



Munich Personal RePEc Archive

Job supply in Great Britain: A collective approach

Pérez Mínguez, José Antonio

13 April 2022

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/112743/>
MPRA Paper No. 112743, posted 14 Apr 2022 07:07 UTC

Oferta laboral en Gran Bretaña: Un enfoque colectivo

José Antonio Pérez Mínguez, Universidad de Zaragoza

Resumen

En este trabajo se analiza los factores que determinan la oferta de trabajo de los cónyuges de las familias de Gran Bretaña. Utilizados datos de la Encuesta Europea de Ingresos y Condiciones de Vida entre los años 2005 y 2018 se han estimado ecuaciones de salarios y oferta laboral para ambos cónyuges. Los resultados revelan que para el mercado de trabajo británico existe una correlación positiva significativa entre el nivel educativo y el salario. Además, se observa asimetría en los factores que afectan a la oferta de trabajo de los cónyuges, siendo más rígida la oferta de los hombres que de las mujeres. Al mismo tiempo, los resultados sugieren que el modelo colectivo es más adecuado que el modelo unitario para estudiar la toma de decisiones de familias de Gran Bretaña.

Palabras clave: Oferta de trabajo; Salario; Modelo Colectivo; Gran Bretaña.

Abstract

This paper looks into factors that have a hefty influence on labor supply of spouses in Great Britain families. By using European Union Statistics on Income and Living Conditions data from 2005 to 2018, we estimated salary and household labor supply equations in both spouses. In the British market, the results show that there is a significant positive correlation between educational level and salary. Moreover, asymmetry is observed in factors which affect labor supply of spouses, showing up to be more rigid for men than for women. At the same time, results reveal that collective model would be more appropriate than unitary one concerning studying decision-making in Great Britain families.

Keywords: Labor supply, Salary, Collective model, Great Britain.

1. Introducción

El enfoque tradicional de la familia asume esta como una unidad donde no existen diferencias significativas entre las preferencias de sus miembros. Según esta visión, dentro de la familia existiría la figura de un planificador benevolente, que tendría en cuenta todas las necesidades de la familia a la hora de tomar decisiones.

No obstante, este supuesto podría ser demasiado simplista, ya que no tendría en cuenta las posibles diferencias entre hombres y mujeres dentro del hogar. Autores como Duflo (2003), Garcia et al (2010), Velilla (2020) o Molina et al (2022) demostrarían empíricamente la debilidad de este supuesto.

Una visión alternativa sería asumir que las familias son una micro sociedad donde cualquier decisión económica acerca de consumo -ya sea de bienes privados o de bienes de consumo conjunto- o de oferta de trabajo, está condicionada por un proceso de negociación donde los cónyuges tienen diferente poder de negociación. Esta interpretación acerca de cómo son las familias tiene su punto de partida en los estudios de mediados del siglo XX de Jacob Mincer y Gary Becker. Estos autores desarrollan lo que se conoce como “Nueva economía del Hogar” (véase Molina, 2011).

Esta corriente de estudio, donde se rompe el supuesto de familia como una “caja negra”, ha seguido dos enfoques dentro de la literatura. Un primer enfoque, donde los miembros de la familia tienen un comportamiento maximizador de su propio bienestar sujeto a sus restricciones particulares y a las decisiones de los otros miembros (véase, por ejemplo, Browning, 2000 o Konrad y Lommerud, 1995). Y un segundo planteamiento, según el cual dentro de las familias se produciría un proceso de negociación que daría lugar a una solución Pareto-eficiente donde las diferencias entre individuos se deberían a factores distributivos (véase, McElroy, 1990 o Manser y Brown, 1980).

Por tanto, estaríamos ante la disyuntiva entre un enfoque de juegos no cooperativo y, en consecuencia, no eficientes, y juegos cooperativos. Como es evidente, elegir una u otra metodología conllevará alcanzar una situación de equilibrio diferente.

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 auto-empleados siendo temas muy relevantes (Campaña et al., 2016, 2017, 2020; Giménez et al., 2014, 2016b, 2019, 2020c, 2022a, 2022b; Molina et al., 2016a, 2016b, 2016c, 2017, 2020b; Velilla et al.

2018, 2019). 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).

En el análisis de la oferta laboral, el marco conceptual del modelo colectivo *à la* Chiappori ha sido ampliamente utilizado (Donni et al., 2018; Chiappori et al., 2019, 2020, 2022; Molina et al. 2022). De acuerdo con este modelo, los miembros de la familia pueden tener diferentes tipos de preferencias-puramente egoístas o con cierto grado de altruismo- y la solución de equilibrio se alcanza a través de un proceso de negociación que resulta en una situación eficiente en el sentido de Pareto. Es decir, el bienestar de uno de los miembros del hogar no se puede mejorar sin reducir el de otro; dependiendo que se alcance uno u otro equilibrio del poder de negociación que tenga cada uno de sus miembros.

Bajo este contexto, el objetivo de este trabajo es estudiar la oferta de trabajo y los salarios para hombres y mujeres en Gran Bretaña, partiendo de un modelo colectivo de oferta laboral *à la* Chiappori.

