



Munich Personal RePEc Archive

Labor supply in Spain: An estimation with EU-SILC (2006-2019)

España Ara, Adrián

Universidad de Zaragoza

9 May 2022

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/113018/>
MPRA Paper No. 113018, posted 09 May 2022 13:22 UTC

Oferta laboral en España: Una estimación con EU-SILC (2006-2019)

Adrián España, Universidad de Zaragoza

Resumen: Este trabajo estima cuáles son los determinantes de los salarios y de la oferta laboral de los hogares españoles. Utilizando la base de datos EU-SILC, en una muestra restringida a parejas formadas por hombres y mujeres en edad de trabajar, y para un periodo que va del año 2006 al 2019, se plantea un modelo econométrico lineal general cuya estimación MCO proporciona los siguientes resultados. La oferta laboral de los agentes varía de forma distinta cuando se produce un aumento en los salarios. Los hombres trabajarán menos horas en tanto las mujeres aumentarán su participación en el mercado laboral. El hecho de estar casadas es uno de los principales factores a la hora de determinar la oferta laboral de las mujeres, sin embargo, no se han podido encontrar evidencias claras de que el número de hijos reduzca la oferta laboral de estas.

Abstract: This paper estimates the determinants of wages and labor supply of the members of Spanish households. With data collected from the EU-SILC and using a sample limited to couples formed by men and women in working age for a period from 2006 to 2019, we frame a linear regression model whose OLS estimation provides the following results. The labor supply of household members varies differently when there is an increase in wages. Husbands will work fewer hours while wives will increase their participation in the labor market. The fact of being married is one of the main factors when it comes to determine women's labor supply, however there is no clear evidence that the number of children reduces their working hours.

JEL classification: D13, J22

1. Introducción

El objetivo de este trabajo es contrastar de forma empírica cómo afectan a la oferta laboral de los hogares españoles aspectos como el comportamiento de los cónyuges además de otras variables de carácter económico o del ámbito sociodemográfico tales como la edad, el nivel de educación o el tamaño del hogar. El conocer cómo se distribuyen las horas de trabajo dentro de un hogar es de una enorme importancia cuando se ha de legislar sobre tributación o ayudas para el cuidado de los hijos, así como para atajar problemas de desigualdad dentro del hogar.

Tradicionalmente, el enfoque unitario ha sido el más utilizado en la literatura a la hora de estudiar el comportamiento de las familias. Este enfoque especifica una única función de utilidad que recoge las preferencias de todos los individuos del núcleo familiar. Si bien, no son pocas las críticas a las que se ha enfrentado esta aproximación teórica. En primer lugar, es obvio que son cada uno de los individuos quienes tienen preferencias y no la construcción teórica de hogar. Asimismo, la hipótesis de que la distribución o el origen de los ingresos del hogar no afecta al bienestar de cada uno de los individuos, el cual solo dependería del nivel de renta, ha sido habitualmente rechazada pese a que podría ser plausible en un contexto de convivencia en pareja (Bütikofer et al., 2009). Por último, desde un punto de vista puramente teórico, son los autores de la propia economía neoclásica, la cual fundamenta el modelo unitario, quienes defienden que precisamente cada uno de los individuos tiene sus propias preferencias.

Uno de los pioneros en especificar un modelo alternativo en el que no se tuviera en cuenta una única función de utilidad fue Chiappori (Chiappori, 1988), introduciendo el concepto de regla de reparto, mediante la cual se definirá la distribución de la renta no laboral entre los miembros del hogar. En un trabajo posterior (Chiappori, 1992), desarrolló en mayor profundidad dicho modelo colectivo. El modelo propuesto consiste en dos etapas en la que en la primera de ellas se produce una repartición de la renta no laboral entre los individuos del hogar, repartición que dependerá del poder de negociación de estos. A su vez, el poder de negociación dependerá de los salarios de los cónyuges, la renta no laboral de ambos y de factores sociodemográficos que afectarían al proceso de negociación, pero no a las preferencias individuales o a la renta presupuestaria. Si alguno de los anteriores factores afecta al comportamiento del otro cónyuge deberíamos considerar el rechazo del modelo unitario (Lundberg, 1988, Fortin y Lacroix, 1997). Sin embargo, el cómo estos factores afectarán específicamente al comportamiento de los cónyuges es un asunto que

no se puede asegurar de una manera general. Por ejemplo, una subida del salario de alguno de los miembros de la pareja podría derivar en que su poder de negociación aumente y que, por lo tanto, este se quede con una mayor proporción de la renta no laboral. En cambio, puede darse el efecto contrario y que esa subida salarial propicie una disminución de la necesidad de compensación de ese individuo.

En la segunda de las etapas, los agentes maximizarán su utilidad por separado conforme a sus restricciones individuales, alcanzándose decisiones Pareto-eficientes. Una gran ventaja de los modelos colectivos es que, a diferencia de los modelos unitarios, podrán proporcionarnos los consumos privados de cada uno de los individuos, así como sus funciones de bienestar.

Intuitivamente, es de esperar que en el marco del hogar los cónyuges conozcan de buena mano las preferencias del otro, lo que ayudaría a priori a explorar vías para mejorar la situación actual. Del mismo modo, la negociación cooperativa es el enfoque más apropiado o que mejor encaja en el seno de las familias. El enfoque unitario no será útil si lo que se pretende es determinar cuáles son los motivos que llevan a cada uno de los cónyuges a variar su oferta laboral, precisamente la tarea que aquí nos ocupa (Chiappori et al., 2002).

