciones, realizándose una discusión más profunda de los mismos en el apartado siguiente, en el que se muestra el modelo bivariante.

De las estimaciones que aparecen en la tabla 5.20 se deduce, en términos generales, que cuanto mayor sea el salario que puede percibir una mujer mayor es su tendencia a la actividad, dado que el coeficiente que acompaña a esta variable es positivo. Por el contrario, la edad está relacionada inversamente con la actividad. En concreto, todas las mujeres menores de 50 años tienen más posibilidades de ser activas que las mayores de esa edad, que constituyen la categoría omitida, siendo mayor la diferencia cuanto más joven es la mujer.

Tabla 5.20 Modelos univariantes de actividad

Variable	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 4
Constante	-9,6448	-9,5895	-9,3628	-9,4550
Logwim	0,8552	0,8180	0,8064	0,8021
Ec1	0,5703	0,5587	0,4797	---
Ec3	0,4615	0,5164	0,5140	---
Ing0	2,1777	2,1843	2,1820	2,1996
Ing1	1,2698	1,2764	1,2798	1,2778
Ing2	0,4894	0,4844	0,4842	0,4837
Ing3	0,0824	0,0731	0,0714	0,0729
Ed2529	---	0,3990	0,3583	0,3813
Ed3034	---	0,3782	0,3587	0,3911
Ed3539	---	0,3227	0,3280	0,3449
Ed4044	---	0,3247	0,3240	0,3325
Ed4549	---	0,1512	0,1512	0,1527
Hijos	---	---	-0,0434	---
Ec1h	---	---	---	0,0846
Ec1sh	---	---	---	0,6437
Ec2sh	---	---	---	0,3083
Ec3h	---	---	---	0,5754
Ec3sh	---	---	---	0,0116

Nº de observaciones: 9.955
Todas las variables son significativas al 95% de confianza según el estadístico *t* excepto *Ing3* (al 90%) y *Ec1h* y *Ec3sh* (no significativas).

Por otra parte, disponer de una renta no salarial pequeña implica un impacto positivo sobre las posibilidades de actividad de las mujeres. La no

disponibilidad de ingresos no salariales supone la mayor probabilidad de actividad respecto a la posesión de una renta superior a 75.000 pesetas, que es la categoría omitida.

Por último, parece que las mujeres solteras deciden incorporarse con más frecuencia al mercado laboral que las casadas; algo parecido, aunque en menor medida, ocurre con las viudas, separadas o divorciadas.

Las especificaciones consideradas son bastante similares entre sí. La diferencia fundamental que hay entre ellas es que en las dos últimas se ha intentado incluir en el análisis de la actividad laboral la influencia de los hijos. Sin embargo, dada la elevada correlación existente entre el estado civil y el hecho de tener hijos, como ya se ha comentado, resulta difícil distinguir el efecto de cada factor cuando se incluyen simultáneamente en el análisis. De hecho, en el tercer modelo cambia el valor de los parámetros que acompañan a las categorías del estado civil, de modo que mientras que en las dos primeras especificaciones correspondía a las mujeres solteras la probabilidad más alta de ser activas respecto a las casadas (omitida), al añadir el número de hijos como regresor parecen ser las viudas, separadas y divorciadas las que tienen más posibilidades de querer trabajar.

En un intento de evitar este problema se optó por sustituir ambas variables por otra que recoge la interacción entre ambas, ya descrita en el apartado anterior. De esta nueva estimación (modelo 4) se deduce que son las mujeres casadas con hijos (categoría de referencia) las que tienen menos posibilidades de ser activas, como era de esperar. Por el contrario, parece que, en relación a éstas, son las solteras sin hijos y las viudas, separadas o divorciadas con hijos las que presentan mayor inclinación a incorporarse al mercado de trabajo.

Con el fin de justificar la elección de una especificación concreta de esta ecuación, se han calculado diversos indicadores de la bondad de los modelos estimados. Los resultados aparecen en la tabla 5.21.

En la primera fila se muestra el valor del logaritmo de la función de verosimilitud $\left[\ell(\hat{\beta}_{ML})\right]$. Dicho valor se utiliza en la aplicación del test del ratio de verosimilitud (fila 2). El estadístico en el que se basa el mismo es $2\left[\ell(\hat{\beta}_{ML}) - \ell(\hat{\beta}_{CML})\right]$, donde $\ell(\hat{\beta}_{CML})$ representa el valor obtenido maximizando el logaritmo de la función de verosimilitud con respecto a β suponiendo que todos los regresores

son constantes (*q* constantes). Este estadístico se distribuye como una χ^2, de modo que se acepta la hipótesis de que el modelo propuesto es diferente significativamente del estimado sólo con las constantes en el caso de que su valor sea superior al valor crítico de la χ^2 con *q* grados de libertad (Amemiya, 1.981).

En la tercera fila aparecen los valores correspondientes al R^2 de McFadden, cuya expresión es $R^2 = 1 - \ell(\hat{\beta}_{ML}) / \ell_0$, donde ℓ_0 es el valor máximo de la función de verosimilitud suponiendo que todos los coeficientes de la regresión excepto la constante son ceros. Cuanto mayor sea su valor, mejor es el modelo estimado. Por último, en la cuarta fila se indica el porcentaje de predicciones correctas generadas por cada especificación.

Tabla 5.21 Indicadores de la bondad de las especificaciones propuestas

	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 4
Log-likelihood	-4.886,7	-4.865,8	-4.858,5	-4.844,6
Chi-cuadrado	2.980,6	3.022,3	3.037,0	3.064,0
R^2 McFadden	0,23	0,23	0,23	0,24
% predicciones	76%	76%	76%	77%

Todos los modelos han resultado ser significativos al 99% de confianza según el test del ratio de verosimilitud. Aunque el último modelo parece ser algo mejor que los demás, finalmente se optó por incluir en el modelo bivariante la especificación número 2. En primer lugar, debido a que la bondad del ajuste es muy similar en los dos casos y los parámetros de la especificación más sencilla son más fáciles de interpretar. Y en segundo lugar, porque el estado civil también es una variable que puede incidir en la probabilidad de ocupación de una mujer, y observando las especificaciones de esta otra ecuación que aparecen en la tabla 5.22, parece más conveniente incorporar al análisis de la ocupación el efecto de esta variable de un modo directo, ya que prácticamente ninguna de las categorías de la variable más compleja tiene un impacto significativamente distinto del de la omitida[7]. De cualquier forma, en relación al tema de los hijos ya se comentó en el capítulo anterior que lo realmente interesante sería disponer de información relativa al número de hijos menores de cierta edad, pero la ECVT no proporciona ese dato.

[7] En el apéndice 3 se muestran los resultados de estimar el modelo bivariante incluyendo en ambas ecuaciones la variable ficticia mencionada.

En el caso de la ecuación de ocupación se han considerado seis especificaciones diferentes, que se han estimado también mediante probits univariantes pero con información relativa exclusivamente a las mujeres activas. Como se puede observar, el primer modelo es bastante sencillo, ya que únicamente recoge el efecto de determinadas características personales de los individuos sobre sus posibilidades de ocupación, además de un indicador del nivel de desempleo agregado de la comunidad de residencia. En las especificaciones siguientes se han ido incorporando nuevas variables, que reflejan no sólo otras peculiaridades del trabajador, como puede ser su experiencia, sino también variables como la rama de actividad o la categoría profesional. En el quinto modelo se incluyen todos los factores cuyo efecto teórico se describió en el apartado correspondiente a la especificación empírica de esta ecuación (apartado *IV.2.2*). Por último, en la especificación número 6 se ha sustituido el estado civil por la variable que recoge la interacción entre este factor y el hecho de tener hijos.

De los modelos incluidos en la tabla 5.22 se desprende, como conclusión general, que la educación está relacionada positivamente con las posibilidades de ocupación de las mujeres, ya que los coeficientes que acompañan a las categorías *For1* a *For4* - que indican el efecto diferenciador sobre la variable dependiente del modelo entre poseer el nivel de estudios correspondiente y tener estudios superiores -, es siempre negativo. Además, el valor absoluto de estos coeficientes se va reduciendo a medida que aumenta el nivel de educación formal.

El impacto de la edad se modifica de un modo sustancial al incluir en el análisis la experiencia laboral previa. En concreto, en los tres primeros modelos la relación entre la edad y la probabilidad de ocupación era inversa, correspondiendo a las mujeres menores de 30 años las posibilidades más pequeñas de tener empleo respecto a la categoría omitida (*Ed5055*), mientras que en las demás especificaciones la relación entre la ocupación y la edad tiene forma de $\cup$.[8]

[8] Este resultado se discute más extensamente en el apartado correspondiente al modelo bivariante.

Tabla 5.22 Modelos univariantes de ocupación

Variable	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 4	Mod. 5	Mod. 6
Constante	2,0276	2,3538	1,3737	0,3035	0,4284[b]	0,3640
Ed2529	-0,6938	-0,6694	-0,6175	-0,1592	-0,1193[b]	-0,1012[b]
Ed3034	-0,4120	-0,4622	-0,4402	-0,2558	-0,2664[a]	-0,2323[b]
Ed3539	-0,4209	-0,4447	-0,4500	-0,4462	-0,4795	-0,4486
Ed4044	-0,2768[a]	-0,3114[a]	-0,3201[a]	-0,3286[a]	-0,4105	-0,3840
Ed4549	-0,1699[b]	-0,2159[b]	-0,2332	-0,2847[a]	-0,2853[a]	-0,2709[a]
Ec1	0,1754	0,2709	0,2941	0,3468	0,5052	---
Ec3	0,0676[b]	-0,0064[a]	0,0349[b]	0,0909[b]	0,1351[a]	---
Paro	-0,0184	-0,0225	-0,0197	-0,0189	-0,0184	-0,0185
For1	-0,6441	-0,5769	-0,3993	-0,5448	-0,5637	-0,5453
For2	-0,5378	-0,4889	-0,3378	-0,4487	-0,4718	-0,4529
For3	-0,0981[b]	-0,1024[b]	0,0156[b]	-0,0482[b]	-0,0834[b]	-0,0718[b]
For4	-0,2069[a]	-0,1950[a]	-0,0711[b]	-0,1623[b]	-0,1339[b]	-0,1250[b]
Ra2	---	-0,3543[b]	0,2300[b]	0,0972[b]	0,2136[b]	0,2221[b]
Ra3	---	-0,1020[b]	0,4106[a]	0,3066[a]	0,4574[a]	0,4690
Ra4	---	0,1520[a]	0,7209	0,6321	0,7659	0,7803
Ra5	---	-0,0793[b]	0,5550	0,4810	0,6224	0,6368
Ranc	---	-2,6826	-1,8005	-1,3581	-1,4055	-1,3990
Ca1	---	---	1,9615	1,7670	1,8171	1,8292
Ca2	---	---	0,6069	0,4191[a]	0,6003	0,6136
Ca3	---	---	0,8839	0,9580	0,8938	0,8932
Ca4	---	---	0,2590	0,3293	0,3186	0,3176
Ca5	---	---	0,1725[a]	0,2239	0,2114[a]	0,2135[a]
Ca6	---	---	0,1014[b]	0,0952[b]	0,0215[b]	0,0243[b]
Ca8	---	---	0,0951[a]	0,1363[a]	0,0801[b]	0,0787[b]
Canc	---	---	-0,2058[a]	-0,0646[b]	-0,1999[a]	-0,2052[a]
Anoexp	---	---	---	0,1134	0,1096	0,1094
Anoexp2	---	---	---	-0,0020	-0,0019	-0,0019
Despe	---	---	---	---	-0,9983	-1,0051
Ec1sh	---	---	---	---	---	0,5466[a]
Ec1h	---	---	---	---	---	0,2906[b]
Ec2sh	---	---	---	---	---	0,1082[a]
Ec34sh	---	---	---	---	---	0,0788[b]
Ec34h	---	---	---	---	---	0,1130[b]

Nº de observaciones: 3.378
Todas las variables son significativas al 95% de confianza según el estadístico *t* excepto: [a]: significativa al 90%; [b]: no significativa.

Por otra parte, las mujeres viudas, separadas o divorciadas, y sobre todo, las solteras, tienen una probabilidad de ocupación mayor que las casadas. Si se tiene en cuenta además la interacción del estado civil con el hecho de tener hijos se observa que las solteras sin hijos (que son prácticamente todas las

solteras) son las que tienen más posibilidades de ocupación en relación a las casadas con hijos (omitida en el modelo 6) y las viudas, separadas o divorciadas con hijos las que tienen menos.

El hecho de no haber sido despedida supone un efecto positivo sobre las posibilidades de tener empleo respecto al hecho de haberlo sido, mientras que residir en una comunidad autónoma con un nivel de desempleo agregado elevado parece reducir la probabilidad de ocupación de las mujeres, dado el signo negativo del coeficiente que acompaña a dicha variable.

La rama de actividad en la que las mujeres parecen tener mayores posibilidades de estar ocupadas respecto a la omitida (sector primario) es la que engloba a la administración pública, los seguros, la educación, la investigación y los servicios financieros (*Ra4*) y en cuanto a la categoría profesional, destacan en este sentido las profesiones liberales, las empresarias y las altas ejecutivas (*Ca1* y *Ca3*), a las que corresponde el coeficiente positivo de mayor valor (la categoría omitida es la de obreras no especializadas).

Tabla 5.23 Indicadores de la bondad de las especificaciones propuestas

	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 4	Mod. 5	Mod. 6
Log-likelihood	-1.672,6	-1.408,6	-1.356,1	-1.248,9	-1.154,4	-1.152,4
Chi-cuadrado	136,4	664,5	769,5	983,9	1.172,8	1.176,8
R^2 McFadden	0,04	0,19	0,22	0,28	0,34	0,34
% predicc.	79%	83%	83%	84%	85%	85%

En la tabla 5.23 se muestran los mismos indicadores de la bondad de las estimaciones efectuadas que se calcularon para la ecuación de actividad. Aunque de nuevo todos los modelos son significativos al 99% de confianza según el test del ratio de verosimilitud, los indicadores anteriores sugieren que cualquiera de las especificaciones más sencillas es peor que la correspondiente al modelo 5, ya que a éste le corresponde el valor del R^2 de McFadden más alto y el mayor porcentaje de predicciones correctas. Respecto al modelo número 6, ya se comentó más arriba la falta de significatividad de la variable ficticia que lo distingue del 5, por lo que finalmente se escogió esta última especificación de cara a la estimación bivariante.

V.2.3. Estimación del modelo bivariante

En la tabla 5.24 se muestran los valores estimados de los parámetros del modelo bivariante. Igual que en el caso de la ecuación de salarios, el algoritmo utilizado para la estimación es el de DFP. Como se puede observar, la mayoría de los resultados son coherentes con lo que se esperaba a priori y el signo de los coeficientes es el mismo, prácticamente en todos los casos, que el que se obtuvo en las estimaciones univariantes.

Los valores de los parámetros obtenidos para la ecuación de actividad reflejan, una vez más, que el salario tiene una importancia fundamental en el proceso de la incorporación femenina al mercado de trabajo: cuanto mayor es el valor de esta variable es más probable que supere su salario de reserva (Ben-Porath, 1.973, Heckman, 1.974) siendo mayores las posibilidades de que una mujer desee trabajar. O dicho de otra forma: cuanto mayor sea el rendimiento que obtiene de su actividad laboral una mujer, mayor es la utilidad que alcanza trabajando, elevándose así la probabilidad de que dicha utilidad sea mayor que la correspondiente a la inactividad.

En cuanto a la edad, los parámetros estimados sugieren que influye de manera negativa en la decisión de incorporación al mercado de trabajo, ya que todos los coeficientes de las categorías incluidas tienen signo positivo, siendo la categoría omitida la que representa a las mujeres mayores de 55 años. No obstante, el valor absoluto de los parámetros va disminuyendo, de modo que corresponde a las mujeres menores de 30 años el efecto diferenciador mayor.

Este resultado contrasta con la relación en forma de $\cap$ que se ha detectado en algunas ocasiones, aunque para muestras con mujeres de edades comprendidas en un intervalo más amplio que el considerado en esta memoria (véanse, por ejemplo, Gracia-Díez, 1.990; García Camacho y Novales, 1.990). De hecho, en dichos estudios la tendencia a la actividad también parece reducirse a partir de los 30 años. Dicho resultado, además de sugerir que las preferencias de las mujeres se modifican a favor del ocio con la edad, elevando su salario de reserva, también puede reflejar en parte el hecho de que las españolas comenzaron a incorporarse hace relativamente poco al mercado de trabajo, por lo que las tasas de actividad son mayores entre las más jóvenes y más reducidas entre las mayores, que continuan ocupándose fundamentalmente del trabajo en el hogar.

