



Revista de Economía Aplicada

ISSN: 1133-455X

rea@unizar.es

Universidad de Zaragoza

España

BORRA MARCOS, CRISTINA; GÓMEZ GARCÍA, FRANCISCO
SATISFACCIÓN LABORAL Y SALARIO: ¿COMPENSA LA RENTA LABORAL LAS CONDICIONES
NO MONETARIAS DEL TRABAJO?

Revista de Economía Aplicada, vol. XX, núm. 60, 2012, pp. 25-51

Universidad de Zaragoza

Zaragoza, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=96924882002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

SATISFACCIÓN LABORAL Y SALARIO: ¿COMPENSA LA RENTA LABORAL LAS CONDICIONES NO MONETARIAS DEL TRABAJO?*

CRISTINA BORRA MARCOS
FRANCISCO GÓMEZ GARCÍA
Universidad de Sevilla

Este trabajo aborda los determinantes del grado de satisfacción de los ocupados, centrándonos especialmente en el impacto sobre el mismo del salario. Nuestras estimaciones, basadas en una muestra representativa obtenida a partir de la Primera Encuesta de la Calidad del Empleo en la Ciudad de Sevilla (2006), corroboran los dos resultados siguientes: el salario es exógeno en la ecuación de satisfacción laboral y tiene un efecto significativamente positivo sobre la satisfacción laboral y, en segundo lugar, existe un trade-off entre el salario y las facetas (positivas o negativas) del empleo.

Palabras clave: Satisfacción laboral, salarios, calidad del empleo.

Clasificación JEL: J28 y J81.

Este trabajo investiga las relaciones entre la satisfacción laboral y el salario, prestando especial atención a dos cuestiones relacionadas: primero, ¿es endógeno el salario?; y segundo, ¿compensa el salario las condiciones no monetarias del trabajo? El grado de satisfacción que manifiestan los individuos en relación con algunos aspectos del puesto de trabajo actual que ellos desempeñan determina, entre otras cuestiones, sus intenciones de permanencia o no en la empresa [véase, por ejemplo, Freeman (1978), Clark, Georgellis y Sanfey (1998) y Lévy-Garboua, Montmarquette y Simonnet (2001)]. Además, la satisfacción laboral está relacionada con: a) el absentismo [Kenyon y Dawkins (1989), Johansson y Palme (1996)]; b) la productividad [Mangione y Quinn (1975)], y c) la propia salud del trabajador [Bacharach, Bamberger y Conley (1991)].

(*) Agradecemos a Sevilla Global (Ayuntamiento de Sevilla) la cesión de los microdatos en los que se basa este artículo, obtenidos a partir de la Primera Encuesta de la Calidad del Empleo en la Ciudad de Sevilla. También agradecemos los comentarios recibidos en las VIII Jornadas de Economía Laboral y en el XIII Encuentro de Economía Aplicada, especialmente los de Namkee Ahn, María Angeles Davia, Carlos Gamero, Carlos García-Serrano y Toni Mora. Asimismo esta última versión se ha beneficiado de los comentarios de un evaluador anónimo y los del editor. Los errores que persistan son de nuestra exclusiva responsabilidad.

Por tanto, la satisfacción laboral o la insatisfacción laboral están relacionadas con muchos comportamientos y resultados que son de gran relevancia para los propios trabajadores (incluida su satisfacción con la vida), para las empresas (responsabilidad social empresarial interna) o para la sociedad en su conjunto (productividad y competitividad).

Motivados por esta relevancia, distintos estudios empíricos han identificado vectores de características individuales y laborales que condicionan el nivel de satisfacción de los individuos en sus puestos de trabajo. Además de las características personales (edad, sexo, capital humano, salud) y de los rasgos de las empresas (tamaño, sector), algunos trabajos también han puesto el acento en las características del empleo (salario, horas de trabajo, sindicación, posibilidades de promoción laboral, inseguridad laboral y, entre otras, el clima laboral)¹.

En este trabajo nos centramos especialmente en el impacto sobre el bienestar laboral del salario. A este respecto, la evidencia que se encuentra a nivel internacional es mixta: se encuentran tanto efectos positivos como negativos sobre la satisfacción laboral de los salarios. Como es de esperar, según la teoría microeconómica convencional, distintos estudios muestran que los niveles más altos de salario (que permiten niveles más elevados de consumo) están asociados con niveles altos de satisfacción laboral —véase, por ejemplo, el trabajo de Sloane y Williams (2000) para varios mercados laborales locales en el Reino Unido² y el de Gamero (2007) para el mercado de trabajo español—. Sin embargo, Clark y Oswald (1996) aportan evidencia empírica, para el mercado laboral británico, de que existe una relación negativa entre el salario y la satisfacción laboral. Más recientemente, Díaz y Cabral (2005) han examinado la satisfacción laboral entre los trabajadores de bajos y altos salarios dentro de la UE, encontrando que los primeros declaran un nivel significativamente más bajo de satisfacción laboral en la mayoría de países, invirtiéndose la relación en el Reino Unido.

Una posible explicación a esta evidencia mixta es que los salarios pueden ser endógenos. En primer lugar, como sugiere la Teoría Económica los trabajadores más satisfechos tendrán una productividad más elevada y si éstos son retribuidos de acuerdo con sus productividades marginales, entonces ambas variables se determinarían simultáneamente: mayores salarios elevarían la satisfacción laboral, pero también una mayor satisfacción laboral elevaría el salario del trabajador. Por otro lado, los salarios y la satisfacción laboral pueden mostrarse también simultáneos si los salarios reflejan diferenciales salariales compensatorios [Rosen (1986)]: por ejemplo, los trabajos de mayor riesgo pueden ofrecer mayores salarios para compensar su menor satisfacción laboral asociada. En este contexto, la endogeneidad procede de la existencia de variables omitidas. Así, los estudios que no controlen por variables relevantes (como el riesgo laboral) pueden obtener una relación negativa entre salarios y satisfacción laboral. La inclusión de información relativa a este tipo de características debería corregir este sesgo³.

(1) En el trabajo de Gamero (2005) se realiza una revisión exhaustiva de este cuerpo de literatura. También puede acudirse a dicho trabajo para una sistematización de los trabajos en los que la satisfacción laboral es la variable explicativa de la intención de abandono y de la movilidad laboral.

(2) En este trabajo se encuentra que los hombres están más motivados por el salario que las mujeres.

(3) En nuestro caso, la riqueza de la información con la que hemos trabajado nos ha permitido no omitir dicha variable ni otras similares.

Es posible, por tanto, que el enfoque más adecuado consista en la estimación de la satisfacción laboral y los salarios como un sistema de ecuaciones simultáneas. Sin embargo, es problemático encontrar unas restricciones de exclusión apropiadas que identifiquen el efecto insesgado de los salarios sobre la satisfacción laboral. Se requiere al menos una variable que, sin afectar a la satisfacción laboral del individuo, esté relacionada con su salario. Esta dificultad para encontrar instrumentos válidos explicaría por qué prácticamente la totalidad de la literatura sobre satisfacción laboral no ha abordado este problema econométrico. Así, por ejemplo, distintos autores [como Hammermesh (2001) y más recientemente Jones y Sloane (2009)] aunque reconocen explícitamente la existencia del problema, no estiman un sistema simultáneo.

La utilización de las características de la pareja del entrevistado como instrumento se ha defendido tradicionalmente en la literatura desde la perspectiva de las teorías del emparejamiento de Becker (1973), últimamente referidas mediante el término homogamia educativa [Nielsen y Svarer (2009), Bonke y Esping-Andersen (2011)]. La idea es que los individuos se emparejan con arreglo a variables observadas y no observadas. Por ello, sus niveles educativos, cualificaciones y habilidades suelen estar correlacionados. La información del mercado laboral que un individuo adquiere puede ser aprovechada por su pareja para conseguir un mejor trabajo. Las parejas comparten recursos que les ayudan a acceder a trabajos de similares características. Por todo ello, las características de la pareja, como su experiencia laboral o su nivel educativo, constituyen una aproximación adecuada del salario potencial de los entrevistados.