En este trabajo, además de los factores comunes que suelen caracterizar el poder de negociación intrafamiliar, se han incorporado variables que miden el tamaño de la familia (Donni y Molina, 2018; Chiappori et al., 2019, 2020, 2022; Molina et al. 2022). En los últimos años, una amplia literatura ha venido analizando los distintos patrones de uso del tiempo a nivel familiar (Molina, 2011, 2015, 2020a), con el tiempo dedicado a la oferta de trabajo y los análisis concretos para asalariados y autoempleados siendo temas muy relevantes (Campaña et al., 2016, 2017, 2020; Giménez et al., 2014, 2016a, 2016b, 2016c, 2019, 2020a, 2020b, 2022a, 2022b; Molina et al., 2016a, 2016b, 2017, 2022). Otros tópicos directamente relacionados con la oferta laboral son el tiempo dedicado a la educación en el hogar y sus diferencias de acuerdo con un amplio número de variables sociodemográficas (Giménez et al., 2012, 2013, 2017, 2018, 2020, 2022). Existen estudios (Doiron y Kalb, 2005) que argumentan que aumentos en el gasto del cuidado de los hijos reducen la oferta laboral de las mujeres. Otros trabajos sostienen que todavía gran parte de las tareas del hogar siguen realizándose por mujeres (Giménez Nadal y Molina, 2016). En este punto conviene hacer referencia a una circunstancia cada vez más común en nuestro país: el cuidado de los niños por parte de sus abuelos. Este tipo de

cuidados vendrían a sustituir al uso de servicios de pago como podría ser el servicio de guardería. Hasta qué punto la utilización de este canal informal de cuidados es consecuencia de la imposibilidad de acceder a servicios de pago sería un asunto que quizás merecería un mayor estudio, pues esta situación podría acabar derivando en que hubiera mujeres, especialmente aquellas que perciben un salario más bajo, que decidieran no acudir al mercado de trabajo. De forma inversa, la principal razón para la utilización de este tipo de servicios es el trabajo fuera del hogar. Existe evidencia para el caso australiano que demuestra que el acceso al empleo de las mujeres incrementaba el uso de canales tanto formales como informales de cuidados de los hijos, mientras que el efecto del empleo del hombre sobre el uso de cuidados no era significativo (Doiron y Kalb, 2005).

Tal y como podremos observar en el análisis descriptivo, existe una clara divergencia entre los salarios de hombres y mujeres. Uno de los factores que podría explicar esta diferencia es la mayor proporción de mujeres que cuentan con un contrato de tiempo parcial frente a la menor temporalidad de los hombres. Los salarios medios por hora percibidos por los trabajadores a tiempo parcial en muchos países, entre ellos España, son inferiores a los que perciben los trabajadores a tiempo completo, especialmente en el caso de los hombres (Pagán, 2007). No obstante, en el caso español esta diferencia de salarios entre ambos regímenes no se explica únicamente por el tipo de contrato, sino por las circunstancias individuales de los trabajadores. En el caso de las mujeres, es el tipo de ocupación el principal responsable de la diferencia salarial observada. En ese mismo estudio, Pagán (Pagán, 2007) demuestra que en España existe una reducción de la probabilidad de que una mujer trabaje a tiempo completo cuando hay hijos menores de 5 años en el hogar y que, además, estas no suelen utilizar el trabajo parcial como una transición hacia el trabajo a jornada completa, tal y como hacen los hombres, si no como una situación relativamente estable. No obstante, conviene aclarar que la muestra de dicho estudio data del año 2000, y que es probable que el tejido laboral de nuestro país haya cambiado a lo largo de este tiempo.

Lo cierto es que la oferta laboral de los hombres en la mayoría de los países europeos tiende a ser bastante rígida, lo que podría restar validez a la valoración del proceso de negociación que se produce en el interior de los hogares (Donni y Moreau, 2005). Blundell y otros autores (Blundell et al., 2004) corroboraron esta hipótesis para el caso del Reino Unido. Además, se observó que los hombres que trabajan lo hacen

mayoritariamente en un régimen de jornada completa, mientras que las horas de trabajo de sus esposas se distribuyen de una forma más dispar. La evidencia empírica francesa también ha corroborado que el número de hijos afecta significativamente y de forma negativa a las horas de trabajo de las mujeres (Donni y Moreau, 2005).

Existen trabajos que han aplicado con anterioridad el modelo colectivo para la evidencia española. Crespo (Crespo, 2005), utilizando la educación como factor distributivo, concluyó que ni el modelo unitario ni el colectivo explicarían el comportamiento de los hogares españoles. Fernández-Val (Fernández-Val, 2003) llegó a la misma conclusión en lo que respecta al modelo unitario, sin embargo, concluyó que las restricciones del modelo colectivo no podían ser rechazadas a ciencia cierta para el caso español. Sus resultados coinciden en gran medida con un aspecto que se ha venido destacando a lo largo de la introducción: las variables relacionadas con el número de hijos afectan negativamente y de forma significativa a la oferta laboral de las mujeres. En aquel trabajo se demostró que los hombres españoles se comportaban de una forma más egoísta, puesto que un aumento en sus salarios se traducía en una mayor apropiación de la renta no laboral de su esposa, y, además, dicho incremento en el salario no acaba compartiéndose con la otra parte. Todo lo contrario ocurría cuando las mujeres veían aumentados sus salarios. Desgraciadamente, esta hipótesis no podrá ser refutada en este trabajo ya que solo se dispone de datos agregados de los ingresos familiares y no de las cantidades que cada uno de los cónyuges aporta al hogar.