Tabla 5.24 Estimación del modelo bivariante

	Ecuación de actividad		Ecuación de ocupación	
Variable	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Constante	-9,2888	-30,471	1,1049	2,797
Logwim	0,78725	27,482	---	---
Ed2529	0,41307	4,381	-0,19085	-0,784
Ed3034	0,38446	4,081	-0,31420	-1,302
Ed3539	0,34308	3,626	-0,43418	-1,824
Ed4044	0,33209	3,462	-0,39652	-1,675
Ed4549	0,15658	1,619	-0,24853	-1,075
Ec1	0,54497	11,403	0,15924	1,717
Ec3	0,48186	6,727	-0,21992	-2,118
Ing0	2,22920	19,970	---	---
Ing1	1,28470	26,513	---	---
Ing2	0,47850	10,963	---	---
Ing3	0,06615	1,450	---	---
Paro	---	---	-0,02014	-3,716
For1	---	---	-0,42747	-3,513
For2	---	---	-0,33442	-3,035
For3	---	---	-0,03139	-0,220
For4	---	---	-0,03163	-0,209
Ra2	---	---	0,21948	0,836
Ra3	---	---	0,40865	1,532
Ra4	---	---	0,68399	2,517
Ra5	---	---	0,55316	2,102
Ranc	---	---	-1,2245	-3,866
Ca1	---	---	1,6419	3,855
Ca2	---	---	0,51083	1,830
Ca3	---	---	0,83143	6,412
Ca4	---	---	0,23229	1,670
Ca5	---	---	0,16776	1,394
Ca6	---	---	0,00550	0,058
Ca8	---	---	0,10903	1,105
Canc	---	---	-0,11963	-1,010
Anoexp	---	---	0,09034	8,549
Anoexp2	---	---	-0,00155	-5,080
Despe	---	---	-0,86112	-11,854
Rho (1,2)	-0,59946	-9,011	---	---

Nº observaciones: 9.955
Log-Likelihood: -5965,168
% predicciones: 88%

También ha resultado ser muy significativo el estado civil, siendo las mujeres solteras las que tienen mayores posibilidades de ser activas en relación a las casadas, que constituyen la categoría de referencia. De igual modo, el hecho de ser viuda o estar separada o divorciada supone un efecto positivo en este sentido. Por tanto, los coeficientes obtenidos confirman el hecho de que el valor del tiempo de las mujeres casadas fuera del mercado es superior al de las demás, al disponer de un mayor número de usos alternativos para el mismo (Gronau, 1.973a, 1.973b), incrementando así su salario de reserva.

Otra variable fundamental es el nivel de ingresos no salariales: es mucho más probable que desee trabajar una mujer que dispone de pocos recursos financieros independientes de su actividad laboral que otra que posea una renta no salarial elevada. Este resultado es coherente con el impacto teórico esperado de dicha variable, ya que incrementa el nivel de bienestar que puede alcanzar una mujer permaneciendo inactiva. La menor probabilidad de actividad corresponde a las mujeres con unos ingresos no laborales superiores a las 75.000 pesetas, que es la categoría omitida, aunque la diferencia con las que disponen de una renta entre 50.000 y 75.000 pesetas no ha resultado significativa. Por el contrario, son las mujeres que no poseen ningún tipo de ingresos no salariales las que tienen más posibilidades de ser activas en relación a las que tienen más de 75.000 pesetas de renta al mes.

En cuanto a la ecuación de ocupación, las estimaciones sugieren que las mujeres solteras tienen más posibilidades de estar ocupadas que las casadas (categoría de referencia), mientras que el hecho de ser viuda, separada o divorciada supone un efecto negativo en relación a este aspecto. Aunque el resultado correspondiente a las solteras parece lógico, ya que los empresarios pueden interpretar que son más productivas - al menos porque suelen tener menos responsabilidades familiares, con los problemas de absentismo o impuntualidad que ello puede implicar -, la interpretación del coeficiente negativo que acompaña a la categoría de viudas, separadas o divorciadas no está tan clara. No obstante, hay que tener presente que el matrimonio puede elevar la tendencia de las mujeres activas a autoclasificarse como amas de casa cuando se quedan sin empleo, por lo que este resultado debe interpretarse con bastante cuidado.

La educación formal parece incidir positivamente en las posibilidades de ocupación de las entrevistadas, correspondiendo a las mujeres sin estudios la

probabilidad de ocupación más baja respecto a las que han cursado estudios universitarios, que es la categoría omitida. No obstante, no parecen existir diferencias significativas entre la probabilidad de tener empleo de las mujeres que han finalizado los estudios medios o formación profesional y la correspondiente a las universitarias (los estadísticos *t* toman los valores -0,220 y -0,209 respectivamente). Este resultado coincide con el detectado por Nickell (1.979a), que afirmó que la probabilidad de desempleo disminuía con la educación formal hasta los 12 años de estudios, quedando fuera de dicha relación la formación universitaria. No obstante, en la mayoría de las investigaciones los estudios superiores ejercen una influencia positiva sobre las posibilidades de ocupación de los individuos.

En parte, este resultado puede tener su origen en la inclusión en el análisis de la categoría profesional, cuya correlación con la educación formal puede suponer un descenso en el valor de los parámetros correspondientes a ambas variables (Nickell, 1.979b). De hecho, las estimaciones univariantes que se mostraron en un apartado anterior así lo sugerían, ya que los parámetros de las categorías de BUP, COU y FP, eran menores, en valor absoluto, en los modelos en los que se incluyó la categoría profesional, que estaría recogiendo, por tanto, parte del efecto del nivel de estudios sobre las posibilidades de empleo de las mujeres.

De cualquier forma, tanto si se considera que la educación aumenta la productividad como si se entiende que sólo es una señal, los resultados obtenidos parecen confirmar, en líneas generales, el hecho de que es más probable que los individuos con más años de estudios superen el mínimo de capacidad laboral que exigen los empresarios para ocupar un puesto de trabajo concreto, por lo que sus posibilidades de tener empleo son más elevadas que las de los que han estudiado durante muchos años.

Por el contrario, dos factores que parecen influir negativamente en las posibilidades de tener empleo de las mujeres son haber sido despedida del puesto de trabajo anterior y residir en una comunidad autónoma con un nivel de desempleo elevado.

El primero de estos resultados parece confirmar la hipótesis de que un despido es una señal negativa para los empresarios de cara a contratar a un individuo, al considerar que éste es un indicador de que su productividad, dadas unas

determinadas condiciones de experiencia y educación formal, es más reducida que la de los trabajadores de iguales características que no experimentaron dicho proceso. Además, este resultado es coherente con lo afirmado por autores como Blanco (1.995), quien sugirió que las personas que se despiden voluntariamente suelen disponer ya de otro empleo.

El segundo efecto mencionado, el del nivel de desempleo de la comunidad de residencia, también era de esperar, ya que cuando la situación de la economía es desfavorable se reduce el número de vacantes y aumentan las posibilidades de que se produzcan despidos, ya que las necesidades de mano de obra de las empresas son menores. Pero, además, cuanto mayor es el número de desempleados, mayor será el número de competidores potenciales para ocupar un puesto de trabajo y menor la probabilidad de que un individuo concreto sea escogido, siendo los empresarios más selectivos a la hora de efectuar nuevas contrataciones (Barron, Bishop y Dunkelberg, 1.985).

En relación a la categoría profesional, se observa que ser empresaria o directiva o ejercer una profesión liberal (*Ca1* o *Ca3*) eleva de manera considerable las posibilidades de ocupación de las mujeres respecto a las que trabajan como obreras no especializadas, que constituyen la categoría de referencia y que, además, son el colectivo a las que corresponde la menor probabilidad de ocupación (los coeficientes restantes son todos positivos). Este resultado parece lógico, ya que muchas de estas mujeres están autoempleadas, por lo que su actividad, en gran medida, es independiente de las decisiones de contratación de los empresarios, reduciéndose así en gran parte sus posibilidades de estar desempleadas involuntariamente. Además, coincide en su esencia con el que obtuvieron Andrés, García y Jiménez (1.989), a pesar de que ellos incluyeron en su análisis todas las categorías que se distinguen en la ECVT.

Por otra parte, la rama de actividad en la que existen más facilidades de empleo para las mujeres es la que engloba a la administración pública, los seguros, la educación, la investigación y los servicios financieros (omitida), mientras que las mayores dificultades para estar ocupada respecto a esta rama de actividad se padecen en el sector primario[9].

[9] El hecho de que la categoría del no contesta para la rama de actividad sea negativa y significativa puede deberse a que en la muestra figuran mujeres desempleadas sin experiencia y que, obviamente, no pueden responder la pregunta formulada. Ante la posibilidad que su inclusión en el análisis pudiera desvirtuar el papel de otras variables, se consideraron dos

En la tabla 5.24 llama la atención el hecho de que la relación entre la edad y el desempleo tiene forma de ∩. Aunque todos los coeficientes son negativos, reflejando que las mujeres de más de 50 años (referencia) son las que tienen más posibilidades de disponer de un empleo, a las que corresponde un coeficiente de menor valor absoluto es a las más jóvenes y a las mayores de 45 años.

Este resultado no había aparecido en ninguno de los estudios en los que se ha estimado un indicador de la probabilidad de ocupación de los individuos similar a éste, como los mencionados en el capítulo *IV*, y puede deberse al hecho, ya comentado, de que al efectuar la estimación se ha controlado al mismo tiempo la experiencia del individuo, cuyo efecto sobre las posibilidades de tener empleo de los individuos es positivo aunque decreciente.

La relación inversa detectada entre las posibilidades de ocupación y la edad hasta llegar a los 40 años, podría indicar que si un empresario debe escoger entre dos mujeres con la misma experiencia pero de diferente edad, opta por contratar a la más joven. Esto no es extraño si los empresarios consideran que las personas de menos edad tienen una mayor capacidad de adaptación y facilidad de aprendizaje.

A partir de los 40 años, sin embargo, parece que para mujeres con la misma experiencia laboral las posibilidades de ocupación comienzan a aumentar. Este dato puede estar relacionado con el hecho de que una vez superado cierto límite de edad, las mujeres que pierden sus empleos pasan directamente de la actividad a la inactividad y, además, algunas comienzan a retirarse del mercado de trabajo por voluntad propia. Es decir, el colectivo de mujeres

---

soluciones alternativas. Una consistía en eliminar de la muestra al colectivo en cuestión. De hecho, se efectuaron diversas estimaciones del modelo con una muestra restringida y el parámetro mencionado dejó de ser significativo. Sin embargo, este procedimiento no se consideró correcto, ya que se escogía la muestra de una manera no aleatoria en relación a las variables dependientes del modelo. La segunda opción era excluir del análisis dicha variable y estudiar si la influencia de los demás factores considerados cambiaba de manera significativa. Pero los valores estimados del resto de los parámetros fueron muy similares (apéndice 3), y además el test del ratio de verosimilitud aconsejaba su inclusión en el análisis, ya que el valor del estadístico correspondiente (141,4) supera con creces el valor crítico correspondiente al 99,5% de cofianza (16,7). Por eso se optó por mantener dicha variable en la especificación del modelo. De cualquier manera, de cara a la interpretación de los coeficientes, sólo debe tenerse en cuenta si existen diferencias entre las ramas de actividad, careciendo de significado el parámetro de la categoría mencionada.

activas mayores de 40 o 45 años estaría compuesto casi exclusivamente por ocupadas[10].

Por tanto, la relación detectada entre la edad y las posibilidades de ocupación no es contradictoria con las tasas de desempleo que aparecen en las encuestas, y que suelen ser especialmente elevadas entre las personas jóvenes (pueden tomarse como referencia las cifras que aparecen en la tabla 5.3), ya que en el modelo se suponen constantes todas las demás variables y en las encuestas, al calcular este tipo de datos, no se controla ninguna variable. Del mismo modo, tampoco lo es con el resultado obtenido en el resto de investigaciones mencionadas, ya que en ninguna de ellas se incluyó como regresor adicional un factor que en la realidad se sabe que es clave a la hora de encontrar empleo, como es la experiencia.

De cualquier forma, en la tabla 5.25 se muestran los valores de los parámetros estimados excluyendo del análisis la experiencia. Como puede apreciarse fácilmente, las mayores diferencias respecto a los valores que aparecen en la tabla 5.24 corresponden a los coeficientes de la edad, que en este caso parece tener una relación inversa con la probabilidad de ocupación, puesto que estaría aproximando el efecto de la experiencia.

El problema principal que supone la incorporación de esta variable en el análisis, es que cabe la posibilidad de que sea endógena, ya que es el resultado de decisiones anteriores similares a las que se analizan en el modelo propuesto; por eso, es lógico pensar que pueda estar determinada por los mismos factores que se incluyen como variables independientes. Si esto fuera así, las estimaciones del modelo bivariante no serían consistentes.

Una posible solución consistiría en aproximarla por medio de la edad, tal como se hizo en la ecuación de salarios. No obstante, como se acaba de comentar, ambas variables parecen tener efectos independientes y diferentes en las posibilidades de ocupación de los individuos.

Por otra parte, es posible considerar que la experiencia laboral es exógena en las decisiones de contratación de los empresarios ya que, aunque dichas

[10] Esta explicación se ve corroborada en parte por uno de los resultados obtenidos por Adam (1.995), que demostró que la relación entre la probabilidad de abandonar la fuerza de trabajo de las mujeres casadas y la edad de las mismas tiene forma de $\cup$.

opciones pueden influir en cierta manera en el número de años que ha pasado una mujer en el mercado de trabajo, este dato parece depender más de sus propias decisiones de actividad. Hay que tener en cuenta, además, que la variable *anoexp*, como se comentó en el capítulo anterior, es simplemente un indicador de la experiencia potencial de las mujeres encuestadas, ya que se calculó, básicamente, como la diferencia entre la edad de la entrevistada y la edad a la que comenzó a trabajar.

Además, según el resultado que arroja el test del ratio de verosimilitud, cuyo estadístico se calcula a partir de la expresión $2\left[\ell(\hat{\beta}) - \ell(\hat{\beta}_R)\right]$, es posible rechazar la hipótesis nula de que la experiencia no resulta significativa en el análisis, ya que el valor del mismo (167,2) supera el valor crítico de la χ^2 con dos grados de libertad (10,6) al 99,5% de confianza.

Por todo ello, teniendo en cuenta además que las predicciones que genera el modelo sin la experiencia se ajustan peor a los datos reales que las correspondientes al modelo completo, y a pesar de que puedan existir problemas de consistencia, se consideró más apropiado mantener la especificación que incluye ambas variables en el análisis.

Además de analizar el efecto que tienen las variables incluidas en la estimación tanto en la ecuación de ocupación como en la de actividad, debe recordarse que algunas de ellas han resultado ser significativas en ambas. La mayoría ejercen una influencia del mismo signo cuando actúan como variables de oferta y cuando lo hacen como variables de demanda. Por ejemplo, aunque de una manera indirecta, puede deducirse que la educación formal y la experiencia laboral previa aumentan la tendencia a la actividad de las mujeres, ya que elevan el salario que pueden percibir, y elevan sus posibilidades de tener empleo[11].

[11] Entre las estimaciones que figuran en el apéndice 3 se muestran los resultados obtenidos excluyendo el salario de la ecuación de actividad e incluyendo el nivel de estudios y la experiencia, de modo que es más fácil apreciar la relación comentada entre estas variables y la actividad laboral femenina.

Tabla 5.25 Estimación del modelo bivariante excluyendo la experiencia

	Ecuación de actividad		Ecuación de ocupación	
Variable	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Constante	-9,2811	-30,580	2,0289	5,625
Logwim	0,78630	27,600	---	---
Ed2529	0,41446	4,395	-0,58928	-2,825
Ed3034	0,38429	4,077	-0,49252	-2,367
Ed3539	0,34258	3,619	-0,46675	-2,233
Ed4044	0,33268	3,465	-0,40367	-1,907
Ed4549	0,15668	1,619	-0,20754	-0,972
Ec1	0,53964	11,278	0,09948	1,140
Ec3	0,47632	6,636	-0,27053	-2,607
Ing0	2,2295	19,946	---	---
Ing1	1,2886	26,580	---	---
Ing2	0,47939	10,988	---	---
Ing3	0,06860	1,505	---	---
Paro	---	---	-0,02074	-3,996
For1	---	---	-0,30354	-2,604
For2	---	---	-0,20872	-1,980
For3	---	---	0,02076	0,153
For4	---	---	0,04541	0,321
Ra2	---	---	0,32595	1,309
Ra3	---	---	0,48716	1,923
Ra4	---	---	0,73853	2,857
Ra5	---	---	0,61587	2,458
Rana	---	---	-1,5757	-5,286
Ca1	---	---	1,8421	4,752
Ca2	---	---	0,66606	2,524
Ca3	---	---	0,76038	6,094
Ca4	---	---	0,16400	1,225
Ca5	---	---	0,10420	0,906
Ca6	---	---	-0,00196	-0,022
Ca8	---	---	0,06975	0,750
Canc	---	---	-0,24381	-2,060
Despe	---	---	-0,88254	-12,991
Rho (1,2)	-0,61525	-9,826	---	---

Nº observaciones: 9.955
Log-Likelihood: -6048,807
% predicciones: 81%

De igual modo, las mujeres solteras presentan mayor tendencia a incorporarse al mundo laboral que las casadas y que tienen una probabilidad más alta de estar ocupadas. Sin embargo, las mujeres separadas, divorciadas o viudas son

activas con más frecuencia que las casadas, pero parecen tener menos probabilidades de estar ocupadas que estas últimas.

Por otra parte, los coeficientes que acompañan a las categorías de la variable ficticia que mide la edad sugieren que, aunque existe una relación inversa entre la edad y la actividad, las probabilidades de ocupación dado un nivel de experiencia laboral previa son menores para las mujeres de edades entre 35 y 45 años. Por tanto, la edad no supone el mismo efecto sobre la situación laboral femenina cuando se analiza como variable de demanda y como variable de oferta.