Por la información de que se dispone, únicamente dos estudios han utilizado esta estrategia en la estimación insesgada del efecto del salario sobre la satisfacción laboral. Lydon y Chevalier (2002) utilizan el salario de la pareja como instrumento. Utilizando una muestra de graduados universitarios del Reino Unido, encuentran que, al controlar por la endogeneidad, el efecto del salario sobre la satisfacción laboral se duplica (frente a la estimación realizada cuando los salarios son tratados como exógenos). También para el Reino Unido, pero utilizando información del Panel de Hogares Británico, McCausland, Pouliakas y Theodossiou (2005) consideran las características de la pareja como instrumentos. Obtienen que el salario no tiene efectos significativos sobre el nivel de satisfacción, una vez se considera la endogeneidad.

Por otro lado, recientemente han aparecido una serie de estudios encaminados a la estimación de las variaciones compensadoras asociadas a diferentes características no monetarias del empleo a partir de estimaciones del nivel de bienestar subjetivo de los individuos. Frente a la utilización de ecuaciones hedónicas de salarios, estos trabajos estiman las variaciones compensadoras a partir del efecto del salario y la característica no monetaria del empleo directamente sobre el bienestar subjetivo del individuo [Helliwell y Huang (2010)]. No obstante, aplicaciones previas de este enfoque [Helliwell y Huang (2010), Ahn (2007)] no han considerado el posible efecto endógeno de los salarios sobre el bienestar subjetivo, por lo que sus resultados pueden mostrar un sesgo.

En este estudio pretendemos obtener estimaciones insesgadas de las variaciones compensadoras correspondientes a los atributos no monetarios del empleo.

Utilizamos la metodología propuesta por Helliweel y Huang (2010) considerando el efecto del salario y la característica considerada sobre el bienestar subjetivo del individuo. A diferencia de éstos, no obstante, consideramos la posible endogeneidad del salario. Para ello, siguiendo a Lydon y Chevalier (2002) y a McCausland, Pouliakas y Theodossiou (2005), utilizamos las características de la pareja del entrevistado como instrumentos del salario del trabajador.

El estudio se basa en una base de microdatos procedente de la Primera Encuesta de la Calidad del Empleo en la Ciudad de Sevilla (muestra representativa de los ocupados⁴ en dicha ciudad a finales del año 2006). Esta encuesta cuenta con cerca de 50 *ítems*, que cubren sistemáticamente las variables de satisfacción laboral, salario y calidad del empleo. Además, esta muestra proporciona datos de la pareja de los encuestados, lo que nos permite llevar a cabo nuestra estrategia econométrica.

Frente al trabajo de Lydon y Chevalier (2002), que se limita a los graduados universitarios, trabajamos con ocupados de todos los niveles educativos (lo que, en principio, debería permitir una mayor variabilidad en la productividad y los salarios de los trabajadores encuestados). Siguiendo a Van Praag y Ferrer-i-Carbonell (2006), utilizamos, a diferencia con Halliwell y Huang (2010), un modelo denominado 'Probit OLS' para datos de respuesta ordenada.

Nuestro trabajo obtiene dos resultados fundamentales. Primero, el salario es exógeno en la ecuación de satisfacción laboral y tiene un efecto significativamente positivo sobre la satisfacción laboral y, segundo, existe un *trade-off* entre el salario y las facetas (positivas o negativas) del empleo.

En el siguiente apartado exponemos el modelo teórico que sirve de base para medir el impacto del salario y otros atributos del empleo sobre la satisfacción laboral. En el apartado segundo se realiza una breve descripción estadística de la muestra completa y de la submuestra utilizada para implementar la estimación por variables instrumentales, que sirven de soporte del análisis econométrico posterior. En el apartado tercero se describe la estrategia econométrica. El apartado cuarto implementa el análisis microeconómico y presenta los resultados de la estimación de las variaciones compensadoras asociadas a las características no monetarias del empleo. Por último, el apartado quinto recoge las principales conclusiones de nuestra investigación.

1. SALARIO, CALIDAD DEL EMPLEO Y BIENESTAR INDIVIDUAL: MARCO TEÓRICO

El modelo teórico que fundamenta las estimaciones presentadas en este trabajo parte de la hipótesis de que un empleo es algo más que el salario y el número de horas de trabajo –frente a la visión reduccionista del enfoque neoclásico–; otros factores son relevantes para la definición de la naturaleza del empleo, como, por ejemplo, las posibilidades de conciliar trabajo y familia o la formación continua.

(4) Nuestra muestra sólo incluye individuos empleados. Es de esperar que los individuos desempleados presenten una elevada insatisfacción (costes monetarios y no monetarios del desempleo). Este análisis excede el ámbito de este trabajo [véase Clark y Oswald (1994), Winkelmann y Winkelmann (1998) y Clark (2003)].

A la luz de lo anterior podemos presentar un modelo en el que la utilidad del individuo depende del salario y de la calidad del empleo (más allá del salario).

$$U(w_i, C_{ij}, Z_i) \quad [1]$$

donde $U(\cdot)$ representa la función de la utilidad derivada del trabajo, w_i es el salario del individuo i , C_{ij} es un vector que representa las j características o facetas no monetarias del empleo ocupado actualmente por el individuo i , y Z_i es un vector de otras variables de control que afectan su utilidad.

En este trabajo suponemos que existe una relación entre la utilidad actual (U) y el bienestar subjetivo que el individuo i deriva de su actividad laboral ($BSAL_i$), definida por la siguiente ecuación:

$$BSAL_i = U(w_i, C_{ij}, Z_i) + \varepsilon_i \quad [2]$$

donde el término de error capta la heterogeneidad inobservada entre los individuos⁵.

En este contexto analítico, en vez de considerar los juicios de satisfacción laboral como un índice ordinal de preferencia por el empleo actual en relación al empleo de referencia, los consideramos como un indicador ordinal de la utilidad del trabajo⁶. Estos juicios de satisfacción laboral, que se obtienen a partir de las medidas autodeclaradas por los individuos en los cuestionarios, son identificables con el bienestar laboral subjetivo⁷.

Como nuestro interés radica en calcular la disposición de los individuos a pagar por un incremento marginal de una faceta del empleo, una opción inicial sería estimar una ecuación hedónica para los salarios (como variable dependiente). Pero esta metodología presenta tanto problemas econométricos (variables omitidas en la ecuación salarial [véase Brown (1980)]) como teóricos, pues se parte del supuesto de equilibrio perfecto en el mercado de trabajo. Bajo el supuesto estricto de perfecto funcionamiento del mercado de trabajo, no debería existir ninguna relación entre las facetas del empleo y la satisfacción laboral, ya que, en dicho caso hipotético, los salarios se ajustarían completamente para compensar dichas facetas. Sin embargo, existe suficiente evidencia de que ello no es así y que no podemos obviar los costes de información, de transacción y de movilidad laboral –véase, por ejemplo, Böckerman y Ilmakunnas (2006)–, especialmente en España [Saint-Paul (2000)].

Existen muchas fricciones en el mercado de trabajo, especialmente en el corto plazo, que dificultan que los trabajadores se muevan hacia otros trabajos, aunque estén sufriendo unas condiciones laborales individuales adversas. Además, hay que tener en cuenta que dichas condiciones laborales no son reveladas completamente al trabajador hasta que el contrato laboral se pone en funcionamiento. Esto unido a cierto poder de monopsonio por parte de las empresas [Manning

(5) Recoge rasgos de la personalidad del individuo –como la autoestima– que no son observables. También recoge los errores en la medición de los datos.

(6) Esta es la línea seguida por Andrew Clark en sus trabajos [véase, por ejemplo, Clark y Oswald (1996) y Clark (1997)].

(7) Para un análisis de las potencialidades en economía de las medidas de bienestar subjetivo véase Kahneman y Krueger (2006).

(2003)], puede explicar el hecho por ejemplo de que algunos trabajadores puedan declarar bajos niveles de satisfacción bajo una mala calidad del empleo, pero sin tener una compensación monetaria por ello.