El resto del trabajo se articula de la siguiente forma. En el próximo apartado se introduce la base de datos utilizada, se describen sucintamente las variables que se van a utilizar en el posterior análisis econométrico y se realiza una breve descripción de los datos de la muestra desde un punto de vista estadístico. En el apartado 3 se presentan los modelos teóricos y econométricos con los que se estiman tanto los salarios de hombres y mujeres como sus ofertas laborales. En el apartado 4 se muestran los resultados de dichas estimaciones, y finalmente, en el apartado 5 se exponen las conclusiones principales.

2. Base de datos

Los datos utilizados para realizar el siguiente análisis descriptivo y la posterior modelización econométrica han sido obtenidos de la base de datos EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions) efectuada por el servicio europeo de estadística Eurostat y en la que se proporciona información sobre renta, pobreza, exclusión social y condiciones de vida. Este estudio se centra en los años que van entre

el año 2006 y 2019, último año del que se tienen datos que no se han visto afectados por la pandemia.

En esta muestra, restringida a España, solamente se incluyen hogares cuyos individuos están en edad de trabajar. La edad de los sujetos estudiados va de 21 a 65 años, con una edad media de aproximadamente 45 años en el caso de los hombres y de 43 en el de las mujeres.

Asimismo, estos hogares están formados por parejas de hombres y mujeres, dejando de lado a los hogares en los que habita una sola persona, así como las diversas configuraciones del hogar cada vez más comunes en nuestra sociedad. Del mismo modo, ambos cónyuges deben estar trabajando en el momento de realizarse la encuesta lo que conlleva otra importante limitación pues es en los hogares en los que únicamente uno de los cónyuges trabaja donde es más probable que existan situaciones de desigualdad.

En total, se analizan un conjunto de 28.126 observaciones, las cuales no se reparten de manera uniforme en el tiempo, aunque si de una forma más o menos equilibrada – alrededor del 7% de las observaciones cada uno de los años, siendo respectivamente los años 2013 y 2019 los que menos y más observaciones reportan –. Es importante recalcar que cada una de las observaciones es única, es decir, solamente representa a un hogar, el cual es estudiado en un momento determinado del tiempo.

Para el estudio de nivel educativo de los individuos de la muestra se utilizan tres variables “*dummy*” distintas que toman valor 1 cuando se ha alcanzado la educación primaria, secundaria o universitaria respectivamente y 0 en el caso contrario. El nivel de educación más repetido en los individuos de la muestra es el de la educación universitaria, porcentaje que es aún mayor en el caso de las mujeres. Un 51.91% de ellas llegó a la universidad mientras que en el caso de los hombres el porcentaje se reduce, aunque no demasiado, hasta alcanzar el 43.25%.

En lo que a las horas trabajadas se refiere, los hombres trabajan aproximadamente 41.3 horas semanales frente a las 35.2 que trabajan las mujeres. Estos datos nos llevarían a pensar que efectivamente los hombres tienden a trabajar a jornada completa, en tanto las mujeres parece que optarán en mayor medida por trabajos con reducciones de jornada. A pesar de que las mujeres tienen a priori un mejor nivel educativo, esto no se traduce en sus ingresos, puesto que sus ganancias laborales “*earnings*” ascienden a los 20.419,37 euros de media en contraposición a los 28.720,92 que perciben sus homólogos

masculinos. El ingreso medio de una familia española se correspondería con 44.054,1 euros según los individuos de la muestra. La variable ingresos familiares de nuestro modelo se correspondería con lo que habitualmente en la teoría se ha denominado como renta no laboral, en la que se incluyen partidas como rentas de capital y transferencias provenientes tanto del ámbito privado como del sector público.

De los encuestados, el 86,17% manifestó que estaban casados – valor 1 en la variable casados –. La composición de los hogares españoles más frecuente es aquella en la que viven los dos cónyuges y en algunas ocasiones un miembro más. Sin embargo, el número de hijos por cada familia únicamente es de un 0.49, si bien ha de tenerse en cuenta que solamente computan como tal aquellos hijos que todavía permanezcan en el hogar.

Además de las variables inmediatamente expuestas se ha generado una variable que recoge el salario hora de los hombres y otra que hará exactamente lo mismo para el caso de las mujeres. Para ello, hemos partido de las ganancias laborales que nos proporciona la muestra y las hemos dividido por las horas de trabajo semanales multiplicadas por 52, que son las semanas que tiene un año. El salario hora medio de los hombres es algo superior al de las mujeres, 11,09 frente a los 13,58 euros de los primeros. Posteriormente ambos salarios hora se expresarán en términos logarítmicos con el objetivo de reducir el número de posibles observaciones atípicas. En los modelos también se incluirá la variable edad elevada al cuadrado. La explicación subyacente surge de la relación no lineal que a priori existe entre edad y horas de trabajo.