Independientemente del efecto que tienen las diferentes variables en el modelo, y su coherencia con lo esperado a nivel teórico, un aspecto fundamental cuando se considera la posibilidad de estimar un probit bivariante, en lugar de estimar las dos ecuaciones de las que consta como dos probits univariantes independientes, es la significación estadística del coeficiente de correlación, ρ, entre los términos de error de las mismas. En la tabla 5.24 se puede comprobar que dicho parámetro ha resultado significativo, dado el valor del estadístico *t* (-8,683). El test de Wald, equivalente a éste (Greene, 1.991b), también sugiere que debe rechazarse la hipótesis de que no existe correlación entre ambas perturbaciones, ya que el valor del estadístico correspondiente (75,39) supera el valor crítico de la χ^2 con un grado de libertad al 99,5% de confianza (7,88). Por tanto, no sólo hay un conjunto de variables observables comunes que son importantes a la hora de determinar tanto la actividad como la ocupación, sino que existen ciertos factores no observables por el investigador que influyen en las dos partes en las que puede dividirse el proceso de incorporación femenino al mundo laboral.

El signo negativo de ρ sugiere que las mujeres que tienen características inobservables (por ejemplo, preferencias) que incrementan su tendencia a ser activas, tienen menos posibilidades de estar ocupadas: las mujeres que deciden incorporarse al mercado de trabajo a pesar de su escasa capacidad de generar ingresos laborales, de disponer de una renta no salarial elevada o de encontrarse en circunstancias familiares desfavorables, tienden a estar desempleadas.

Dada la significación estadística del coeficiente de correlación entre las perturbaciones, se espera que los parámetros de las ecuaciones estimados con

el modelo bivariante, $\hat{\beta}_b$, y los obtenidos a partir de los probits univariantes, $\hat{\beta}_u$, sean distintos. En la tabla 5.26 se muestra la diferencia existente entre los valores absolutos de los dos conjuntos de parámetros.

En primer lugar, se observa que en general, las diferencias entre los dos tipos de estimación son relativamente reducidas, especialmente en el caso de la ecuación de actividad. Ya se adelantó en el capítulo anterior que este último resultado podía esperarse a priori, debido a que las estimaciones univariantes de esta parte del modelo estarían sesgadas al eliminar de la muestra a las mujeres inactivas, mientras que en el caso de la ecuación de actividad sólo existiría un problema de eficiencia.

No obstante, en la ecuación de ocupación algunas de las discrepancias son mayores, y en muchas ocasiones están cerca o incluso superan el 0,1. Además, se puede observar que el sesgo que se comete en gran parte de los casos es positivo: es decir, el modelo univariante sobrestima el impacto de la mayoría de las variables independientes consideradas en el análisis.

Las mayores diferencias se aprecian en relación al estado civil. De hecho, el coeficiente de la categoría que recoge a las mujeres viudas, separadas o divorciadas cambia de signo: según el modelo univariante éstas tienen más posibilidades de estar ocupadas que las casadas, mientras que el probit bivariante indica lo contrario. También existen disparidades apreciables entre los coeficientes que miden el efecto de la educación formal, sobre todo para las categorías de estudios primarios o inferiores. El sesgo positivo que se comete al estimar su valor por medio del modelo univariante es aproximadamente de 0,12.

En cuanto a la edad, debe destacarse que, aunque se mantiene la relación con la ocupación descrita más arriba, el modelo univariante subestima los parámetros correspondientes a las mujeres más jóvenes, pero sobrestima el efecto de las categorías que incluyen a las mayores de 35 años. Por tanto, si no se corrige el sesgo de selección de la muestra, se otorgan más posibilidades de ocupación de las que realmente tienen a las mujeres jóvenes en relación a las mayores de 55 años, mientras que la probabilidad efectiva de estar empleada de una mujer mayor de 35 años es comparativamente mayor de la que se deduciría a partir del modelo univariante.

Tabla 5.26 Diferencias entre las estimaciones univariantes y bivariante

Ecuación de actividad		Ecuación de ocupación	
Variable	$\lvert\hat{\beta}_u\rvert - \lvert\hat{\beta}_b\rvert$	Variable	$\lvert\hat{\beta}_u\rvert - \lvert\hat{\beta}_b\rvert$
Constante	0,3320	Constante	-0,67503
Logwim	0,0331	Ed2529	-0,07103
Ed2529	-0,0168	Ed3034	-0,04870
Ed3034	-0,0080	Ed3539	0,03978
Ed3539	-0,0106	Ed4044	0,00986
Ed4044	-0,0075	Ed4549	0,03550
Ed4549	-0,0050	Ec1	0,34715
Ec1	0,0119	Ec3	-0,35175
Ec3	0,0316	Paro	-0,00143
Ing0	-0,0482	For1	0,11476
Ing1	-0,0103	For2	0,12371
Ing2	0,0065	For3	0,04943
Ing3	0,0071	For4	0,08589
		Ra2	-0,00812
		Ra3	0,04447
		Ra4	0,07334
		Ra5	0,06609
		Rana	0,18750
		Ca1	0,17850
		Ca2	0,08783
		Ca3	0,06544
		Ca4	0,07975
		Ca5	0,03784
		Ca6	0,01367
		Ca8	-0,02681
		Canc	0,07711
		Anoexp	0,01908
		Anoexp2	0,00043
		Despe	0,13370

En otro orden de cosas, es importante señalar que el porcentaje de predicciones correctas que genera el modelo bivariante es relativamente alto. En relación a la actividad, predice correctamente el 93% de las mujeres activas y el 98% de las inactivas. Estos porcentajes en el modelo univariante correspondiente fueron el 53% y el 89%, respectivamente. La proporción de aciertos, no obstante, se reduce bastante en la ecuación de ocupación, ya que entre las mujeres que disponen de empleo es del 75% y en la submuestra de desempleadas sólo algo más del 50%. Sin embargo, este último dato mejora el

porcentaje de desempleadas predichas adecuadamente por el probit univariante, que no llega al 45%.

En definitiva, las diferencias entre los parámetros estimados mediante los modelos univariantes y el bivariante no son tan grandes como podría esperarse. Sin embargo, del ejercicio empírico realizado en esta parte de la memoria se desprenden algunas conclusiones generales importantes. En primer lugar, que el modelo bivariante predice de un modo más preciso la situación laboral de las mujeres incluidas en la muestra que los probits univariantes correspondientes estimados individualmente, permitiendo además alcanzar unas conclusiones mucho más ricas al respecto. En segundo lugar, el hecho de que el coeficiente de correlación entre los términos de error de las ecuaciones haya resultado significativo demuestra que es más adecuado estimar conjuntamente las ecuaciones de actividad y ocupación que hacerlo por separado, ya que se gana eficiencia en la estimación. Y, por otra parte, la mencionada correlación sugiere que debería utilizarse una técnica bivariante si se pretende estimar una ecuación de ocupación como la propuesta, al menos en el caso de muestras femeninas, en las que el porcentaje de personas inactivas es bastante importante. Esto se debe a que los parámetros de dicha ecuación estimados con datos referentes únicamente a individuos activos estarán sesgados, ya que al eliminar a las mujeres inactivas se produce un problema de selección de la muestra.

V.2.4. Probabilidades derivadas del modelo estimado

A partir del modelo bivariante es posible obtener diferentes probabilidades que permiten interpretar los resultados derivados de su estimación de un modo directo y sencillo; en concreto, se ha optado por analizar las diferencias en la probabilidad (marginal) de que una mujer sea activa, la probabilidad de que esté ocupada (condicionada a que sea activa)[12] y la probabilidad conjunta de que trabaje en función de sus características.

La probabilidad de que una mujer sea activa se puede determinar simplemente evaluando la función de distribución de una normal estándar para el valor $\hat{\beta}X$,

[12] Por supuesto, también se puede obtener la probabilidad marginal de estar ocupada de cualquier mujer, pero se ha considerado más adecuado calcularla sólo para las mujeres activas, ya que en las estadísticas laborales que se manejan habitualmente las tasas de ocupación y desempleo se refieren exclusivamente a este colectivo. Además, ya se comentó anteriormente que no era éste el propósito de la presente investigación.

suponiendo que $\hat{\beta}$ sea el valor estimado del conjunto de parámetros de dicha ecuación y *X* el vector de variables correspondientes. La probabilidad conjunta de que una mujer trabaje, por el contrario, debe computarse teniendo en cuenta la correlación existente entre los términos de error de las dos ecuaciones del modelo. Si estos fueran independientes, la probabilidad conjunta se obtendría mediante la multiplicación de las dos marginales; sin embargo, al haberse detectado una correlación negativa entre ellos, la probabilidad conjunta será menor que el resultado de dicho producto. Esta probabilidad debe calcularse, por tanto, a partir de la función de distribución de una normal bivariante. Por último, la probabilidad de que una mujer activa esté ocupada se obtiene dividiendo la probabilidad conjunta de que sea activa y esté ocupada entre la marginal de ser activa.

En las tablas siguientes se muestra la variación (en porcentajes) respecto al individuo de referencia de cada una de las probabilidades mencionadas asociada a cada característica. El individuo de referencia en la ecuación de ocupación es una mujer casada, mayor de 50 años y con una renta no salarial superior a 75.000 pesetas, mientras que en la ecuación de ocupación es una mujer también casada, mayor de 50 años, con estudios superiores, que no fue despedida de su empleo anterior, que trabaja/ba en la agricultura y cuya categoría profesional era de obrero no cualificado. Además, se ha supuesto que las variables continuas del modelo toman el valor medio de la muestra.

La mujer promedio de la muestra utilizada tiene un 32,6% de posibilidades de ser activa, aunque como se deduce de la tabla 5.27, dicha probabilidad oscila bastante en función de las peculiaridades de cada persona. De hecho, la probabilidad de actividad estimada para la mujer de referencia es únicamente del 9,2%.

El hecho de ser soltera supone un incremento de 12,5 puntos en la probabilidad de actividad de la mujer de referencia. De igual modo, dicha probabilidad aumenta considerablemente si la mujer es más joven (casi 9 puntos si es menor de 30 años) y si dispone de menos recursos financieros independientes de su trabajo. En relación a este último aspecto, llama la atención el efecto marginal tan importante que supone la carencia de cualquier tipo de renta no salarial, ya que la probabilidad de actividad en este caso se eleva, nada menos, que en 72 puntos porcentuales.

Tabla 5.27 Efectos marginales estimados sobre la probabilidad de actividad, de ocupación y de estar trabajando

	Probabilidad de actividad	Probabilidad de ocupación de una mujer activa	Probabilidad de que una mujer trabaje
Indiv. promedio	32,60%	84,47%	27,54%
Indiv. referencia	9,20%	71,19%	6,55%
For1	---	-19,23	-1,77
For2	---	-14,77	-1,36
For3	---	-1,29	-0,12
For4	---	-1,30	-0,12
Ed2529	8,78	-0,33	6,31
Ed3034	8,04	-5,35	4,80
Ed3539	7,00	-11,56	3,11
Ed4044	6,74	-10,08	3,19
Ed4549	2,85	-7,20	1,16
Ec1	12,45	14,03	11,9
Ec3	10,67	-0,30	7,67
Ra2	---	8,15	0,75
Ra3	---	13,91	1,28
Ra4	---	20,22	1,86
Ra5	---	17,50	1,61
Ca1	---	28,05	2,58
Ca2	---	16,52	1,52
Ca3	---	22,61	2,08
Ca4	---	8,59	0,79
Ca5	---	6,41	0,59
Ca6	---	2,18	0,20
Ca8	---	4,24	0,39
Despedida	---	-39,34	-3,62
Ing0	72,40	---	68,92
Ing1	39,03	---	36,04
Ing2	10,55	---	9,17
Ing3	1,13	---	0,95

En cuanto a la probabilidad condicionada de tener empleo, a la mujer promedio de la muestra le corresponde un valor próximo al 85%, y a la mujer de referencia un 71%. La mayor reducción en dicha probabilidad está asociada al abandono involuntario del empleo anterior (más de 39 puntos) y a un nivel reducido de estudios (19 puntos si la mujer de referencia es analfabeta en vez de universitaria).

Por el contrario, ser soltera implica un efecto positivo del 14% sobre las posibilidades de ocupación de la mujer de referencia, suponiendo que sea activa. También se eleva considerablemente dicha probabilidad si la mujer es empresaria, alta ejecutiva o desarrolla una profesión liberal (*Ca1* y *Ca3*).

En cuanto al efecto de la edad, es interesante observar que la probabilidad estimada de tener empleo se reduce 10 puntos respecto a la asociada al individuo de referencia si la mujer tiene entre 40 y 44 años, y 11,5 puntos si tiene entre 35 y 40. Por el contrario, el efecto marginal estimado correspondiente a la categoría de menores de 30 años es muy reducido (0,33 puntos).

Por último, de la tabla 5.27 también se deduce la importancia de incluir en el análisis de la probabilidad de ocupación el sector de actividad, ya que, por ejemplo, el hecho de trabajar en el sector servicios en general, y más concretamente en la Administración Pública o en empresas cuya actividad está relacionada con los seguros, las finanzas, la educación o la investigación (*Ra4*), favorece enormemente la ocupación (20 puntos).

Por otra parte, la probabilidad estimada de observar trabajando a la mujer promedio de la muestra es del 27,5%. Los mayores efectos marginales en este sentido están asociados, de nuevo, a la renta no salarial, ya que la probabilidad de trabajar de la mujer de referencia se eleva en casi 69 puntos si no dispone de ingresos independientes de su trabajo. Dicho impacto es prácticamente igual al observado al analizar los cambios correspondientes de la probabilidad de actividad, por lo que se comprueba que su efecto fundamental en la situación laboral de las mujeres se ejerce vía actividad.

Otra variable fundamental en este sentido es también el estado civil. En relación a esta variable es interesante observar que la probabilidad de que la mujer de referencia trabaje se eleva en 12 puntos si es soltera, y que dicho efecto se debe tanto a que es mayor su probabilidad de actividad como su probabilidad de disponer de un empleo. De igual modo, el hecho de estar viuda, separada o divorciada aumenta las posibilidades de que una mujer trabaje, aunque en este caso dicho efecto positivo se debe básicamente al incremento que supone en la probabilidad de actividad, ya que los resultados de la estimación sugieren que la probabilidad de ocupación de estas mujeres es ligeramente inferior que la de las casadas.

El resto de las variables no merece mayores comentarios, ya que su efecto se ha descrito en relación a las otras dos probabilidades. Únicamente cabe señalar que a partir de las estimaciones bivariantes se deduce que la probabilidad de trabajar de las mujeres de la muestra va disminuyendo con la edad, resultando fundamental en este caso la tendencia a la actividad que presentan las mujeres más jóvenes. Este aspecto, tal como se comentó más arriba, no parecía claro en las estimaciones del probit univariante de participación.

Entre las variables continuas del modelo puede ser especialmente interesante efectuar un ejercicio similar en relación a la experiencia, ya que su impacto sobre las probabilidades estimadas no es lineal. En la tabla 5.28 se muestra cómo se alteran la probabilidad condicionada de ocupación y la probabilidad de estar trabajando a medida que aumentan los años de experiencia laboral previa, tomando como referencia a una persona que carece totalmente de ella.

Tabla 5.28 Efecto marginal estimado de la experiencia sobre la probabilidad de ocupación y de estar trabajando

Años de experiencia	Probabilidad de ocupación de una mujer activa	Probabilidad de que una mujer trabaje
1 año	3,0	1,4
5 años	12,2	6,2
10 años	19,0	10,3
15 años	22,3	12,7
20 años	24,1	14,0

Por otra parte, con el fin de establecer algún tipo de comparación entre los resultados del análisis efectuado y los datos reales, se calculó la probabilidad de actividad y ocupación que predecía el modelo para cada uno de los individuos de la muestra y se halló su valor medio para grupos con determinadas características. Estos valores se pueden cotejar con las tasas muestrales de actividad y ocupación para esos mismos colectivos con el fin de establecer, aproximadamente, la bondad del ajuste del modelo a las cifras reales de un modo distinto al cálculo de los porcentajes de predicciones correctas.

La probabilidad conjunta de actividad y ocupación se ha obtenido a partir de una aproximación de la función de distribución de la normal bivariante desarrollada mediante una expansión de Taylor en torno a ρ, ya que no fue

posible evaluar directamente la función en el programa LIMDEP. Según dicha aproximación, propuesta por B. Hall (1.991), la probabilidad (bivariante) de trabajar de las mujeres de la muestra se puede calcular utilizando la expresión:

$$\Phi(\beta_1 X_1)\Phi(\beta_2 X_2) +$$
$$+ \phi(\beta_1 X_1)\phi(\beta_2 X_2)(\rho + \rho^2(\beta_1 X_1)(\beta_2 X_2)/2 + \rho^3\left[(\beta_1 X_1)^2 - 1\right]\left[(\beta_2 X_2)^2 - 1\right]/6)$$

Para efectuar este ejercicio se han escogido las tres características individuales que parecen más significativas: la educación, el estado civil y la edad. En relación a la primera, se observa que la tendencia que presentan las tasas muestrales y las probabilidades estimadas es la misma (tabla 5.29). Los dos conjuntos de valores son muy parecidos en el caso de la ocupación, aunque el modelo subestima la probabilidad real de actividad de algunas mujeres, especialmente de las que poseen estudios universitarios.

Tabla 5.29 Actividad y ocupación por niveles de estudios

	Actividad		Ocupación	
Nivel de estudios	Prob. media estimada	Tasa muestral	Prob. media estimada	Tasa muestral
Analfabetas	27,7	25,1	74,5	74,4
Primarios	31,3	30,4	75,6	75,7
BUP/COU	46,4	49,2	85,4	85,4
FP	48,0	54,4	82,6	82,8
Universitarias	57,4	67,7	88,0	88,1

En la tabla 5.30 aparecen las cifras relativas al estado civil. En este caso, las tasas muestrales y las probabilidades estimadas no sólo siguen la misma pauta de comportamiento, sino que además son prácticamente idénticas para las tres categorías consideradas de la variable, tanto en relación a la actividad como a la ocupación.

