



Munich Personal RePEc Archive

Intrahousehold labor supply differences: Empirical evidence for the UK

Vela Espiago, Santiago

Universidad de Zaragoza

17 May 2023

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/117342/>
MPRA Paper No. 117342, posted 18 May 2023 10:30 UTC

Diferencias intrafamiliares en la oferta de trabajo: evidencia empírica para el caso de Reino Unido

Intrahousehold labor supply differences: Empirical evidence for the UK

Santiago Vela Espiago, Universidad de Zaragoza

Resumen

Este trabajo analiza las diferencias en la oferta de trabajo de una muestra de familias británicas entre los años 2011 y 2018. Los datos empleados provienen de la Encuesta Europea de Ingresos y Condiciones de vida (EU-SILC), que permiten estimar la oferta laboral de los cónyuges en función de sus salarios, la renta no laboral del hogar, factores socioeconómicos y factores de distribución. Los resultados de la estimación revelan diferentes patrones de respuesta para hombres y mujeres, destacando el hecho de que la oferta laboral femenina responde más al hecho de estar casadas o al número de hijos, y las implicaciones que tiene en materia de desigualdad. En todo caso, se comprueba que el comportamiento del modelo colectivo es mejor que el del modelo unitario.

Palabras clave: modelo colectivo, oferta laboral, Reino Unido, diferencias intrafamiliares

Abstract

This paper analyses the labor supply differences across a sample of UK families between the years 2011 and 2018. The data is collected from the European Union Statistics on Income and Living Conditions survey (EU-SILC), which allows us to estimate the relationship between the labor supply and a set of regressors: wages, the household non-labor income, socioeconomic variables, and a vector of distribution factors. The results reveal different response patterns for each spouse, for example, we can affirm that female labor supply is highly correlated with marital status and the number of children, which has obvious implications in equality. We can confirm that the collective model is a more accurate way to understand household economic decisions than the unitary way.

Keywords: collective model, labor supply, UK, intrafamilial differences

1. Introducción

La teoría económica ha evaluado tradicionalmente el papel del consumidor y las decisiones individuales de forma prácticamente exclusiva, ocupándose principalmente de la maximización de la utilidad individual, relegando el papel de las familias a un segundo lugar. La aproximación unitaria sufría de una severa falta de evidencia empírica y fundamentación teórica (Duflo, 2003), y existen multitud de referencias que demuestran la debilidad de la aproximación unitaria, que no considera las posibles diferencias entre hombre y mujeres dentro del hogar (García et al., 2010; Molina et al., 2023; Velilla, 2019).

A partir de los años 80, la literatura comenzó a incorporar una aproximación colectiva al análisis de las decisiones económicas. Aunque partía de la bastante antes, con las aportaciones de Gary Becker a mediados del siglo pasado (Molina, 2011; Pollak, 2002). Hasta ese momento se asumía que los hogares tenían una única función de utilidad, independientemente de las características de sus integrantes.

En los principales modelos representativos de la aproximación unitaria los hogares actuaban como un ente con una única función de utilidad, bien a través de la vía de un *planificador benevolente*, figura muy empleada en muchos planteamientos teóricos económicos, o a través del supuesto de que, dentro de un mismo hogar, las preferencias de sus miembros fuesen idénticas (Phipps & Burton, 1995), lo que, a priori, confronta con las hipótesis de la teoría neoclásica.

Uno de los primeros autores en explicar el comportamiento de la familia a través de un modelo general, el “modelo colectivo” fue Chiappori (1988), introduciendo el concepto de regla de reparto, y abandonando el tratamiento de la familia como “caja negra”, el desarrollo del modelo continuo posteriormente introduciendo un proceso de negociación en dos etapas (Chiappori, 1992), que se explicará en apartados siguientes del trabajo. Además de los modelos *a la Chiappori*, otros autores planteaban tanto modelos cooperativos (Manser & Brown, 1980; McElroy & Horney, 1981), como no cooperativos (Bergstrom, 1997) e incluso modelos familiares en los que los individuos adoptan decisiones de manera individual, pero teniendo en cuenta, entre otras cosas, la oferta laboral de los cónyuges (Grossbard, 1984).

En el modelo planteado, el poder de negociación de los cónyuges dependerá de un vector de salarios, de la renta familiar no laboral y de factores sociodemográficos de los cónyuges, y, la significatividad de alguna de las variables comentadas anteriormente para el

cónyuge opuesto, nos podrían llevar a rechazar la hipótesis de que la oferta laboral se determine de acuerdo con un modelo unitario (Fortin & Lacroix, 1997; Lundberg, 1988).

El análisis colectivo de las decisiones económicas ha sido acompañado de un importante desarrollo en la literatura que analiza los patrones de uso del tiempo a nivel familiar (Molina, 2015, 2021, 2011). Concretamente, se ha dedicado un esfuerzo muy notable a la determinación de la oferta de trabajo (tiempo dedicado a trabajar), tanto para trabajadores asalariados como autoempleados (Campana et al., 2020; Giménez-Nadal et al., 2020, 2022; Gimenez-Nadal & Molina, 2014, 2016; Molina, 2020; Molina et al., 2016; Velilla et al., 2018, 2020). Existen otro conjunto de variables relacionadas con el tiempo dedicado al trabajo (oferta laboral), como pueden ser el tiempo el tiempo dedicado al ocio o al cuidado de los hijos (Gimenez-Nadal et al., 2012).