Utilizando datos de la EU-SILC de Eurostat, para los años entre 2005 y 2018, se han estimado dos ecuaciones sobre salarios y oferta laboral de los cónyuges de las familias de la muestra.

Las estimaciones de este trabajo van a reflejar las diferencias entre hombres y mujeres, tanto en términos salariales como de oferta de trabajo. Además, permiten aportar demostración empírica en contra del modelo unitario y a favor del modelo colectivo.

Dentro de las asimetrías entre hombres y mujeres, se observa que la oferta de trabajo de los hombres es más inelástica que la de sus cónyuges. Observándose una mayor reacción de las mujeres ante variables como la educación, el salario o características familiares como estar legalmente casados o el número de integrantes de la familia.

En lo que se refiere a factores que afectan a ambos cónyuges, parece existir evidencia de que un mayor nivel educativo reporta mejoras salariales. Aunque los efectos no son iguales para ambos cónyuges.

El trabajo está organizado de la siguiente forma. En la sección 2 se presenta el modelo teórico *à la* Chiappori, así como la parametrización y los supuestos que se han asumido. La sección 3 está dedicada a la descripción de la muestra y los datos utilizados en el trabajo. En la sección 4, se describe la metodología empírica utilizada y la especificación

dada a las estimaciones. Ya en la sección 5 se exponen los resultados del estudio; para, finalmente, enumerar las principales conclusiones en la sección 6.

2. Marco teórico

El marco de referencia de este trabajo será un modelo teórico de negociación colectiva á la Chiappori con unas funciones de preferencia de los individuos altruistas en el sentido de Becker (1981). Este enfoque nos permitirá plantear los principios básicos acerca de qué factores determinan la toma de decisiones de familia e ir más allá del simple objetivo maximizador de los agentes.

Como refleja Becker en su artículo de 1981, los agentes económicos tendrían un comportamiento puramente egoísta en sus relaciones en el mercado. Sin embargo, dentro del ámbito familiar, existiría un cierto grado de empatía que se manifestaría en cómo toman sus decisiones de consumo y de oferta de trabajo. De manera que sería el altruismo entre los miembros del hogar el que justificaría la existencia de juegos cooperativos de negociación.

El modelo colectivo á la Chiappori parte de asumir una familia con dos individuos en edad de trabajar. A y B, y unas funciones de utilidad dadas. En este caso, el vector de utilidad de cada uno de los cónyuges dependerá de su propio consumo de bienes y de ocio y de la utilidad de su pareja.

$$u^i = u^i(u^A(q^A, l^A, Q), u^B(q^B, l^B, Q)) \forall i = A, B \quad (1)$$

donde q^i representa el vector de consumo de bienes privado del individuo i y l^A y l^B son las cantidades individuales de ocio demandadas por cada uno de los cónyuges y Q es el vector de bienes de consumo conjunto.

Si tenemos en cuenta una restricción presupuestaria intratemporal típica, donde ingresos deben ser igual a gastos, la cesta de consumo de la familia y la oferta de trabajo serán una asignación Pareto eficiente resultante del siguiente problema de optimización:

$$\begin{aligned}
& \text{Max } u^A(u^A(q^A, l^A, Q), u^B(q^B, l^B, Q)) \\
\text{s.a. } & \text{i) } u^B(u^A(q^A, l^A, Q), u^B(q^B, l^B, Q)) - \bar{u}^B \geq 0 \\
& \text{ii) } pq + w^A l^A + w^B l^B \leq y^A + y^B + w^A T + w^B T \\
& \text{iii) } l + h = T \tag{2} \\
& \text{iv) } q, l^A, l^B \geq 0
\end{aligned}$$

Para el cual \mathbf{p} será el vector de precio, \mathbf{q} el vector de consumo de bienes privados, w^A y w^B los salarios. y^A y y^B son las rentas no salariales de los individuos, T el tiempo total disponible, h la oferta de trabajo y \bar{u}^B será un nivel predeterminado para el individuo B.

Dado que las funciones de utilidad son estrictamente cuasicóncavas y que la restricción define un conjunto convexo, el conjunto de posibilidades de utilidad es estrictamente convexo, lo cual permite caracterizar las asignaciones como una solución del siguiente problema:

$$\begin{aligned}
& \text{Max } \mu(w^A, w^B, y, z, s) u^A(u^A(q^A, l^A, Q), u^B(q^B, l^B, Q)) + (1 \\
& \quad - \mu(w^A, w^B, y, z, s)) u^B(u^A(q^A, l^A, Q), u^B(q^B, l^B, Q)) \\
\text{s.a: } & \text{i) } pq + w^A l^A + w^B l^B \leq y^A + y^B + w^A T + w^B T \\
& \text{ii) } l + h = T \tag{3} \\
& \text{iii) } q, l^A, l^B \geq 0
\end{aligned}$$

donde $\mu(w^A, w^B, y, z, s)$ y $1 - \mu(w^A, w^B, y, z, s)$ son funciones que representan el poder de negociación respectivo de cada uno de los cónyuges del hogar en el proceso de toma de decisiones intrafamiliar. Como se puede apreciar, el poder de negociación de los cónyuges depende de los salarios (w^A y w^B), la renta no salarial y y dos parámetros z y s que reflejan las características familiares y los factores redistributivos.