Tabla 5.30: Actividad y ocupación según el estado civil

	Actividad		Ocupación	
Estado civil	Prob. media estimada	Tasa muestral	Prob. media estimada	Tasa muestral
Solteras	69,7	70,2	83,0	83,0
Casadas	27,5	27,3	77,3	77,3
Viuda/Separ.	61,6	62,5	79,8	80,2

Por último, en la tabla 5.31 figuran los resultados relativos a la edad. Tanto en el caso de la actividad como en el de la ocupación las predicciones del modelo y las tasas reales son muy similares

Tabla 5.31 Actividad y ocupación por edades

	Actividad		Ocupación	
Edad	Prob. media estimada	Tasa muestral	Prob. media estimada	Tasa muestral
25 a 29	42,1	42,1	74,3	74,5
30 a 34	36,2	36,4	80,0	80,0
35 a 39	31,6	31,5	78,7	78,5
40 a 44	31,6	31,6	80,9	80,9
45 a 49	26,6	26,1	82,3	82,6
50 a 55	25,6	25,8	87,1	86,9

V.2.5. Especificaciones alternativas al modelo bivariante

A pesar de que los resultados obtenidos con el modelo bivariante censurado son bastante satisfactorios, es importante tener en cuenta que la situación laboral femenina puede analizarse en base a otros planteamientos econométricos.

En la primera parte de capítulo *IV* se comentó que la técnica más empleada con este fin es el probit univariante de participación laboral. La principal ventaja de este modelo es su sencillez. Sin embargo, si se admite que el hecho de que una persona trabaje depende tanto de su decisión de actividad como de que logre empleo, el modelo simple de participación ofrece una interpretación relativamente pobre de los determinantes de dicha situación, ya que no permite determinar claramente el efecto de las variables independientes sobre cada una de las dos partes del proceso.

Además, en una especificación como ésta no se distingue entre personas desempleadas e inactivas, por lo que su utilización cobraría más sentido si se partiese de la hipótesis que ambas situaciones son, en realidad, equivalentes. Por otra parte, al estimarse con toda la muestra, sólo tiene sentido incluir en el análisis variables conocidas para todas las personas, tanto activas como inactivas, mientras que en el modelo bivariante censurado la ecuación de ocupación se estima exclusivamente con la submuestra de personas activas,

pudiéndose incluir en el análisis variables como la rama de actividad o la categoría profesional.

Otra posibilidad a tener en cuenta es aplicar un modelo logit multinomial[13]. En este caso debe suponerse que los individuos toman una única decisión y tienen tres opciones entre las que escoger: la inactividad, el desempleo y la ocupación. Tras esta idea subyace una connotación de voluntariedad del desempleo que no es compatible con el planteamiento teórico de la presente memoria, de manera que aunque es posible observar el efecto que tienen ciertas características del individuo sobre sus posibilidades de ser activo o de estar ocupado, nunca sería posible distinguir su papel como variables de oferta o como variables de demanda. Además, sucede lo mismo que en el probit univariante: deben incluirse en la estimación variables conocidas para toda la muestra.

Una tercera posibilidad consiste en admitir la existencia de dos procesos distintos de decisión, cada uno con dos posibles opciones, pero considerar que existe un problema de observabilidad parcial como el descrito por Abowd y Farber (1.982). Es decir, la variable independiente (observable) del modelo sería idéntica a la del univariante de participación (toma el valor 1 si la mujer trabaja), pero realmente es el resultado final de un modelo secuencial compuesto por dos ecuaciones. En este caso, la probabilidad de que una mujer trabaje se calcularía simplemente mediante el producto de la probabilidad de que sea activa por la probabilidad de que tenga empleo.

Esta especificación econométrica sería más adecuada para efectuar el análisis que el probit bivariante censurado sólo en el caso de que se considerara que no existen criterios válidos para diferenciar entre las personas inactivas y las desempleadas, ya que de lo contrario no tiene sentido escoger una especificación que supone mayores problemas de observabilidad de los que realmente existen. Además, en esta técnica econométrica las perturbaciones de las dos ecuaciones se tratan como si fueran independientes; por este otro motivo, esta alternativa tampoco parece adecuada, ya que los resultados que aparecen en la tabla 5.24 indican claramente que ambos términos de error están correlacionados. El modelo propuesto por Poirier (1.980) solucionaría este problema, aunque supone la simultaneidad de ambas decisiones, mientras que en esta memoria se entiende que son secuenciales.

[13] La función de verosimilitud correspondiente a este modelo se indica en el apéndice 4.

A pesar de los problemas expuestos, y con el fin de comparar los resultados derivados del modelo bivariante con los que se obtendrían a partir de las especificaciones econométricas mencionadas, se han realizado algunas estimaciones basadas en los modelos descritos. No se incluye ninguna estimación efectuada con el modelo propuesto por Poirier por problemas de convergencia. Los resultados obtenidos aparecen en las tablas 5.32 a 5.34.

Los valores de los parámetros estimados mediante los modelos univariantes son, en su mayoría, consistentes con lo esperado a nivel teórico y, además, coinciden en líneas generales con los del modelo bivariante, ya que indican que es más probable que trabajen las mujeres con más estudios, más experiencia (o, alternativamente, mayor salario), que no están casadas, que tienen una renta no laboral más bien escasa y que residen en una comunidad autónoma con un nivel de desempleo agregado reducido[14]. Sin embargo, no es posible averiguar si dicha probabilidad es mayor debido a que tienen más posibilidades de ser activas o a que están ocupadas con más frecuencia que las demás o a ambas cosas a la vez.

Por ejemplo, es más probable observar trabajando a una mujer soltera que a una casada y esto se debe, según los resultados que se desprenden del modelo bivariante, tanto a que la tendencia a la actividad es mayor entre las solteras que entre las casadas, como a que es más probable que una mujer soltera esté ocupada. Este tipo de afirmaciones no se pueden deducir a partir de los resultados derivados de estimar diversos probits univariantes de participación laboral.

Con la edad ocurre algo curioso, ya que en tres de las especificaciones la mayoría de las categorías consideradas no son significativas al 95% de confianza. Este resultado no parece totalmente lógico, ya que no se espera que, por ejemplo, una mujer con 35 años tenga prácticamente la misma probabilidad de trabajar que una de 55. ¿Cuál es el problema? Que las categorías de edades centrales tienen efectos de signo contrario en las dos ramas del modelo (tabla 5.24). Por tanto, ambos impactos se anulan en los modelos univariantes. Es decir, observando estos resultados podría llegarse a la conclusión de que la edad no es un elemento especialmente determinante

[14] En las dos últimas especificaciones se han incluido la rama de actividad y la categoría profesional para facilitar la comparación con el modelo bivariante, aunque al desconocerse dicha información para muchas de las mujeres inactivas, éstas se han tenido que incluir en la categoría del no contesta.

(dado un nivel de experiencia) en el análisis de la situación laboral de las mujeres incluidas en la muestra utilizada.

Tabla 5.32 Probits univariantes de participación laboral

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	-0,7040	-9,8445	-0,8267	-7,8624
Logwim	---	0,8857	---	0,6806
For1	-1,6553	---	-1,0705	---
For2	-1,3342	---	-0,8176	---
For3	-0,5074	---	-0,2767	---
For4	-0,6871	---	-0,4046	---
Anoexp	0,1132	---	0,0461	---
Anoexp2	-0,0224	---	-0,0008	---
Ec1	0,4346	0,3586	0,4701	0,4263
Ec3	0,3099	0,2620	0,2531	0,1986
Ed2529	0,2339	0,1875	0,2206[a]	0,0937[b]
Ed3034	0,1856[a]	0,2447	0,2536	0,1605[a]
Ed3539	0,0024[b]	0,1991	0,0880[b]	0,0809[b]
Ed4044	0,0892[b]	0,2337	0,1908[a]	0,2014[a]
Ed4549	0,0130[b]	0,1027[b]	0,0507[b]	0,0574[b]
Paro	-0,0197	-0,0251	-0,0175	-0,0341
Ing0	2,4460	2,3903	2,2457	4,5897
Ing1	1,4273	1,3567	1,4165	2,6776
Ing2	0,5244	0,4677	0,5611	1,0347
Ing3	0,1053	0,0448[b]	0,1502	0,2311
Ra2	---	---	-0,2278[a]	-0,2298[a]
Ra3	---	---	0,0655[b]	0,0281[b]
Ra4	---	---	0,4471	0,4306
Ra5	---	---	0,1724[a]	0,1939[a]
Ranc	---	---	-1,5712	-1,9290
Ca1	---	---	0,8445	1,0355
Ca2	---	---	-0,1571[b]	-0,0544[b]
Ca3	---	---	0,8365	0,9235
Ca4	---	---	0,4791	0,5004
Ca5	---	---	0,2750	0,2651
Ca6	---	---	0,1860	0,2000
Ca8	---	---	0,1042[a]	0,1380
Canc	---	---	-0,1302[a]	-0,0583[b]
Log-likelihood	3886,201	4237,900	3422,458	3364,430
χ^2	3794,560	3091,163	4722,047	4838,102
R^2 McFadden	0,33	0,27	0,41	0,34
% predicciones	82%	81%	84%	85%

Nº de observaciones: 9.955

Todas las variables son significativas al 95% de confianza según el estadístico *t* excepto: [a]: significativa al 90%; [b]: no significativa.

De cualquier forma, aunque no se produjeran resultados de este tipo, y a pesar de que aunque el probit univariante de participación sigue siendo válido para muchos tipos de estudios, una especificación univariante nunca permitiría extraer unas conclusiones tan ricas como el modelo bivariante y nunca podría utilizarse para explicar el desempleo.

Los coeficientes derivados de estimar un logit multinomial permiten una interpretación económica más extensa que los del modelo anterior. Los valores que aparecen en la tabla 5.33 indican que la educación formal favorece la ocupación y está relacionada inversamente con el desempleo y, especialmente, con la inactividad. El matrimonio, por su parte, eleva la tendencia a la inactividad y al desempleo, siendo mayor la probabilidad de ocupación entre las mujeres solteras. La edad está inversamente relacionada con la actividad, mientras que el hecho de ser joven aunque favorece la ocupación tampoco elimina el problema del desempleo.

Tabla 5.33 Logit multinomial

Variable	Ocupadas	Desempleadas	Inactivas
Constante	-1,2652	-2,9270	---
For1	-3,1292	-1,0602	4,1894
For2	-2,5163	-0,8326	3,3489
For3	-0,9985	-0,6152	1,6138
For4	-1,2816	-0,3499	1,6315
Anoexp	1,0342	1,1098	-2,1440
Anoexp2	0,7655	1,2494	-2,0149
Ec1	0,6619	1,1127	-1,7746
Ec3	0,5116[b]	0,9100	-1,4217
Ed2529	0,1405[a]	0,8810	-1,0215
Ed3034	0,2818[b]	0,7501	-1,0319
Ed3539	0,0687	0,4504[a]	-0,5192
Ed4044	0,2039	0,0095[b]	-0,2134
Ed4549	-0,0039	-0,0006[a]	0,0046
Paro	-0,0341	-0,0020[b]	0,0361
Ing0	4,5897	1,1767	-5,7664
Ing1	2,6776	1,2852	-3,9628
Ing2	1,0347	0,7321	-1,7668
Ing3	0,2311	0,2350	-0,4662

Nº observaciones: 9.955
Log-likelihood: -5989,307
% predicciones: 77%

Por otra parte, se observa que disponer de unos recursos financieros considerables eleva la tendencia a la inactividad de las mujeres, mientras que las que poseen una renta no laboral reducida suelen estar ocupadas. Por

último, parece que las personas con más experiencia laboral suelen tener empleo, mientras que residir en una comunidad autónoma con un desempleo agregado elevado favorece, sobre todo, la inactividad.

Estos resultados están en consonancia con los obtenidos mediante la estimación bivariante. No obstante, el porcentaje de predicciones correctas que genera el logit multinomial es bastante más reducido que el alcanzado con el probit bivariante; además, si dicho porcentaje se calcula exclusivamente para el colectivo de desempleadas, apenas alcanza el 5%. Por tanto, es incapaz de explicar el desempleo.

En la tabla 5.34 se muestran los resultados de estimar un probit bivariante con observabilidad parcial como el descrito por Abowd y Farber (1.982). En este caso se ha modificado el conjunto de variables escogido, debido a problemas de convergencia, incluyéndose de nuevo el salario en la ecuación de actividad, en lugar de aproximarlo mediante la educación y la experiencia.

Observando los valores estimados de los parámetros llama la atención, en primer lugar, el tamaño de algunos coeficientes de la ecuación de ocupación, como los de la experiencia y la formación profesional (*For4*). Por otra parte, sorprende el parámetro positivo que acompaña a la categoría correspondiente a las mujeres viudas, separadas o divorciadas, que parecen ser las que tienen más posibilidades de estar ocupadas. Este resultado es contrario al que se desprende del resto de las estimaciones y no parece demasiado lógico. Por otra parte, prácticamente ninguna de las categorías que reflejan la edad de la mujer son significativas en dicha ecuación.

Además, el modelo con observabilidad parcial predice correctamente cerca del 46% del desempleo de la muestra considerada, pero prácticamente no predice ninguna mujer trabajando. A esto hay que añadir el hecho de que se parte del supuesto erróneo de que las perturbaciones de las dos ecuaciones no están correlacionadas.

Tabla 5.34 Modelo con observabilidad parcial

	Observabilidad parcial	
Variable	Actividad	Ocupación
Constante	-9,6373	-5,6492
Logwim	0,8449	---
For1	---	-0,8087
For2	---	-0,5137
For3	---	-1,3153
For4	---	-6,3444
Ed2529	0,0486	2,2941
Ed3034	0,1158	-2,0821[a]
Ed3539	0,0632	2,7341[a]
Ed4044	0,1765	2,3865[b]
Ed4549	0,0300	2,6107[b]
Ec1	0,4689	0,1992
Ec3	0,2224	0,7448
Anoexp	---	8,2593
Anoexp2	---	-0,1699
Paro	---	-0,0668
Ing0	2,1285[b]	---
Ing1	1,2757	---
Ing2	0,4627	---
Ing3	0,0505[b]	---
Rho	0	

Nº de observaciones: 9.955
Log-likelihood: -3678,385
χ^2 (27): 4210,193
% predicciones: 73%
[a]: significativa al 90%; [b]: no significativa.

En definitiva, ninguna de las especificaciones consideradas parece mejorar los resultados obtenidos con el probit bivariante, tanto a nivel del porcentaje de predicciones correctas que generan, como en relación a la riqueza de las conclusiones que permiten extraer acerca de los determinantes de la situación laboral de las mujeres encuestadas y a la coherencia de su estructura econométrica con el planteamiento teórico defendido en esta investigación.

CAPÍTULO VI
CONCLUSIONES

Durante las últimas décadas en el ámbito de la Economía del Trabajo se ha mostrado una preocupación evidente por encontrar una interpretación teórica de las cifras que proporcionan las encuestas tanto sobre las horas que trabajan los individuos, que muestran una cierta concentración para horarios de trabajo cercanos a las 40 horas semanales, como sobre el número muy elevado de personas que no desempeñan ningún tipo de actividad laboral remunerada.

Las propuestas que se han hecho en este sentido han sido muy variadas. Muchas de ellas están relacionadas con la rigidez de los horarios de trabajo y el desempleo. Algunos investigadores han defendido que ambos fenómenos no suponen la existencia de desequilibrios en el mercado de trabajo, sino que son el resultado de las decisiones optimizadoras de los agentes económicos. Cuatro de las nociones en las que se apoya esta hipótesis son las diferencias salariales compensadoras, los contratos implícitos de empleo, la sustitución intertemporal del ocio y la búsqueda de empleo. Las hipótesis de las diferencias salariales compensadoras y de los contratos óptimos de empleo vinculan la situación laboral de los individuos con el lado de la demanda del mercado. Por su parte, los modelos de sustitución intertemporal del ocio y de búsqueda de empleo centran su análisis casi exclusivamente en las decisiones de oferta de los trabajadores, argumentando que lo que pretenden éstos es alcanzar un equilibrio a más largo plazo.

En otras ocasiones se ha defendido que la rigidez de horarios y el desempleo constituyen restricciones que impiden a los individuos alcanzar su combinación de equilibrio de ocio y consumo. No todos los individuos pueden acceder al horario de trabajo que escogerían libremente, por lo que el resultado del problema de maximización de la utilidad restringido que deben resolver cuando existe racionamiento en el ámbito laboral, es decir, las horas de trabajo que efectivamente trabajan, no tiene porqué coincidir con la solución del problema no restringido, que son sus horas deseadas de trabajo.

Por tanto, en realidad en cualquier muestra de individuos habrá personas subempleadas - que trabajarán menos horas de las que desearían, dada su tasa salarial -, personas sobreempleadas, es decir, trabajando más horas de las que ofrecerían en una situación sin restricciones y personas desempleadas.

Desde un punto de vista econométrico, la diferencia entre las horas deseadas y efectivas de trabajo se concreta en la presencia de un término de error

adicional en la ecuación de las horas observadas de trabajo; si dicha perturbación está correlacionada con las variables independientes del modelo, y este hecho no se tiene en cuenta, las estimaciones de los parámetros de la ecuación de oferta de trabajo estarán sesgadas. Para que la mencionada correlación exista basta con que determinadas características de los consumidores, como por ejemplo su educación, edad o estado civil, que determinan las horas que desean trabajar, influyan también en el número de horarios de trabajo que tienen a su disposición.