Por último, se han generado distintas variables “*dummy*” con el objetivo de medir el tamaño familiar, el número de hijos que conviven en el hogar y el año al que pertenece cada una de las observaciones de la muestra.

3. Modelo econométrico.

En primer lugar, se van a estimar los determinantes del salario de hombres y mujeres. La variable dependiente será por lo tanto el logaritmo de los salarios, obtenido mediante el procedimiento que se ha expuesto en el apartado anterior.

Entre las variables explicativas de este modelo están la edad y la edad al cuadrado de hombres y mujeres. También se incluyen una serie de variables aleatorias que reflejan el haber alcanzado la educación secundaria, la educación universitaria, el estar casados o no y el efecto anual.

En este punto conviene aclarar que en una primera estimación del modelo se incluyeron como variables explicativas tanto la variable que denotaba el número de hijos en el hogar como la que representaba el tamaño del hogar, si bien los signos de ambas se contradecían entre sí lo que a priori no parece tener sentido alguno, siendo bastante probable que existiesen problemas de multicolinealidad entre ambas variables. En consecuencia, se optó por llevar a cabo dos estimaciones independientes en las que se incluyeron solamente la variable tamaño del hogar y la variable número de hijos respectivamente. Ambas estimaciones arrojan resultados muy similares, presentándose en el cuerpo del trabajo únicamente aquellos que se corresponden con la estimación que incluye la variable tamaño del hogar, pues en principio esta variable debería recoger la convivencia con otros miembros de la familia que no fueran hijos — véase el cuidado de personas mayores — y que también podrían afectar a la oferta laboral de los componentes del hogar.

Además, se ha optado por introducir diferentes interacciones con el objetivo de estudiar la relación entre la edad y la educación para cada uno de los sexos, edad y el hecho de estar casado o no y la interrelación de las edades de hombres y mujeres.

El modelo de estimación es el de regresión lineal, y el método elegido es el de mínimos cuadrados ordinarios (OLS). Teniendo en cuenta lo anterior, la especificación econométrica utilizada para estudiar los efectos sobre los salarios de los hombres se corresponde con la siguiente ecuación:

$$\log Wage_i = \alpha + \beta_i X_i + \beta_{AGEDU2} AGE_i EDU2_i + \beta_{AGEDU3} AGE_i EDU3_i + \beta_{AGEM} AGE_i M_i + \beta_{AGEAGEW} AGE_i AGEW_i + \varepsilon (1)$$

Donde α se corresponde con la constante, X_i son todas las variables explicativas que se han enumerado en el segundo párrafo y tercer párrafo de este apartado y los siguientes términos hacen referencia a las distintas interacciones. La especificación será exactamente la misma para las mujeres con la única salvedad de que la edad introducida en la estimación será obviamente la que se corresponde con la edad de las mujeres (*w_age*).

Tras estimar esta primera ecuación, se realiza una segunda estimación en la que la variable dependiente es en este caso las horas semanales de trabajo, es decir, la oferta laboral de los hogares. Siguiendo el procedimiento propuesto por Fernández-Val (Fernández-Val, 2003), en esta especificación trabajaremos con la predicción lineal de los logaritmos de salarios de hombres y mujeres en vez de con sus valores corrientes. La razón de este

cambio reside básicamente en la intención de eliminar cualquier relación de endogeneidad que pudiera existir entre los salarios y la oferta laboral. No se debe pasar por alto que la variable salarios se generó dividiendo las ganancias laborales totales entre las horas de trabajo de los hogares de la muestra.

Esta no es la única novedad de este segundo modelo econométrico. Se han eliminado las “*dummies*” que categorizaban los hogares según su tamaño y en su lugar se ha introducido la especificación original de la variable tamaño familiar. Del mismo modo, se han suprimido las diferentes interacciones que sí se incluyeron en el modelo anterior. La novedad más importante es quizás la inclusión de los ingresos no laborales del hogar, los cuales son según la teoría uno de los principales factores de la negociación intrafamiliar de los recursos.

La especificación econométrica coincide con la forma general:

$$Labor\ supply_i = \alpha + \beta_i X_i + \varepsilon \quad (2)$$

4. Resultados

Los resultados de la estimación de la primera ecuación (1) para el salario de los hombres se presentan en la tabla 2 junto con los efectos sobre los salarios de las mujeres. La columna 1 hace referencia a los resultados obtenidos en el caso de los hombres mientras que la columna 2 alude a las estimaciones llevadas a cabo para las mujeres.

En primer lugar, podemos observar que aumentos en la edad de tanto hombres como mujeres tendrán efectos positivos y muy similares sobre ambos salarios. El signo negativo de los coeficientes de la edad al cuadrado de hombres y mujeres nos llevaría a pensar que el efecto en principio positivo de la edad sobre los salarios se diluye en el tiempo, especialmente en el caso de los primeros.

La primera gran diferencia la encontramos en el efecto de la educación. En tanto el haber alcanzado la educación universitaria tiene un efecto positivo sobre las retribuciones salariales de los hombres, aumentándola hasta en un 8,8%, el coeficiente no es significativo en el caso de las mujeres. A su vez, aquellas mujeres que alcancen solamente la educación secundaria verán como sus salarios descienden hasta en un 11,1%. En el caso de los hombres, el poseer un nivel de educación secundaria parece no tener ningún efecto sobre su salario.

