

La estabilidad laboral en Andalucía: un análisis comparado entre hombres y mujeres mediante un modelo de regresión logística

JOSÉ ANTONIO ARIZA MONTES
MARIANO CARBONERO RUZ
BELÉN GUTIÉRREZ VILLAR
CARMEN LÓPEZ MARTÍN



El Centro de Estudios Andaluces es una entidad de carácter científico y cultural, sin ánimo de lucro, adscrita a la Consejería de la Presidencia de la Junta de Andalucía.

El objetivo esencial de esta institución es fomentar cuantitativa y cualitativamente una línea de estudios e investigaciones científicas que contribuyan a un más preciso y detallado conocimiento de Andalucía, y difundir sus resultados a través de varias líneas estratégicas.

El Centro de Estudios Andaluces desea generar un marco estable de relaciones con la comunidad científica e intelectual y con movimientos culturales en Andalucía desde el que crear verdaderos canales de comunicación para dar cobertura a las inquietudes intelectuales y culturales.

Las opiniones publicadas por los autores en esta colección son de su exclusiva responsabilidad



Centro de Estudios Andaluces
CONSEJERÍA DE LA PRESIDENCIA

EC02008/06

LA ESTABILIDAD LABORAL EN ANDALUCÍA: UN ANÁLISIS COMPARADO ENTRE HOMBRES Y MUJERES MEDIANTE UN MODELO DE REGRESIÓN LOGÍSTICA

Autores: Ariza Montes, J. Antonio (contacto); Carbonero Ruz, Mariano; Gutiérrez Villar, Belén; López Martín, Carmen

Institución: ETEA Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Centro adscrito a la Universidad de Córdoba

RESUMEN

Desde los años 70 se han producido cambios en el mercado de trabajo que han creado el clima apropiado para incitar a las organizaciones y los trabajadores a demandar mayor flexibilidad en el empleo. En este contexto, el empleo temporal ha sido objetivo de numerosas investigaciones y los contratos temporales han sido empleados como herramienta para conseguir la flexibilidad laboral.

Para explicar la situación en Andalucía, este documento trata de identificar los factores decisivos del empleo permanente. Con este fin, se establecen una serie de hipótesis de partida sobre los factores decisivos del empleo permanente y el efecto negativo o positivo de su influencia; siendo empíricamente contrastadas mediante un modelo de regresión logística aplicado a una muestra de trabajadores asalariados de Andalucía. En una segunda etapa, dado que la proporción de contratación temporal es mucho mayor entre las mujeres, la variable sexo debe ser considerada decisiva en la construcción del modelo de regresión, por lo que los factores decisivos del empleo permanente en Andalucía deben ser evaluados separadamente para hombres y mujeres para calibrar el impacto del sexo en la estabilidad laboral. Finalmente, basándose en las probabilidades estimadas de disponer de un empleo permanente en función del sexo se analiza el grado de discriminación laboral de las mujeres en el mercado de trabajo andaluz.

Palabras clave: Discriminación por sexo, empleo temporal, modelos de regresión logística.

ABSTRACT

Several changes have been taking place in the labour market since the 1970s that have created the right climate to spur organisations and workers to demand greater flexibility in employment. In this context, temporary employment has been the focus of many research papers and temporary contracts have been used as a tool to achieve labour flexibility.

In order to understand the situation in Andalusia, this paper aims to identify the decisive factors in permanent employment. To this end, starting hypotheses will be defined about the decisive factors in permanent employment and the positive or negative significance of their influence; the starting hypotheses will then be tested empirically using a logistic regression model on a sample population of wage earners in Andalusia. In the second stage, given that the ratio of temporary contracts is much higher among women, the variable 'gender' is likely to be decisive in the construction of the regression model, therefore the decisive factors for permanent employment in Andalusia will be evaluated separately for men and women, in order to calibrate the impact of gender on job stability. Finally, based on the estimated probabilities of having a permanent job depending on gender, the degree of labour discrimination faced by women in the Andalusian labour market will be analysed.

Keywords: gender discrimination, temporary employment, logistic regression models.

JEL Classification: J82

1. Introducción

Son muchos los investigadores que vaticinan el declive de las relaciones de empleo estándar, es decir, aquel modelo de empleo donde el trabajador tiene un empleador claro y definido, trabaja a tiempo completo durante todo el ejercicio económico bajo la supervisión y premisas marcadas por el empleador, disfruta de beneficios legales y sociales y, por último, espera mantener esta situación laboral indefinidamente (Muckenberger, 1989; Schellenberg y Clark, 1996; Vosko, 1997).

Los cambios acaecidos en el mercado laboral desde la década de los setenta – aumento de la competitividad, reducción indiscriminada de costes, búsqueda constante de la eficiencia productiva, etc.– crearon el caldo de cultivo propicio para que muchos países, organizaciones y trabajadores reclamen una mayor flexibilidad en el empleo, adoptándose medidas de reestructuración como el *downsizing* o las condiciones de trabajo no permanentes (Mauno y otros, 2005). Los investigadores en esta materia conceptualizan el empleo no permanente como trabajo contingente, es decir, todos aquellos empleos donde el trabajador no tiene un contrato indefinido, ya sea implícito o explícito, o donde el mínimo de horas trabajadas pueda variar en cualquier momento (Connelly y Gallagher, 2004).

El empleo temporal constituye posiblemente la forma de trabajo contingente de mayor incidencia en el mercado laboral, por lo que ha sido objeto de numerosos trabajos de investigación en el terreno de las relaciones laborales, ya sea bajo esta misma denominación de trabajo contingente (Polivka y Nardone, 1989; Belous, 1989) u otras: relaciones de empleo no estándar (Goldthorpe, 1984; Casey, 1991; Green y otros, 1993; Kalleberg y otros, 2000), disposiciones de trabajo alternativas (Polivka, 1996; Sherer, 1996), relaciones de trabajo no tradicionales (Ferber y Waldfogel, 1998), regulaciones flexibles (Abraham, 1988; Houseman, 1997), prácticas flexibles de trabajo (Brewster y otros, 1997), empleo atípico (Córdova, 1986; Delsen, 1995; De Grip y otros, 1997), empleo periférico (Summers, 1997), trabajo vulnerable (Tregaskis y otros, 1998), empleo precario (Treu, 1992), trabajo desechable (Gordon, 1996) o simplemente nuevas formas de empleo (Bronstein, 1991).

La contratación temporal ha sido utilizada como herramienta de flexibilidad laboral, por lo que su incidencia es mayor en aquellos países con regulaciones laborales

estrictas –como España, Francia o Italia– en comparación con otros mercados laborales donde existe una regulación menor como Reino Unido o Estados Unidos (Brown y Sessions, 2003; Brown y Sessions, 2005).

Para comprender la situación actual del mercado de trabajo en España habría que remontarse tres décadas atrás. A finales de los 70 y principios de los ochenta, la situación era realmente preocupante, con tasas de desempleo que superaban el 20% de la población activa. Ello provocó la necesidad de implementar medidas de flexibilidad en la contratación de trabajadores con el objetivo de fomentar la creación de empleo. El nuevo marco normativo resultante de las reformas laborales acometidas durante la década de los ochenta se tradujo en que los contratos temporales pasaron de representar en torno al 8% en 1984 al 33% en 1994, situando en poco tiempo a España como uno de los países europeos con mayor tasa de temporalidad. Las sucesivas reformas introducidas entre 1994 y 2002 tratan de cambiar esta tendencia, mediante la aplicación de medidas dirigidas al aumento de la estabilidad en el empleo, principalmente, restringiendo las facilidades otorgadas antaño a la contratación temporal y abaratando ciertas modalidades de despido. A pesar de estas políticas, a día de hoy la ratio de temporalidad española sigue siendo de las más elevadas en el seno de la Unión Europea¹. Precisamente, para tratar de corregir esta situación el 9 de junio de 2006 se aprobó el Real Decreto Ley de Reforma del mercado de trabajo, cuyo objetivo prioritario es reducir la temporalidad y promover el empleo estable. Para ello, se establecen medidas de fomento de la contratación indefinida y se reducen ciertas cotizaciones empresariales. Los efectos de esta última reforma sobre la temporalidad habrá que comprobarlos en los próximos años.