Así, podemos partir de la hipótesis de que existe un mercado en el que los trabajadores intercambian facetas laborales por salarios. Pero este mercado dista bastante de ser perfectamente eficiente, debido a los costes informativos y de movilidad. En este contexto, como alternativa a las ecuaciones hedónicas de salarios, podemos utilizar los datos de bienestar subjetivo como una medida directa de la utilidad.

Una vez linealizada y estimada la ecuación 2, podríamos preguntarnos: ¿cuánto tiene que aumentar el salario (w) para compensar a un individuo por la presencia de la faceta j ?

Análiticamente tendríamos (manteniendo todo lo demás constante):

$$0 = \beta_w \Delta w + \eta_j \Delta C_j \quad [3]$$

por lo que,

$$VC_w^j = \frac{\Delta w}{\Delta C_j} = - \frac{\eta_j}{\beta_w} \quad [4]$$

donde VC es la variación compensatoria, que se computa como un ratio de los coeficientes que estiman los efectos del salario y de las características laborales sobre la satisfacción laboral.

Una VC positiva representa el aumento del (log) salario (en porcentaje sobre el salario medio) necesario para compensar que en el trabajo se presenta una faceta “negativa”. Por otro lado una VC negativa representa la bajada del (log) salario (en porcentaje sobre el salario medio) que anularía el efecto de que se presente una faceta “positiva”.

2. DESCRIPCIÓN DE LA BASE DE DATOS

Los datos utilizados proceden de la Primera Encuesta de la Calidad del Empleo en la Ciudad de Sevilla (PECECS), elaborada por el Observatorio de la Calidad del Empleo (2008) del Ayuntamiento de Sevilla. Este estudio pretende investigar y analizar la calidad de vida de las personas ocupadas en la ciudad de Sevilla, calidad derivada tanto de las condiciones objetivas en las que se desarrolla el trabajo, como de las percepciones subjetivas que tienen los trabajadores sobre su situación. La muestra incluye un total de 2.318 entrevistas (realizadas en el último trimestre de 2006), con un margen de error de $\pm 2,08\%$. El cuadro 1 muestra la ficha técnica del estudio.

El modelo descriptivo arquetipo que representa a los individuos que conforman la muestra presenta las siguientes características: es un varón de unos 37 años, que posee estudios secundarios de segundo ciclo, casado, que trabaja por cuenta ajena en el sector privado y posee un contrato indefinido en un empleo *white collar* (trabajo administrativo o de gestión), percibiendo unos 1200 € mensuales. Al objeto de defender la representatividad de esta novedosa muestra se ha procedido a comparar algunas variables con la información contenida en la En-

Cuadro 1: FICHA TÉCNICA DE LA ENCUESTA

Universo	238.160 personas ocupadas en la ciudad de Sevilla
Muestra	2.318 entrevistas
Muestreo	Proporcional estratificado por distritos municipales
Entrevistas	Personales, en hogares. Cuestionarios aplicados por encuestadores
Trabajo de campo	Desde el 8 de noviembre al 18 de diciembre de 2006
Margen de error	$\pm 2,08\%$ para $p = q = 0,5$ y un nivel de confianza del $95,5\%$ para datos globales

Fuente: Observatorio de la Calidad del Empleo (2008).

cuesta de Población Activa (EPA). Los resultados se muestran en el cuadro A.1 del Anexo. Dicho cuadro recoge la comparación entre la muestra para la ciudad de Sevilla y la EPA para la provincia de Sevilla (cuarto trimestre de 2006). En líneas generales, la similitud de dichas distribuciones en el caso de algunas características de los empleados (edad, sexo, estado civil, nacionalidad, nivel educativo y tipo de ocupación⁸) confirma la representatividad de la muestra en la que basamos nuestro análisis microeconómico.

Para nuestro estudio eliminamos inicialmente los individuos que no proporcionan información sobre alguna de las variables incluidas en el modelo. Esto limita el número de observaciones a 1.669. A continuación, seleccionamos únicamente trabajadores por cuenta ajena, esto es, eliminamos las observaciones correspondientes a empresarios y a trabajadores autónomos que cuentan con una mayor heterogeneidad en cuanto a las características de sus empleos⁹. Por estos motivos, el tamaño de la muestra se ciñe a 1.442 observaciones. Por último, definimos también una muestra restringida con los individuos casados o con pareja que proporcionan información sobre la edad y el nivel educativo de sus compañeros. Esta muestra restringida de 821 observaciones se utiliza para controlar la endogeneidad del salario en la ecuación de la satisfacción laboral. El cuadro 2 presenta el efecto de estas sucesivas restricciones muestrales sobre algunas variables de interés. Como se observa puede defenderse que la selección de las muestras es aleatoria y no genera sesgo en nuestros resultados.

La información clave para el estudio de las relaciones entre satisfacción laboral y el salario la proporcionan las preguntas 48 y 29 del cuestionario.

(8) En los trabajadores de los servicios hay un desfase importante a favor de la ciudad de Sevilla, lo que se explica porque los datos de la EPA son provinciales.

(9) No obstante, como test de sensibilidad, la sección 4.3.2 presenta los resultados obtenidos para la muestra completa, incluyendo 277 observaciones correspondientes a empresarios y/o trabajadores autónomos.

Cuadro 2: EFECTO DE LA SELECCIÓN MUESTRAL EN ALGUNAS VARIABLES

	Estudio completo	Muestra depurada con autónomos y empleados	Muestra depurada empleados	Muestra depurada empleados con pareja
Observaciones	2.318	1.669	1.442	821
Satisfacción global (0-10)	7,02	6,96	6,85	6,99
Logaritmo de los ingresos salariales netos	6,89	6,92	6,89	7,00
edad (años)	37,70	37,40	37,03	40,81
varón	0,60	0,59	0,58	0,61
extranjero	0,05	0,05	0,05	0,05
casado	0,59	0,59	0,58	1,00
Nivel de estudios (%)				
inferiores a primarios completos	0,02	0,02	0,02	0,02
estudios primarios	0,15	0,16	0,16	0,18
estudios secundarios, primer ciclo	0,20	0,19	0,18	0,18
estudios secundarios, segundo ciclo	0,36	0,36	0,37	0,36
estudios universitarios de grado medio	0,15	0,14	0,15	0,14
estudios universitarios superiores	0,13	0,13	0,12	0,12

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a nuestra medida del bienestar subjetivo derivado de la actividad laboral, en la pregunta 48 se pedía a los encuestados que valoraran de 0 a 10 (de “muy mala” a “excelente”, respectivamente) su satisfacción global con su principal trabajo remunerado actual. El cuadro 3 presenta la distribución (en porcentaje) del grado de satisfacción global en el trabajo actual de los individuos para la muestra completa y para la muestra restringida. Como se observa, gran parte de los individuos considerados otorgan una valoración de 7 a su nivel de satisfacción global, tanto si tienen pareja, como si no. Esto contribuye a que la situación laboral de la pareja sea un instrumento válido.

Cuadro 3: GRADO DE SATISFACCIÓN GLOBAL

Nivel de satisfacción	Muestra empleados	Muestra empleados con pareja
0 (muy mala)	0,61	0,76
1	0,12	0,28
2	0,24	0,69
3	1,34	1,8
4	4,14	4,44
5	8,89	11,93
6	18,88	19,07
7	25,94	24,13
8	25,58	22,75
9	9,87	9,36
10 (excelente)	4,38	4,79
Total	100	100
N	1.442	821
Media	6,978	6,819
St. Dev	1,607	1,733

Fuente: Elaboración propia.

Por lo que respecta al salario, la Encuesta de la Calidad del Empleo en la Ciudad de Sevilla proporciona, en su pregunta 29, información sobre los ingresos mensuales netos procedentes del trabajo agrupados en 9 intervalos. Siguiendo, entre otros, a Gutiérrez-Doménech (2008) o Gamero (2007), hemos considerado oportuno utilizar la marca de clase como estimador de la renta laboral percibida. El cuadro 4 muestra la distribución de la variable salarios según se desprende de la información contenida en la Encuesta. Como se aprecia, y comparando ambas muestras, se observa un mayor peso de los niveles salariales inferiores en la muestra restringida a los individuos con pareja. No obstante, no parecen existir diferencias significativas en cuanto a los niveles de satisfacción entre ambos grupos. Lo que sí se aprecia claramente es una asociación positiva entre los salarios y el grado de satisfacción.