Otro aspecto en el que el salario de las mujeres se ve especialmente afectado de forma negativa es en el caso en el que estas se encuentren casadas. Mientras que estar casado no tiene ningún efecto sobre el salario de los hombres, el de las mujeres desciende en un 13,8 %. A priori el tamaño familiar no tiene ningún efecto significativo sobre el salario masculino. Sin embargo, se puede observar que los coeficientes para los salarios de las mujeres son todos significativos y positivos. Aumentos del tamaño familiar tienen efectos positivos sobre el salario de las mujeres.

A grandes rasgos, tanto los coeficientes como los niveles de significatividad de las “*dummies*” creadas para cada uno de los años de la muestra son muy similares tanto para hombres como para mujeres. La principal interpretación que se puede hacer de estas variables es que el año de la muestra no parece reflejar las diferencias salariales existentes entre hombres y mujeres. La variable que denotaba el año 2013 fue eliminada de la tabla de resultados al presentar problemas de multicolinealidad.

En la tabla 3 se presentan los condicionantes de las ofertas de trabajo de hombres y mujeres (ecuación 2). Llamativamente, el salario de los hombres parece no influir en la cantidad de horas de trabajos que estos ofertan, pues, aunque el coeficiente es negativo, este no es significativo para ninguno de los niveles habituales de significación. En cambio, si aumenta el salario de sus parejas, estos optarán por reducir su oferta de trabajo.

En el caso de las mujeres, estas también reducirán su oferta laboral si su cónyuge experimenta un aumento en su remuneración. Ahora, a diferencia de lo que ocurría en el caso de los hombres, conforme aumenta su salario, las mujeres optan por trabajar más horas. Esta diferencia de comportamiento entre ambos miembros de la pareja cuando se produce un aumento de sus respectivos salarios nos llevaría a razonar que el modelo unitario no se ajusta adecuadamente para el caso español, al menos para los datos de nuestra muestra. La edad es un factor que también afecta de diferente forma a los integrantes de las familias españolas. Los hombres trabajan más conforme aumenta su edad, si bien el coeficiente de la edad al cuadrado es negativo. En cambio, las mujeres reducen su oferta de trabajo con el paso el tiempo.

Contrariamente a lo que se podría pensar, aumentos de los ingresos familiares, es decir, de la renta no laboral, aumenta la oferta de trabajo tanto de hombres como de mujeres, aunque el aumento es más acusado en las últimas. Según nuestras estimaciones la educación no tendría ninguna influencia en la oferta laboral de los hombres, en tanto el único nivel de educación que influye en las horas de trabajo de las mujeres es el de

educación secundaria. Haber alcanzado al menos este nivel de educación hará que estas aumenten su oferta laboral.

Una de las mayores diferencias la encontramos en los coeficientes que indican la incidencia del matrimonio sobre el comportamiento de los agentes españoles. En esta circunstancia, se observa que los hombres que están legalmente casados aumentan su oferta laboral, mientras que en el caso de las mujeres ocurre todo lo contrario: estar casada siendo mujer se traduce en una reducción considerable de sus horas de trabajo.

Por último, merece la pena detenerse en los efectos del tamaño familiar sobre las ofertas de trabajo de los componentes del hogar. Aumentos en el tamaño del hogar reducen la oferta laboral de los hombres, no obstante, no se han encontrado efectos significativos desde el punto de vista estadístico sobre las horas de trabajo que ofertan las mujeres ante incrementos en el tamaño familiar y, aunque no se presenta en el cuerpo del trabajo, se ha podido comprobar que estas tampoco reducen su oferta laboral cuando aumenta el número de hijos en el hogar. El número de hijos solamente reporta efectos negativos sobre la oferta laboral de las mujeres cuando se incluye en la estimación junto a la variable de tamaño familiar, la cual contradictoriamente presenta un signo positivo.

5. Conclusiones

En este trabajo se han llevado a cabo diferentes estimaciones de cómo afectan a los salarios y a la oferta laboral de los hogares españoles algunos de los factores económicos y sociodemográficos que mejor explican el comportamiento de los hogares según gran parte de la literatura existente en el campo de estudio de las familias como unidades básicas de consumo.

Para ello, se ha utilizado la base de datos EU-SILC que proporciona el servicio europeo de estadística Eurostat. La muestra, restringida a España en este caso, acumula un total de 28.126 observaciones para los años que van del 2006 al 2019. Esta sea quizás una de las principales aportaciones de este trabajo, puesto que la mayoría de los estudios previos se han centrado únicamente en cortos espacios de tiempo.

Es obligatorio hacer notar las restricciones a las que se enfrenta la muestra aquí elegida. El hecho de que ambos cónyuges deban estar trabajando en el momento que se realiza la encuesta supone una gran limitación a la hora de abordar la desigualdad que realmente pudiera existir en España, pues se dejarán fuera del estudio aquellas parejas en las que solo uno de los miembros trabaje y en las que a priori podría existir un mayor

desequilibrio en el proceso de negociación intrafamiliar. Asimismo, se excluyen parejas en las que ambos miembros sean del mismo sexo u otras configuraciones del hogar como por ejemplo los pisos compartidos por varias personas.