En esta perspectiva, el problema fundamental que implica el racionamiento, para cualquier investigación del mismo, no consiste tanto en proponer nuevos conceptos para describir el funcionamiento del mercado de trabajo, sino más bien en encontrar un mecanismo que permita incorporar dicho problema a los modelos de oferta neoclásica tradicionales, tanto a nivel teórico como, sobre todo, econométrico.

Las soluciones adoptadas en la literatura han sido diversas. Una posibilidad es eliminar de la muestra a los individuos racionados, aunque para ello es necesario corregir el sesgo de selección en el que se puede incurrir. Otra alternativa es considerar las horas de trabajo como una variable discreta, de modo que en lugar de intentar explicar porqué una persona trabaja un número concreto de horas, se puede analizar la probabilidad de que tenga un horario incluido en un intervalo determinado. También es posible corregir los problemas de estimación extendiendo el modelo Tobit, que es el utilizado habitualmente, teniendo en cuenta que las horas efectivas de trabajo coinciden con las deseadas con una cierta probabilidad, que es, precisamente, la probabilidad de que el individuo no esté racionado.

Una de las conclusiones empíricas más importantes que se desprende de estos estudios es que la elasticidad de la oferta de trabajo respecto al salario (en otras ocasiones también se ha comprobado para otras elasticidades) es menor cuando se tiene en cuenta el racionamiento. Este resultado tiene gran trascendencia, ya que la decisión de implementar o no diversas medidas de política económica se apoya algunas veces en estimaciones de este parámetro.

La escasez de resultados empíricos favorables a las hipótesis teóricas en las que se apoyan los modelos de equilibrio, a excepción, tal vez, de los modelos

de búsqueda, junto a los buenos resultados obtenidos a partir de los modelos de desequilibrio, que predicen distribuciones de horas de trabajo muy similares a las distribuciones reales, invitan a pensar que los factores que determinan la ocupación o el desempleo de los trabajadores están relacionados con el lado de la demanda del mercado, siendo el desempleo una situación básicamente involuntaria.

Por ello, tomando como punto de partida los estudios que defienden la presencia de restricciones en el mercado de trabajo, en esta investigación se ha planteado un modelo teórico con el que se pretende explicar la situación laboral de los individuos, teniendo en cuenta que en el proceso de incorporación al ámbito laboral de cualquier persona deben distinguirse dos decisiones diferentes: su propia opción de actividad o inactividad laboral y las decisiones de contratación de los empresarios. Es decir, en el modelo propuesto se supone que los consumidores tratan de maximizar su utilidad, sujetos a sus restricciones temporal y de gasto, pero son los empresarios los que determinan en última instancia si van a estar ocupados o desempleados.

La hipótesis de involuntariedad del desempleo implica que cualquier persona que decida trabajar aceptará la primera oferta de trabajo que reciba. A pesar de que este supuesto puede parecer muy fuerte, en diversas investigaciones se ha comprobado que los desempleados no suelen rechazar las ofertas de trabajo que reciben. Por el contrario, la probabilidad de que un desempleado acepte una oferta de empleo parece ser prácticamente igual a uno y los empresarios suelen necesitar realizar una única oferta para cubrir una vacante.

El modelo propuesto consta, por tanto, de dos ecuaciones. En la primera, la ecuación de actividad, deben tomarse en consideración aquellas variables que reflejen el valor del tiempo de cada persona en el mercado (su salario) y al margen del mismo, como su renta no salarial, edad o estado civil, ya que una persona decidirá trabajar siempre que su salario de mercado supere a su salario de reserva; o dicho de otro modo, siempre que la utilidad que alcance trabajando sea mayor que la de no hacerlo.

La dificultad fundamental que entraña la inclusión del salario en la ecuación anterior es la construcción de un indicador de su valor potencial para aquellas mujeres que no realizan un trabajo remunerado. Para solucionar este problema se ha estimado una función de salarios en base a la información

correspondiente a la submuestra de las mujeres que trabajan, corrigiendo el sesgo que supone de cara a la estimación de sus coeficientes el hecho de que el colectivo de las trabajadoras no es una muestra aleatoria del conjunto de todas las mujeres.

Para formalizar la segunda parte del modelo, que recoge las opciones de contratación de los empresarios, basta con suponer que estos mantendrán en su plantilla a un trabajador o lo escogerán para ocupar una vacante siempre que su productividad supere un nivel mínimo de capacidades laborales. Dicho nivel viene condicionado por el volumen de mano de obra que necesite cada empresa en cada momento del tiempo (en las etapas recesivas las exigencias de los empresarios se elevan), así como por el número de candidatos que compitan por un empleo, puesto que cuanto mayor sea dicho número, mayor es la probabilidad de que alguno esté muy cualificado y menor la probabilidad individual de ser escogido.

Aunque la productividad de los trabajadores no es directamente observable, se puede aproximar en el análisis empírico por medio de algunas de sus características, como su educación formal, su edad o su experiencia. De igual modo, el volumen de demanda de empleo de las empresas y el número de competidores al que se enfrenta el individuo se pueden recoger por medio de variables que indiquen el nivel de desempleo agregado en la comunidad autónoma de que se trate o a través de variables ficticias que reflejen la rama de actividad y la ocupación en la que se encuadre su actividad laboral.

Dada la naturaleza binaria de las variables dependientes de las dos ecuaciones, ambas podrían estimarse por separado mediante dos probits univariantes independientes. No obstante, la probabilidad de ocupación sólo puede analizarse para el conjunto de individuos activos, puesto que no se conoce si las personas inactivas tendrían trabajo o no en caso de desearlo. El problema es que las muestras censuradas conllevan estimaciones sesgadas si la regla de selección está correlacionada con los errores de la ecuación que se trate de estimar. Es decir, si los factores inobservables que afectan a la decisión de actividad de los individuos y los que influyen en su probabilidad de estar ocupados están correlacionados, los parámetros de la ecuación de actividad estimados mediante un probit univariante serán consistentes aunque ineficientes, ya que no se estaría teniendo en cuenta esa dependencia. Sin

embargo, las estimaciones de la probabilidad de tener empleo estarán sesgadas.

Como la variable dependiente de la ecuación de ocupación es de naturaleza discreta, el procedimiento de corrección del sesgo utilizado más habitualmente, que fue propuesto por Heckman (1.979), no es aplicable, por lo que la solución más apropiada es estimar conjuntamente ambas ecuaciones. La función de verosimilitud resultante coincide con la de un probit bivariante censurado o con observabilidad parcial parcial (Meng y Schmidt, 1.985).

Los resultados derivados de la estimación empírica del modelo, utilizando una muestra de mujeres españolas, permiten alcanzar diversas conclusiones generales. En primer lugar, se confirma que las dos partes en las que puede dividirse el proceso de incorporación de las mujeres al mercado de trabajo no son independientes, ya que la correlación entre los términos de error de las dos ecuaciones ha resultado estadísticamente significativa. Esto implica que para conseguir una estimación eficiente y consistente de las ecuaciones de actividad y ocupación ambas deben estimarse tomando en consideración dicha dependencia.

En segundo lugar, debe señalarse que algunos de los elementos considerados en el modelo, como el estado civil, la edad, la experiencia o la educación formal, juegan un doble papel en la determinación de la situación laboral de las mujeres, actuando unas veces como variables de oferta (en la ecuación de actividad) y otras como variables de demanda (en la ecuación de ocupación).

En tercer lugar, si se compara esta especificación econométrica con otras que pueden considerarse válidas para explicar la situación laboral de las mujeres, como un probit univariante de participación, un logit multinomial o un probit bivariante con observabilidad parcial como el propuesto por Abowd y Farber (1.982), se llega a la conclusión de que el primero es superior a los demás por distintos motivos.

Primero, porque permite describir con mayor detalle que ninguno de los demás dicha situación, ya que a partir de sus estimaciones se pueden determinar los factores que inciden en el hecho de que una mujer sea inactiva o activa, y dentro de este grupo, a su vez, es posible analizar las variables que influyen en su ocupación o desempleo. Segundo, porque las predicciones que genera

indican que recoge de un modo más fiel los datos reales que los otros tres. Y, tercero, porque es el único cuya estructura es compatible con la idea de que los elementos inobservables que influyen en las decisiones de actividad de las mujeres están correlacionados con las variables inobservables de la que depende también la probabilidad de que dispongan de un empleo en un momento concreto del tiempo.

Analizando los valores de los parámetros obtenidos de una manera más precisa, se observa, por una parte, que el salario de mercado está relacionado positivamente con la educación formal, la experiencia laboral previa y la antigüedad en el puesto de trabajo. Por otra, la probabilidad de que una mujer sea activa depende directamente de su salario e inversamente de su edad y su nivel de renta no laboral; además, es mucho más probable que decida trabajar una mujer soltera que otra que no lo sea, correspondiendo a las casadas la probabilidad de actividad más baja.

En cuanto a la ocupación, las estimaciones sugieren que la probabilidad de tener empleo es mayor para las mujeres con más años de estudios, más experiencia, solteras, que no fueron despedidas de su empleo anterior y que residen en comunidades autónomas con un nivel de desempleo más reducido. La edad es otro factor que debe tenerse en cuenta; en concreto, los parámetros estimados reflejan que la relación entre la probabilidad de ocupación y la edad tiene forma de $\cup$, siendo éste un resultado contrario al obtenido en otras investigaciones. Esta diferencia puede tener su origen en el hecho de que en la mayoría de las mismas no se controló la experiencia de cada trabajador a la hora de estimar su probabilidad de estar empleado; además, muchos de estos estudios se efectuaron con datos exclusivamente masculinos o bien con una muestra de personas de ambos sexos de edades comprendidas en intervalos diferentes al escogido en esta investigación. Por último, es importante señalar que la situación laboral de las mujeres de la muestra depende también de la rama de actividad en la que trabajen y de su categoría socioeconómica u ocupación.

También es interesante destacar que la correlación entre los términos de error de ambas ecuaciones ha resultado negativo. Esto quiere decir que aquellas mujeres cuyas características inobservables incrementan su probabilidad de actividad no suelen estar ocupadas. O dicho de otra manera: aquellas mujeres que deciden trabajar a pesar de tener un salario reducido, unos ingresos no

laborales elevados o que se encuentran en una situación familiar desfavorable tienden a estar desempleadas.

El tiempo transcurrido desde la realización de la encuesta utilizada en el análisis empírico ha supuesto algunos cambios importantes en las tendencias de actividad de las mujeres españolas. No obstante, los resultados mencionados sugieren diversas pautas muy generales de actuación que, muy probablemente, serían válidas en la actualidad con el fin de incentivar la presencia femenina en el mercado de trabajo. Así, el acceso a la formación resulta crucial, no sólo porque implica la posibilidad de obtener un nivel de ingresos salariales lo suficientemente elevado como para que la mujer decida trabajar, sino también porque la educación formal constituye uno de los indicadores básicos en los que fundamentan los empresarios sus decisiones de contratación.

Una vía alternativa (y no excluyente) a la educación formal para facilitar el acceso de las mujeres al mundo del trabajo es proporcionarles de algún modo un mínimo de experiencia laboral. Las cifras que arrojan las encuestas laborales reflejan las grandes dificultades de acceso al primer empleo al que se enfrentan las españolas. Además, si se toman como referencia los resultados empíricos obtenidos en esta investigación es posible descubrir, por ejemplo, la gran diferencia que existe entre la probabilidad de que una mujer sin experiencia logre un empleo y la probabilidad de que esa misma persona, en el caso de que haya trabajado con anterioridad cinco años, esté ocupada.

Por último, antes de finalizar, parece necesario recordar, una vez más, las limitaciones que supone la escasez de fuentes de datos adecuadas de cara a la investigación empírica, especialmente si se pretende llevar a cabo un análisis de carácter microeconómico. Por ejemplo, un estudio como el desarrollado en esta memoria, que sería interesante repetir con información actual para observar la evolución de los problemas a los que se enfrentan las mujeres en el mercado de trabajo, permitiría alcanzar conclusiones mucho más ricas si se contara, al menos, con cifras relativas tanto a los salarios efectivamente percibidos por los trabajadores como al número de horas de trabajo a la semana de los mismos.

APÉNDICE 1
FUNCIÓN DE INGRESOS SALARIALES Y CAPITAL HUMANO

Sea *n* la duración de la vida laboral de un individuo sin estudios o la duración de la vida laboral más los años de estudios de una persona que ha dedicado parte de su tiempo a la educación formal. Si Y_S representa el valor de los ingresos laborales de una persona con *s* años de estudios y V_S es el valor presente de Y_S, resulta que:

$$V_s = Y_s \sum_{t=s+1}^{n} \left(\frac{1}{1+r}\right)^t = Y_s \int_s^n e^{-rt} dt = \frac{Y_s}{r} e^{-rs}(1-e^{-rn}) \qquad \text{[A1.1.]}$$

donde *t* indica el tiempo y *r* es la tasa de descuento. De igual forma, es posible definir el valor presente de los ingresos de un trabajador con *s-d* años de educación formal (*d* menos que el anterior):

$$V_{s-d} = \frac{Y_{s-d}}{r} e^{-rs}(1-e^{-rn}) e^{-r(s-d)} \qquad \text{[A1.2.]}$$

Igualando el valor presente de ambas corrientes de ingresos, se obtiene:

$$\frac{Y_s}{Y_{s-d}} = \frac{e^{-r(s-d)}}{e^{-rs}} = e^{rd} \qquad \text{[A1.3.]}$$

Si se comparan las corrientes de ingresos laborales de una persona con *s* años de educación formal y de otra sin estudios, resulta que $Y_S/Y_0=e^{rs}$. Aplicando logaritmos, se deduce que:

$$\ln Y_s = \ln Y_o + rs \qquad \text{[A1.4.]}$$

Por otra parte, ya se ha comentado que los individuos también pueden dedicar recursos a invertir en experiencia. Sea $E_S=Y_S$ la capacidad de ingresos inicial de una persona después de haber estudiado durante *s* años y C_j los recursos que destina a inversión en experiencia en el período *j*. Sus ingresos netos en dicho período serán iguales a:

$$Y_j = E_j - C_j \qquad \text{[A1.5.]}$$

Esto significa que durante su primer año de experiencia, obtendrá unos ingresos de:

$$Y_o = Y_s - C_o \qquad \text{[A1.6.]}$$

Si la inversión cesa en ese momento, en el período siguiente sus ingresos netos serán:

$$Y_1 = Y_s + r_o C_o \,, \qquad \text{[A1.7.]}$$

mientras que si en el individuo invierte de nuevo en el período 1, sus ingresos netos serán iguales a:

$$Y_1 = Y_s + r_o C_o - C_1 \qquad \text{[A1.8.]}$$

En general, por tanto, es posible escribir que:

$$Y_j = Y_s + \sum_{t=0}^{j-1} r_t C_t - C_t = E_j - C_j \qquad \text{[A1.9.]}$$

Si se define k_j como el ratio de la inversión de un período en relación a los ingresos brutos del mismo ($k_j = C_j / E_j$), entonces resulta que:

$$E_j = E_{j-1} + rC_{j-1} = E_{j-1}(1 + rk_{j-1}) = E_o \prod_{t=0}^{j-1} (1 + r_t k_t) \qquad \text{[A1.10.]}$$

Dado que $Y_j = E_j - C_j = E_j (1-k_j)$, y suponiendo que $k \leq 1$ y que r es relativamente pequeño, es posible expresar los ingresos netos de un trabajador en el período j de la siguiente manera:

$$\ln Y_j = \ln E_o + \sum_{t=0}^{j-1} r_t k_t + \ln(1 - k_j) \qquad \text{[A1.11.]}$$

Si $k_j = 1$ durante los años que se estudia, resulta:

$$\ln Y_j = \ln E_o + r_s s + r_p \sum_{t=0}^{j-1} k_t + \ln(1 - k_j) \qquad \text{[A1.12.]}$$

Y si, además, r_j es igual para toda la inversión posterior a la educación formal, se deduce que:

$$\ln E_j = \ln E_o + r_s s + r_p K_j = \ln Y_s + r_p K_j \qquad \text{[A1.13.]}$$

donde $K_j = \sum_{t=0}^{j-1} k_t$.

Sin embargo, debe tenerse en cuenta el hecho de que la inversión en capital humano se deprecia a una tasa igual a δ_t. Esto significa que la capacidad de ingresos del trabajador en el momento *t* puede describirse mediante la ecuación:

$$E_t = E_{t-1} + rC^*_{t-1} - \delta_{t-1}E_{t-1} \qquad \text{[A1.14.]}$$

siendo C^*_t la inversión bruta y C_t la inversión neta. Si se define $k^*_t = C^*_t / E_t$, se obtiene la siguiente expresión:

$$\frac{E_t}{E_{t-1}} = 1 + rk^*_{t-1} - \delta_{t-1} = 1 + rk_{t-1} \qquad \text{[A1.15.]}$$

por lo que $k_t = \left[k^*_t - (\delta_t / r)\right]$, y:

$$\ln E_t = \ln E_{t-1} + \ln(1 + rk^*_{t-1} - \delta_{t-1}) \qquad \text{[A1.16.]}$$

Suponiendo que $(rk^*_t - \delta_t)$ es pequeño, se llega a la conclusión de que:

$$\ln Y_t = \ln E_t + \ln(1 - k^*_t) \qquad \text{[A1.17.]}$$

El máximo de la capacidad de ingresos del individuo, E_t, se alcanza cuando $k_t=0$, es decir, cuando $k^*_t = \delta_t / r$. También es posible deducir que los salarios observados alcanzan un techo, ya que a partir de la ecuación [A1.17.] se deduce que:

$$\ln Y_t = \ln Y_{t-1} + \ln(1 + rk^*_{t-1} - \delta_{t-1}) + \ln(1 - k^*_t) - \ln(1 - k^*_{t-1}) = 0 \qquad \text{[A1.18.]}$$

sólo cuando $rk^*_{t-1} < \delta_{t-1}$, es decir, cuando la inversión neta es negativa.