Algunos autores afirman de un modo taxativo que no existe ningún motivo racional para preferir un contrato de naturaleza temporal, ya que un contrato indefinido ofrece todas las ventajas de uno temporal con el añadido de poder prolongar la relación laboral a deseo y voluntad del trabajador (Brown y Sessions, 2005). Sin embargo, este argumento no es compartido por el conjunto de la comunidad científica. Así, García y Rebollo (2005) sugieren dos puntos de vista fundamentales en relación con la

¹ De este modo, en el cuarto trimestre de 2006, el 33,8% de los asalariados tenían un contrato de naturaleza temporal, aunque estas cifras ocultan una notable desigualdad de género, ya que la temporalidad desciende al 32,0% entre los varones y aumenta al 36,2% entre las mujeres.

contratación temporal. Por un lado, puede ser considerada como un paso previo hacia otras situaciones de mayor estabilidad (Booth, Francesconi y Frank, 2002; Varejao y Portugal, 2002), sobre todo entre los más jóvenes, a los que les sirve para acumular experiencia. Por otra parte, la vinculación temporal con la empresa no siempre tiene que venir impuesta, sino que en algunos casos puede ser fruto de una decisión libremente seleccionada por los individuos. A pesar de ello, esta última alternativa parece poco probable en España, dadas las evidencias que existen acerca del perjuicio económico que supone trabajar con contrato temporal en nuestro país (Jimeno y Toharia, 1993; De La Rica, 2004; García y Rebollo, 2005).

En todo caso, la segregación entre asalariados con contratos estables y asalariados con contratos temporales genera un importante dualismo en el mercado de trabajo español, tal y como han recogido algunos autores (Bentolila y Dolado, 1994; Saint Paul, 1996; Toharia, 2002). Como si se tratara de dos modelos distintos, según García y Rebollo (2005) en el mercado de trabajo existen dos sectores claramente diferenciados. Por un lado, un sector primario caracterizado por los trabajadores con contratos permanentes y con una fuerte influencia en los procesos de negociación colectiva. Estos disfrutan de estabilidad en el empleo, elevados salarios y oportunidades de promoción interna. Por otro, el sector secundario lo integrarían los trabajadores con contratos temporales, con sueldos limitados, baja movilidad interna y sin presencia en los procesos de negociación.

Otra nota característica del mercado laboral español es que la composición del empleo por tipo de contrato –temporal frente a indefinido– presenta una gran dispersión a nivel regional. De esta forma, en el cuarto trimestre de 2006 regiones como Andalucía, Extremadura y Murcia superaban el 40% de contratación temporal entre los asalariados, mientras que en Cataluña o La Rioja, tres de cada cuatro asalariados disfrutaban de un contrato indefinido. Esta dispersión entre diferentes comunidades autónomas puede venir motivada por múltiples factores: heterogeneidad en la composición de la fuerza de trabajo, especialización productiva, diferentes niveles de productividad, costes laborales, etc.

Dado el impacto de la temporalidad en el mercado de trabajo español y andaluz (Andalucía, con un 46,4% de temporalidad, es la comunidad autónoma con la ratio más

elevada de toda España), en este estudio se pretende identificar cuáles son los principales factores –de índole personal, familiar y laboral– determinantes de la contratación indefinida. Para ello, en primer lugar se realizará una revisión de las investigaciones previas sobre la materia, se establecerán las hipótesis de partida sobre cuáles son los factores determinantes del empleo indefinido y el sentido –positivo o negativo– de su influencia, procediéndose a continuación a contrastar empíricamente las hipótesis de partida mediante un modelo de regresión logística sobre una muestra de asalariados andaluces de la Encuesta de Población Activa del Instituto Nacional de Estadística. En una segunda etapa, dado que la ratio de temporalidad es mucho más elevada entre las mujeres (36,2% en España y 49,2% en Andalucía) que entre los hombres (32,0% y 44,6%, respectivamente), creemos que la variable sexo resultará determinante en la construcción del modelo de regresión², por lo que se evaluarán por separado los factores determinantes de la contratación fija tanto para los andaluces como las andaluzas, lo que permitirá calibrar el impacto del sexo sobre la estabilidad laboral. Finalmente, tomando como base las probabilidades estimadas de disponer de un empleo indefinido en función del sexo, se analiza el grado de discriminación laboral que supone ser mujer en el mercado de trabajo andaluz.

2. Contratación temporal versus contratación indefinida: antecedentes empíricos

El binomio contratación temporal-indefinida ha sido estudiado desde diferentes puntos de vista. Muchos autores han centrado su investigación en el análisis de los efectos perniciosos que origina la contratación temporal: precariedad y pocas posibilidades de desarrollo profesional (Farber, 1999; Arulampalam y Booth, 1998), desmotivación y rotación (Purcell y otros, 1999), insatisfacción, menos oportunidades de formación y peor retribución (Booth, Francesconi y Frank, 2002; Aronsson y otros, 2002, Nollen, 1996; Segal y Sullivan, 1997)³, menor seguridad y salud laboral (Quinlan,

² Según la opinión de un grupo de investigadores del género, las nuevas formas de trabajo no estándar a lo único a lo que contribuyen es a perpetuar las inequidades de género (Armstrong, 1996; Bakker, 1996; Fudge, 1991; Spatler-Roth y Hartmann, 1998; Jenson, 1996; Vosko, 2000) ya que históricamente las relaciones de empleo atípicas (alejadas de la norma del contrato indefinido a tiempo completo) siempre se han asociado (y continúan haciéndolo) con las mujeres (Fudge y Vosko, 2001a, 2001b; Spatler-Roth y Hartmann, 1998).

³ En relación con la remuneración, el trabajo de Brown y Sessions (2003) cuantifica en un 13% las diferencias salariales entre empleados fijos y temporales. Algunos investigadores en España han obtenido resultados parecidos (Jimeno y Toharia, 1993; Alba-Ramírez, 1994). Además, Brown y Sessions (2003)

Mayhew y Bohle, 2001), inseguridad y preocupación por el futuro (Purcell, 2000; Sengenberger, 1995).

Más en sintonía con los objetivos de este trabajo, otra línea de investigación se ha enfocado a determinar cuáles son las variables asociadas con la contratación de naturaleza temporal o indefinida. De este modo, Dolado y otros (2002) realizan un análisis de regresión en España donde confirman que la **edad** constituye un factor asociado negativamente con la contratación temporal. Estas conclusiones son coherentes con el modelo logístico trinomial (donde la categoría de referencia, estar desempleado, se contrasta con la situación de asalariado temporal y asalariado indefinido) de Morris y Vekker (2001), quienes concluyen que tener una edad comprendida entre 16 y 24 años reduce la probabilidad de formalizar un contrato fijo, aumentando las posibilidades de tener un empleo temporal. Igualmente, el análisis probit de Dolado y otros (2002) confirma que a medida que aumenta la edad disminuye la incidencia de la temporalidad. Similares resultados se obtienen en los estudios de Nollen (1996), Farber (1997, 1999), Segura y otros (1991) y Álvarez Aledo (1996).

La **formación** constituye otra variable vinculada de manera negativa a la contratación temporal, tal y como confirma el trabajo de Dolado y otros (2002) comparando a los asalariados con educación secundaria con los de menor nivel formativo. Brown y Sessions (2005) llegan a similares conclusiones, aunque utilizando como punto de referencia la contratación indefinida. Así, mediante un análisis probit aplicado con una muestra de casi 9.000 asalariados, apuntan que cada año de permanencia en el sistema educativo aumenta la probabilidad de ocupar un empleo indefinido. Otros autores que obtienen evidencias empíricas en este sentido son Nollen (1996), Farber (1997, 1999), Álvarez Aledo (1996) y Segura y otros (1991), al confirmar que la contratación temporal es mucho más probable entre los analfabetos y los trabajadores sin estudios en comparación con el resto de categorías formativas.

El **estado civil** supone otra variable que algunos investigadores han tratado de relacionar con el tipo de contrato del asalariado. De esta manera, Segura y otros (1991) afirman que la contratación temporal es más frecuente entre los solteros que entre los casados, en línea con los resultados obtenidos por Morris y Vekker (2001) para una

identifican una discriminación salarial que afecta a las mujeres en comparación con los hombres con

muestra de mujeres. Según estos autores, estar casada aumenta la probabilidad de tener un contrato indefinido y reduce la posibilidad de estar asalariado con contrato temporal. Con todo, la asociación entre estado civil y tipo de contrato no siempre se manifiesta en la dirección prevista, ya que Laird y Williams (1996) y Golden (1996) hallaron en sus respectivas investigaciones que la proporción de mujeres casadas en el mercado de trabajo se vinculaba positivamente con los niveles de empleo temporal.