El análisis descriptivo de la muestra señala unas conclusiones bastante claras: los hombres trabajan más horas y perciben un mayor salario – tanto en términos absolutos como en términos relativos – a pesar de que su nivel educativo es menor que el de las mujeres. La jornada laboral de los hombres se asemejaría más a la jornada completa de 40 horas mientras que las mujeres parecen trabajar en una mayor proporción en un régimen parcial. Esta circunstancia no es única y característica de nuestro país, sino que es un patrón que se suele repetir en la mayoría de los países de nuestro entorno.

Según los resultados de nuestras estimaciones las diferencias que existen entre los salarios de ambos sexos se deben principalmente a factores como el hecho de estar casados o el tamaño del hogar. Estos resultados irían en consonancia con otros trabajos que han estudiado también la evidencia española, y que sostienen que en nuestro país gran parte del cuidado del hogar y de los hijos sigue recayendo sobre las mujeres. La no significatividad del coeficiente de haber alcanzado la educación universitaria en el caso de las mujeres podría abrir el debate de si la educación en España es realmente un indicador de prestigio y una señal de potenciales mayores ingresos. Aunque es sin duda una línea de investigación interesante, este aspecto queda fuera del marco de estudio del presente trabajo. En este punto conviene destacar que cada vez son más las personas que acceden al sistema universitario español, por lo que este tipo de educación cada vez tiene un menor valor en el mercado laboral.

Si nos centramos en los determinantes de la oferta laboral de ambos cónyuges, una de las primeras conclusiones que se pueden extraer es que el modelo unitario no parece ser el marco teórico más adecuado para estudiar el comportamiento de los hogares de nuestra muestra. Ante cambios en sus salarios, ambos componentes de la pareja no responden de la misma forma. Mientras que aumentos en el salario del miembro masculino de la pareja producen reducciones en la oferta laboral de ambos cónyuges, un aumento en el salario de las mujeres resulta también en una disminución de la oferta laboral del hombre, pero, y aquí viene la gran diferencia, en una mayor oferta de trabajo femenina.

Al igual que ocurría en la estimación dedicada a los salarios, la educación no juega un papel relevante en las horas que trabajan los hombres. En el caso de las mujeres, solo el

haber alcanzado la educación secundaria parece tener algún efecto sobre las horas de trabajo.

El hecho de estar casadas sigue siendo uno de los factores determinantes de la participación en el mercado laboral de las mujeres. Sin embargo, no se han podido encontrar evidencias claras de que el número de hijos influya en las horas de trabajo que estas ofertan.

Como ya se dijo, los factores explicativos de la oferta laboral incluidos en este trabajo son los que habitualmente se han utilizado en la literatura, si bien, y más teniendo en cuenta el valor de los R^2 de la estimación, la oferta laboral de los individuos puede depender de muchos más factores. Por ejemplo, el porcentaje de hombres y mujeres en la región, de las leyes de divorcio (Chiappori et al., 2002), o del nivel de desempleo que hay en la economía. Al fin y al cabo, la oferta de trabajo depende de numerosos factores institucionales y regulatorios – restricciones de horarios, regulación laboral, sindicatos, etc. –. Las horas de trabajo que se han recogido en la muestra son las horas de trabajo efectivo de los individuos, sin embargo, desconocemos si estarían dispuestos a trabajar más o menos horas. Del mismo modo, hoy en día, tras la aparición del teletrabajo o de nuevas profesiones relacionadas sobre todo con el ámbito de las TIC, es cada vez más complicado establecer qué horas son de trabajo y cuáles no lo son.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos

| Variable | Media | Desv. Est. |
|-----------------------------|--------------|-------------------|
| Hombres | | |
| Edad | 45,219 | 8,742 |
| Educación primaria | 0,318 | 0,466 |
| Educación secundaria | 0,250 | 0,433 |
| Educación universitaria | 0,433 | 0,495 |
| Horas de trabajo | 41,336 | 7,019 |
| Ingresos anuales | 28720,92 | 19558 |
| Mujeres | | |
| Edad | 43,176 | 8,531 |
| Educación primaria | 0,252 | 0,434 |
| Educación secundaria | 0,229 | 0,420 |
| Educación universitaria | 0,519 | 0,500 |
| Horas de trabajo | 35,216 | 9,120 |
| Ingresos anuales | 20419,37 | 15092,24 |
| Variables familiares | | |
| Casados | 0,862 | 0,345 |
| Ingresos familiares | 44054,10 | 22172,12 |
| Tamaño hogar | 2,512 | 0,788 |
| Número de hijos | 0,492 | 0,774 |