Cuadro 4: SALARIOS: DISTRIBUCIÓN Y SU RELACIÓN CON LA SATISFACCIÓN				
	Muestra empleados		Muestra empleados con pareja	
	Porcentaje	Satisfacción media	Porcentaje	Satisfacción media
Menos de 1000 €	37,92	6,50	48,31	6,41
Entre 1000 € y 2000 €	52,66	7,18	45,29	7,12
Más de 2000 €	9,42	7,73	6,40	7,77
Total	100,00	6,98	100,00	6,82

Fuente: Elaboración propia.

El resto de variables explicativas de este trabajo engloban el conjunto de determinantes que influyen en la satisfacción laboral. Recogen las características laborales y personales de los trabajadores, que pueden ser clasificadas en cuatro grupos: las características personales del individuo, el nivel de su capital humano, el conjunto de atributos no monetarios del empleo y las características de la pareja (en caso de tenerla). Pese a que nuestro interés radica en los efectos del salario y los atributos no monetarios sobre la satisfacción laboral, el resto de las variables debe ser considerado al objeto de poder aislar el verdadero efecto del salario.

El cuadro A.2 en el anexo muestra la definición de las variables utilizadas en el análisis econométrico que se desarrolla en los siguientes apartados, junto con la descripción estadística correspondiente a cada una de ellas, tanto para la muestra completa de los empleados como para la muestra restringida de los que tienen pareja. Además de éstas, en todas las estimaciones se incluyen *dummies* relativas al distrito municipal, variable empleada en la estratificación de la muestra.

3. ESTRATEGIA ECONOMÉTRICA

Desde el punto de vista empírico, el bienestar subjetivo procedente de la actividad laboral se aproxima mediante la satisfacción laboral declarada, que se mide en una escala de 0 a 10, desde la insatisfacción total a la satisfacción completa. Se utiliza, como es habitual una aproximación lineal de la función de bienestar:

$$SL = \alpha + \beta w + \eta C + \delta Z + \varepsilon \tag{5}$$

donde: *SL* es una medida de la satisfacción laboral declarada, *w* es el salario del trabajador; *C* es el vector de atributos no monetarios del empleo; *Z* representa otras características; y ε es la perturbación.

Dada la naturaleza ordenada de la variable dependiente, suponiendo que el error se distribuye normalmente, la anterior ecuación puede estimarse mediante un modelo probit ordenado (y así lo hacemos en el test de robustez del apartado 4.3.1). Sin embargo Van Praag y Ferrer-i-Carbonell (2006) han demostrado que una esti-

mación por mínimos cuadrados ordinarios es equivalente, tras una adecuada transformación de la variable dependiente. Suponen que las categorías de la variable latente y su correspondiente variable categórica observada se relacionan de modo que:

$$SL_i = k \quad \text{if} \quad \mu_{k-1} < SL_i^* < \mu_k \quad \forall k = 1, \dots, K \quad [6]$$

Si la variable latente inobservada SL^* sigue una distribución normal estándar en la población, la esperanza condicionada de que la variable latente se encuentre en un intervalo concreto puede obtenerse a partir de las propiedades de la distribución normal:

$$\overline{SL}_i = E(SL_i^* | \mu_{k-1} < SL_i^* < \mu_k) = \frac{n(\mu_{k-1}) - n(\mu_k)}{N(\mu_k) - N(\mu_{k-1})} \quad [7]$$

donde $n(\cdot)$ es la función normal de densidad y $N(\cdot)$ es la función de distribución acumulada normal.

$\overline{SL}_i$ es una variable discreta que puede tomarse como variable dependiente en una regresión de mínimos cuadrados ordinarios. Este procedimiento se denomina Probit-OLS [Van Praag y Ferrer-i-Carbonell (2006)]. Como sugieren Origo y Paganí (2009), intuitivamente, el procedimiento consiste en aproximar el valor verdadero de la variable latente mediante un conjunto de medias de la variable latente, cuyo número coincide con el número de categorías de la variable ordenada observada.

Una de las ventajas del modelo Probit-OLS es que permite estimar sistemas de ecuaciones y modelos de panel de datos¹⁰. En nuestro caso, es una simplificación bienvenida en la estimación por variables instrumentales que requiere la posible endogeneidad del salario. Con este fin, explotamos la riqueza informativa de la muestra, y siguiendo a Lydon y Chevalier (2002) y a McCausland, Pouliakas y Theodossiou (2005), utilizamos las características de la pareja del entrevistado como instrumentos del salario del trabajador.

Al objeto de encontrar el verdadero efecto del salario sobre la satisfacción laboral, procedemos a estimar la anterior ecuación 5 mediante mínimos cuadrados (Probit-OLS o POLS) y mediante técnicas de variables instrumentales (VI). Podemos encontrarnos con tres posibles hipótesis. En primer lugar, la estimación β de en ambos casos puede ser suficientemente parecida como para que el test de Durban-Wu-Hausman [Hausman (1978)] nos permita no rechazar la hipótesis nula de exogeneidad del salario ($H_1: \hat{\beta}_{\text{POLS}} = \hat{\beta}_{\text{VI}}$). En este caso, la estimación por mínimos cuadrados sería más eficiente, y por tanto, preferible a la de variables instrumentales.

En segundo lugar, es posible que la estimación por mínimos cuadrados obtenga un efecto significativamente menor que la estimación de variables instrumentales ($H_2: \hat{\beta}_{\text{POLS}} < \hat{\beta}_{\text{VI}}$). En este caso, el salario sería endógeno y el sesgo negativo encontrado en el parámetro al suponer la exogeneidad del salario sería indicativo de que los salarios estarían incluyendo diferencias compensadoras. El efecto del salario sobre la satisfacción ofrecería un sesgo a la baja si por ejemplo los individuos que se emplearan en puestos con mayor riesgo obtuvieran mayores salarios. En este caso, se observarían menores niveles de satisfacción conjunta-

(10) Ver las aplicaciones empíricas de Van Praag y Ferrer-i-Carbonell (2004), por ejemplo.

mente con mayores salarios. Una variación exógena del salario conseguida mediante la instrumentación de esta variable consigue eliminar el sesgo y obtener el verdadero efecto, mayor, del salario sobre la satisfacción.

Por último, la estimación Probit-OLS puede obtener un efecto significativamente mayor que la estimación de variables instrumentales ($H_3: \hat{\beta}_{\text{POLS}} > \hat{\beta}_{\text{VI}}$), indicando en este caso que la endogeneidad del salario funciona en la dirección opuesta. Este sesgo positivo en el parámetro sería indicativo de la hipótesis de la productividad en las relaciones satisfacción laboral-salarios. Por ejemplo, los individuos con mayores niveles de satisfacción serían más productivos y obtendrían salarios más elevados. El verdadero efecto insesgado de los salarios sobre la satisfacción sería en este caso menor que el encontrado sin controlar por su endogeneidad.

Una vez estimado el efecto insesgado del salario sobre la satisfacción laboral, podemos computar las variaciones compensatorias correspondientes a los diferentes atributos no monetarios del empleo, tal y como indica la ecuación 4.

4. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

En este apartado se presentan los resultados de las estimaciones de la ecuación de satisfacción laboral, así como los valores obtenidos para las variaciones compensatorias de los atributos no monetarios del empleo.

4.1. *Análisis de la endogeneidad de los salarios*

La base de microdatos con la que hemos trabajado es idónea para el cálculo insesgado del efecto del salario sobre la satisfacción laboral. Recoge un abanico bastante completo de características personales y de las distintas facetas de la calidad del empleo, junto con información fundamental referida a la pareja del entrevistado.