Existe un importante volumen de literatura ocupada de determinar otras variables que pueden tener un impacto relevante en la oferta laboral de los cónyuges, o al menos, alguno de ellos. Chiappori & Molina (2019) afirman que existen factores comunes que afectan al poder de negociación de ambas partes, como pueden ser los hijos o los patrones de consumo, y la oferta laboral no responde de la misma forma dependiendo del “área cultural” que tomemos como referencia, además existen estudios que demuestran la heterogeneidad en las variables que afectan a la oferta laboral de los cónyuges dependiendo de la muestra analizada (Hubner, 2022).

El empleo de un modelo colectivo también nos permite determinar algunos aspectos sobre los patrones de consumo de los miembros de una unidad familiar dependiendo de su propia renta o de la renta de su pareja (Lise & Yamada, 2019), y como responde la oferta laboral de los cónyuges ante cambios en la cesta de consumo. Por ejemplo, un factor determinante en la oferta laboral de las mujeres puede ser el volumen de gasto en cuidado de los hijos, tal y como estudian (Doiron & Kalb, 2005) para Australia.

Como ya hemos mencionado, desde ya hace décadas, la literatura sobre los modelos colectivos ha ganado mucha tracción, y cuenta con un gran volumen de publicaciones y libros que abordan aspectos teóricos y empíricos (Donni & Molina, 2018), y, como este trabajo, existen referencias que abordan el caso de Reino Unido. Barmby & Smith (2001) estiman un modelo colectivo de oferta de trabajo para R. U. y Dinamarca, bajo la asunción de que los miembros del hogar toman decisiones óptimas en sentido de Pareto, y encuentran que sí existen diferencias entre las preferencias (coeficientes estimados) de los individuos de ambos países, pero las diferencias son mínimas en cuanto a las variables introducidas. Van Klaveren

& Ghysels (2012) plantean un modelo en el que incorporan el gasto en cuidado de los hijos, que tiene importantes implicaciones en materia de “*policy-making*”, y trabajan con un modelo donde el salario, la renta familiar no laboral y los factores de distribución son significativos, estos últimos tomando correlaciones diferentes para cada cónyuge. Un ejemplo ligeramente más lejano, es el trabajo de Couprie & Ferrant (2015) en el que se analizan las economías de escala en el uso del tiempo y las implicaciones que tienen en el bienestar y en la oferta de trabajo de los cónyuges.

Este trabajo pretende analizar los componentes que afectan a la oferta de trabajo de cada uno de los cónyuges (Browning et al., 2014), permitiendo así la estimación del poder de negociación en las familias de Reino Unido. El marco teórico se basa en un modelo colectivo de oferta de trabajo de Chiappori et al. (2002) en el que los miembros de la unidad familiar cooperan, obteniendo resultados eficientes en sentido de Pareto. El estudio se realiza atendiendo a datos de *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) entre los años 2011 y 2018.

A partir de esta exposición del modelo colectivo, en las páginas siguientes se pretende comprobar si las familias del Reino Unido responden o no a los supuestos del modelo colectivo, o si, por el contrario, podemos tratar su comportamiento de manera adecuada a través de los supuestos del modelo unitario. Los resultados de las estimaciones planteadas nos van a permitir comprobar que efectivamente, existen diferencias significativas en la oferta de trabajo de hombre y mujeres británicos, así como en su salario, y a su vez nos permiten rechazar el modelo unitario.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma, en la sección inmediatamente se describen los datos empleados para la elaboración del trabajo, su origen y un pequeño comentario sobre la distribución de las variables. En la sección 3 se presenta de manera sintética el marco teórico del trabajo, propuesto por Chiappori et al., (2002), hasta llegar a las ecuaciones que determinan la oferta de trabajo. En la sección 4, se presentan con brevedad las regresiones efectivamente estimadas, y, por último, un análisis de los principales resultados. En la quinta y última sección se presentan las conclusiones más relevantes, junto con las algunas limitaciones y posibles vías de desarrollo si las hubiera.

2. Datos

Se emplean datos de la Encuesta Europea de Ingresos y Condiciones de vida, restringida a individuos residentes en el Reino Unido, centrado en el módulo destinado a recursos intrafamiliares entre los 2011 y 2018. La encuesta realizada anualmente desde 2003 por el servicio europeo de estadística, Eurostat, proporciona información tanto a nivel individual como doméstico (o familiar) sobre los hogares entrevistado, y abarca tópicos como el salario, características laborales o condiciones de vida, entre otros (European Commission, 2021).

En el estudio se consideran hogares compuestos de dos miembros, considerando exclusivamente uniones (matrimoniales o no) entre un hombre y una mujer, lo cual es consistente con la definición de matrimonio aportada en Grossbard (2015). Se incluyen aquellos hogares en los que ambos cónyuges reportan trabajo. Teniendo en cuenta las restricciones anteriores, el resultado es una muestra con 13.954 observaciones distribuidas de forma relativamente equilibrada entre 2011 y 2018, siendo los años 2017 y 2018 los que menos y más observaciones reportan respectivamente. Los estadísticos descriptivos de la muestra se encuentran en la Tabla 1.