APÉNDICE 2
CATEGORÍAS SOCIOECONÓMICAS Y RAMAS DE ACTIVIDAD EN LA ECVT

RAMAS DE ACTIVIDAD

1. Agricultura, ganadería y pesca.

2. Energía, agua y gas.

3. Extracción de minerales no energéticos e industrias químicas.

4. Transformación de metales y mecánica de precisión.

5. Industria alimentaria, bebidas y tabaco.

6. Textil.

7. Confección.

8. Industria del cuero.

9. Industria del calzado.

10. Muebles, madera y corcho.

11. Industria del papel, artes gráficas y edición.

12. Otras industrias manufactureras.

13. Construcción.

14. Comercio.

15. Hostelería.

16. Reparaciones de automóviles y otros bienes de consumo.

17. Transporte.

18. Comunicaciones.

19. Seguros y finanzas.

20. Servicios prestados a las empresas.

21. Administración Pública y Fuerzas Armadas.

22. Educación e investigación.

23. Servicios personales.

24. Servicios domésticos.

25. Otros servicios.

CATEGORÍAS SOCIOECONÓMICAS

1. Empresarios agrarios con asalariados.

2. Empresarios agrarios sin asalariados y miembros de cooperativas agrícolas.

3. Directores gerentes de explotaciones agrarias y personal agrario titulado.

4. Resto de trabajadores agrarios.

5. Empresarios no agrarios con asalariados.

6. Empresarios no agrarios sin asalariados y trabajadores independientes.

7. Profesionales liberales y asimilados que ejercen por cuenta propia con o sin asalariados con la excepción de abogados, ingenieros, arquitectos, aparejadores, delineantes y médicos.

8. Abogados, ingenieros, arquitectos, aparejadores, delineantes y médicos que ejerzan por cuenta propia con o sin asalariados.

9. Directores gerentes de empresas y sociedades no agrarias.

10. Alto personal administrativo, comercial y técnico en empresas no agrarias y de la Administración Pública.

11. Personal intermedio administrativo, comercial y técnico en empresas no agrarias y de la Administración Pública.

12. Resto de personal administrativo, comercial y técnico en empresas no agrarias y de la Administración Pública.

13. Contramaestres, capataces y asimilados no agrarios.

14. Obreros especializados no agrarios.

15. Obreros sin especialización no agrarios.

16. Jefes de grupo de servicios.

17. Resto de trabajadores de servicios.

18. Profesionales de las Fuerzas Armadas.

19. Activos no clasificados.

APÉNDICE 3
ESTIMACIONES ALTERNATIVAS DEL MODELO BIVARIANTE

Tabla A3.1

	Ecuación de actividad		Ecuación de ocupación	
Variable	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Constante	-9,1560	-30,000	1,0733	2,696
Logwim	0,7716	26,843	---	---
Ed2529	0,3940	4,186	-0,1711	-0,691
Ed3034	0,3964	4,218	-0,2916	-1,188
Ed3539	0,3543	3,754	-0,4152	-1,715
Ed4044	0,3389	3,540	-0,3806	-1,582
Ed4549	0,1572	1,629	-0,2397	-1,020
Ec1h	0,0613	0,413	-0,0031	-0,013
Ec1sh	0,6296	12,530	0,1718	1,737
Ec2sh	0,3057	4,667	-0,0531	-0,497
Ec3h	0,5415	7,308	-0,2588	-2,440
Ec3sh	-0,0269	-0,094	0,4480	0,801
Ing0	2,2443	20,097	---	---
Ing1	1,2862	26,443	---	---
Ing2	0,4781	10,911	---	---
Ing3	0,0661	1,445	---	---
Paro	---	---	-0,2046	-3,760
For1	---	---	-0,4127	-3,359
For2	---	---	-0,3189	-2,855
For3	---	---	-0,0238	-0,166
For4	---	---	-0,0244	-0,161
Ra2	---	---	0,2258	0,862
Ra3	---	---	0,4180	1,572
Ra4	---	---	0,6981	2,574
Ra5	---	---	0,5626	2,145
Ranc	---	---	-1,2246	-3,866
Ca1	---	---	1,6474	3,870
Ca2	---	---	0,5184	1,860
Ca3	---	---	0,8322	6,423
Ca4	---	---	0,2349	1,678
Ca5	---	---	0,1723	1,427
Ca6	---	---	0,0063	0,066
Ca8	---	---	0,1082	1,094
Canc	---	---	-0,1221	-1,030
Anoexp	---	---	0,0902	8,551
Anoexp2	---	---	-0,0015	-5,033
Despe	---	---	-0,8654	-11,880
Rho (1,2)	-0,6017	-9,004	---	---

Log-likelihood: -5958,022
% predicciones: 88%

Tabla A3.2

	Ecuación de actividad		Ecuación de ocupación	
Variable	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Constante	-9,2130	-30,317	1,3163	4,487
Logwim	0,7795	27,320	---	---
Ed2529	0,4173	4,414	-0,2520	-1,077
Ed3034	0,3886	4,116	-0,4053	-1,742
Ed3539	0,3461	3,648	-0,5411	-2,352
Ed4044	0,3353	3,488	-0,4409	-1,925
Ed4549	0,1581	1,631	-0,2843	-1,263
Ec1	0,5419	11,372	0,0915	1,076
Ec3	0,4800	6,699	-0,1794	-1,826
Ing0	2,2379	20,115	---	---
Ing1	1,2862	26,570	---	---
Ing2	0,4729	10,832	---	---
Ing3	0,0637	1,399	---	---
Paro	---	---	-0,0159	-3,063
For1	---	---	-0,4871	-4,345
For2	---	---	-0,4109	-4,091
For3	---	---	-0,0568	-0,419
For4	---	---	-0,9126	-0,652
Ca1	---	---	1,2816	3,699
Ca2	---	---	0,1682	1,304
Ca3	---	---	0,9220	7,198
Ca4	---	---	0,4326	3,261
Ca5	---	---	0,3230	2,851
Ca6	---	---	0,0057	0,062
Ca8	---	---	0,2918	3,364
Canc	---	---	-0,4986	-4,591
Anoexp	---	---	0,1129	11,084
Anoexp2	---	---	-0,0020	-7,069
Despe	---	---	-0,8029	-11,541
Rho (1,2)	-0,6048	-9,772		

Log-likelihood: -5789,531
% predicciones: 86%

Tabla A3.3

	Ecuación de actividad		Ecuación de ocupación	
Variable	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Constante	-0,7199	-6,376	1,2318	3,362
Ed2529	0,3503	3,243	-0,2602	-1,186
Ed3034	0,2896	2,699	-0,3398	-1,562
Ed3539	0,1904	1,811	-0,4221	-1,963
Ed4044	0,2323	2,256	-0,3999	-1,870
Ed4549	0,0991	1,002	-0,2315	-1,106
Ec1	0,5646	11,525	0,0920	1,045
Ec3	0,5037	7,080	-0,2761	-2,782
Ing0	2,2561	21,563	---	---
Ing1	1,3219	27,338	---	---
Ing2	0,5168	12,244	---	---
Ing3	0,1213	2,777	---	---
Paro	---	---	-0,0189	-3,689
For1	-1,4388	-24,719	-0,1045	-0,839
For2	-1,1487	-21,474	-0,0689	-0,605
For3	-0,5261	-6,973	0,0706	0,503
For4	-0,5923	-6,946	0,0656	0,436
Ra2	---	---	0,2380	0,960
Ra3	---	---	0,4325	1,720
Ra4	---	---	0,7065	2,753
Ra5	---	---	0,5321	2,142
Ranc	---	---	-0,9949	-3,285
Ca1	---	---	1,4659	3,473
Ca2	---	---	0,4206	1,590
Ca3	---	---	0,7560	6,041
Ca4	---	---	0,2699	2,060
Ca5	---	---	0,2090	1,899
Ca6	---	---	-0,0010	-0,012
Ca8	---	---	0,0570	0,622
Canc	---	---	-0,1598	-1,432
Anoexp	0,0701	15,192	0,0601	5,314
Anoexp2	-0,0014	-10,252	-0,0010	-3,328
Despe	---	---	-0,8255	-11,895
Rho (1,2)	-0,7312	-12,672	---	---

Log-likelihood: -5.789,531
% predicciones: 90%

APÉNDICE 4
EL MODELO LOGIT MULTINOMIAL

En un modelo logit multinomial la variable dependiente es policotómica, aunque sus categorías no están ordenadas. La principal diferencia respecto al modelo probit bivariante es que en este último se supone que se toman dos decisiones, cada una entre dos alternativas posibles. Por el contrario, en el logit multinomial se toma una única decisión entre varias alternativas.

El origen de este tipo de modelos puede encontrarse en un modelo de utilidad aleatoria. Sea un individuo *i* que se enfrenta a *J+1* opciones. La utilidad de la elección *j* es:

$$U_{ij} = \beta' z_{ij} + \varepsilon_{ij} \qquad \text{[A4.1.]}$$

Si el consumidor escoge la alternativa *j* se supone que U_{ij} es la utilidad máxima que puede alcanzar escogiendo entre las *J+1* posibilidades a las que se enfrenta. Por tanto, la probabilidad de que se elija *j* es:

$$Prob\left[U_{ij} > U_{ik}\right] \qquad \text{para cualquier k≠j.} \qquad \text{[A4.2.]}$$

Sea Y_i una variable aleatoria que indica la opción escogida. McFadden (1.973) demostró que si las *J+1* perturbaciones son independientes e idénticas y siguen una distribución Weibull,

$$F(\varepsilon_{ij}) = e^{-e^{-\varepsilon_{ij}}} \qquad \text{[A4.3.]}$$

entonces:

$$Prob\left[Y_i = j\right] = \frac{e^{\beta' z_{ij}}}{\sum_j e^{\beta' z_{ij}}} \qquad \text{[A3.4.]}$$

Si las variables del modelo consisten exclusivamente en características de los individuos, x_i , entonces puede escribirse (véase, por ejemplo, Greene, 1.991b):

$$Prob\left[Y_i = j\right] = \frac{e^{\beta_j' x_i}}{\sum_{k=0}^{J} e^{\beta_k' x_i}} \qquad \text{[A4.5.]}$$

Este modelo es un logit multinomial. Su estimación permite obtener un conjunto de probabilidades para las *J+1* opciones de un consumidor con características

x_i. Para estimar este modelo es necesario suponer β_0=0, de modo que las probabilidades quedan de la forma:

$$Prob[Y_i = j] = \frac{e^{\beta_j' x_i}}{1 + \sum_{k=0}^{J} e^{\beta_k' x_i}}, \qquad \text{para j=1, 2,..., J} \qquad \text{[A4.6.]}$$

$$Prob[Y_i = 0] = \frac{1}{1 + \sum_{k=0}^{J} e^{\beta_k' x_i}}. \qquad \text{[A4.7.]}$$

BIBLIOGRAFÍA

ABOWD, J. y ASHENFELTER, O. (1.981): "Anticipated unemployment, temporary layoffs, and compensating wage differentials", en S. Rosen ed., *Studies in Labor Markets*, NBER, University of Chicago Press, págs. 141-170.

ABOWD, J. y FARBER, H. (1.982): "Job queues and the union status of workers", *Industrial and Labor Relations Review*, 35, págs. 354-367.

ADAM, P. (1.995): "Transiciones laborales de la mujer casada en España, 1.985-90: Determinantes de la movilidad", en Dolado y Jimeno comp., *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español*, Colección Estudios 13, FEDEA, págs. 63-120.

ADAMS, J. (1.985): "Permanent differences in unemployment and permanent wage differentials", *Quarterly Journal of Economics*, 100, págs. 29-56.

AKERLOF, G. y MIYAZAKI, H. (1.980): "The implicit contracts theory of unemployment met the wage bill argument", *Review of Economic Studies*, 47, págs. 321-338.

ALBA RAMÍREZ, A. (1.993): "Mismatch in the Spanish labor market", *Journal of Human Resources*, 28, págs. 259-278.

ALBARRACÍN, J. y ARTOLA, C. (1.989): "Oferta y demanda de trabajo en el período 1.977-1.988", *Boletín Económico del Banco de España*, 44, págs. 103-114.

ALCHIAN, A. (1.970): "Information costs, pricing, and resource unemployment", en E. Phelps ed., *Microeconomic foundations of employment and inflation theory*, W. W. Norton & Company Inc., págs. 27-52.

ALTONJI, J. (1.986): "Intertemporal substitution in labor supply: evidence from micro data", *Journal of Political Economy*, 94, págs. 176-215.

ALTONJI, J. y PAXSON, C. (1.988): "Labor supply preferences, hours constraints, and hours-wage trade-offs", *Journal of Labor Economics*, 6, págs. 254-276.

ALTONJI, J. y PAXSON, C. (1.992): "Labor supply, hours constraints and job mobility", *Journal of Human Resources*, 27, págs. 256-278.

AMEMIYA, T. (1.981): "Qualitative response models: a survey", *Journal of Economic Literature*, 19, págs. 1483-1536.

ANDRÉS, J. y GARCÍA, J. (1.991): "Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores", *Investigaciones Económicas*, 2ª época, 15, págs. 143-167.

ANDRÉS, J.; GARCÍA, J. y JIMÉNEZ, S. (1.989): "La incidencia y la duración del desempleo masculino en España", *Moneda y Crédito*, nº 189, págs. 75-124.

ARELLANO, M. y MEGHIR, C. (1.990): "Labour supply and hours constraints", en J. P. Florens et al. eds., *Microeconometrics: surveys and applications*, Basil Blackwell Ltd., págs. 213-230.

ARRUFAT, J. y ZABALZA, A. (1.986): "Female labor supply with taxation, random preferences, and optimization errors", *Econometrica*, 54, págs. 47-63.

ASHENFELTER, O. (1.980): "Unemployment as disequilibrium in a model of aggregate labor supply", *Econometrica*, 48, págs. 547-564.

ASHENFELTER, O. (1.984): "Macroeconomic analyses and microeconomic analyses of labor supply", en Brunner y Meltzer eds., *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 21, págs. 117-155.

ASHENFELTER, O. y HECKMAN, J. (1.974): "The estimation of income and substitution effects in a model of family labor supply", *Econometrica*, 42, págs. 73-85.

ASHENFELTER, O. y HAM, J. (1.979): "Education, unemployment and earnings", *Journal of Political Economy*, 87, págs. 99-116.

AZARIADIS, C. (1.975): "Implicit contracts and underemployment equilibria", *Journal of Political Economy*, 83, págs. 1184-1202.

AZARIADIS, C. (1.983): "Employment with asymmetric information", *Quarterly Journal of Economics*, 98 (suplemento), págs. 157-172.

BAILY, M. (1.974): "Wages and employment under uncertain demand", *Review of Economic Studies*, 41, págs. 37-50.

BARRON, J.; BISHOP, J. y DUNKELBERG, W. (1.985): "Employer search: the interviewing and hiring of new employees", *Review of Economics and Statistics*, 67, págs. 43-52.

BARRON, J. y MELLOW, W. (1.979): "Search effort in the labor market", *Journal of Human Resources*, 14, págs. 389-404.

BARRON, J. y MELLOW, W. (1.981): "Unemployment insurance: the recipients and its impact", *Southern Economic Journal*, 47, págs. 606-616.

BARZEL, Y. (1.973): "The determination of daily hours and wages", *Quarterly Journal of Economics*, 87, págs. 220-238.

BECKER, G. (1.962): "Investment in human capital: a theoretical analysis", *Journal of Political Economy*, 70, págs. 9-49.

BECKER, G. (1.964): *Human capital: a theoretical analysis with special reference to education*, Columbia University Press.

BECKER, G. (1.965): "A theory of the allocation of time", *Economic Journal*, 75, págs. 493-517.

BECKER, G. (1.967): *Human capital and the personal distribution of income*, Ann Arbor, Universidad de Michigan.

BECKER, G. (1.975): "The allocation of time over the life cycle", en Ghez y Becker eds., *The allocation of time and goods over the life cycle*, NBER, Columbia University Press, págs. 83-132.

BEN-PORATH, Y. (1.967): "The production of human capital and the life cycle earnings", *Journal of Political Economy*, 75 (suplemento), págs. 352-365.

BEN-PORATH, Y. (1.973): "Labor-force participation rates and the supply of labor", *Journal of Political Economy*, 81, págs. 697-704.

BIDDLE, J. y ZARKIN, G. (1.989): "Choice among wage-hours packages: an empirical investigation of male labor supply", *Journal of Labor Economics*, 7, págs. 415-437.

BIDDLE, J. (1.988): "Intertemporal substitution and hours restrictions", *Review of Economics and Statistics*, 70, págs. 347-351.

BLANCO, J. (1.992): "Los efectos del seguro de desempleo sobre la actividad laboral y las horas trabajadas", *Moneda y Crédito*, nº 195, págs. 283-318.

BLANCO, J. (1.995): "La duración del desempleo en España", en Dolado y Jimeno comp., *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español*, Colección Estudios 13, FEDEA, págs. 123-154.

BLUNDELL, R. (1.986): "Econometric approaches to the specification of life-cycle labour supply and commodity demand behaviour", *Econometric Reviews*, 5, págs. 59-146.