El cuadro 5 presenta los resultados de la estimación de la ecuación de satisfacción laboral mediante Probit-OLS y mediante Variables Instrumentales. Como se observa, el efecto del salario, medido en logaritmos, no es significativo cuando se considera su posible endogeneidad, aunque presenta el efecto positivo y significativo en el modelo que supone su variación independiente¹¹. El resto de las variables consideradas muestra un efecto muy similar bajo ambas especificaciones. Cuando se consideran todas las características del trabajador y del puesto de trabajo, las características personales del entrevistado no afectan significativamente a su nivel de satisfacción laboral. Tampoco afecta su nivel de capital humano. Únicamente se aprecia un efecto positivo de la experiencia laboral, de modo que se entiende que los trabajadores permanecen en los empleos en los que se encuentran a gusto. Pero su nivel de estudios no modifica su percepción del nivel de bienestar procedente de la actividad laboral¹².

(11) También Albert y Davia (2007) obtienen un efecto no significativo para España al estimar la relación entre los salarios y la satisfacción laboral mediante un sistema de ecuaciones simultáneas. Nótese que en dicho trabajo se identifica la ecuación salarial mediante la experiencia potencial y el contar con un contrato indefinido.

(12) Al ser la educación la que permite el acceso a los empleos de mayor calidad, una vez que controlamos por dicha calidad desaparece la vinculación entre nivel educativo y satisfacción laboral –el mismo resultado se obtiene en Ahn, García y Jimeno (2004)–.

Cuadro 5: ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE SATISFACCIÓN LABORAL. MUESTRA RESTRINGIDA EMPLEADOS CON PAREJA				
Variable	POLS robusto		VI robusto	
	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.
LOG SALARIO MENSUAL	0,658 ***	0,147	-0,271	1,894
<i>Características personales</i>				
SEXO	0,12	0,135	0,352	0,616
EDAD	-0,01	0,053	0,032	0,101
EDAD2	-4E-05	6E-04	-0,001	0,001
EXTRANJERO	-0,032	0,298	0,062	0,316
<i>Capital humano del entrevistado</i>				
INF PRIMARIA	-0,012	0,477	-0,222	0,728
PRIMARIA	0,162	0,191	-0,067	0,519
SECUNDARIA_P	0,032	0,165	-0,119	0,350
UNIVERSIT_M	0,128	0,172	0,200	0,310
UNIVERSIT_S	0,216	0,183	0,463	0,634
EXP_LABORAL	0,043 **	0,021	0,000	0,000
SOBREEDUCADO	-0,106	0,199	-0,276	0,442
INFRAEDUCADO	0,265	0,23	0,383	0,278
SINCORRESPON	-0,225	0,152	-0,271	0,145
<i>Atributos no monetarios del empleo</i>				
LOGHORAS	-0,124	0,227	0,297	0,782
FORMACIÓN	0,365 ***	0,131	0,377 **	0,147
NUMEROEMP	1E-04 *	7E-05	0,000 *	0,000

Cuadro 5: ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE SATISFACCIÓN LABORAL. MUESTRA RESTRINGIDA EMPLEADOS CON PAREJA (continuación)

Variable	POLS robusto			VI robusto		
	Coef.	E.E.		Coef.	E.E.	
TEMPORAL	0,113	0,14		0,060	0,151	
WHITECOLLAR	-0,131	0,145		-0,242	0,247	
MASHORASSIN	-0,314	**		-0,448	**	
FLEXIBLE	0,04	0,124		0,268	0,220	
TFAMILIAMAS	0,204	0,131		0,133	0,131	
ACOSO	-0,081	0,161		-0,154	0,172	
RIESGOACC	-0,442	***		-0,380	**	
cons.	3,172	**		6,846	8,315	
R ² corregido	0,182	***		0,125	***	
N	821			821		
Nivel de significación de los instrumentos en la primera etapa						
EDAD_PAR				0,001	0,004	
SECUNDARIA_PAR				0,062	0,048	
UNIVERSITARIA_PAR				0,131	**	
Hansen-Sargan test				0,136	(p = 0.9341)	
Durbin-Wu-Hausman test				0,238	(p = 0.6283)	
R ² parcial de Shea				0,006		
Estadístico F de Kleibergen-Paap				0,940		

Fuente: Elaboración propia.

El mismo cuadro 5 recoge el nivel de significatividad de las variables empleadas como instrumentos del salario, la edad de la pareja y su nivel de estudios, medido en tres niveles. Como muestra la tabla, los instrumentos pueden considerarse adecuados. Por un lado, la variable nivel de estudios universitarios de la pareja afecta significativamente al salario del entrevistado, incluso después de controlar por sus características demográficas y del capital humano¹³. Por otro, los instrumentos no afectan al nivel de satisfacción sino a través del salario, según recoge el test de sobre-identificación de Hansen y Sargan. Por lo que respecta a la posible endogeneidad del salario, el test de Durbin-Du-Hausman no rechaza la hipótesis de exogeneidad del salario¹⁴. Este resultado indica que el salario o bien no es endógeno, o que su endogeneidad no afecta a las estimaciones. Esta conclusión no es muy sorprendente, dada la riqueza de los datos con la que se cuenta. En las explicaciones sobre la posible endogeneidad de las variables siempre se aduce la presencia de sesgos debido a la omisión de variables. Por ejemplo, Lydon y Chevalier (2002) hablan del efecto del riesgo sobre tanto la satisfacción como sobre el salario, suponiendo que se trata de una variable inobservada. Pero en nuestra base de datos contamos con información sobre la presencia de riesgo de accidentes en el desarrollo del trabajo, por lo que el efecto de esta variable puede medirse adecuadamente.

Cabe no obstante preguntarse si el salario sería endógeno, y con qué signo aparecería el sesgo en la estimación de su efecto sobre la satisfacción laboral, si no hubiéramos contado con una información tan rica. El cuadro 6 muestra la estimación de nuestro modelo cuando se considera el salario como única variable explicativa. Su estimación mediante variables instrumentales obtiene, ahora sí, un efecto positivo significativo del salario sobre el bienestar laboral subjetivo. No obstante, de nuevo el test de Durbin-Du-Hausman no rechaza la hipótesis nula de exogeneidad¹⁵.

Dada la importancia de estos resultados para la posterior estimación de las variaciones compensatorias, se realizó un test de sensibilidad incluyendo como instrumentos la edad de la pareja del entrevistado y su nivel educativo expresado en años de estudio, según la equivalencia empleada por Arrazola y Hevia (2006). Se obtienen resultados similares en todas las estimaciones. También se encuentra lo mismo respecto a la exogeneidad del salario, tanto cuando se consideran todos los controles, como cuando no se incluye ninguna covariable adicional¹⁶. Nuestro resultado, no obstante contradice la escasa evidencia previa relativa a esta materia pues tanto McCausland *et al.* (2005) como Lydon y Chevalier (2002) documentan la previsible endogeneidad del salario. Ambos estudios se refieren no obstante al Reino Unido, cuyo mercado de trabajo puede considerarse mucho más flexible que el español.

(13) No obstante, el valor del estadístico R-cuadrado parcial de Shea y el correspondiente nivel de significación del estadístico F de Kleibergen y Paap (2006) de significatividad conjunta de los instrumentos, ambos recogidos también en el cuadro, parecen indicar que podemos encontrarnos ante problemas de debilidad en los instrumentos. Murray (2010) señala que este puede ser uno de los motivos por los que la estimación de VI sea sesgada incluso en muestras grandes. El test de exogeneidad en los instrumentos realizado en el cuadro 6 está ya libre de estos problemas de debilidad en los instrumentos.

(14) De acuerdo con el test, la hipótesis de exogeneidad es cierta con un nivel de confianza de en torno al 60%.

(15) Advuértase que en este caso se rechaza la hipótesis de debilidad en los instrumentos en razón del valor del estadístico F de Kleibergen-Paap (24,14), muy superior al valor crítico de 13,91 calculado por Stock y Yogo (2005) para un 95% de confianza y un sesgo máximo permitido del 5%.

(16) Los resultados se encuentran disponibles a petición de los interesados.

Cuadro 6: ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE SATISFACCIÓN LABORAL					
Variable	POLS			VI	
	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.	E.E.
Log salario mensual	0,661 ***	0,098	1,013 ***		0,318
cons.	2,378 ***	0,694	-0,074		2,225
R ² corregido	0,054 ***		0,039 ***		
N	821		821		
Nivel de significación de los instrumentos en la primera etapa					
EDAD_PAR			0,004 *		0,002
SECUNDARIA_PAR			0,227 ***		0,054
UNIVERSITARIA_PAR			0,486 ***		0,060
Hansen-Sargan test			1,0562	(p = 0,3044)	
Durbin-Wu-Hausman test			2,6451	(p = 0,2664)	
R ² parcial de Shea			0,008	(p = 0,0000)	
Estadístico F de Kleibergen-Paap			24,14		

Fuente: Elaboración propia.