En la muestra sólo se incluyen hogares del Reino Unido, en los cuales cuyos individuos están en “edad laboral”, de 21 a 65 años, con una edad media de 44,33 en el caso de los hombres y de 42,34 para el caso de las mujeres. El nivel educativo máximo alcanzado por cada uno de los cónyuges se define de acuerdo con la Clasificación Internacional Normalizada de la Educación, por lo que se definen tres variables dicotómicas que toman

Tabla 1. Estadísticos descriptivos

Variable	Media	Desv. Est.
Hombre		
Edad	44,33	10,21
Educación Primaria	0,17	0,37
Educación Secundaria	0,36	0,48
Educación Universitaria	0,47	0,50
Horas trabajadas/semana	43,14	10,07
Salario/Hora	19,40	15,10
Mujer		
Edad	42,34	10,14
Educación Primaria	0,12	0,32
Educación Secundaria	0,35	0,48
Educación Universitaria	0,53	0,50
Horas trabajadas/semana	33,01	11,97
Salario/Hora	15,64	16,79
Hogar		
Matrimonio	0,77	0,42
Tamaño Familiar	2,31	0,63
Hijos	0,227	0,42
Número de Hijos	0,304	0,62
Renta Familiar	69.934,83	41.898,78
Renta Familiar No-Laboral	2.227,48	7.647,77
% de Mujeres en el Parlamento	23,61	3,67
Brecha Educativa de los Cónyuges	4,39	1,81
% de Mujeres en Puestos de Dirección	35,27	0,82
Sex-Ratio	0,98	0,01
Observaciones	13.953	

valor 1 en caso de haber alcanzado el nivel educativo correspondiente (educación primaria, secundaria o universitaria). El nivel educativo con mayor porcentaje de individuos sería la educación universitaria, especialmente en el caso de las mujeres, cuyo porcentaje alcanza el 53%, mientras que para los hombres se reduce hasta el 47%, se comprueba que las diferencias son significativas (ver Tabla 2).

En cuanto a las variables que atienden a “características laborales”, se atiende a dos variables fundamentalmente, las horas trabajadas y el salario por hora. Sobre las horas trabajadas, en la EU-SILC se definen como horas trabajadas semanalmente, y podemos observar cómo los hombres trabajan, en media, 43,14 horas a la semana, tendiendo a la jornada completa (40 horas a la semana), mientras que las mujeres trabajan alrededor de 33,01 horas semanales, lo que intuitivamente podríamos relacionar con un mayor porcentaje de trabajo a tiempo parcial o reducciones de jornada. En cuanto al salario por hora, podemos observar que el valor para los hombres es sustancialmente superior que el que toma para las mujeres, con valores de 19,4 y 15,64 respectivamente, lo cual, a priori puede no ser coherente con el mayor nivel educativo general alcanzado por las mujeres, sin embargo, estas disparidades en el salario pueden ser la causa de que las mujeres persigan mayores niveles educativos (Miki & Yuval, 2011).

Sobre las variables que atienden a la composición del hogar, encontramos que de todos los encuestados, el 77% están casados (variable *Matrimonio*) toma valor 1. Refiriéndonos a la composición del hogar, la composición más frecuente es la pareja sin hijos (el *Tamaño Familiar* medio toma un valor de 2,31), siendo solamente el 22% las familias que reporta que al menos tiene un hijo a cargo, aunque debemos ser conscientes de que solamente se computan aquellos hijos que permanecen en el hogar, por último, el número de hijos por hogar únicamente asciende a 0,3. Se incluyen variables que hacen referencia a la renta familiar, considerando tanto las rentas provenientes del trabajo, como rentas familiares no laborales.

Además, se consideran variables *dummy* para tener en cuenta las posibles diferencias debidas al año de realización de la encuesta (*Year fixed effects*). También se tienen en cuenta las diferencias debidas a la ocupación, a través de una variable *dummy* que clasifica los empleos de acuerdo con la versión más reciente de la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (ISCO 08), publicada por la Organización Internacional del Trabajo, (*Occupation fixed effects*).

Finalmente, se incluyen *factores distributivos*, que son variables que en ningún caso afectan a las preferencias individuales de los cónyuges pero sí que lo harían a los pesos de Pareto, y por lo tanto, al poder de negociación de uno de los cónyuges (Chiappori et al., 2002; Molina et al., 2018), como son el sex-ratio, que atiende al número de hombres en la sociedad por cada 100 mujeres, siendo la intuición detrás la relación entre la escasez relativa de mujeres u hombres y el poder de negociación del otro cónyuge respectivamente (Molina et al., 2023). La definición del sex-ratio es la opuesta la empleada habitualmente en la literatura, por lo que cabría esperar que los efectos sobre los poderes de negociación fuesen los opuestos (J. Campaña et al., 2018; P. Chiappori et al., 2002; Molina et al., 2021)) en este caso el valor del sex-ratio es de 0,98, muy proximo a la unidad, pero mostrando una escasez raltiva de varones. Se incluyen ademas el porcentaje de mujeres en puestos de dirección y el porcentaje de mujeres en los parlamentos, tomando valores de 35,3% y 23,6% respectivamente.

En la Tabla 2 se presenta el valor de las diferencias de género para algunas variables individuales de la muestra (Edad, Educación universitaria, Salario y Horas trabajo). También se incluyen los resultados de un contraste de significatividad de la diferencia, siendo la hipótesis nula, media de la diferencia igual a cero, y contrastando tres hipótesis alternativas, media inferior, distinta o superior a cero. Los valores críticos son tomados de la distribución t de Student. Analíticamente:

$$H_0: \text{media}(\text{diff}_i) = 0$$

$$H_A: \text{media}(\text{diff}_i) < 0; H_A: \text{media}(\text{diff}_i) \neq 0; H_A: \text{media}(\text{diff}_i) > 0$$

Tabla 2. Test para desigualdad de género

Variables	Hombre	Mujer	Diferencia	p-valor		
				media(diff) <0	media(diff) $\neq 0$	media(diff) >0
Edad	44,327	42,341	1,986	1	0	0
Educación Universitaria	0,473	0,535	-0,062	0	0	1
Salario	19,399	15,638	3,762	1	0	0
Horas trabajo	43,137	33,005	10,132	1	0	0

De acuerdo con la Tabla 2, podemos concluir que existe una diferencia significativa en todos los casos. De las cuatro variables, a excepción de la educación universitaria, el resto declina la balanza claramente a favor de los hombres, resultado que podíamos intuir vía el análisis de los estadísticos descriptivos.