Cranford y otros (2003) afirman que el rol asumido por la mujer en el mantenimiento diario y generacional de la familia provoca que éstas elijan libremente formas de empleo a tiempo parcial o temporal. En consecuencia es de suponer que la presencia de **hijos en el hogar**, sobre todo si estos son pequeños, u otro tipo de familiares dependientes, aumentará la contratación temporal entre la población femenina. Esta hipótesis la contrastan Morris y Vekker (2001) con una muestra de mujeres con hijos menores de 18 años viviendo aún en el hogar, concluyendo que esta variable reduce la probabilidad de tener un contrato fijo, aumentando las posibilidades de contratación temporal.

El **tipo de trabajo desempeñado** también se relaciona con la modalidad contractual que firma el asalariado, en el sentido de que aquellos empleos que requieren de un nivel de cualificación más elevado, por tanto, más difíciles de cubrir con personal competente, deberían ser recompensados por ello, entre otras cosas con una mayor estabilidad laboral, o sea, con la firma de contratos indefinidos. El modelo probit de Brown y Sessions (2005) ratifica la dirección de esta asociación en el colectivo de profesionales y, con mayor intensidad, entre los directivos⁴. Abundando en la misma línea, Dolado y otros (2002) aprecian que la contratación temporal disminuye entre la mano de obra cualificada.

Otra variable interesante para el estudio de la temporalidad la constituye el **sector de actividad**. Así, el modelo probit dirigido por Dolado y otros (2002) pone de manifiesto que la temporalidad se relaciona negativamente con el empleo en el sector público, conclusiones similares a las que obtuvieron antes Segura y otros (1991). Asimismo, el estudio de Dolado y otros (2002) concluye que la temporalidad disminuye

independencia de que el contrato sea indefinido o temporal.

en el sector industrial y de servicios, mientras que aumenta entre los empleados de la construcción. En un nivel de desagregación superior, Segura y otros (1991) hallaron una mayor incidencia de la contratación temporal en la construcción, la agricultura, el comercio y las instituciones financieras.

Otras variables objeto de investigación, aunque con menor profusión, han sido la **nacionalidad** y el trabajo a **tiempo parcial**. Respecto a la primera, Morris y Vekker (2001) demuestran que entre los asalariados no estadounidenses la probabilidad de tener un contrato fijo disminuye a la vez que aumenta la temporalidad. En relación con la segunda, el análisis de Brown y Sessions (2005) concluye que el empleo indefinido se relaciona negativamente con el trabajo a tiempo parcial.

Se ha relegado a propósito para el final de la revisión bibliográfica una de las variables fundamentales de esta investigación: el **sexo** de los asalariados. La incorporación de la mujer al mercado de trabajo en las últimas décadas es un hecho incontestable, aunque esta situación enmascara una considerable diversidad, en diferentes niveles y de distintas formas (Bradley y otros, 2000). Así, algunos autores como Standing (1989) consideran que la equidad en el mercado laboral no existe, produciéndose una armonización hacia abajo, ya que las mujeres ocupan los empleos peor retribuidos, más inseguros, y con peores expectativas profesionales⁵. Este hecho se puede constatar a través de las estadísticas oficiales: como ya se ha indicado anteriormente, a finales de 2006 la tasa de temporalidad femenina en España superaba en más de cuatro puntos porcentuales a la masculina; además, el 11,9% de las mujeres tienen jornada parcial, frente a sólo el 4,1% de los hombres. De este modo, los estudios que han analizado la relación entre el sexo y el tipo de relación laboral han concluido que la temporalidad aumenta en el sexo femenino, manifestándose la situación contraria entre los hombres. El análisis probit de Brown y Sessions (2005) constata que el empleo fijo se asocia positivamente con el sexo masculino. Estos resultados son coherentes con los obtenidos por Dolado y otros (2002), quienes confirman que ser asalariada del sector

⁴ En un estudio previo ya habían confirmado esta hipótesis junto con la relación positiva de la temporalidad con el tamaño reducido de la empresa (25-100 empleados) y la relación en sentido inverso de la variable de estudio con la presencia de representación sindical (Brown y Sessions, 2003).

⁵ En este sentido, Krahn (1995) afirma que la probabilidad de que las mujeres permanezcan en empleos no estándar (donde incluye el trabajo autónomo, la dedicación parcial y los contratos de naturaleza temporal) es más elevada en comparación con los hombres.

privado aumenta la probabilidad de tener un contrato temporal. Este efecto es aún más intenso en el caso del empleo público.

El trabajo de Booth y otros (2001) resulta de especial relevancia para los objetivos de la presente investigación, pues estos autores realizan un estudio de regresión logística multinomial para hombres y mujeres por separado. Las conclusiones del mismo ponen de manifiesto que las mujeres que ocupan puestos que requieren de un nivel de cualificación elevado (profesionales, técnicos y docentes) aceptan mejor que los hombres el hecho de tener un contrato temporal. También en comparación con la población masculina, estos autores advirtieron que la probabilidad de que las mujeres tengan un contrato temporal es mayor en la administración pública y en las organizaciones no lucrativas. Por último, tener hijos pequeños también constituye un factor de discriminación, dado que en los modelos de regresión obtenidos se constata que con este contexto familiar la probabilidad de que la mujer tenga un contrato temporal es superior a la de los hombres.

3. Hipótesis de investigación

La revisión bibliográfica previa ha puesto de manifiesto cuáles son las variables que se asocian, en distintos mercados, con el tipo de contrato de los asalariados, así como el sentido –positivo o negativo– previsible de cada relación. Tomando como referencia estos estudios previos, a continuación se exponen, en términos de contratación indefinida, las principales hipótesis a testar en el mercado laboral andaluz.

Hipótesis 1. El sexo, la edad, el nivel de formación, la estructura familiar, la nacionalidad y los factores laborales son determinantes de la probabilidad de disponer de un contrato indefinido.

Hipótesis 2. Los factores anteriores inciden de manera diferente en función del sexo.

Hipótesis 3. En igualdad de condiciones con respecto al resto de variables, ser mujer en Andalucía reduce la probabilidad de disponer de un empleo indefinido.

4. Estudio empírico

4.1. Metodología: el modelo de regresión logística binaria

La metodología utilizada para el cumplimiento de los objetivos de este trabajo se fundamenta en el modelo de regresión logística binaria, un caso particular de los denominados modelos de regresión con respuesta dicotómica⁶. Esta técnica estadística permite determinar la probabilidad de ocurrencia del suceso investigado –tener un contrato de trabajo indefinido para el caso que nos ocupa– frente a la probabilidad de ocurrencia del suceso contrario.

4.2. La muestra

Para analizar cuáles son los factores que determinan el empleo indefinido en Andalucía se han seleccionado del fichero de microdatos de la Encuesta de Población Activa (EPA), correspondiente al segundo trimestre de 2007, los registros de trabajadores asalariados por cuenta ajena, obteniéndose de este modo un total de 9.382 personas distribuidas entre 5.532 hombres (58,96%) y 3.850 mujeres (41,04%).

El conjunto de datos así seleccionado ha sido dividido a su vez en dos partes. La primera, formada por el 80% de las observaciones, se ha empleado para el

⁶ La forma más habitual de presentar este modelo viene dada por:

$$\frac{p}{1-p} = e^{\beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i}$$

El primer miembro de esta igualdad se denomina ratio de riesgo –o también odd ratio (OR)– y representa la probabilidad relativa del suceso investigado frente a su no ocurrencia. Así, una OR cuyo valor fuera x indicaría que es x veces más probable que un individuo tenga un contrato indefinido que un contrato temporal. Desde este punto de vista, la interpretación de los coeficientes del modelo resulta sencilla. Una vez elegida la variable X_j y el resto de las variables independientes, ante cualquier incremento unitario de este predictor la razón entre las odds ratio vendrá dada por:

$$\Delta \frac{p}{1-p} = e^{\beta_j}$$

De esta forma, si $\beta_j > 0$, el incremento en la ratio de riesgo será mayor que 1, lo que significa un incremento en la probabilidad de ocurrencia del suceso investigado. Como en cualquier otro modelo estadístico, el de regresión logística admite diversos contrastes de hipótesis que determinan su validez, tanto en términos globales como individuales. Los primeros evalúan en su conjunto la posibilidad de que realmente el fenómeno investigado pueda ser modelado mediante una expresión del tipo elegido, mientras que los segundos, cuya validez está supeditada a los primeros, examinan la conveniencia de incluir o no cada una de las variables en el modelo considerado. En este trabajo se empleará como medida global el índice de bondad de ajuste Chi-Cuadrado, cuyo valor es más elevado cuanto más ajustado sea el modelo y, por consiguiente, tanto más significativo cuanto menor sea el correspondiente p-valor. Para los análisis individuales se utilizará el test de Wald, similar en su interpretación al estadístico t empleado

entrenamiento del modelo y la segunda, que incluye al 20% restante, se utiliza para la fase de validación. La comparación de los porcentajes de éxito en ambas etapas permitirá concluir la validez general del modelo y detectar, en caso de producirse, un posible sobreentrenamiento. La división de los datos en dos bloques se ha efectuado de forma aleatoria, aunque respetando la estructura inicial con respecto a la duración del contrato y el sexo.