Tabla 2. Salarios

| VARIABLES | (1) Hombre | (2) Mujeres | VARIABLES | (1) Hombres | (2) Mujeres |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|-----------------|----------------------|----------------------|
| H: Edad | 0.039*** (0.004) | | M: Edad*casados | | 0.004*** (0.001) |
| H: Edad al cuadrado | -0.048*** (0.005) | | Año = 2006 | -0.070*** (0.017) | -0.069*** (0.018) |
| H: Educación secundaria | 0.045 (0.045) | | Año = 2007 | -0.035** (0.017) | -0.048*** (0.017) |
| H: Educación universitaria | 0.088** (0.041) | | Año = 2008 | 0.017 (0.018) | 0.005 (0.018) |
| Casados | 0.026 (0.052) | -0.138** (0.052) | Año = 2009 | 0.094*** (0.018) | 0.068*** (0.018) |
| H: Edad*educ. secundaria | 0.004*** (0.001) | | Año = 2010 | 0.071*** (0.018) | 0.091*** (0.018) |
| H: Edad*educ. universitaria | 0.010*** (0.001) | | Año = 2011 | 0.049** (0.019) | 0.058*** (0.018) |
| H: Edad*casados | 0.001 (0.001) | | Año = 2012 | 0.061*** (0.020) | 0.058*** (0.019) |
| Edad (H)*Edad(M) | 0.016*** (0.002) | 0.003 (0.002) | Año = 2014 | -0.057*** (0.020) | -0.057*** (0.019) |
| Tamaño familiar=2 | 0.046 (0.199) | 0.436** (0.189) | Año = 2015 | -0.070*** (0.020) | -0.033* (0.019) |
| Tamaño familiar = 3 | -0.030 (0.199) | 0.354* (0.189) | Año = 2016 | -0.029 (0.019) | -0.059*** (0.019) |
| Tamaño familiar = 4 | -0.009 (0.199) | 0.344* (0.189) | Año = 2017 | -0.051*** (0.019) | -0.071*** (0.019) |
| Tamaño familiar = 5 | -0.040 (0.201) | 0.331* (0.191) | Año = 2018 | -0.016 (0.019) | -0.032* (0.018) |
| Tamaño familiar =6 | -0.146 (0.217) | 0.160 (0.216) | Año = 2019 | 0.003 (0.018) | -0.088*** (0.018) |
| M: Edad | | 0.033*** (0.004) | Constante | 1.022*** (0.216) | 0.614*** (0.205) |
| M: Edad al cuadrado | | -0.031*** (0.005) | | | |
| M: Educación secundaria | | -0.111** (0.047) | | | |
| M: Educación universitaria | | 0.022 (0.042) | | | |
| M: Edad*educ. secundaria | | 0.008*** (0.001) | | | |
| M: Edad*educ. universitaria | | 0.015*** (0.001) | | | |
| Observaciones | 28,126 | 28,126 | | | |
| R-cuadrado ajustado | 0.215 | 0.264 | | | |

Errores robustos estándares entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 3. Oferta de trabajo

| VARIABLES | (1) Hombres | (2) Mujeres |
|----------------------------|----------------------|----------------------|
| H: Log salario pred. | -1.378 (0.867) | -1.441*** (0.258) |
| M: Log salario pred. | -1.304*** (0.176) | 2.148** (1.014) |
| Ingresos familiares | 0.037*** (0.003) | 0.090*** (0.003) |
| H: Edad | 0.157*** (0.060) | |
| H: Edad al cuadrado | -0.187*** (0.059) | |
| H: Educación secundaria | -0.208 (0.228) | |
| H: Educación universitaria | -0.543 (0.485) | |
| Casados | 0.483*** (0.155) | -2.036*** (0.157) |
| Tamaño familiar | -0.199*** (0.068) | -0.021 (0.095) |
| M: Edad | | -0.319*** (0.072) |
| M: Edad al cuadrado | | 0.300*** (0.071) |
| M: Educación secundaria | | 0.724** (0.291) |
| M: Educación universitaria | | 0.142 (0.686) |
| Constante | 43.358*** (1.328) | 39.253*** (1.463) |
| Observaciones | 28,126 | 28,126 |
| R-cuadrado ajustado | 0.020 | 0.057 |

Errores estándares robustos
entre paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Referencias

- Blundell R., Chiappori, P.A., Magnac, T., Meghir, C. (2004): “*Collective Labour Supply: Heterogeneity and Nonparticipation*”. Mimeo, University College of London.
- Bütikofer, A., Gerfin, M., Wanzenried, G. (2009): “*Income pooling and the distribution of individual*”. IFZ Working Paper No 12/2009.
- Campaña, J.C., Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. (2016): “*Differences between self-employees and wage earners in time uses: Aragón vs. Spain*”. MPRA Paper 71463.
- Campaña, J.C., Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. (2017): “*Self-employment and educational childcare time: Evidence from Latin America*”.
- Campaña, J.C., Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. (2020): “*Self-employed and employed mothers in Latin American families: are there differences in paid-work, unpaid work and childcare?*”. *Journal of Family and Economic Issues*, 41, pp. 52-69. DOI:10.1007/s10834-020-09660-5.
- Chiappori, P. A. (1988): “*Rational Household Labor Supply*”. *Econometrica*, Vol. 56, No. 1, pp. 63-90.
- Chiappori, P. A. (1992): “*Collective Labor Supply and Welfare*”. *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 3, pp. 437-467.
- Chiappori, P.A., Molina, J.A (2020): “*The intra-spousal balance of power within the family: cross-cultural evidence. In Culture and Families: Research and Practice*” (Eds. Kim Halford and Fons van de Vijver). Elsevier, pp. 185-209. DOI: 10.1016/B978-0-12-815493-9.00006-5
- Chiappori, P. A., Fortin B., Lacroix, G. (2002): “*Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply*”. *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 1, pp. 37-72.
- Chiappori, P.A., Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A., Velilla, J. (2022): “*Household Labor Supply: Collective Evidence in Developed Countries*”. In *Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics* (Ed. Klaus F. Zimmermann). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-57365-6_271-1.
- Chiappori, P.A., Molina, J.A., Giménez-Nadal, J.I., Velilla, J. (2019): “*Intertemporal labor supply and intra-household commitment*”. IZA DP No. 12353.