3. Marco teórico

Se presenta un resumen del modelo elaborado por Chiappori et al. (2002), siendo este un modelo colectivo de oferta de trabajo con factores de distribución. Los hogares estarán compuestos por dos individuos cuyas preferencias y funciones de utilidad serán distintas, pero conocidas por el otro cónyuge. Se asume que la interacción entre los agentes es óptima y conduce a resultados eficientes en sentido de Pareto (Chiappori, 1988). Asumimos que los individuos son egoístas y las funciones de utilidad para los cónyuges ($i=1,2$) son:

$$U^i = U^i(1 - h^i, C^i, \mathbf{z}) \quad (1)$$

Siendo h^i la oferta laboral de cada cónyuge, por lo tanto $1-h^i$ será la demanda de ocio, C^i representa el consumo de un bien unitario Hicksiano y \mathbf{z} un vector de variables socioeconómicas –edad, nivel educativo, ...–. Suponemos que las funciones de utilidad son estrictamente cuasi-cóncavas, crecientes, continuas y diferenciables.

Analíticamente, que el proceso de toma de decisiones conduzca a un resultado Pareto-eficiente, se traduce en que para cualquier conjunto $(w_1, w_2, y, \mathbf{z}, \mathbf{s})$, existe un peso paretiano $\mu \in [0,1]$, que maximiza el siguiente problema

$$\begin{aligned} & \max_{(h^1, h^2, C^1, C^2)} \mu U^1 + (1 - \mu)U^2 \\ & s. a: w_1 h^1 + w_2 h^2 + y \geq C^1 + C^2 \\ & \quad 0 \leq h^i \leq 1, \forall i = 1,2 \end{aligned} \quad (P1)$$

Siendo, w_i el salario correspondiente a cada cónyuge, y la renta no laboral del hogar y, por último, \mathbf{s} el vector que recoge los factores de distribución (como ya se ha explicado con anterioridad, variables que no afectan a las preferencias individuales, pero si al proceso de toma de decisiones). Establecido lo anterior, la resolución del siguiente problema de maximización individual, donde existe $\phi(\mu) = \phi(w_1, w_2, y, \mathbf{z}, \mathbf{s})$, es equivalente a resolver P1.

$$\begin{aligned} & \max_{(h^i, C^i)} U^i(1 - h^i, C^i, \mathbf{z}) \\ & s. a: w_i h^i + \phi \geq C^i \\ & \quad 0 \leq h^i \leq 1, \forall i = 1,2 \end{aligned} \quad (P2)$$

La resolución del problema conjunto, P1, es equivalente a la resolución de un proceso bi-etapa, donde, en primer lugar, se determina el reparto de los ingresos no laborales (y), de acuerdo con la siguiente regla de reparto: $\varphi^1 = \varphi, \varphi^2 = y - \varphi$, recibiendo el primer agente la cantidad φ , no acotada entre 0 e y , por lo que podría incluir una parte de los ingresos laborales. Una vez determinado el reparto de la renta no laboral, cada cónyuge resuelve un problema de maximización individual, P2. Gracias al Segundo Teorema de la Economía del Bienestar (Chiappori, 1992), podemos afirmar que para cualquier solución $(w_1, w_2, \mathbf{z}, s)$ de P1, existe una regla de reparto φ , para la que $(w_1, w_2, \mathbf{z}, s)$ es también solución de P2. Intuitivamente, podemos expresar la solución del problema familiar como un conjunto de funciones de oferta laboral:

$$h^1 = h^1(w_1, w_2, y, \mathbf{z}, s) \quad (2)$$

$$h^2 = h^2(w_1, w_2, y, \mathbf{z}, s) \quad (3)$$

Esta solución, como ya se ha establecido con anterioridad, es equivalente a, una vez establecida la regla de reparto, que el agente resuelva P2, generando unas funciones Marshallianas de oferta laboral:

$$H^1 = H^1(w_1, \phi(w_1, w_2, y, \mathbf{z}, s), \mathbf{z}) \quad (4)$$

$$H^2 = H^2(w_2, y - \phi(w_1, w_2, y, \mathbf{z}, s), \mathbf{z}) \quad (5)$$

Ya que los procesos optimizadores son equivalentes, las ecuaciones serán iguales para ambos cónyuges, y el modelo colectivo lo aprovecha para imponer una serie de restricciones, que, si se satisfacen, la oferta de trabajo de los agentes sería compatible con el modelo colectivo. Si la forma de la oferta de trabajo es coherente con el modelo colectivo, podemos determinar un sistema de derivadas parciales cuya resolución nos permite recuperar la forma funcional de la regla de reparto, sin embargo, ese no es el objetivo del presente trabajo.

4. Aproximación empírica

4.1 Modelo Empírico

En el momento de plantear una aproximación empírica al análisis colectivo de la oferta laboral, al introducir variables que hacen referencia a características sobre la unidad familiar, vemos como el tamaño de la unidad familiar o estar legalmente casados afecta a los miembros en la toma de decisiones económicas. Del mismo modo, la base de datos EU-SILC nos permite introducir factores distributivos al análisis de la oferta laboral. Debido a

las características de la base, no se ha podido tener en cuenta el porcentaje de ingresos no laborales correspondientes a la mujer (Browning et al., 2014).