Las variables incluidas en el modelo han sido extraídas del fichero de microdatos anonimizados de la EPA. En unos casos fue necesario crear nuevas variables que recogieran los aspectos más importantes de la estructura familiar de cada sujeto y, en otros, se tuvieron que realizar algunas recodificaciones para simplificar el estudio o adaptar el contenido de los datos originales a los objetivos perseguidos.

La codificación y frecuencias de las variables incluidas en el modelo de regresión se recogen en la siguiente tabla.

Tabla 1
Variables explicativas: codificación y frecuencias

Variable y codificación	Nombre	Frecuencias				
		Valor 0	Valor 1	Valor 2	Valor 3	Valor 4
EDAD (0: 16-24 años; 1: 25-39 años; 2:40-55 años; 3: 55 años o más)	<i>Edad</i>	1.237	3.936	3.319	890	---
SEXO (0: mujer; 1: varón)	<i>Sexo</i>	3.850	5.532	---	---	---
NACIONALIDAD (0: extranjero; 1: español)	<i>Nac</i>	396	8.986	---	---	---
CONVIVE CON LA PAREJA (0: No; 1: Sí)	<i>Conyuge</i>	3.539	5.843	---	---	---
NIVEL DE FORMACIÓN (0: educación primaria; 1: educación secundaria; 2: estudios superiores)	<i>Formac</i>	4.640	2.657	2.085	---	---
OCUPACIÓN (0: baja cualificación; 1: media cualificación trabajo operativo; 2: media cualificación trabajo administrativo; 3: alta cualificación)	<i>Ocup</i>	1.957	4.003	1.997	1.359	---
SECTOR DE ACTIVIDAD (0: agricultura; 1: industria; 2: construcción; 3: servicios)	<i>Act</i>	545	1.003	1.366	6.468	---
NUMERO DE MENORES EN EL HOGAR (0: ningún menor; 1: un menor; 2: dos menores; 3: tres menores; 4: cuatro menores)	<i>Menor</i>	5.248	2.309	1.596	194	35
TIPO DE JORNADA (0: parcial; 1: completa)	<i>Jornada</i>	1.144	8.238	---	---	---
SECTOR (0: privado; 1: público)	<i>Sector</i>	7.334	2.048			
ANTIGÜEDAD EN LA EMPRESA (años)	<i>Tiempo</i>	---	---	---	---	---

Fuente: elaboración propia.

habitualmente en los modelos de regresión lineal: mayor significación para aquellas variables en las que

4.3. Análisis de resultados

El análisis consta de dos fases: en la primera, considerando ambas muestras (hombres y mujeres) como una sola, se trata de analizar cuáles son, en conjunto, las variables o factores que determinan la estabilidad laboral de los asalariados andaluces, con especial interés en el sexo, dado que si este factor resulta ser significativo deberá considerarse justificada la estimación de probabilidades para hombres y mujeres por separado, lo que constituye el segundo objetivo de la investigación.

No obstante, como paso previo se han analizado posibles relaciones entre variables que pudieran reducir la importancia de alguna de ellas en el análisis. En este sentido se ha detectado que la antigüedad en la empresa (variable *tiempo*) aparece excesivamente relacionada con la variable dependiente ($t=62,564$, $p\text{-valor}=0,000$), resultando una diferencia media de casi diez años entre trabajadores temporales e indefinidos. Esta diferencia procede en buena parte del hecho de que la actual legislación obliga, una vez que el trabajador ha permanecido durante tres o más años en la misma empresa, a convertir en indefinida la relación laboral. Por tanto, en caso de mantenerse la variable *tiempo* en el análisis se produciría una sobreestimación ficticia de la capacidad explicativa de la misma, acompañada de una reducción de la capacidad del resto de variables.

4.3.1. Modelo general

En la tabla 2 se presentan los resultados de la estimación mediante regresión logística de los factores que determinan el empleo indefinido en Andalucía. En primer lugar hay que destacar que el estadístico de contraste aplicado para evaluar la validez del modelo en su conjunto indica que existen razones suficientes para aceptar la validez del mismo⁷, es decir, para afirmar que el hecho de que un asalariado disponga o no de un contrato indefinido puede ser satisfactoriamente explicado por el conjunto de variables consideradas en la presente investigación. Estos resultados confirman el planteamiento realizado en nuestra primera hipótesis de investigación.

Como se puede apreciar en este modelo general, los coeficientes de regresión de la edad, el sexo, la nacionalidad, la convivencia en pareja, el nivel de formación, la

el valor del estadístico sea elevado y, por tanto, cuanto menor sea el p-valor.

cualificación requerida para la ocupación, el sector de actividad y el tipo de jornada arrojan resultados positivos, contribuyendo de este modo al empleo indefinido. Así, tener mayor edad, ser hombre y español, convivir con el cónyuge, tener estudios secundarios o universitarios, ocupar puestos que requieren de cualificación media o alta, trabajar en la industria o en los servicios (frente al grupo de referencia, la agricultura) y desempeñar una actividad a jornada completa aumenta la probabilidad de tener un empleo de carácter indefinido. Todos estos resultados son significativos con una confianza del 99%, nivel para el que el modelo de regresión logística indica que la presencia de hijos menores en el hogar no está relacionada –ni positiva, ni negativamente– con la estabilidad laboral.

⁷ La prueba ómnibus del modelo, utilizada para este fin, presenta los siguientes resultados: Chi-Cuadrado: 2.088,61 p-valor=0,0000.

Tabla 2

Regresión logística: factores que determinan el empleo indefinido en Andalucía e intervalo de confianza de odds ratios

Variables en el modelo					Odds ratios I.C. 95% para OR		
	B	E.T.	Wald	p	OR	Inferior	Superior
Edad			288,4655	0,0000			
Edad(1)	0,8680	0,0949	83,6989	0,0000	2,3821	1,9779	2,8690
Edad(2)	1,4631	0,1049	194,3885	0,0000	4,3194	3,5164	5,3057
Edad(3)	2,1363	0,1400	232,9541	0,0000	8,4685	6,4367	11,1416
Sexo(1)	0,3108	0,0632	24,1846	0,0000	1,3645	1,2055	1,5445
Nac(1)	1,1023	0,1493	54,5405	0,0000	3,0110	2,2473	4,0342
Conyuge(1)	0,5221	0,0694	56,5288	0,0000	1,6855	1,4711	1,9313
Formac			31,9056	0,0000			
Formac(1)	0,4051	0,0717	31,8960	0,0000	1,4994	1,3028	1,7257
Formac(2)	0,2562	0,1130	5,1396	0,0234	1,2921	1,0353	1,6125
Ocup			95,5970	0,0000			
Ocup(1)	0,5255	0,0784	44,9418	0,0000	1,6914	1,4505	1,9723
Ocup(2)	0,9592	0,0999	92,2689	0,0000	2,6095	2,1457	3,1736
Ocup(3)	0,9252	0,1413	42,8757	0,0000	2,5225	1,9123	3,3274
Act			492,6185	0,0000			
Act(1)	1,7219	0,1526	127,3557	0,0000	5,5953	4,1490	7,5458
Act(2)	0,0039	0,1448	0,0007	0,9786	1,0039	0,7558	1,3334
Act(3)	1,7155	0,1337	164,6595	0,0000	5,5593	4,2779	7,2247
Menor			7,0135	0,3196			
Menor(1)	-0,0020	0,0705	0,0008	0,9772	0,9980	0,8691	1,1459
Menor(2)	0,1868	0,0842	4,9228	0,0265	1,2053	1,0220	1,4215
Menor(3)	0,1675	0,1979	0,7157	0,3975	1,1823	0,8021	1,7427
Menor(4)	-0,4208	0,5225	0,6484	0,4207	0,6565	0,2358	1,8283
Menor(5)	19,6077	23186,5274	0,0000	0,9993	327724659,5580	0,0000	
Menor(6)	-0,2201	1,1372	0,0375	0,8465	0,8025	0,0864	7,4539
Jornada(1)	1,0324	0,0869	140,9885	0,0000	2,8077	2,3678	3,3293
Sector(1)	-0,2075	0,0802	6,6940	0,0097	0,8126	0,6944	0,9509
Constante	1,6391	3312,3611	0,0000	0,9996	5,1507		

Variables no significativas en el modelo		
Menor		
Test de eficiencia Chi-Cuadrado		2.088,61
p-valor		0,000
% de predicción correcto		73,4%

Fuente: elaboración propia.