BLUNDELL, R.; HAM, J. y MEGHIR, C. (1.987): "Unemployment and female labour supply", *The Economic Journal*, 97 (Conference), págs. 44-64.

BLUNDELL, R. y LAISNEY, F. (1.988): "A labour supply model for married women in France: taxation, hours constraints and job seekers", *Annales d'Économie et de Statistique*, 11, págs. 41-71.

BLUNDELL, R.; MEGHIR, C. y NEVES, P. (1.993): "Labour supply and intertemporal substitution", *Journal of Econometrics*, 59, págs. 137-160.

BLUNDELL, R. y WALKER, I. (1.982): "Modelling the joint determination of household labour supplies and commodity demands", *The Economic Journal*, 92, págs. 351-364.

BOURGUIGNON, F. (1.986): "Female participation and taxation in France", en Blundell y Walker eds., *Unemployment, search and labour supply*, Cambridge University Press, págs. 243-266.

BOURGUIGNON, F. y MAGNAC, T. (1.990): "Labor supply and taxation in France", *Journal of Human Resources*, 25, págs. 358-389.

BOWEN, W. y FINEGAN, T. (1.969): *The economics of labor force participation*, Princeton University Press.

BOYES, W.; HOFFMAN, D. y LOW, S. (1.989): "An econometric analysis of the bank credit scoring problem", *Journal of Econometrics*, 40, págs. 3-14.

BRONARS, S. (1.983): *Compensating differentials and layoff risk in U.S. manufacturing industries*, University of Chicago.

BROWN, M. y WOLFSTETTER, E. (1.984): "Underemployment and normal leisure", *Economic Letters*, 15, págs. 157-163.

BROWNING, M.; DEATON, A. y IRISH, M. (1.985): "A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle", *Econometrica*, 53, págs. 503-543.

BURDETT, K. (1.979): "Unemployment insurance payments as a search subsidy: a theoretical analysis", *Economic Inquiry*, 17, págs. 333-343.

BURTLESS, G. y HAUSMAN, J. (1.978): "The effect of taxation on labor supply: evaluating the Gary Negative Income Tax Experiment", *Journal of Political Economy*, 86, págs. 1103-1130.

CAIN, G. (1.986): "El análisis económico de la discriminación en el mercado laboral: una panorámica", en Ashenfelter y Layard eds., *Handbook of labor economics*, Elsevier Science Publishers, edición española de Sáez Fernández, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1.991, págs. 881-1001.

CALVO, G. (1.979): "Quasi walrasian theories of unemployment", *American Economic Review*, 69, págs. 102-107.

CALVO, G. y PHELPS, E. (1.977): "Employment contingent wage contracts", en Bruner y Meltzer eds., *Stabilization of the domestic and international economy*, págs. 160-168.

CARD, D. (1.987): *Supply and demand in the labor market*, Working Paper 228, Industrial Relations Section, Princeton University.

CARD, D. (1.990): "Labor supply with a minimum hours threshold", en Brunner y Meltzer eds., *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 33, págs. 137-168.

CASARES, M.; FERNÁNDEZ, F.; PERAITA, C. y RODRÍGUEZ, J. (1.987): "La conducta laboral de la mujer en la sociedad española (1.985)", *Revista de Treball*, marzo, págs. 49-66.

CHARI, V. (1.983): "Involuntary unemployment and implicit contracts", *Quarterly Journal of Economics*, 98 (suplemento), págs. 107-122.

COGAN, J. (1.980): "Labor supply with costs of labor market entry", en J. P. Smith ed., *Female labor supply*, Princeton University Press, págs. 327-364.

COGAN, J. (1.981): "Fixed costs and labor supply", *Econometrica*, 49, págs. 945-964.

COHEN, M., REA, S. y LERMAN, R. (1.970): "A micro model of labor supply", Paper nº 4, Bureau of Labor Statistics Staff, U.S. Department of Labor.

CRAGG, J. (1.971): "Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods", *Econometrica*, 39, págs. 829-844.

DANFORTH, J. (1.979): "On the role of consumption and decreasing absolute risk aversion in the theory of job search", en Lippman y McCall eds., *Studies in the economics of search*, North-Holland.

DAVANZO, J.; DE TRAY, D. y GREENBERG, D. (1.976): "The sensitivity of male labor supply estimates to choice of assumptions", *Review of Economics and Statistics*, 55, págs. 313-325.

DE MIGUEL CASTAÑO, C. (1.988): "La participación femenina en la actividad económica. Estructura y tendencias", *Información Comercial Española*, nº 655, págs. 37-56.

DEARDOFF, A. y STAFFORD, F. (1.976): "Compensation of cooperating factors", *Econometrica*, 44, págs. 671-684.

DEATON, A. (1.986): "Demand analysis" en Griliches e Intrilligator eds., *Handbook of Econometrics (III)*, Elsevier Science Publishers B. V., págs. 1767-1840.

DEATON, A. y IRISH, M. (1.984): "Statistical models for zero expenditures in household budgets", *Journal of Public Economics*, 23, págs. 59-80.

DEATON, A. y MUELLBAUER, J. (1.981): "Functional forms for labor supply and commodity demands with and without quantity restrictions", *Econometrica*, 49, págs. 1521-1532.

DICKENS, W. y LUNDBERG, S. (1.985): "Hours restrictions and labor supply", Working Paper 1638, NBER.

DICKINSON, J. (1.974): "Labor supply of family members", en James Morgan et al. eds., *Five thousand American families-patterns of economic progress (I)*, Michigan, págs. 177-250.

DOERINGER, P. y PIORE, M. (1.971): *Internal labor markets and manpower analysis*, Lexington, Mass.: DC Heath.

DUNCAN, G. y HOLMLUND, B. (1.983): "Was Adam Smith right after all? Another test of the theory of compensating wage differentials", *Journal of Labor Economics*, 1, págs. 366-379.

EHRENBERG, R. y OAXACA, R. (1.976): "Unemployment insurance, duration of unemployment, and subsequent wage gains", *American Economic Review*, 66, págs. 754-766.

ERMISH, J. y WRIGHT, R. (1.993): "Wage offers and full-time and part-time employment by British women", *Journal of Human Resources*, 28, págs. 111-133.

FARBER, H. (1.983): "Worker preference for union representation", *Research in Labor Economics*, 2, págs. 171-205.

FELDSTEIN, M. (1.976): "Temporary layoffs in the theory of unemployment", *Journal of Political Economy*, 84, págs. 937-955.

FERNÁNDEZ MÉNDEZ DE ANDÉS, F. (1.991): "Tasas de actividad con especial referencia al caso de las mujeres", en Bentolila y Toharia comps., *Estudios de Economía del Trabajo en España III. El problema del paro*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, págs. 377-420.

FERNÁNDEZ, F. y MARCOS, P. (1.986): "Notas explicativas sobre la realización de la EPA", *Papeles de Economía Española*, nº 26, págs. 26-34.

FRIEDMAN, M. (1.962): *Price theory: a provisional text*, Chicago.

FRIEDMAN, M. (1.968): "The role of monetary policy", *American Economic Review*, 58, págs. 1-17.

GARCÍA, J. (1.991): "Métodos de estimación de modelos de oferta de trabajo basados en la predicción de los salarios", *Investigaciones económicas*, 2ª época, 15, págs. 429-455.

GARCÍA, J.; POLO, C. y RAYMOND, J. (1.986): "Principales rasgos del desempleo masculino en España", *Papeles de Economía Española*, nº 26, págs. 91-107.

GARCÍA CAMACHO, Mª F. y NOVALES, A. (1.990): "Características y predicciones de la participación femenina en España", en *Estudios sobre participación activa, empleo y paro en España*, Colección de Estudios, 7, FEDEA, págs. 75-126.

GARFINKEL, I. (1.973): "On estimating the labor supply effects of a negative income tax", en Cain y Watts eds., *Income maintenance and labor supply*, Academic Press, págs. 205-264.

GORDON, D. (1.974): "A neo-classical theory of keynesian unemployment", *Economic Inquiry*, 12, págs. 431-459.

GORDON, D.; OSBERG, L. y PHIPPS, S. (1.991): *How big is big enough? The problem of adequate sample size in empirical studies of labor supply*, Department of Economics Working Paper 91-03, Dalhouise University.

GRACIA-DÍEZ, M. (1.990): "Rasgos característicos del desempleo y de la participación en España", en *Estudios sobre participación activa, empleo y paro en España*, Colección de Estudios, 7, FEDEA, págs. 39-73.

GRACIA-DÍEZ, M. (1.991): "A qualitative analysis of unemployment in Spain", *Review of Labour Economics and Industrial Relations*, 5, págs. 159-173.

GREEN, J. y KAHN, C. (1.983): "Wage-employment contracts", *Quarterly Journal of Economics*, 98 (suplemento), págs. 173-188.

GREENBERG, D. y KOSTERS, M. (1.973): "Income guarantees and the working poor: the effect of income maintenance programs on hours of work of male family heads" en Cain y Watts eds., *Income maintenance and labor supply*, Academic Press, págs. 14-101.

GREENE, W. (1.991a): *LIMDEP: user's manual and reference guide (6.0)*.

GREENE, W. (1991b): *Econometric analysis*, McMillan Publishing Company.

GREENHALGH, C. (1.980): "Participation and hours of work for married women in Great Britain", *Oxford Economic Papers*, 32, págs. 296-318.

GRILICHES, Z. (1.976): "Wages of very young men", *Journal of Political Economy*, 84, págs. 69-86.

GRILICHES, Z. y MASON, W. (1.972): "Education, income, and ability", *Journal of Political Economy*, 80, págs. 74-103.

GRONAU, R. (1.971): "Information and frictional unemployment", *American Economic Review*, 61, págs. 290-301.

GRONAU, R. (1.973a): "The intrafamily allocation of time: the value of the housewife's time", *American Economic Review*, 63, págs. 634-651.

GRONAU, R. (1.973b): "The effect of children on the housewife's value of time", *Journal of Political Economy*, 81, págs. 168-199.

GRONAU, R. (1.974): "Wage comparisons - a selectivity bias", *Journal of Political Economy*, 82, págs. 1119-1143.

GROSSMAN, S. y HART, O. (1.981): "Implicit contracts, moral hazard, and unemployment", *American Economic Review*, 71, págs. 301-307.

HALL, B. (1.991): *Time Series Processor version 4.2: user´s manual.*

HALL, R. (1.970): "Why is unemployment so high at full employment?", *Brooking Papers on Economic Activity*, nº 3, págs. 369-410.

HALL, R. (1.972): "Turnover in the labor force", *Brooking Papers on Economic Activity*, nº 1, págs. 709-764.

HALL, R. (1.980): "Employment fluctuations and wage rigidity", *Brooking Papers on Economic Activity*, nº 1, págs. 91-123.

HALL, R. y LILIEN, D. (1.979): "Efficient wage bargains under uncertain supply and demand", *American Economic Review*, 69, págs. 868-879.

HAM, J. (1.977): *Rationing and the supply of labor: an econometric approach*, Working Paper 103, Industrial Relations Section, Princeton University.

HAM, J. (1.980): *Three empirical essays on constraints in the labor market*, tesis no publicada, Princeton University.

HAM, J. (1.982): "Estimation of a labor supply model with censoring due to unemploment and underemployment", *Review of Economic Studies*, 49, págs. 335-354.

HAM, J. (1.986a): "On the interpretation of unemployment in empirical labour supply analysis", en Blundell y Walker eds., *Unemployment, search and labour suply*, Cambridge University Press, págs. 121-142.

HAM, J. (1.986b): "Testing whether unemployment represents intertemporal labour supply behaviour", *Review of Economic Studies*, 53, págs. 559-578.

HAMERMESH, D. (1.979): "Entitlement effects of unemployment insurance and employment decisions", *Economic Inquiry*, 17, págs. 317-332.

HANOCH, G. (1.980): "A multivariate model of labor supply: methodology and estimation", en J. P. Smith ed., *Female labor supply*, Princeton University Press, págs. 249-326.

HART, O. (1.983): "Optimal labour contracts under asymmetric information: an introduction", *Review of Economic Studies*, 50, págs. 3-35.

HAUSMAN, J. (1.980): "The effects of wages, taxes and fixed costs on women's labor force participation", *Journal of Public Economics*, 14, págs. 161-194.

HAUSMAN, J. (1.981): "Labor supply" en Aaron & Pechman eds. *How taxes affect economic behavior*, Brooking Institutions, págs. 27-72.

HECKMAN, J. (1.974): "Shadow prices, market wages and labor supply", *Econometrica*, 42, págs. 679-694.

HECKMAN, J. (1.976): "A life-cycle model of earnings, learning, and consumption", *Journal of Political Economy*, 84, págs. 11-44.

HECKMAN, J. (1.978): "A partial survey of recent research on the labor supply of women", *American Economic Review*, 68, págs. 200-207.

HECKMAN, J. (1.979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, págs. 153-161.

HECKMAN, J. (1.993): "What has been learned about labor supply in the past twenty years?", *American Economic Review*, 83, págs. 116-121.

HECKMAN, J. y MaCURDY, T. (1.988): "Empirical tests of labor-market equilibrium: an evaluation", en Bruner y Meltzer eds., *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 28, págs. 231-258.

HECKMAN, J. y WILLIS, R. (1.977): "A Beta-logistic model for the analysis of sequential labor force participation by married women", *Journal of Political Economy*, 85, págs. 27-58.

HECKMAN, J. y WILLIS, R. (1.979): "Reply to Mincer and Ofek", *Journal of Political Economy*, 87, págs. 203-211.

HERNÁNDEZ MARTÍNEZ, P. (1.994): *Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España*, Documento de Trabajo nº 4, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Murcia.

HERNÁNDEZ MARTÍNEZ, P. (1.995): *La segmentación ocupacional de la mujer como causa de discriminación salarial: un estudio empírico*, Documento de Trabajo nº 7, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Murcia.

HICKS, J. (1.939): *Valor y capital. Investigación sobre algunos principios fundamentales de Teoría Económica*, 1ª edición en español, Fondo de Cultura Económica, Bogotá, 1.945.

HILL, C. (1.973): "The determinants of labor supply for the working urban poor", en Cain y Watts eds., *Income maintenance and labor supply*, Academic Press, págs. 182-204.

HOLT, C. (1.970): "Job search, Phillips' wage relation, and union influence", en Phelps et al. eds., *Microeconomic foundations of employment and inflation theory*, W. W. Norton, págs. 53-123.

HOTZ, V.; KYDLAND, F. y SEDLACEK, G. (1.988): "Intertemporal preferences and labor supply", *Econometrica*, 56, págs. 335-360.

HOUTHAKKER, H. (1.959): "Education and income", *Review of Economics and Statistics*, 41, págs. 24-28.

HUTCHENS, R. (1.983): "Layoffs and labor supply", *International Economic Review*, 24, págs. 37-55.

INSTITUTO DE LA MUJER (1.992): *La mujer en cifras*, Ministerio de Asuntos Sociales.

JACKMAN, R. (1.985): *Search behaviour in Britain and the United States*, Working Paper 550, Centre for Labour Economics.

JIMENO, J. y TOHARIA, L. (1.992): "El mercado de trabajo español en el proceso de convergencia hacia la Unión Europea", *Papeles de Economía Española*, 52, págs. 78-107.

JOSHI, H. (1.986): "Participation in paid work: evidence from the Women and Employment Survey" en Blundell y Walker eds., *Unemployment, Search and Labour Supply*, Cambridge University Press, págs. 217-242.

KAHN, S. y LANG, K. (1.991): "The effect of hours constraints on labor supply estimates", *Review of Economics and Statistics*, 73, págs. 605-611.

KALACHECK, E.; MELLOW, W. y RAINES, F. (1.978): "The male labor supply function reconsidered", *Industrial and Labor Relations Review*, 31, págs. 356-367.

KAPTEYN, A.; KOOREMAN, P. y VAN SOEST, A. (1.990): "Quantity rationing and concavity in a flexible household labor supply model", *Review of Economics and Statistics*, 72, págs. 55-62.

KASPER, H. (1.967): "The asking price of labor and the duration of unemployment", *Review of Economics and Statistics*, 49, págs. 165-172.

KEELEY, M. y ROBINS, P. (1.985): "Goverment programs, job search requirements, and the duration of unemployment", *Journal of Labor Economics*, 3, págs. 337-362.

KELL, M. y WRIGHT, J. (1.990): "Benefits and the labour supply of women married to unemployed men", *Economic Journal*, 100 (Conference), págs. 119-126.

KIEFER, N. (1.987): "A proposition and an example in the theory of job search with hours constraints", *Journal of Labor Economics*, 87, págs. 211-220.

KIEFER, N. y NEUMAN, G. (1.989): *Search models and applied labor economics*, Cambridge University Press.

KILLINGSWORTH, M. (1.983): *Labour supply*, Cambridge University Press.

KILLINGSWORTH, M. y HECKMAN, J. (1.986): "La oferta de trabajo de las mujeres: una panorámica", en Ashenfelter y Layard eds., *Handbook of labor economics*, Elsevier Science Publishers, edición española de Sáez Fernández, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1.991, págs. 155-278.

KINOSHITA, T. (1.987): "Working hours and hedonic wages in the market equilibrium", *Journal of Political Economy*, 95, págs. 1262-1277.

KNIESNER, T. (1.976): "An indirect test of complementarity in a family labor supply model", *Econometrica*, 44, págs. 651-669.

KNIGHT, F. (1.921): *Risk, uncertainty and profit*, Houghton Mifflin.