Para analizar el poder de negociación de los conyuges, se plantea una regresión en la que la variable dependiente, que identificamos con la oferta de trabajo, son las horas de trabajo a la semana de cada uno de los conyuges. Basándonos en el procedimiento propuesto por (Fernandez-Val, 2003), consideramos el logaritmo de los salarios de ambos conyuges en lugar de sus valores corrientes, para evitar posibles relaciones de endogeneidad. Se estima mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS por sus siglas en inglés) las siguientes ecuaciones de forma independiente:

$$h_{1i} = \alpha + \beta_1 \log w_{1i} + \beta_2 \log w_{2i} + \beta_3 \log w_{1i} \log w_{2i} + \beta_4 \text{famnlinc}_i + \beta_5 X_i + \beta_6 S_i + \beta_7 \text{year}_i + \beta_8 \text{occupation} + \varepsilon_{1i} \quad (7)$$

$$h_{2i} = \alpha + \beta_1 \log w_{1i} + \beta_2 \log w_{2i} + \beta_3 \log w_{1i} \log w_{2i} + \beta_4 \text{famnlinc}_i + \beta_5 X_i + \beta_6 S_i + \beta_7 \text{year}_i + \beta_8 \text{occupation} + \varepsilon_{2i} \quad (8)$$

De acuerdo con las expresiones anteriores, esperamos que la oferta laboral de los cónyuges ($h_i, \forall i = 1,2$) reaccione de la siguiente forma ante un cambio en el salario de alguno de ellos ($w_i, \forall i = 1,2$):

$$h_{w_j}^i = \frac{\partial h_i}{\partial \varphi} \frac{\partial \varphi}{\partial w_j} = \frac{\beta_j + \beta_3 \log w_i}{w_j}, \forall i \neq j \quad (9)$$

En la regresión se incluye el logaritmo de los salarios de ambos conyuges, así como el producto cruzado de ambos logaritmos, la renta familiar no laboral, en niveles, siendo esta última uno de los principales factores de negociación de acuerdo con la literatural, también se incluyen las variables X_i y S_i , que recogen los factores de distribución y las variables socioeconómicas de cada conyuge, respectivamente. Se incluyen los siguientes factores de distribución: sex-ratio, porcentaje de mujeres en puestos de dirección, porcentaje de mujeres en los parlamentos y brecha educativa de los conyuges. En cuanto al vector de variables socioeconómicas, se incluyen variables individuales de los conyuges, como la edad y el nivel educativo alcanzado, y variables que afectan a la unidad familiar, como el tamaño de la misma, el número de hijos o el hecho de estar legalmente casados. Se tienen en cuenta los posibles diferencias debidas al año de realización de la encuesta y la ocupación del encuestado.

También se estiman las ecuaciones 7 y 8 usando el método de Regresiones Aparentemente No Relacionadas (*Seemingly Unrelated Regression Equations*, SURE) (Zellner, 1962), una generalización de una regresión lineal que consta de diversas ecuaciones con variables endógenas distintas y, potencialmente, regresores distintos (no es nuestro caso), pero supone que los términos de error están correlacionados.

4.2. Resultados

En primer lugar, se estima el modelo sin incluir factores de distribución, sin embargo se descartan los resultados por preferirse el modelo con factores de distribución. Se estiman las ecuaciones 7 y 8, que son parcialmente logarítmicas, por mínimos cuadrados ordinarios, de forma independiente, y se recogen los resultados en las columnas 3 y 4 de la Tabla 2. La estimación MCO se emplea para obtener unos resultados preliminares, al considerar que las decisiones sobre la oferta laboral son fruto de un proceso de negociación intrafamiliar, es esperable que los términos de error estén correlacionados, lo que implicaría que la estimación MCO no es eficiente. Se estiman, por tanto, las ecuaciones mediante el método SURE, y se presentan los resultados en las columnas 1 y 2 de la Tabla 3.

Tomando como referencia el efecto sobre la oferta laboral de los hombres de una variación en el salario de las mujeres, dado que en la regresión se incluye el producto cruzado de los salarios y el signo es opuesto, no podemos asegurar si un aumento tendrá un efecto positivo o negativo. En el caso contrario, hablando de un aumento en el salario de los hombres sobre la oferta laboral femenina, de nuevo nos encontramos con signos diferentes entre el logaritmo del salario y el producto cruzado, sin embargo en este caso, podríamos esperar que un aumento en el salario de los hombres tuviese un efecto netamente negativo sobre la oferta laboral de sus cónyuges.

Atendiendo a los ingresos familiares no laborales tienen un efecto negativo pero cuantitativamente minúsculo sobre la oferta laboral de ambas partes, cabe destacar que son estadísticamente distintos de cero.

La edad solamente es estadísticamente significativa para los cónyuges varones, y su efecto, como cabría esperar es negativo, es decir, a mayor edad menor será la oferta laboral. Siguiendo con los variables socioeconómicas, recogidas en el vector S_i , el nivel educativo de los encuestados, solamente tendría un efecto significativo al alcanzar un nivel educativo superior, aumentando la oferta laboral tanto en el caso de los hombres como de las mujeres. Sobre las variables socioeconómicas que afectan a la composición de la unidad familiar, el hecho de estar legalmente casados tiene efectos diferentes para hombre y mujeres, afectando

positivamente a la oferta laboral de los primeros y negativamente sobre las segundas (estadísticamente significativo en ambos casos). Sobre el tamaño familiar y el número de hijos, los resultados son relativamente contradictorios, en primer lugar, solo son significativos para las mujeres, y vemos que las variables muestran correlaciones opuestas, mientras que el número de hijos tiene un efecto claramente significativo sobre la oferta laboral, el tamaño familiar tiene un efecto muy positivo sobre la misma. Basándonos en el modelo planteado, sobre el primer resultado, podríamos decir que las mujeres encuestadas valoran en mayor medida el tiempo con sus hijos. En cuanto al efecto del tamaño familiar sobre la oferta laboral, podríamos argumentar que el incremento en los costes debido al mayor número de integrantes puede resultar muy importante y es por eso que se aumenta la oferta laboral (Blau et al., 1988). El modelo planteado y los datos no nos permiten obtener un resultado concluyente.