Nota: la variable sector de actividad está referenciada al sector agrícola, por tanto, la codificación quedaría como sigue: act1 (1), industria; act1(2), construcción; act1(3), servicios.

A pesar de todo, el impacto de cada una de las variables significativas en la probabilidad de obtener un empleo indefinido difiere sustancialmente de unas a otras, tal y como indica el análisis de los intervalos de confianza obtenidos para las correspondientes *odds ratios* (ver tabla 2). De esta manera se aprecia un importante efecto de la variable *edad*, ya que la probabilidad de empleo indefinido entre los asalariados con 55 años o más es 8,5 veces mayor que entre los jóvenes de 16 a 24 años

(este valor desciende a 4,3 en el grupo de edad de 40 a 54 años y se sitúa en 2,4 veces entre los trabajadores con edades comprendidas entre los 25 y los 39 años). Por su parte, la OR correspondiente al *sexo* masculino es del 136,5% en comparación con la de las mujeres, lo que pone de manifiesto la dificultad de este colectivo para acceder a puestos de trabajo de mayor estabilidad en comparación con los varones⁸. Otra importante fuente de inestabilidad en el empleo se localiza en la *nacionalidad* del asalariado. De este modo, un español presenta el triple de posibilidades de disfrutar de un contrato indefinido frente a un inmigrante. La convivencia con el *cónyuge* se muestra como otro factor de impacto sobre la contratación indefinida. Así, un asalariado que vive en pareja tiene un 168,6% de probabilidad de disfrutar de un contrato fijo en comparación con los que viven solos. Otra característica personal de influencia sobre la modalidad contractual se localiza en el nivel de *formación* del sujeto ya que, como se puede comprobar en la tabla 2, carecer de formación supone un serio obstáculo para el acceso a la contratación indefinida: la probabilidad de que un asalariado con formación secundaria tenga un contrato fijo es del 149,9% en comparación con los individuos que no tienen estudios o sólo han cursado estudios primarios, y del 129,2% entre los trabajadores con titulación universitaria.

Desde otra perspectiva, el tipo de *ocupación* del asalariado también determina la probabilidad de empleo indefinido. De este modo, la temporalidad es más común en los trabajos de baja cualificación, aumentando por consiguiente la probabilidad de contratación indefinida entre los trabajos de cualificación media –tanto operarios (169,1%) como administrativos (261,0%)– y alta (252,3%). Asimismo, el *sector de actividad* también juega un papel importante sobre la modalidad contractual: tomando como referencia la agricultura, tanto la industria como el sector servicios presentan razones muy superiores (559,5% en el primer caso y 555,9% en el segundo), lo que pone de manifiesto que la probabilidad de trabajo estable en estos sectores es muy superior a la que existe en el sector agrícola. Sin embargo, la situación para el sector de la construcción no difiere estadísticamente de forma significativa de la de la agricultura (p-valor=0,979). En cuanto a la OR correspondiente a la variable *jornada* (2,808, con

⁸ Incluso en términos de intervalos de confianza, aunque el límite inferior para la razón evaluada sobrepasa ligeramente el 120% no puede obviarse el hecho de que en el extremo superior esta misma razón se aproxima al 155%. O sea, que la probabilidad de que un hombre tenga un contrato indefinido –

un intervalo de confianza situado entre 2,368 y 3,329) sugiere que un asalariado a tiempo completo presenta casi el triple de posibilidades de disfrutar de un contrato indefinido en comparación con uno que trabaje a tiempo parcial.

Finalmente, la variable representativa de la titularidad de la empresa, *sector*, resulta aunque significativa de impacto muy inferior al del resto de las estudiadas. El sector público genera una proporción de empleo temporal ligeramente superior al generado por las entidades privadas. Así, la probabilidad de disponer de un empleo indefinido en el sector público es del 81% de la correspondiente al privado.

El último paso de esta primera parte de la investigación analiza la capacidad de generalización del modelo, comparando las observaciones que han sido clasificadas correctamente en el entrenamiento y en la generalización. De este modo, en la fase de entrenamiento (ver tabla 3), correspondiente a la construcción del modelo, el 73,4% de los individuos considerados resultó bien clasificado conociendo de antemano su situación real. Existen algunas diferencias entre los porcentajes correspondientes a contratos temporales (63,0%) e indefinidos (81,1%), lo que sugiere que estos últimos resultan más fáciles de identificar. En la fase de generalización, una vez estimados los coeficientes del modelo, los individuos son presentados para su clasificación sin información previa sobre su situación real. Los resultados obtenidos son similares a los alcanzados en el entrenamiento tanto en términos globales como para cada uno de los grupos, lo que pone de manifiesto la validez general del modelo estimado.

Tabla 3

Regresión logística: % de clasificación correcta en las fases de entrenamiento y generalización

	% de clasificación correcta	
	Pronosticado	
Observado	Entren.	Gener.
Indefinido	81,1%	80,6%
Temporal	63,0%	61,8%
Global	73,4%	72,6%

Fuente: elaboración propia.

en comparación con las mujeres podría llegar a ser de hasta el 155% en el peor de los casos, y nunca menor al 120% en la hipótesis más positiva.

4.3.2. Modelo de género

Dado que la variable sexo se ha mostrado determinante en la construcción del modelo general, lo que constituía el objeto de nuestra segunda hipótesis de investigación, aquí se plantea como segundo objetivo de investigación establecer una comparación entre las regresiones correspondientes a la población masculina y femenina, lo que permitirá calibrar el impacto del sexo sobre la estabilidad laboral. Los resultados de la prueba omnibus (Chi-Cuadrado: 1.499,34; p-valor=0,000), en relación con el modelo correspondiente al colectivo de hombres, confirman de nuevo que las variables consideradas resultan suficientes para explicar el tipo de contrato, al menos en lo que se refiere a la determinación de las características que inciden sobre el mismo.

En la tabla 4 se presentan los resultados obtenidos del modelo de regresión logística para la muestra de la población masculina. Como puede observarse, en el modelo resultan significativas, salvo el sector (público o privado), las mismas variables que incluía el modelo general.

Además se observan variaciones dignas de mención, a raíz del análisis de las *odds ratios*, en la intensidad del efecto de las variables significativas sobre la contratación indefinida, difiriendo en algunos casos el modelo masculino del modelo global. Precisamente, por un lado cabría destacar el mayor peso que presenta el tipo de jornada –completa o parcial– sobre la estabilidad laboral (4,216 frente a 2,808) entre los hombres, en comparación con el colectivo al completo. Aunque con menor intensidad, esta misma situación se observa en referencia a convivir en pareja, el nivel de formación del asalariado y el tipo de ocupación que desempeña éste. Por otro lado, con el resto de variables se manifiesta la situación contraria, ya que el peso de cada una de ellas para explicar la contratación indefinida es superior en el modelo global en comparación con el modelo masculino. En consecuencia, la edad, la nacionalidad y el sector de actividad presentan menor importancia para determinar el tipo de contrato del empleado entre los varones, cuando se confrontan a estos con el total de asalariados incluidos en la presente investigación.

Al igual que ocurría en el análisis global, la capacidad de generalización del modelo para la población masculina es adecuada, obteniéndose porcentajes de

clasificación similares a los del modelo general⁹. En cualquier caso, las cifras en sí mismas y la escasa cuantía de las diferencias entre las fases de entrenamiento y generalización permiten asumir que el modelo evaluado es suficientemente válido en general, no estando predeterminado por las observaciones concretas empleadas para su construcción.