4.2. *Variaciones compensatorias de los atributos no monetarios del empleo*

El cuadro 7 presenta las variaciones compensatorias correspondientes a los atributos no monetarios del empleo, calculadas, según la ecuación 4, como el ratio (con signo negativo) entre el coeficiente estimado correspondiente a la característica considerada y el coeficiente del logaritmo del salario. Su cálculo se ha realizado según el método Delta, teniendo en cuenta las estimaciones de los parámetros del modelo para la muestra completa¹⁷. La variación compensatoria se presenta en términos relativos, como porcentaje sobre el salario medio.

Cuadro 7: VARIACIONES COMPENSATORIAS.
MUESTRA COMPLETA EMPLEADOS. POLS

Atributos no monetarios del empleo	Porcentaje	E.E.
LOG HORAS	16,3	0,320
FORMACIÓN EN	-72,5 **	0,282
NÚMERO EMPLEADOS	0,0	0,000
TEMPORAL	-18,5	0,221
WHITE COLLAR	47,7 *	0,265
MAS HORAS SIN	96,3 ***	0,334
FLEXIBLE	-59,9 **	0,272
TFAMILIA MAS	-58,1 **	0,255
ACOSO	34,6	0,268
RIESGO_ACC	78,3 ***	0,280
N	1.442	
Nivel de significatividad: *10%, **5%, ***1%		

Fuente: Elaboración propia.

Como se observa, de entre las características positivas más valoradas por los individuos destacan el recibir formación en el trabajo y el poder conciliar la vida familiar y laboral, medida esta última circunstancia mediante dos indicadores: contar con un horario de trabajo flexible y poder dedicar más de dos horas al cuidado de la familia y el hogar. En términos cuantitativos, recibir formación en el trabajo equivale a un aumento del salario en torno a un 72%, mientras que poder conciliar familia y trabajo se valora aproximadamente en un 60% del mismo en ambos casos.

Las características que destacan como las más desagradables para los asalariados de la muestra son el tener que trabajar un elevado número de horas semanales

(17) Los resultados de la estimación POLS correspondientes a la muestra completa de empleados se recogen en el cuadro A.3 del Anexo.

sin contraprestación, o el tratarse de un empleo con un elevado riesgo de accidentes. La prolongación excesiva de la jornada laboral muestra el efecto más fuerte de entre los atributos no monetarios considerados. De hecho, los trabajadores necesitarían casi duplicar sus sueldos para compensar esta circunstancia. Tampoco es desdeñable el casi 80% de incremento en el sueldo que necesitarían los empleados en trabajos con riesgo de accidente para contrarrestar esta circunstancia.

4.3. *Análisis de sensibilidad*

Esta sección evalúa la sensibilidad de los anteriores resultados a modificaciones en la especificación econométrica y en la selección de la muestra.

4.3.1. *Modificación del modelo econométrico*

En este subepígrafe calculamos las variaciones compensatorias de los atributos no monetarios del empleo a partir del habitual modelo probit ordenado. De este modo no sólo contrastamos la robustez del análisis anterior, sino que facilitamos la comparabilidad de nuestros resultados con los de análisis anteriores [Helliwell y Huang (2010), por ejemplo].

El cuadro 8 muestra las variaciones compensatorias calculadas mediante el método Delta a partir de la estimación de nuestra ecuación 5 mediante un modelo probit ordenado. Como se aprecia, los resultados son prácticamente iguales a los hallados con el modelo POLS. No es de extrañar, pues, como Van Praag y Ferrer-i-Carbonell (2006) subrayan, las estimaciones de ambos modelos difieren únicamente en un factor de proporcionalidad que evidentemente desaparece al computar los ratios.

Cuadro 8: VARIACIONES COMPENSATORIAS.
MUESTRA COMPLETA EMPLEADOS. PROBIT ORDENADO

Atributos no monetarios del empleo	Porcentaje	E.E.
LOG HORAS	21,6	0,304
FORMACIÓN EN	-74,7 ***	0,269
NÚMERO EMPLEADOS	0,0	0,000
TEMPORAL	-14,5	0,210
WHITE COLLAR	42,1 *	0,244
MAS HORAS SIN	98,5 ***	0,323
FLEXIBLE	-65,4 **	0,265
TFAMILIA MAS	-59,0 **	0,246
ACOSO	31,8	0,253
RIESGO_ACC	80,5 ***	0,273
N	1.442	
Nivel de significatividad: *10%, **5%, ***1%		

Fuente: Elaboración propia.

4.3.2. Inclusión de los trabajadores autónomos y empresarios

Para contrastar la sensibilidad de nuestros resultados con respecto al criterio de selección de la muestra, se han estimado además las variaciones compensatorias de los atributos no monetarios del empleo incluyendo las 277 observaciones correspondientes a los trabajadores empresarios y por cuenta propia. Para ello hemos empleado un modelo similar al de la ecuación 5 donde como única variable adicional se ha incluido un indicador de si el individuo pertenece a este grupo de trabajadores autónomos o empresarios. El cuadro 9 muestra los resultados. De nuevo éstos distan poco de los encontrados para la muestra inicial de trabajadores por cuenta ajena. Cabe destacarse no obstante la elevada valoración otorgada por los entrevistados a “ser tu propio jefe”.

Cuadro 9: VARIACIONES COMPENSATORIAS.
MUESTRA COMPLETA EMPLEADOS Y AUTÓNOMOS. POLS

Atributos no monetarios del empleo	Porcentaje	E.E.
LOG HORAS	-6,4	0,276
FORMACIÓN EN	-69,5 ***	0,247
NÚMERO EMPLEADOS	-3,9	0,197
TEMPORAL	-14,4	0,215
WHITE COLLAR	53,2 **	0,25
MAS HORAS SIN	79,7 ***	0,277
FLEXIBLE	54,9 **	0,239
TFAMILIA MAS	-44,7 **	0,21
ACOSO	32,5	0,25
RIESGO_ACC	84,4 ***	0,269
EMPRESARIO_AUTÓNOMO	-148,9 ***	0,462
N	1.669	
Nivel de significatividad: *10%, **5%, ***1%		

Fuente: Elaboración propia.

5. CONCLUSIONES

Nuestro trabajo investiga la asociación entre tres variables claves del mercado de trabajo: satisfacción laboral, salario y calidad del empleo. Los resultados más interesantes son los siguientes.

El primer resultado obtenido es que, una vez que se controla por las distintas características del empleo, el salario es exógeno en la ecuación de satisfacción laboral. Metodológicamente esto implica que el cálculo de las variaciones compensatorias correspondientes a los atributos no monetarios del empleo no requiere de

la utilización de técnicas de VI y asegura la insesgadez de las estimaciones reportadas sobre las distintas variaciones compensatorias. A partir de las mismas podemos concluir que los individuos de nuestra muestra otorgan una considerable valoración monetaria a recibir formación continuada financiada por la empresa y al poder conciliar trabajo/familia. Por el contrario, dichos individuos valoran muy negativamente el realizar horas extraordinarias sin remunerar (aspecto negativo que está ligado a las posibilidades de conciliación, pero que tiene su propia entidad) y el ejecutar un trabajo que presenta riesgos laborales relevantes.

La existencia de un *trade-off* significativo entre el salario y distintas facetas (positivas y negativas) del empleo, es un resultado destacable. Así, los salarios distan mucho de haberse ajustado completamente para compensar las distintas facetas del empleo, lo que apunta a que estamos ante un mercado de trabajo con fricciones, que se presentan en forma de costes de información y de movilidad laboral, para los trabajadores. Hay un tercer tipo de costes, los de transacción, que son especialmente relevantes para el control del esfuerzo de los trabajadores, por parte de las empresas. Por ejemplo, nuestras estimaciones apuntan a que los trabajadores otorgan una valoración monetaria muy elevada al poder conciliar trabajo/familia (medida esta característica por tres variables diferentes). Por tanto, las empresas no solo pueden reducir dichos costes de transacción pagando salarios de eficiencia sino también con condiciones laborales de eficiencia (responsabilidad social empresarial interna como innovación organizativa que mejorará el esfuerzo de los trabajadores en todos los niveles salariales).