Sobre las variables que recogen los factores de distribución, el vector X_i incluye el *sex-ratio*, el porcentaje de mujeres en parlamentos y en puestos de dirección, y la brecha educativa entre los conyuges. Sobre el *sex-ratio*, teóricamente, el signo de la variable debería ser opuesto para la ecuación de los hombre y de las mujeres, y de acuerdo con la definición empírica de la variable, al aumentar el número de hombres por cada mujer, se crea una posición más ventajosa para estas que se traduce en una mayor demanda de ocio relativa. Atendiendo a los resultados, vemos un patron totalmente dsitinto al descrito por la teoría, el factor resulta significativo y cuantitativamente importante, pero su signo es el opuesto al esperable, aumentos en el número de hombres por mujer reducen la oferta laboral de los hombres y aumentan la de las mujeres. Quizá podríamos argumentar que existe un efecto poblacional, es decir, al aumentar el número relativo de hombres disminuye el número de horas trabajadas por cada uno, sin embargo, deberíamos contrastar la consistencia del resultado. Se incluye la brecha educativa de los conyuges que solamente resulta significativa en el caso de las mujeres, reduciendo su oferta laboral. Sobre el porcentaje de mujeres en puestos de dirección, los resultados son contradictorios para la estimación SURE y MCO.

Tabla 3. Estimaciones de la Oferta de Trabajo (Incluyendo Factores de distribución)

<i>Variables</i>	Estimación SURE		Estimación MCO	
	(1) Hombres	(2) Mujeres	(3) Hombres	(4) Mujeres
Log-Salario (Hombres)	-3.229*** (0.539)	-3.953*** (0.608)	-3.216*** (0.540)	-3.947*** (0.608)
Log-Salario (Mujeres)	-1.657*** (0.585)	-3.403*** (0.665)	-1.658*** (0.586)	-3.403*** (0.666)
Producto Log-Salario	0.417** (0.197)	0.844*** (0.222)	0.418** (0.197)	0.842*** (0.222)
Renta familiar no laboral	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Sex ratio	-22.600** (10.850)	30.977*** (10.583)	-21.724** (10.867)	31.706*** (10.598)
Brecha educativa de los cónyuges	-0.015 (0.050)	-0.158* (0.081)	-0.017 (0.050)	-0.158* (0.081)
% De mujeres en parlamentos	0.924*** (0.174)	-0.214 (0.177)	0.023 (0.030)	0.094*** (0.034)
% De mujeres en puestos de dirección	1.574*** (0.240)	0.088 (0.236)	0.138 (0.191)	0.578*** (0.215)
Edad	-0.086*** (0.014)	0.005 (0.014)	-0.084*** (0.014)	0.006 (0.014)
Educación secundaria	0.301 (0.259)	-0.417 (0.374)	0.332 (0.260)	-0.412 (0.375)
Educación universitaria	0.737** (0.290)	0.985** (0.497)	0.776*** (0.290)	0.991** (0.498)
Matrimonio	0.628*** (0.211)	-3.187*** (0.238)	0.626*** (0.211)	-3.189*** (0.239)
Tamaño familiar	-0.120 (0.834)	5.091*** (0.940)	-0.125 (0.834)	5.095*** (0.941)
Número de hijos	1.373 (0.842)	-3.925*** (0.950)	1.373 (0.843)	-3.932*** (0.951)
Contante	–	–	75.277*** (13.422)	-6.099 (14.172)
Año E. F.	Yes	Yes	Yes	Yes
Ocupación E. F.	Yes	Yes	Yes	Yes
Observaciones	13,953	13,953	13,953	13,953
R-cuadrado	0.071	0.163	0.071	0.163

Errores estándar entre paréntesis

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

5. Conclusión

Tal y como se ha enfatizado en múltiples ocasiones a lo largo del trabajo, el objetivo primordial de este es la determinación de variables significativas para la oferta de trabajo de hombres y mujeres en Reino Unido. También se pretendía determinar si el comportamiento de los individuos de la muestra se podía aproximar de manera adecuada a través del empleo de un modelo unitario, hipótesis que claramente se rechaza al comprobar que,

estadísticamente, las variables relacionadas con ambos conyuges afectan a la oferta laboral de los dos.

El marco teórico del trabajo se ha centrado alrededor de un modelo colectivo de oferta de trabajo *à la Chiappori* (P. Chiappori et al., 2002), con preferencias altruistas en sentido de Becker. El modelo empírico efectivamente utilizado es coherente con el modelo teórico propuesto. Las estimaciones se han llevado a cabo utilizando datos de la base EU-SILC, elaboradas por la Oficina Europea de Estadística, Eurostat, para Reino Unido entre los años 2011 y 2018. Los datos se han restringido de acuerdo a las proposiciones teóricas, centrándonos en unidades de consumo en las que los cónyuges eran hombre y mujer, y ambos reportaban al menos una hora de trabajo a la semana.