Tabla 4

Regresión logística: factores que determinan el empleo indefinido en la población masculina andaluza e intervalo de confianza de odds ratios

Variables en el modelo					Odds ratios I.C. 95% para OR		
	B	E.T.	Wald	p	OR	Inferior	Superior
Edad			97,6303	0,0000			
Edad(1)	0,5898	0,1313	20,1769	0,0000	1,8036	1,3944	2,3329
Edad(2)	1,1454	0,1470	60,6790	0,0000	3,1437	2,3566	4,1937
Edad(3)	1,6588	0,1914	75,1198	0,0000	5,2528	3,6098	7,6436
Nac(1)	0,9842	0,2158	20,8088	0,0000	2,6757	1,7530	4,0840
Conyuge(1)	0,7804	0,1047	55,5106	0,0000	2,1823	1,7773	2,6796
Formac			30,6436	0,0000			
Formac(1)	0,5276	0,0954	30,5684	0,0000	1,6949	1,4058	2,0436
Formac(2)	0,3545	0,1661	4,5548	0,0328	1,4255	1,0294	1,9741
Ocup			57,4399	0,0000			
Ocup(1)	0,6568	0,1074	37,3997	0,0000	1,9285	1,5625	2,3804
Ocup(2)	1,0468	0,1482	49,8790	0,0000	2,8486	2,1304	3,8088
Ocup(3)	1,0516	0,2086	25,4065	0,0000	2,8623	1,9016	4,3083
Act			366,9905	0,0000			
Act(1)	1,4553	0,1806	64,9593	0,0000	4,2857	3,0083	6,1054
Act(2)	-0,2662	0,1669	2,5432	0,1108	0,7663	0,5525	1,0629
Act(3)	1,4422	0,1634	77,8682	0,0000	4,2302	3,0707	5,8275
Menor			10,9120	0,0911			
Menor(1)	-0,1078	0,0973	1,2268	0,2680	0,8978	0,7419	1,0865
Menor(2)	0,2250	0,1172	3,6866	0,0549	1,2523	0,9953	1,5755
Menor(3)	0,0489	0,2620	0,0348	0,8520	1,0501	0,6283	1,7550
Menor(4)	-1,0337	0,7036	2,1583	0,1418	0,3557	0,0896	1,4125
Menor(5)	19,2253	40194,8721	0,0000	0,9996	223582768,3652	0,0000	
Menor(6)	-1,2182	1,5216	0,6410	0,4234	0,2958	0,0150	5,8362
Jornada(1)	1,4389	0,1978	52,9221	0,0000	4,2161	2,8612	6,2127
Sector(1)	0,0683	0,1174	0,3383	0,5608	1,0707	0,8506	1,3477
Constante	1,5074	5742,1246	0,0000	0,9998	4,5149		
Variables no significativas en el modelo							
Menor							
Sector							
Test de eficiencia Chi-Cuadrado			1.499,34				
p-valor			0,000				
% de predicción correcto			76,3%				

Fuente: elaboración propia.

⁹ Fase de entrenamiento: 76,3% para el conjunto de la población masculina; 83,1% en hombres con contrato indefinido y 66,7% para contratos temporales. Fase de generalización: 76,0%, 84,3% y 63,6% respectivamente.

Centrando ahora la atención en el colectivo de mujeres, en primer lugar hay que indicar que la prueba omnibus confirma la validez del modelo (Chi-Cuadrado: 647,48; p-valor= 0,000). La relación de cada variable con la contratación indefinida se recoge en la tabla 5. En la misma se aprecia que las principales diferencias se concentran en las variables formación y sector. Para la primera, ésta no se relaciona con la contratación indefinida en el caso de las mujeres, a diferencia de lo que ocurría en el modelo general y en el modelo para la población asalariada masculina. Para la segunda, su efecto es significativo tanto en términos generales como en el caso femenino, no resultando relevante en la contratación indefinida masculina.

Como en los análisis previos, para determinar el efecto de cada variable explicativa sobre la dependiente se consideran las *odds ratios* estimadas y sus intervalos de confianza asociados (ver tabla 5). La comparación de estos parámetros en las variables comunes al modelo de regresión logística entre hombres y mujeres muestra que, a diferencia de lo que ocurre en el modelo general y en el modelo centrado en la población masculina, entre las mujeres el nivel de formación no supone un elemento determinante para el aumento o disminución de la probabilidad de contratación indefinida. Además, entre las variables comunes para ambos colectivos se aprecia que algunas de ellas explican mejor la probabilidad de que una mujer disfrute de un contrato de trabajo fijo –en concreto, la edad, el sector de actividad y la nacionalidad–, mientras que entre los hombres la contratación indefinida viene explicada con mayor intensidad por la convivencia con el cónyuge, la ocupación y el tipo de jornada.

Para finalizar con este apartado hay que indicar que los porcentajes de clasificación de la fase de entrenamiento y generalización son sensiblemente distintos a los obtenidos en los otros dos modelos analizados¹⁰. De este modo, se observan diferencias apreciables en los aciertos según el tipo de contrato a favor de la contratación indefinida, tal y como ocurría en el modelo aplicado a la población masculina, lo que hace suponer que el perfil de la trabajadora indefinida resulta más fácil de pronosticar que el de la asalariada temporal. Con estos resultados se puede afirmar –igual que ocurría en los otros dos modelos de regresión logística– que el

¹⁰ Fase de entrenamiento: 69,7% para el conjunto de la población femenina; 80,2% en mujeres con contrato indefinido y 56,4% para contratos temporales. Fase de generalización: 68,5%, 79,0% y 55,7% respectivamente.

modelo evaluado es suficientemente válido en general y no viene predeterminado por las observaciones concretas empleadas en su construcción.

Tabla 5

Regresión logística: factores que determinan el empleo indefinido en la población femenina andaluza e intervalo de confianza de odds ratios

Variables en el modelo					Odds ratios I.C. 95% para OR		
	B	E.T.	Wald	p	OR	Inferior	Superior
Edad			167,0076	0,0000			
Edad(1)	1,0927	0,1416	59,5880	0,0000	2,9822	2,2597	3,9358
Edad(2)	1,6909	0,1569	116,1432	0,0000	5,4242	3,9883	7,3771
Edad(3)	2,5847	0,2208	136,9736	0,0000	13,2591	8,6006	20,4408
Nac(1)	1,2664	0,2105	36,2074	0,0000	3,5481	2,3488	5,3598
Conyuge(1)	0,3037	0,0953	10,1461	0,0014	1,3549	1,1239	1,6333
Formac			5,1065	0,0778			
Formac(1)	0,2515	0,1121	5,0331	0,0249	1,2860	1,0323	1,6020
Formac(2)	0,1410	0,1595	0,7818	0,3766	1,1514	0,8424	1,5739
Ocup			42,3526	0,0000			
Ocup(1)	0,4360	0,1227	12,6315	0,0004	1,5465	1,2160	1,9669
Ocup(2)	0,9252	0,1433	41,6794	0,0000	2,5224	1,9047	3,3404
Ocup(3)	0,9089	0,1990	20,8651	0,0000	2,4815	1,6802	3,6650
Act			76,9881	0,0000			
Act(1)	2,2513	0,3125	51,9092	0,0000	9,5000	5,1493	17,5267
Act(2)	1,2875	0,4146	9,6457	0,0019	3,6238	1,6080	8,1665
Act(3)	2,1958	0,2631	69,6632	0,0000	8,9870	5,3664	15,0503
Menor			1,6464	0,9492			
Menor(1)	0,0917	0,1044	0,7715	0,3797	1,0961	0,8932	1,3451
Menor(2)	0,1020	0,1242	0,6749	0,4114	1,1074	0,8682	1,4125
Menor(3)	0,2716	0,3040	0,7980	0,3717	1,3120	0,7231	2,3807
Menor(4)	0,1942	0,7599	0,0653	0,7983	1,2143	0,2739	5,3847
Menor(5)	19,7751	28296,9398	0,0000	0,9994	387439813,6482	0,0000	
Menor(6)	20,5404	40184,8330	0,0000	0,9996	832843069,1204	0,0000	
Jornada(1)	1,0011	0,1014	97,4156	0,0000	2,7213	2,2307	3,3198
Sector(1)	-0,4404	0,1153	14,5772	0,0001	0,6438	0,5135	0,8071
Constante	4,5487	7020,7163	0,0000	0,9995	94,5122		
Variables no significativas en el modelo							
Formac							
Menor							
Test de eficiencia Chi-Cuadrado			647,48				
p-valor			0,000				
% de predicción correcto			69,7%				

Fuente: elaboración propia.