Por último, en el análisis económico es habitual señalar que ante una perturbación macroeconómica, los ajustes en el mercado laboral se producen vía precios (salarios) o vía cantidades (desempleo). Nuestra investigación sugiere que habría que explorar una tercera vía: el ajuste en la calidad del empleo en un mercado de trabajo imperfecto. Así, una posible extensión de este trabajo, teniendo en cuenta que se basa en una muestra obtenida a finales de 2006 (en plena expansión económica en España), es evaluar si la crisis económica actual está deteriorando la calidad del empleo y examinar el papel del salario en este contexto recesivo.

Cuadro A.1: REPRESENTATIVIDAD DE LA MUESTRA

	Provincia de Sevilla (EPA)	Ciudad de Sevilla (ECECS)
Observaciones	2.418	1.442
Variables		
edad (años)	35,97	34,77
varón (%)	0,58	0,57
casado (%)	0,56	0,56
extranjero (%)	0,03	0,05
Nivel de estudios (%)		
inferiores a primarios completos	2,48	1,57
estudios primarios	15,72	14,64
estudios secundarios, primer ciclo	25,52	19,36
estudios secundarios, segundo ciclo	30,02	37,32
estudios universitarios de grado medio	11,62	15,04
estudios universitarios superiores	14,64	12,07
Ocupación principal (%)		
fuerzas armadas	0,58	0,72
dirección empresas y admón. pública	2,32	1,68
técnicos científicos e intelectuales	15,51	8,53
técnicos de apoyo	15,72	11,36
administrativos	9,06	15,38
trabajadores servicios	13,94	30,77
cualificados agricultura y pesca	0,79	0,42
artesanos y cualificados industria	15,43	11,18
operadores y montadores	7,57	4,57
no cualificados	19,11	15,38

Fuente: Datos de la EPA correspondientes al IV trimestre de 2006. Encuesta de la Calidad del Empleo en la Ciudad de Sevilla realizada en el mismo periodo.

Cuadro A.2: DESCRIPCIÓN DE LAS MUESTRAS

Variable	Muestra completa empleados		Muestra restringida empleados con pareja	
	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.
<i>Variables endógenas</i>				
SATISFAC. GLOBAL (0-10)	6,85	1,71	6,99	1,60
LOGS AL MENSUAL (logaritmo de los ingresos salariales netos)	6,89	0,56	7,00	0,54
<i>Características personales</i>				
SEXO (=1 hombre)	0,58	0,49	0,61	0,49
EDAD (años)	37,03	11,33	40,81	9,61
EDAD ² (años al cuadrado)	1499,53	886,34	1757,50	815,04
EXTRANJERO (=1 nacionalidad extranjera)	0,05	0,22	0,05	0,21
CASADO (=1 casado)	0,58	0,49	1,00	0,00
<i>Capital humano del entrevistado</i>				
INF PRIMARIA (Estudios inferiores a primarios completos)	0,02	0,13	0,02	0,14
PRIMARIA (Estudios primarios)	0,16	0,36	0,18	0,38
SECUNDARIA_P (Estudios secundarios, primer ciclo)	0,18	0,39	0,18	0,39
SECUNDARIA_S (Estudios secundarios, segundo ciclo)	0,37	0,48	0,36	0,48
UNIVERSIT_M (Estudios universitarios de grado medio)	0,15	0,36	0,14	0,34
UNIVERSIT_S (Estudios universitarios superiores)	0,12	0,33	0,12	0,33
EXP_LABORAL (Experiencia laboral en días x 1000)	2,93	3,40	3,74	3,52
SOBREEDUCADO (=1 si se siente sobrecualificado)	0,20	0,40	0,15	0,36
ADECUADO (=1 si se siente adecuadamente cualificado)	0,76	0,43	0,80	0,40
INFRAEDUCADO (=1 si se siente infracualificado)	0,04	0,20	0,05	0,22
SINCORRESPON (=1 si su trabajo no se corresponde con los estudios)	0,29	0,45	0,25	0,44

Cuadro A.2: DESCRIPCIÓN DE LAS MUESTRAS (continuación)

Variable	Muestra completa empleados		Muestra restringida empleados con pareja	
	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.
<i>Atributos no monetarios del empleo</i>				
LOGHORAS (Logaritmo del número semanal de horas de trabajo)	3,57	0,36	3,59	0,30
FORMACIÓNEN (=1 si ha recibido formación por cuenta de la empresa)	0,65	0,48	0,70	0,46
NUMEROEMPLEADOS (Número de empleados de la empresa)	94,50	344,09	106,60	422,43
TEMPORAL (=1 asalariado eventual)	0,27	0,45	0,20	0,40
WHITECOLLAR (=1 Gerentes, técnicos, comerciales, administrativos o profesionales)	0,33	0,47	0,33	0,47
MASHORASSIN (=1 si trabaja más horas sin remuneración)	0,25	0,43	0,24	0,43
FLEXIBLE (=1 si estima tener un horario flexible)	0,52	0,50	0,54	0,50
TFAMILIAMAS (=1 si dedica mas de dos horas diarias al cuidado de la familia y el hogar)	0,61	0,49	0,68	0,47
ACOSO (=1 si ha sido objeto de acoso laboral)	0,20	0,40	0,20	0,40
RIESGO_ACC (=1 si estima que su trabajo entraña riesgo de accidentes)	0,33	0,47	0,33	0,47
<i>Características de la pareja</i>				
EDAD_PAR (Edad en años de la pareja)	40,31			9,68
PRIMARIA_PAR (Estudios primarios completos o incompletos)	0,21			0,41
SECUNDARIA_PAR (Estudios secundarios de primer y segundo ciclo)	0,55			0,50
UNIVERSIT_PAR (Estudios universitarios)	0,24			0,43
AÑOSESTUDIO_PAR (Mínimo numero de años de estudio requeridos)	10,51			3,93
Número de observaciones	1.442		821	

Fuente: Elaboración propia a partir de la Primera Encuesta de la Calidad del Empleo en la Ciudad de Sevilla (ECECS).

Cuadro A.3. ESTIMACIÓN DE LA ECUACION DE SATISFACCION LABORAL.
MUESTRA COMPLETA EMPLEADOS

Variable	POLS robusto		
	Coef.		E.E.
LOG SALARIO MENSUAL	0,528	***	0,112
<i>Características personales</i>			
SEXO	0,123		0,097
EDAD	-0,021		0,029
EDAD2	0,000		0,000
EXTRANJERO	0,093		0,206
CASADO	0,110		0,106
<i>Capital humano del entrevistado</i>			
INF_PRIMARIA	0,430		0,305
PRIMARIA	0,026		0,146
SECUNDARIA_P	-0,093		0,120
UNIVERSIT_M	0,162		0,126
UNIVERSIT_S	0,094		0,141
EXP_LABORAL	0,000		0,000
SOBREEDUCADO	-0,242		0,148
INFRAEDUCADO	0,347	*	0,181
SINCORRESPON	-0,238	**	0,118
<i>Atributos no monetarios del empleo</i>			
LOGHORAS	0,088		0,132
FORMACIÓNEN	0,211	***	0,094
NUMEROEMP	-0,027		0,106
TEMPORAL	-0,011		0,103
WHITECOLLAR	-0,304	***	0,103
MASHORASSIN	-0,378	***	0,100
FLEXIBLE	0,279	***	0,090
TFAMILIAMAS	0,163	*	0,092
ACOSO	-0,164		0,123
RIESGOACC	0,434	***	0,099
cons.	2,737	***	0,836
R ² corregido	0,182	***	
N	1.442		