KOOREMAN, P. y KAPTEYN, A. (1.986): "Estimation of rationed and unrationed household labor supply functions using flexible functional forms", *Economic Journal*, 96, págs. 398-412.

KYDLAND, F. y PRESCOTT, E. (1.982): "Time to build and aggregate fluctuations", *Econometrica*, 50, págs. 1345-1370.

LANCASTER, T. y CHESHER, A. (1.983): "An econometric analysis of reservation wages", *Econometrica*, 51, págs. 1661-1676.

LAYARD, R.; BARTON, M. y ZABALZA, A. (1.980): "Married women's participation and hours", *Economica*, 47, págs. 51-72.

LAZEAR, E. (1.981): "Agency, earnings profiles, productivity, and hours restrictions", *American Economic Review*, 71, págs. 606-620.

LEE, L. y PITT, M. (1.986): "Microeconometric demand systems with binding nonnegativity constraints: the dual approach", *Econometrica*, 54, págs. 1237-1242.

LILLARD. L. (1.981): *Wage expectations in labor supply and the time series and cross-section effects of state unemployment*, Rand Corporation Report.

LIPPMAN, S. y McCALL, J. (1.976a): "The economics of job search: a survey (Part I)", *Economic Inquiry*, 14, págs. 155-189.

LIPPMAN, S. y McCALL, J. (1.976b): "The economics of job search: a survey (Part II)", *Economic Inquiry*, 14, págs. 347-368.

LUCAS, R. y RAPPING, L. (1.969): "Real wages, employment, and inflation", *Journal of Political Economy*, 77, págs. 721-754.

LUNDBERG, S. (1.981): *The added worker effect: a reappraisal*, Working Paper 706, NBER.

LUNDBERG, S. (1.985): "Tied wage-hours offers and the endogeneity of wages", *Review of Economics and Statistics*, 67, págs. 405-410.

MacCALL, J. (1.970): "Economics of information and job search", *Quarterly Journal of Economics*, 84, págs. 113-126.

MaCURDY, T. (1.981): "An empirical model of labor supply in a life-cycle setting", *Journal of Political Economy*, 89, págs. 1059-1085.

MaCURDY, T. (1.982): *Interpreting empirical models of labor supply in a intertemporal framework with uncertainty*, Research Paper 23, Stanford Workshop on Factor Markets.

MADDALA, G. (1.983): *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press.

MALINVAUD, E. (1.984): *Mass unemployment*, Basil Blackwell, Oxford University Press.

MALONEY, T. (1.987): "Employment constraints and the labor supply of married women", *Journal of Human Resources*, 22, págs. 51-61.

MANSKI, C. y WISE, D. (1.983): *College choice in America*, Harvard University Press.

MARSTON, S. (1.976): "Employment instability and high unemployment rates", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, págs. 169-210.

MARTIN, D. (1.977): "The economics of employment termination rights", *Journal of Law and Economics*, 20, págs. 187-204.

MATTILA, J. (1.974): "Job quitting and frictional unemployment", *American Economic Review*, 64, págs. 235-240.

MENG, C. y SCHMIDT, P. (1.985): "On the cost of partial observability in the bivariate probit model", *International Economic Review*, 26, págs. 71-85.

MINCER, J. (1.958): "Investment in human capital and personal income distribution", *Journal of Political Economy*, 66, págs. 281-302.

MINCER, J. (1.962a): "Labor force participation of married women", en H. Lewis ed., *Aspects of Labor Economics*, Princeton University Press.

MINCER, J. (1.962b): "On-the-job training: costs, returns, and some implications", *Journal of Political Economy*, 70, págs. 50-79.

MINCER, J. (1.966): "Labor-force participation and unemployment: a review of recent evidence", en Gordon y Gordon eds. *Prosperity and unemployment*, John Wiley & sons, New York, págs. 73-112.

MINCER, J. (1.974): *Schooling, experience and earnings*, NBER.

MINCER, J. (1.976): "Unemployment effects of minimum wages", *Journal of Political Economy*, 84, págs. 87-104.

MINCER, J. y OFEK, H. (1.979): "The distribution of lifetime labor force participation of married women: comment", *Journal of Political Economy*, 87, págs. 197-201.

MINCER, J. y OFEK, H. (1.982): "Interrupted work careers: depreciation and restoration of human capital", *Journal of Human Resources*, 17, págs. 3-24.

MINCER, J. y POLACHECK, S. (1.974): "Family investments in human capital: earnings of women", *Journal of Political Economy*, 82, págs. 76-108.

MIYAZAKI, H. y NEARY, H. (1.983): *Output, work hours and employment in the short-run of a labor-managed firm*, Stanford University.

MOFFIT, R. (1.982): "The Tobit model, hours of work and institutional constraints", *Review of Economics and Statistics*, 64, págs. 510-515.
MOFFIT, R. (1.984): "The estimation of a joint wage-hours labor supply model", *Journal of Labor Economics*, 24, págs. 550-566.

MOFFIT, R. y NICHOLSON, W. (1.982): "The effect of unemployment insurance on unemployment: the case of Federal Supplemental Benefits", *Review of Economics and Statistics*, 64, págs. 1-17.

MOLTÓ, M.; PERAITA, C.; SÁNCHEZ, M. y URIEL, E. (1.991): *Condiciones de vida y trabajo en la Comunidad Valenciana*, Generalitat Valenciana.

MORGAN, J. (1.979): "Hours of work by family heads: constraints, marginal choices, and income goals", en Duncan y Morgan eds., *Five thousand American families-patterns of economic progress (III)*, University of Michigan, págs. 63-100.

MORTENSEN, D. (1.970): "Job search, the duration of unemployment and the Phillips curve", *American Economic Review*, 60, págs. 847-862.

MORTENSEN, D. (1.977): "Unemployment insurance and the labor supply decision", en Katz ed., *The economics of unemployment insurance: a symposium*, *Industrial and Labor Relations Review*, 30, págs. 505-517.

MORTENSEN, D. (1.986): "Búsqueda de empleo y análisis del mercado laboral" en Ashenfelter y Layard eds., *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publishers, edición española de Sáez Fernández, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1.991, págs. 1111-1197.

MOSES, L. (1.962): "Income, leisure, and wage pressure", *Economic Journal*, 72, págs. 320-334.

MURO, J., RAYMOND, J.L., TOHARIA, L. y URIEL, E. (1.988): *Análisis de las condiciones de vida y trabajo en España*, Ministerio de Economía y Hacienda, Secretaría de Estado de Economía.

MURO, J., RAYMOND, J., TOHARIA, L. y URIEL, E. (1.989): "La Encuesta de Población Activa y la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo", *Estadística Española*, nº 30, págs. 397-405.

NAKAMURA, M.; NAKAMURA, A. y CULLEN, D. (1.979): "Job opportunities, the offered wage, and the labor supply of married women", *American Economic Review*, 69, págs. 787-805.

NARENDRANATHAN, W. y NICKELL, S. (1.985): "Modelling the process of job search", *Journal of Econometrics*, 28, págs. 29-49.

NICKELL, S. (1.979a): "Education and lifetime patterns of unemployment", *Journal of Political Economy*, 87, págs. 117-131.

NICKELL, S. (1.979b): "Estimating the probability of leaving unemployment", *Econometrica*, 47, págs. 1249-1266.

NICKELL, S. (1.980): "A picture of male unemployment in Britain", *Economic Journal*, 90, págs. 776-794.

NICKELL, S. (1.990): "Unemployment: a survey", *Economic Journal*, 100, págs. 391-439.

NOVALES, A. (1.989): "La incorporación de la mujer al mercado de trabajo en España: participación y ocupación", *Moneda y Crédito*, nº 188, págs. 243-281.

NOVALES, A. y MATEOS, B. (1.990): "Empleo, capital humano y participación femenina en España", *Investigaciones Económicas*, 2ª época, 14, págs. 457-478.

OI, W. (1.962): "Labor as a quasi-fixed factor", *Journal of Political Economy*, 70, págs. 538-555.

OSBERG, L. y PHIPPS, S. (1.993): "Labour supply with quantity constraints: estimates from a large sample of Canadian workers", *Oxford Economic Papers*, 45, págs. 269-291.

PARSONS, D. (1.986): "La relación de empleo: la vinculación con el puesto de trabajo, el esfuerzo laboral y la naturaleza de los contratos", en Ashenfelter y Layard eds., *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publishers, edición española de Sáez Fernández, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1.991, págs. 1035-1110.

PEINADO, A. (1.988): *La discriminación de la mujer en el mercado de trabajo español: una aproximación empírica a la discriminación salarial*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Colección Informes, Serie Empleo.

PENCAVEL, J. (1.986): "La oferta de trabajo de los varones: una panorámica", en Ashenfelter y Layard eds., *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publishers, edición española de Sáez Fernández, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1.991, págs. 29-154.

PERLMAN, R. (1.969): *Labor Theory*, John Wiley & sons.

PHELPS, E. (1.972): *Inflation policy and unemployment theory*, W. Norton.

PHIPPS, S. (1.990): "Quantity-constrained household responses to UI reform", *Economic Journal*, 100, págs. 124-140.

PHIPPS, S. (1.991): "Behavioural response to UI reform in constrained and unconstrained models of labor supply", *Canadian Journal of Economics*, 24, págs. 34-54.

PHLIPS, L. (1.978): "The demand for leisure and money", *Econometrica*, 6, págs. 1025-1044.

PISSARIDES, C. (1.979): *Contract theory, temporary layoffs and unemployment: a critical assessment*, Discussion Paper 48, Centre for Labour Economics, London School of Economics.

PISSARIDES, C. (1.985): "Short-run equilibrium dynamics of unemployment, vacancies and real wages", *American Economic Review*, 75, págs. 676-690.

POIRIER, D. (1.980): "Partial observability in bivariate probit models", *Journal of Econometrics*, 12, págs. 209-217.

RANSOM, M. (1.982): *Estimating family labor supply models under quantity constraints*, Working Paper 150, Industrial Relations Section, Princeton University.

RANSOM, M. (1.987): "An empirical model of discrete and continuous choice in family labor supply", *Review of Economics and Statistics*, 69, págs. 465-472.

REA, S. (1.974): "Unemployment and the supply of labor", *Journal of Human Resources*, 9, págs. 279-289.

REBITZER, J. (1.989): "Efficiency wages and implicit contracts: an institutional evaluation", en Drago y Perlman eds., *Microeconomic issues in labor economics: new approaches*, edición española del Centro de Publicaciones del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1.992, págs. 16-40.

REDER, M. (1.969): "The theory of frictional unemployment", *Economica*, 36, págs. 1-28.

REZA, A. (1.978): "Geographical differences in earnings and unemployment rates", *Review of Economics and Statistics*, 60, págs. 201-208.

ROPER, S. (1.988): "Recruitment methods and vacancy duration", *Scottish Journal of Political Economy*, 35, págs. 51-64.

ROSEN, H. S. (1.976): "Taxes in a labor supply model with joint wage-hours determination", *Econometrica*, 44, págs. 485-507.

ROSEN, S. (1.974): "Hedonic prices, and implicit markets: product differentiation and pure competition", *Journal of Political Economy*, 82, págs. 34-55.

ROSEN, S. (1.978): "The supply of work schedules and employment", en Clark ed., *Work time and employment*, U.S. Government Printing Office.

ROSEN, S. (1.985): "Implicit contracts: a survey", *Journal of Economic Literature*, 23, págs. 1144-1175.

ROSEN, S. (1.986): "La teoría de las diferencias igualadoras", en Ashenfelter y Layard eds., *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publishers, edición española de Sáez Fernández, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1.991, págs. 813-880.

RUESGA, S. (1.988): "La mujer en la economía sumergida", *Información Comercial Española*, nº 655, págs. 57-72.

SAMUELSON, P. (1.947): *Foundations of Economic Analysis*, Harvard Economic Studies 80, Harvard University Press, edición de 1.972, Atheneum.

SCHULTZ, T. P. (1.980): "Estimating labor supply functions for married women", en J. Smith ed., *Female labor supply*, Princeton University Press, págs. 25-89.

SCHULTZ, T. W. (1.960): "Capital formation by education", *Journal of Political Economy*, 68, págs. 571-583.

SCHULTZ, T. W. (1.963): *The economic value of education*, Columbia University Press.

SHETTKAT, R. (1.993): "Compensating differentials?. Wage differentials and employment stability in the U.S. and German economies", *Journal of Economic Issues*, 27, págs. 153-170.

SHISHKO, R. y ROSTKER, B. (1.976): "The economics of multiple job holding", *American Economic Review*, 66, págs. 298-308.

SMITH, A. (1.776): *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*, The Modern Library, 1.937, Nueva York.

SMITH, J. (1.977): "Family labour supply over the life cycle", *Explorations on Economic Research*, 4, págs. 205-276.

SMITH, J. y WELCH, F. (1.978): "Local labor markets and cyclic components in demand for college trained manpower", *Annales de l'INSEE*, 30/31, págs. 599-629.

SPENCE, M. (1.973): "Job market signaling", *Quarterly Journal of Economics*, 87, págs. 355-374.

STEWART, M. (1.983): "On least squares estimation when the dependent variable is grouped", *Review of Economic Studies*, 50, págs. 737-753.

STIGLER, G. (1.961): "The economics of information", *Journal of Political Economy*, 69, págs. 213-225.

STIGLER, G (1.962): "Information in the labor market", *Journal of Political Economy*, 70, págs. 94-104.

TAUBMAN, P. y WACHTER, M. (1.986): "Mercados de trabajo segmentados", en Ashenfelter y Layard eds., *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publishers, edición española de Sáez Fernández, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1.991, págs. 1519-1564.

TOBIN, J. (1.958): "Estimation of relationships for limited dependent variables", *Econometrica*, 26, págs. 24-36.

TOBIN, J. (1.972): "Inflation and unemployment", *American Economic Review*, 62, págs. 1-18.

TOBIN, J. y HOUTHAKKER, H. (1.950/1): "The effects of rationing on demand elasticities", *Review of Economic Studies*, 18, págs. 140-153.

TODARO, M. (1.969): "A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries", *American Economic Review*, 59, págs. 138-148.

TOHARIA, L. y FERNÁNDEZ, F. (1.988): "Actividad, ocupación y paro en España, 1.970-87", *Situación*, nº 3, págs. 155-183.

TOPEL, R. (1.984): "Equilibrium earnings, turnover, and unemployment: new evidence", *Journal of Labor Economics*, 2, págs. 500-522.

TOPEL, R. (1.986): "Local labor markets", *Journal of Political Economy*, 94, págs. 111-143.

TUMMERS, M. y WOITTIEZ, I. (1.991): "A simultaneous wage and labor supply model with hours restrictions", *Journal of Human Resources*, 26, págs. 393-423.

USÁTEGUI, J. (1.993): "Finite duration of unemployment insurance, reservation wages and participation in the job market", *Journal of Public Economics*, 50, págs. 407-427.

VAN DEN BERG, G. (1.990a): "Search behaviour, transitions to non-participation and the duration of unemployment", *Economic Journal*, 100, págs. 842-865.

VAN DEN BERG, G. (1.990b): "Nonstationarity in job search theory", *Review of Economic Studies*, 57, págs. 255-277.

VAN OURS, J. y RIDDER, G. (1.992): "Vancancies and the recruitment of new employees", *Journal of Labor Economics*, 10, págs. 138-155.

VAN SOEST, A. (1.992): *Discrete choice models of family labour supply*, Working Paper 71, nº 9214, Center for Economic Research, Tilburg University.

VAN SOEST, A. (1.995): "Structural models of family labor supply. A discrete choice approach", *Journal of Human Resources*, 30, págs. 63-88.

VAN SOEST, A.; WOITTIEZ, I. y KAPTEYN, A. (1.990): "Labor supply, income taxes and hours restrictions in the Netherlands", *Journal of Human Resources*, 25, págs. 517-558.

WADSWORTH, J. (1.991): "Unemployment benefits and search effort in the UK labor market", *Economica*, 58, págs. 17-34.

WALES, T. y WOODLAND, A. (1.976): "Estimation of household utility functions and labor supply response", *International Economic Review*, 17, págs. 397-410.

WALES, T. y WOODLAND, A. (1977): "Estimation of the allocation of time for work, leisure and housework", *Econometrica*, 45, págs. 115-132.

WALES, T. y WOODLAND, A: (1.983): "Estimation of consumer demand systems with binding non-negativity constraints", *Journal of Econometrics*, 21, págs. 263-285.

WELCH, F. (1.977): "What have we learned from empirical studies of unemployment insurance?", en Katz ed., *The economics of unemployment insurance: a symposium*, *Industrial and Labor Relations Review*, 30, págs. 451-461.

WHITE, H. (1.980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, 48, págs. 817-838.

WOLPIN, K. (1.987): "Estimating a structural job search model: the transition from school to work", *Econometrica*, 55, págs. 801-818.

YELLEN, J. (1.984): "Efficiency wage models of unemployment", *American Economic Review*, 74, págs. 200-205.

YOON, B. (1.981): "A model of unemployment duration with variable search intensity", *Review of Economics and Statistics*, 63, págs. 599-609.

ZABALZA, A. (1.983): "The CES utility function, non-linear budget constraints and labour supply. Results on female participation and hours", *Economic Journal*, 93, págs. 312-330.

ZABALZA, A.; PISSARIDES, C. y BARTON, M. (1.980): "Social security and the choice between full-time work, part-time work and retirement", *Journal of Public Economics*, 14, págs. 245-276.

ZABEL, J. (1.993): "The relationship between hours of work and labor force participation in four models of labor supply hehaviour", *Journal of Labor Economics*, 11, págs. 387-416.