- Crespo, L. (2005): “*Estimation and testing of household labour supply models: evidence from Spain*”, WP-AD 2005-03, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Doiron, D., Kalb, G. (2005): “*Demands for Child Care and Household Labour Supply in Australia*”. The Economic Record, Vol. 81, No. 254, pp. 215–236.
- Donni, O., Moreau N. (2005): “*Collective Labor Supply: A Single-Equation Model and Some Evidence from French Data*”. CIRPÉE, Working Paper 05-16.
- Donni, O., Molina, J.A. (2018): “*Household collective models: three decades of theoretical contributions and empirical evidence*”. IZA DP No. 11915.
- Fernández-Val, I. (2003): “*Household Labor Supply: Evidence for Spain*”. Investigaciones Económicas, Vol XXVII (2), pp. 239-275.
- Fortin, B., Lacroix, G. (1997): “*A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply*”. Economic Journal, Vol. 107, Issue 443, pp. 933-955.
- Giménez-Nadal, J.I, Molina, J.A. (2013): “*Parents’ education as a determinant of educational childcare time*”. Journal of Population Economics, 26, pp. 719–749.
- Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. (2014): “*Regional Unemployment, Gender and Time Allocation of the Unemployed*”. Review of Economics of the Household, 12(1), pp. 105-127. DOI: 10.1007/s11150-013-9186-9.
- Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. (2016): “*Commuting time and household responsibilities: evidence using propensity score matching*”. Journal of Regional Science, 56, pp. 332- 359.
- Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. (2016b): “*Health inequality and the uses of time for workers in Europe: policy implications*”. IZA Journal of European Labor Studies, 5 (2).
- Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. (2020): “*The gender gap in time allocation in Europe*”. IZA DP N° 13461.
- Giménez, J.I., Molina, J.A. (2022). “*The gender gap in time allocation*”. IZA World of Labor, forthcoming.
- Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A., Ortega, R. (2012): “*Self-employed mothers and the work-family conflict*”. Applied Economics, 44, pp. 2133-2148.

Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A., Ortega, R. (2017): “*Like my parents at home? Gender differences in children’s housework in Germany and Spain*”. *Empirical Economics*, 52, pp. 1143–1179. <https://doi.org/10.1007/s00181-016-1100-x>

Giménez-Nadal, J.I. , Molina, J.A., Velilla, J. (2016): “*A wage- efficiency spatial model for US self-employed workers*”. IZA DP N° 9634.

Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A., Velilla, J. (2020c): “*Work time and well-being for workers at home: evidence from the American Time Use Survey*”. *International Journal of Manpower*, 41(2), pp. 184-206.

Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A., Velilla, J. (2022a): “*Intergenerational correlation of self-employment in Western Europe*”. *Economic Modelling*, 108, 105741. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105741>.

Giménez-Nadal, J.I., Lafuente, M., Molina, J.A., Velilla, J. (2019): “*Resampling and bootstrap algorithms to asses the relevance of variables: applications to cross-section entrepreneurship data*”. *Empirical Economics*, 56, pp. 233-267. DOI:10.1007/s00181-017-1355-x.

Molina, J.A. (2011): “*Household Economic Behaviors*” (Editor). Springer.

Molina, J.A. (2015). “*Caring within the family: reconciling work and family life*”. *Journal of Family and Economic Issues*, 36, 1-4. DOI: 10.1007/s10834-015-9441-8.

Molina, J.A. (2020a). “*The Work-Family Conflict: Evidence from the recent decade and lines of future research*”. *Journal of Family and Economic Issues*, forthcoming. DOI: 10.1007/s10834-020-09700-0.

Molina, J.A. (2020b): “*Family and entrepreneurship: new empirical and theoretical results*”. *Journal of Family and Economic Issues*, 41, 1-3. DOI:10.1007/s10834-020-09667-y.

Molina, J.A., R. Ortega, J. Velilla (2016). “*Entrepreneurial activity in the OECD: Pooled and cross-country evidence*”.

Molina, J.A., R. Ortega, J. Velilla (2017): “*Feminization of entrepreneurship in developing countries*”.

Molina, J.A., Velilla, J., Ibarra, H. (2022): “*Intrahousehold bargaining power in Spain: An empirical test of the collective model*”. *Journal of Family and Economic Issues*, forthcoming. <https://doi.org/10.1007/s10834-021-09812-1>

Molina, J.A., Velilla, J., Ortega, R. (2016): “*The decision to become an entrepreneur in Spain: the role of household finances*”. *International Journal of Entrepreneurship*, 20(1), pp. 57-73.

Lundberg, S (1988): “*Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach*” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 2, pp. 224–35.

Pagán, R. (2007): “*Diferencias Salariales entre el Empleo a Tiempo Completo y Parcial*”. *Revista de Economía Aplicada*, No. 43 (vol. XV), pp. 5-47.