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ahn, N. (2007): "Value of Intangible Job Characteristics in Workers' Job and Life Satisfaction: How much are they worth?", FEDEA, Documento de Trabajo 2007-10.
- Ahn, N., García, J.R. y Jimeno, J.F. (2004): "Well-Being Consequences of Unemployment in Europe", FEDEA, Documento de Trabajo 2004-11.
- Albert, C. y Davia, M^a.A. (2007): "Educación, Ingresos y Satisfacción en el Empleo", en Toharia, L. (comp.): *El Mercado de Trabajo Europeo en el Proceso De Convergencia Económica y Social: Un Análisis Basado en el Panel de Hogares de La Unión Europea (PHOGUE), 1994-2001*, Fundación Caixa Galicia.
- Arrazola, M. y Hevia, J. (2006): "Gender Differentials in Returns to Education in Spain", *Education Economics*, 14(4), págs. 469-486.
- Bacharach, S.B., Bamberger, P. y Conley, S. (1991): "Work-home Conflict among Nurses and Engineers: Mediating the Impact of Role Stress on Burnout and Satisfaction at Work", *Journal of Organizational Behavior*, 12, págs. 39-53.
- Becker, G. (1973): "A Theory of Marriage: Part I", *The Journal of Political Economy*, 81, págs. 813-846.
- Böckerman, P. y Ilmakunnas, P. (2006): "Do Job Disamenities Raise Wages or Ruin Job Satisfaction?", *International Journal of Manpower*, 27(3), págs. 290-302.
- Bonke, J. y Esping-Andersen, G. (2011): "Family Investments in Children. Productivities, Preferences and Parental Childcare", *European Sociological Review*, 27(1), págs.43-55.
- Brown, C. (1980): "Equalizing Differences in the Labor Market", *Quarterly Journal of Economics*, 74(1), págs. 113-134.
- Clark, A.E. (1997): "Job Satisfaction and Gender: Why are Women so Happy at Work?", *Labour Economics*, 4, págs. 341-372.
- Clark, A.E. y Oswald, A.J. (1994): "Unhappiness and Unemployment", *Economic Journal*, 104, págs. 648-659.
- Clark, A.E., y Oswald, A.J. (1996): "Satisfaction and Comparison Income", *Journal of Public Economics*, 61, págs. 359-381.
- Clark, A.E., Georgellis, Y. y Sanfey, P. (1998): "Job Satisfaction, Wage Changes and Quits: Evidence from Germany", *Research in Labor Economics*, 17, págs. 95-121.
- Clark, A.E. (2003): "Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data", *Journal of Labor Economics*, 21, págs. 323-351.
- Díaz, L. y Cabral, J.A. (2005): "Low Pay, Higher Pay and Job Satisfaction within the European Union: Empirical Evidence from Fourteen Countries", IZA Discussion Paper, n° 1558.
- Freeman, R.B. (1978): "Job Satisfaction as an Economic Variable", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 68, págs. 135-141.
- Gamero, C. (2005): *Análisis Microeconómico de la Satisfacción Laboral*, CES, Colección Estudios, N° 171, Madrid.
- Gamero, C. (2007): "Satisfacción Laboral y Tipo de Contrato en España", *Investigaciones Económicas*, 31(3), págs. 415-444.
- Gutiérrez-Doménech, M. (2008): "¿Cuánto Cuesta Ir al Trabajo? El Coste en Tiempo y en Dinero", Documentos de Economía, La Caixa, n°11.
- Hamermesh, D.S. (2001): "The Changing Distribution of Job Satisfaction", *Journal of Human Resources*, 36, págs. 1-30.
- Hausman, J.A. (1978): "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46 (6), págs. 1251-1271.

- Helliwell, J.F. y Huang, H. (2010): "How's the Job? Well-Being and Social Capital in the Workplace", *Industrial and Labor Relations Review*, 63(2), págs. 205-227.
- Johansson, P. y Palme, M. (1996): "Do Economic Incentives Affect Work Absence? Empirical Evidence Using Swedish Micro Data", *Journal of Public Economics*, 59, págs. 195-218.
- Jones, R.J. y Sloane, P.J. (2009): "Regional Differences in Job Satisfaction", *Applied Economics*, 41, págs. 1019-1041.
- Kahneman, D. y Krueger, A.B. (2006): "Developments in the Measurement of Subjective Well-Being", *Journal of Economic Perspectives*, 20(1), págs. 3-24.
- Kleibergen, F. y Paap, R. (2006): "Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition", *Journal of Econometrics*, vol. 133(1), págs 97-126.
- Kenyon, P. y Dawkins, P. (1989): "A Time Series Analysis of Labour Absence in Australia", *Review of Economics and Statistics*, 71, págs. 232-239.
- Lévy-Garboua, L., Montmarquette, C. y Simonnet, V. (2001): "Job Satisfaction and Quits: Theory and Evidence from the German Socioeconomic Panel", CIRANO Working Papers, Scientific Series, 2001s-41.
- Lydon, R. y Chevalier, R. (2002): "Estimates of the Effect of Wages on Job Satisfaction", CEP-LSE Discussion Papers, 0531.
- Mangione, T.W. y Quinn, R.P. (1975): "Job Satisfaction, Counter-productive Behaviour and Drug Use at Work", *Journal of Applied Psychology*, 60, págs. 114-116.
- Manning, A. (2003): *Monopsony in Motion. Imperfect Competition in Labor Markets*, Princeton University Press, Princeton.
- McCausland, W. D., Pouliakas, K. y Theodossiou, I. (2005). "Some are Punished and Some are Rewarded: A Study of the Impact of Performance Pay on Job Satisfaction," *International Journal of Manpower*, 26 (7/8), págs. 636-659.
- Murray, M. P. (2010): "The Bad, the Weak, and the Ugly: Avoiding the Pitfalls of Instrumental Variables Estimation". Disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=843185>.
- Nielsen, H. S. y Svarer, M. (2009): "Educational Homogamy: How much Is Opportunities?" *Journal of Human Resources*, 44(4), págs. 1066-1086.
- Observatorio de la Calidad del Empleo (2008): *Primer Encuesta de la Calidad del Empleo en la Ciudad de Sevilla*, Ayuntamiento de Sevilla (Economía y Empleo).
- Origo, F. y Pagani, L. (2009): "Flexicurity and Job Satisfaction in Europe: The Importance of Perceived and Actual Job Stability for Well-Being at Work", *Labour Economics*, 16(5), págs. 547-555.
- Rosen, S. (1986): "The Theory of Equalizing Differences", en Ashenfelter, O. y Layard, R. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 1, Elsevier Science Publishers, págs. 641-692.
- Saint-Paul, G. (2000): "Flexibility vs. Rigidity: Does Spain Have the Worst of both Worlds?", IZA Discussion Papers, nº 144.
- Sloane, P.J. y Williams, H. (2000): "Job Satisfaction, Comparison Earnings and Gender", *Labour*, 14, págs. 473-501.
- Stock, J.H., Yogo, M. (2005): "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression". In: Stock, J.H., Andrews, D.W.K., (Eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: A Festschrift in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge University Press, Cambridge, págs. 80-108. (Ch. 5).
- Van Praag, B.M.S. y Ferrer-i-Carbonell, A. (2004): "How Important is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?", *The Economic Journal*, 114, págs. 641-659.

Van Praag, B.M.S. y Ferrer-i-Carbonell, A. (2006) “An Almost Integration-free Approach to Ordered Response Models,” Tinbergen Institute Discussion Papers 06-047/3, Tinbergen Institute.

Winkelmann, L. y Winkelmann, R. (1998): “Why are the Unemployed so Unhappy? Evidence from Panel Data”, *Economica*, 65, págs. 1-15.

Fecha de recepción del original: noviembre, 2010

Versión final: junio, 2011

ABSTRACT

This paper addresses the determinants of job and wage satisfaction: is there a trade-off between wages and non-monetary job characteristics focusing in particular on the impact of wages. Our estimates, based on a representative sample obtained from the First Survey on Job Quality in the City of Seville (2006), confirm the following two results: firstly, wages are exogenous in the equation for job satisfaction, exerting a positively significant effect; and, secondly, there is a trade-off between wages and positive or negative non-financial job characteristics.

Key words: Job satisfaction, wages, job quality.

JEL Classification: J28, J81.