Sobre las características de la muestra, el análisis de los estadísticos descriptivos, a priori, nos permite deducir algunos aspectos relevantes de su composición. Tanto el salario, como las horas de trabajo a la semana (oferta laboral) son significativamente diferentes para hombres y mujeres, siendo en ambos casos mayores para hombres que para mujeres. Del mismo modo, la diferencia en el nivel educativo de los cónyuges también es significativa, pero en este caso a favor de las mujeres, lo que hace que la desigualdad en salarios y oferta laboral sean aún más relevantes.

Según las estimaciones, realizadas a través del método SURE (*Seemingly Unrelated Regression Equations*), podemos concluir que los salarios de ambos cónyuges tienen efectos mixtos sobre la oferta laboral, especialmente en el caso de los hombres. En cuanto al nivel educativo, solamente podemos afirmar que alcanzar el nivel superior incentiva la oferta de trabajo para ambos, especialmente para las mujeres. Sobre las variables relativas a la composición familiar, me refiero al tamaño de esta y al número de hijos, solo son significativas para las mujeres, y sorprendentemente, tienen signos opuestos, aún así, vemos que, como se comprueba en otros trabajos (España, 2022), el matrimonio y el número de hijos son variables muy relevantes para la oferta de trabajo de las mujeres, mientras que no lo son tanto para el caso de los hombres. Sobre los factores de distribución, se cumplen las proposiciones teóricas, tienen efectos opuestos para cada cónyuge.

En cuanto al futuro desarrollo del trabajo, una extensión inmediata sería la estimación de la regla de reparto de la renta familiar no laboral, con objeto de determinar la distribución de los recursos dentro de la unidad familiar. Del mismo modo, se podría tratar de relajar alguno de los supuestos, como el hecho de que ambos cónyuges deban reportar trabajo, o una configuración tan rígida de la unidad familiar.

6. Bibliografía

- Barmby, T., & Smith, N. (2001). Household labour supply in Britain and Denmark: some interpretations using a model of Pareto Optimal behaviour. *Applied Economics*, 33(9), 1109–1116. <https://doi.org/10.1080/00036840010005238>
- Bergstrom, T. C. (1997). *Chapter 2 A survey of theories of the family* (pp. 21–79). [https://doi.org/10.1016/S1574-003X\(97\)80019-0](https://doi.org/10.1016/S1574-003X(97)80019-0)
- Blau, D. M., & Robins, P. K. (1988). Child-Care Costs and Family Labor Supply. *The Review of Economics and Statistics*, 70(3), 374. <https://doi.org/10.2307/1926774>
- Browning, M., Chiappori, P.-A., & Weiss, Y. (2014). *Economics of the Family*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139015882>
- Campañá, 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 Child Care? *Journal of Family and Economic Issues*, 41(1), 52–69. <https://doi.org/10.1007/s10834-020-09660-5>
- Campañá, J., Giménez, J. I., & Molina, J. A. (2018). Efficient Labor Supply for Latin Families: Is the Intra-Household Bargaining Power Relevant? *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3234218>
- Chiappori, P., Fortin, B., & Lacroix, G. (2002). Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply. *Journal of Political Economy*, 110(1), 37–72. <https://doi.org/10.1086/324385>
- Chiappori, P.-A. (1988). Rational Household Labor Supply. *Econometrica*, 56(1), 63. <https://doi.org/10.2307/1911842>
- Chiappori, P.-A. (1992). Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy*, 100(3), 437–467. <https://doi.org/10.1086/261825>
- Chiappori, P.-A., & Molina, J. A. (2019). The intra-spousal balance of power within the family: cross-cultural evidence. *Boston College Working Papers in Economics*. <https://ideas.repec.org/p/boc/bocoec/983.html>
- Coupré, & Ferrant. (2015). Welfare Comparisons, Economies of Scale and Equivalence Scale in Time Use. *Annals of Economics and Statistics*, 117/118, 185–210. <https://doi.org/10.15609/annaeconstat2009.117-118.185>

- Doiron, D., & Kalb, G. (2005). Demands for Child Care and Household Labour Supply in Australia*. *Economic Record*, 81(254), 215–236. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.2005.00257.x>
- Donni, O., & Molina, J. A. (2018). *Household Collective Models: Three Decades of Theoretical Contributions and Empirical Evidence*. www.iza.org
- Duflo, E. (2003). Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review*, 17(>1), 1–25. <https://doi.org/10.1093/wber/lhg013>
- España, A. (2022). Labor supply in Spain: An estimation with EU-SILC (2006-2019). *Munich Personal RePEc Archive Paper N. 113018*.
- European Commission. (2021). *Methodological Guidelines and Description of EU-SILC Target Variables*.
- Fernandez-Val, I. (2003). Household labor supply: Evidence for Spain. *Investigaciones Economicas*, 27, 239–275.
- Fortin, B., & Lacroix, G. (1997). A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply. *Economic Journal*, 107(443), 955. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ecj:econjl:v:107:y:1997:i:443:p:933-55>
- Garcia, I., Molina, J. A., & Montuenga, V. M. (2010). Intra-family distribution of paid-work time. *Applied Economics*, 42(5), 589–601. <https://doi.org/10.1080/00036840701704469>
- Giménez-Nadal, J. I., Molina, J. A., & Velilla, J. (2021). A Wage-Efficiency Spatial Model for US Self-Employed Workers. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/SSRN.2716575>
- Gimenez-Nadal, J. I., Lafuente, M., Molina, J. A., & Velilla, J. (2019). Resampling and bootstrap algorithms to assess the relevance of variables: applications to cross section entrepreneurship data. *Empirical Economics*, 56(1), 233–267. <https://doi.org/10.1007/S00181-017-1355-X/METRICS>
- Gimenez-Nadal, J. I., & Molina, J. A. (2014). Regional unemployment, gender, and time allocation of the unemployed. *Review of Economics of the Household*, 12(1), 105–127. <https://doi.org/10.1007/s11150-013-9186-9>