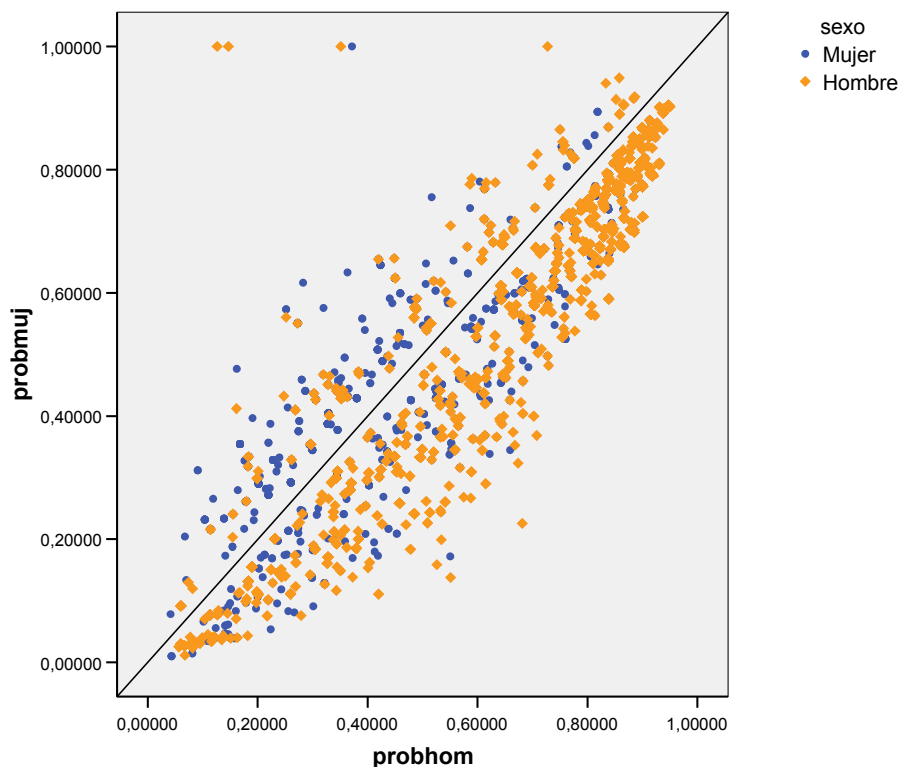
4.3.3. Discriminación de género en el mercado laboral andaluz

Los análisis previos han evaluado el papel que las variables seleccionadas en esta investigación juegan sobre el tipo de contrato de los asalariados andaluces, poniendo un énfasis especial en la variable sexo. Precisamente, desde una perspectiva de género, en este último apartado se establece una comparación gráfica y analítica

entre la situación de hombres y mujeres. Para ello se ha calculado –para cada uno de los individuos con independencia de su sexo– la probabilidad de tener un empleo indefinido de acuerdo con los modelos de regresión logística obtenidos para cada uno de los sexos por separado (ver gráfico 1)¹¹.

Para la interpretación del gráfico habría que tener en cuenta que, en el caso de que la empleabilidad de los hombres fuera similar a la de las mujeres, todos y cada uno de los puntos estarían situados sobre la diagonal, es decir, donde ambas probabilidades son exactamente las mismas. Cuando esto no ocurre, la ubicación de cada punto indica qué sexo ofrece mayores oportunidades de contratación indefinida: el masculino, si el punto se sitúa por debajo de la diagonal, o el femenino en caso contrario. Gráficamente se aprecia con claridad que, manteniendo constantes el resto de variables, ser hombre ofrece mejores expectativas de contratación estable que ser mujer.

Gráfico 1. Probabilidad de tener empleo indefinido según sexo



Fuente: elaboración propia.

¹¹ Se han excluido a todos los trabajadores de la construcción, ya que la muestra de mujeres que trabajan en este sector de actividad no es significativa dado su escaso número y, por tanto, la comparación con los hombres no tiene sentido. Además, las pocas mujeres asalariadas de la construcción presentan un empleo indefinido, lo que conllevaría asumir que cualquier hombre que trabaje en este sector disfrutaría de mayor estabilidad laboral en caso de ser mujer, hecho que resulta evidentemente falso.

Dado el elevado número de observaciones representado en el gráfico, para cuantificar y clarificar su contenido se han clasificado las observaciones atendiendo a dos criterios: el sexo real de cada individuo y el que, en términos de probabilidad, ofrecería mejores perspectivas de empleo indefinido. Para este segundo criterio se han considerado tres posibilidades: hombre, mujer o indiferente. Por indiferente se entienden aquellas situaciones en las que las diferencias en probabilidad de acceder a un empleo indefinido sean inferiores a 0,03. Los resultados de la tabla 6 confirman que las posibilidades de empleabilidad indefinida son, en general, muy superiores para los hombres. De hecho, sólo 699 (18,4%) de las 3.789 mujeres entrevistadas y 299 (7,2%) de los 4.161 hombres entrevistados mejorarían su probabilidad de encontrar un empleo indefinido siendo mujeres. Por el contrario, a 2.216 mujeres –que representan el 58,5% del total– les iría mucho mejor siendo hombres desde el punto de vista de la estabilidad en el empleo.

Tabla 6

Comparación probabilística de la empleabilidad atendiendo al sexo real del encuestado y al preferible para la posible consecución de empleo indefinido

Real	Preferible			Total
	Mujer	Hombre	Indiferente	
Mujer	699	2.216	874	3.789
Hombre	299	2.887	975	4.161
Total	998	5.103	1.849	7.950

Fuente: elaboración propia.

Profundizando en este asunto desde otra perspectiva, la probabilidad media estimada de disponer de un empleo indefinido para las mujeres es de 0,558, que se elevaría hasta 0,601 en caso de ser hombres. La diferencia entre ambas cifras –0,044 puntos con un error típico para la media de 0,0014– resulta significativa prácticamente para cualquier nivel de significación ($t=30,174$; $p\text{-valor}=0,000$). Este mismo tipo de análisis aplicado al colectivo masculino presenta resultados similares: su probabilidad media estimada es en este caso de 0,682 que disminuiría hasta 0,617 si fuesen mujeres. La diferencia media (0,064, con error típico de la media de 0,0012) resulta igualmente significativo ($t=54,288$; $p\text{-valor}=0,000$).

Los análisis precedentes confirman los planteamientos realizados en nuestra tercera hipótesis de investigación.

5. Conclusiones

El propósito de investigación de este trabajo es, por un lado, determinar qué factores inciden en la probabilidad de tener un contrato de trabajo de duración indefinida entre los asalariados de Andalucía, la Comunidad Autónoma con mayor tasa de temporalidad en el empleo a finales del año 2006; y, por otro, evaluar el impacto que tiene el sexo sobre la mayor o menor estabilidad laboral.

Para lograr estos objetivos, en una primera etapa se ha aplicado un modelo de regresión logística, poniéndose de manifiesto que la probabilidad de que un asalariado disponga de un contrato indefinido aumenta con la edad, cuando trabaja en el sector industrial o de servicios, en el sector privado, si es de nacionalidad española, en caso de tener un empleo a tiempo completo, a medida que el puesto que desempeña requiere de una mayor cualificación, cuando convive en pareja y, finalmente, si su nivel de formación es elevado. Por otra parte, en la presente investigación se ha constatado que la presencia de hijos menores en el hogar no afecta a las posibilidades de encontrar un puesto de trabajo fijo.

Dado que el sexo se configura como una variable determinante del modelo de regresión logística, en una segunda etapa se consideró oportuno estimar los coeficientes del modelo para la población masculina y femenina. Como resultados más significativos habría que destacar que, mientras que las variables que integran el modelo de regresión entre la población masculina casi coinciden con el modelo general, salvo por escasa incidencia que presenta la esfera del ámbito público o privado, en el caso de las asalarias andaluzas se ha constatado que su nivel formativo no contribuye apreciablemente a la determinación de la estabilidad en el empleo. Además, en el resto de variables –comunes a ambos colectivos–, se aprecia que el efecto de cada variable explicativa sobre la dependiente –analizado a través de las *odds ratios* estimadas y de sus correspondientes intervalos de confianza– difiere sustancialmente entre el modelo obtenido para la población masculina y el calculado para el colectivo femenino.

Para finalizar la investigación desde la perspectiva de género, se ha presentado de un modo gráfico la probabilidad que presenta cada entrevistado de tener un contrato de trabajo indefinido, con independencia de su sexo y manteniendo constantes el resto de variables. Las evidencias obtenidas confirman lo que se suponía: ser hombre en

Andalucía ofrece mayores expectativas de contratación indefinida, por lo que toda medida legislativa orientada a fomentar la igualdad entre hombres y mujeres será bienvenida para corregir esta situación.

6. Bibliografía

- ALBA-RAMÍREZ, A. (1994) “Formal training, temporary contracts, productivity and wages in Spain”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56, 2, 151–70.
- ÁLVAREZ, C. (1996) *El impacto de la contratación temporal sobre el sistema productivo español*, Madrid: Consejo Económico y Social de España.
- ARMSTRONG, P. (1996) *The Feminization of the Labour Force: Harmonizing Down in a Global Economy. Rethinking Restructuring: Gender and Change*.
- ARONSSON, G., GUSTAFSSON, K. and DALLNER, M. (2002) “Work environment and health in different types of temporary jobs”, *Work. European Journal of Work and Organizational Psychology*, 11(2), 151-75.
- ARULAMPALAM, W. and BOOTH, A. L. (1998) “Training and labour market flexibility: is there a trade-off?”, *The British Journal of Industrial Relations*, December, vol. 36(4) pp. 521–36.
- BENTOLILA, S. and DOLADO, J.J. (1994) “Spanish Labour Markets”. *Economic Policy*, 18, pp. 55-99.
- BOOTH, A.L., FRANCESCONI, M. and FRANK, J. (2001) “Temporary jobs: who gets them, what are they worth, and do they lead anywhere?” *ISER Working Paper No. 00-13*, University of Essex, April.
- BOOTH, A.L., FRANCESCONI, M. and FRANK, J. (2002) “Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?” *The Economic Journal*, 112 (june), 189-213.
- BRADLEY, H., ERICKSON, M., STEPHENSON, C. and WILLIAMS, S. (2000) *Myths at Work*, Cambridge: Polity.
- BROWN, S. and SESSIONS, J.G. (2003) “Earnings, education, and fixed-term contracts”, *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 50, No. 4, September.
- BROWN, S. and SESSIONS, J.G. (2005) “Employee Attitudes, Earnings and Fixed-Term Contracts: International Evidence”, *Review of World Economics*, Vol. 141 (2).
- CONNELLY, C. E. and GALLAGHER, D.C. (2004) “Emerging trends in contingent work research”, *Journal of Management*, 30, 956-83.
- CRANFORD, C.J., VOSKO, L.F. and ZUKEWICH, N. (2003) “The Gender of Precarious Employment in Canada”, *Industrial Relations*, 58(3), 454-82.
- DE LA RICA, S. (2004) “Wage Gaps Between Workers with Indefinite and Fixed-Term Contracts: The Impact of Firm and Occupational Segregation”, Forthcoming in *Moneda y Crédito*.
- DELSEN, L. (1995) *Atypical Employment: An International Perspective—Causes, Consequences, and Policy*. Groningen: Wolters-Noordhoff.
- DOLADO, J.J., GARCÍA-SERRANO, C. and JIMENO, J.F. (2002). “Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain”, *The Economic Journal*, 112 (june), 270-95.
- FARBER, H. S. (1997). “The changing face of job loss in the United States, 1981–1995”, *Brookings Papers: Microeconomics*, 55–128.
- FARBER, H.S. (1999) “Alternative and part-time employment arrangements as a response to job loss”. *Journal of Labour Economics*, 17, 4, 142–69.
- FUDGE, J. (1991) *Labour Law’s Little Sister: The Employment Standards Act and the Feminization of Labour*. Ottawa: Canadian Centre for Policy Alternatives.
- FUDGE, J. and VOSKO, L.F. (2001) “By Whose Standards? Re-Regulating the Canadian Labour Market”, *Economic and Industrial Democracy*, Vol. 22, No. 3, 327.
- GARCÍA, J.I. and REBOLLO, Y. (2005) *The use of permanent and temporary jobs across Spanish regions: Do unit Labour cost differentials offer an explanation?* Sevilla: Fundación Centro de Estudios Andaluces, Junta de Andalucía.

- GOLDEN, L. (1996) "The Expansion of Temporary Help Employment in the U.S., 1982-1992. A Test of Alternative Economic Explanations", *Applied Economics*, 28, September, 1127-41.
- JIMENO, J.F. and TOHARIA, L. (1993) "The effects of Fixed-term employment on wages: theory and evidence from Spain", *Investigaciones Economicas*, 16, 3, pp. 475-94.
- KRAHN, H. (1995), "Non-standard Work on the Rise", *Perspectives on Labour and Income*, Winter, 35.
- LAIRD, K. and WILLIAMS, N. (1996) "Employment Growth in the Temporary Help Supply Industry", *Journal of Labour Research*, 17, 663-81.
- MORRIS, M. and VEKKER, A. (2001) "An Alternative Look at Temporary Workers, Their Choices, and the Growth in Temporary Employment", *Journal of Labour Research*, 22(2), 373-90.
- MUCKENBERGER, U. (1989) "Non-standard Forms of Employment in the Federal Republic of Germany: The Role and Effectiveness of the State" in *Precarious Employment in Labour Market Regulation: The Growth of Atypical Employment in Western Europe*. G. Rodgers and S. Rodgers, eds. Geneva: International Institute for Labour Studies, 227.
- NOLLEN, S.D. (1996), "Negative aspects of temporary employment", *Journal of Labour Research*, XVII, 4, pp. 567-82.
- PURCELL, K., HOGARTH, T. and SIMM, C. (1999) *Whose Flexibility? The Costs and Benefits of Non-Standard Working Arrangements and Contractual Relations*, York: Joseph Rowntree Foundation, York Publishing Services.
- PURCELL, K. (2000) "Gendered employment insecurity?" In Heery, E. and Salmon, J. (eds) *The Insecure Workforce*, pp. 112-139. Andover: Routledge.
- QUINLAN, M., MAYHEW, C. and BOLE, P. (2001) "The global expansion of precarious employment, work disorganization, and consequences for occupational health: A review of recent research", *International Journal of Health Services*, 31, 335-414.
- SAINT PAUL, G. (1996) "On the Political Economy of Labour Market Flexibility", *NBER Macroeconomics Annual*, 8, pp. 151-196.
- SHELLENBERG, G. and CLARK, C. (1996) *Temporary Employment in Canada: Profiles, Patterns and Policy Considerations*, Ottawa: Canadian Council on Social Development.
- SEGAL, L.M. and SULLIVAN, D.G. (1997) "The Growth of Temporary Services Work", *Journal of Economic Perspectives*, 11, 117-36.
- SEGURA, J., DURÁN, F., TOHARIA, L. and BENTOLILA, S. (1991) *Análisis de la contratación temporal en España*, Madrid: Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- SENGENBERGER (1995) "Employment protection and employment security", in Sengenberger and Campbell. (eds) *Creating Economic Opportunities: The Role of Labour Standards in Industrial Restructuring*. Geneva: Institute for Labour Studies.
- SPALTER-ROTH, R. and HARTMANN, H. (1998) *Gauging the Consequences for Gender Relations, Pay Equity and the Public Purse. Contingent Work: Employment Relations in Transition*. K. Barker and K. Christensen, eds. Ithaca, N.Y.: Cornell University Press, 69.
- STANDING, G. (1989) "Global feminization through flexible labour", *World Development*, 17 July.
- TOHARIA, L. (2002) "El modelo español de contratación temporal", *Temas laborales*, 64, pp. 117-139.
- VAREJAO, J. and Portugal, P. (2002). *Why do Firms Used Fixed-Term Contracts?* Mimeo.
- VOSKO, L.F. (1997) "Legitimizing the Triangular Employment Relationship: Emerging International Labour Standards from a Comparative Perspective", *Comparative Labour Law and Policy Journal*, Vol. 19, Fall, 43.
- VOSKO, L.F. (2000). *Temporary Work: The Gendered Rise of a Precarious Employment Relationship*. Toronto: University of Toronto Press.