- Gimenez-Nadal, J. I., & Molina, J. A. (2016). Health inequality and the uses of time for workers in Europe: policy implications. *IZA Journal of European Labor Studies*, 5(1), 1–18. <https://doi.org/10.1186/S40174-016-0055-4/TABLES/5>
- Gimenez-Nadal, J. I., Molina, J. A., & Ortega, R. (2012). Self-employed mothers and the work-family conflict. *Applied Economics*, 44(17), 2133–2147. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.558486>
- Giménez-Nadal, J. I., Molina, J. A., & Velilla, J. (2020). Work time and well-being for workers at home: evidence from the American Time Use Survey. *International Journal of Manpower*, 41(2), 184–206. <https://doi.org/10.1108/IJM-04-2018-0134/FULL/XML>
- Giménez-Nadal, J. I., Molina, J. A., & Velilla, J. (2022). Intergenerational correlation of self-employment in Western Europe. *Economic Modelling*, 108, 105741. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105741>
- Grossbard, S. (1984). A Theory of Allocation of Time in Markets for Labour and Marriage. *Economic Journal*, 94(376), 863–882. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ecj:econjl:v:94:y:1984:i:376:p:863-82>
- Grossbard, S. (2015). *The Marriage Motive: A Price Theory of Marriage*. Springer New York. <https://doi.org/10.1007/978-1-4614-1623-4>
- Hubner, S. (2022). Identification of unobserved distribution factors and preferences in the collective household model. *Journal of Econometrics*. <https://doi.org/10.1016/J.JECONOM.2022.01.004>
- Lise, J., & Yamada, K. (2019). Household Sharing and Commitment: Evidence from Panel Data on Individual Expenditures and Time Use. *The Review of Economic Studies*, 86(5), 2184–2219. <https://doi.org/10.1093/restud/rdy066>
- Lundberg, S. (1988). Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach. *The Review of Economics and Statistics*, 70(2), 224. <https://doi.org/10.2307/1928306>
- Manser, M., & Brown, M. (1980). Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis. *International Economic Review*, 21(1), 31–44. <https://doi.org/10.2307/2526238>
- McElroy, M. B., & Horney, M. J. (1981). Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand. *International Economic Review*, 22(2), 333–349. <https://doi.org/10.2307/2526280>

- Miki, M., & Yuval, F. (2011). Using education to reduce the wage gap between men and women. *The Journal of Socio-Economics*, 40(4), 412–416. <https://doi.org/10.1016/J.SOCEC.2011.04.006>
- Molina, J. A., Giménez, J. I., & Velilla, J. (2021). Intertemporal Labor Supply: A Household Collective Approach. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/SSRN.3111149>
- Molina, J. A. (2015). Caring within the Family: Reconciling Work and Family Life. *Journal of Family and Economic Issues*, 36(1), 1–4. <https://doi.org/10.1007/s10834-015-9441-8>
- Molina, J. A. (2021). The Work–Family Conflict: Evidence from the Recent Decade and Lines of Future Research. *Journal of Family and Economic Issues*, 42(1), 4–10. <https://doi.org/10.1007/S10834-020-09700-0>
- Molina, J. A., Velilla, J., & Ibarra, H. (2023). Intrahousehold Bargaining Power in Spain: An Empirical Test of the Collective Model. *Journal of Family and Economic Issues*, 44(1), 84–97. <https://doi.org/10.1007/s10834-021-09812-1>
- Molina, J. A., Velilla, J., & Ortega, R. (2016). Entrepreneurial activity in the OECD: Pooled and cross-country evidence. *MPRA Paper*, 5(1). <https://doi.org/10.1186/S40174-016-0055-4>
- Molina, J. Alberto. (2011). *Household Economic Behaviors*. Springer. https://books.google.com/books/about/Household_Economic_Behaviors.html?hl=es&id=1jvUDFilv7wC
- Phipps, S. A., & Burton, P. S. (1995). Sharing within Families: Implications for the Measurement of Poverty among Individuals in Canada. *Canadian Journal of Economics*, 28(1), 177–204. <https://ideas.repec.org/a/cje/issued/v28y1995i1p177-204.html>
- Pollak, R. (2002). *Gary Becker's Contributions to Family and Household Economics*. <https://doi.org/10.3386/w9232>
- Van Klaveren, C., & Ghysels, J. (2012). Collective Labor Supply and Child Care Expenditures: Theory and Application. *Journal of Labor Research*, 33(2), 196–224. <https://doi.org/10.1007/s12122-011-9127-4>
- Velilla, J. (2019). Testing the sharing rule in a collective model of discrete labor supply with Spanish data. <https://doi.org/10.1080/13504851.2019.1646401>, 27(10), 848–853. <https://doi.org/10.1080/13504851.2019.1646401>

- Velilla, J., Molina, J. A., & Ortega, R. (2018). Why older workers become entrepreneurs? International evidence using fuzzy set methods. *The Journal of the Economics of Ageing*, 12, 88–95. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2018.03.004>
- Velilla, J., Molina, J. A., & Ortega, R. (2020). *Entrepreneurship among Low-, Mid-and High-Income Workers in South America: A Fuzzy-Set Analysis*. www.iza.org
- Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), 348. <https://doi.org/10.2307/2281644>