Por lo tanto, la resolución de la ecuación (3) da lugar a las siguientes funciones de oferta de trabajo:

$$\begin{aligned}
& h^A(w^A, w^B, y^A, y^B, \mu(w^A, w^B, y, z, s), u^B(q^A, l^A, Q)) \tag{4} \\
& h^B(w^A, w^B, y^A, y^B, \mu(w^A, w^B, y, z, s), u^B(q^A, l^A, Q))
\end{aligned}$$

En base a las cuales, la oferta de trabajo de cada uno de los cónyuges dependerá de las variables económicas propias y de su cónyuge, del poder de negociación y del bienestar de su pareja.

Para poder plantear una regresión que pueda ser contrastada es necesario imponer una serie de supuestos acerca del comportamiento de los individuos y las variables que influyen sobre la toma de decisión de los individuos.

Para empezar, en el momento que hemos planteado las funciones de utilidad de los individuos, hemos tenido en cuenta unas funciones de utilidad altruistas en el sentido de Becker y eso nos ha llevado a que la oferta de trabajo de cada uno de los miembros de la unidad de consumo dependa de la función de utilidad de su cónyuge.

El problema a nivel empírico es que la utilidad de los individuos es inobservable y subjetiva y, por tanto, no se puede incluir ninguna variable implícita dentro del modelo que refleje esta circunstancia. Es por eso por lo que en nuestra parametrización de la oferta laboral de los cónyuges la utilidad de la pareja será explícita y se verá reflejada a través de los parámetros z .

En la literatura acerca de distribución intrafamiliar se ha recurrido a diferentes especificaciones (Chiappori et al., 2002; Fernández – Val, 2003; García et al., 2010; Molina et al., 2022). De entre todas las alternativas, nosotros hemos optado por una especificación paramétrica semilogarítmica, donde la oferta laboral de cada uno de los cónyuges dependerá de su propio salario, del salario de su pareja, de la renta no salarial y de un conjunto de variables que representarán características familiares y factores redistributivos.

A diferencia del trabajo de Chiappori et al. (2002) o Molina et al. (2022), nosotros no vamos a incluir como variable explicativa el producto del logaritmo de los salarios y la variable explicada -horas de trabajo- viene expresada en niveles y no en logaritmos. Sin embargo, sí se mantienen los componentes fundamentales de la especificación lineal semilogarítmica que plantean estos autores y, por tanto, se puede afirmar que la forma funcional satisface los dos principales criterios que toda oferta de trabajo intrafamiliar debe de cumplir: flexibilidad en respuesta a los cambios salariales y la posibilidad de tener en cuenta factores familiares.

En definitiva, la regresión planteada seguirá la siguiente forma:

$$h^A = \beta_1 + \beta_2 \log w^A + \beta_3 \log w^B + \beta_4 y + \beta_5 s + \beta_6 z \quad (5)$$

$$h^B = \alpha_1 + \alpha_2 \log w^A + \alpha_3 \log w^B + \alpha_4 y + \alpha_5 s + \alpha_6 z$$

donde w^i representa los ingresos laborales del cónyuge i y h^i es la oferta de trabajo de horas a la semana del cónyuge i . La variable y determina la renta no salarial de la unidad de consumo y s y z reflejan respectivamente un conjunto de variables de características familiares y factores redistributivos.

3. Base de datos

La parte empírica de este trabajo se ha realizado con datos de la Encuesta Europea de Ingresos y Condiciones de Vida (EU-SILC) para el país de Gran Bretaña. Concretamente, nos hemos centrado en el módulo destinado a recursos intrafamiliares entre los años 2005 y 2018.

Estos datos, elaborados y distribuidos por Eurostat, recogen información individual y colectiva de hogares compuestos por dos cónyuges que pueden, o no, tener hijos a su cargo.

El objetivo de recurrir a esta base de datos es poder estudiar cómo variables económicas individuales (de uno de los cónyuges) y colectivas (referidas al conjunto del hogar) pueden afectar a la toma de decisiones de los individuos. En especial, al tener datos de parejas, buscamos comprobar si para el caso de Gran Bretaña se adapta mejor el modelo unitario o el modelo colectivo. En otras palabras, queremos observar si las variables de uno de los cónyuges o del hogar influyen sobre la toma de decisiones del otro cónyuge. Es por eso por lo que en las estimaciones de salario y oferta de trabajo tendremos en cuenta tanto variables del propio individuo como del colectivo y de su cónyuge.

La muestra que vamos a utilizar para este trabajo se compone de 24159 valores muestrales tomados entre 2005 y 2018 para familias con dos cónyuges de distinto sexo para el país de Gran Bretaña. Al mismo tiempo, hemos eliminado de la muestra aquellas familias que presentaban algún valor ausente; especialmente aquellas familias donde uno de los cónyuges no trabaja, ya sea por estar desempleado, estar estudiando a tiempo completo, no estar en edad de trabajar o dedicarse a tiempo completo a labores del hogar.

De esta forma, la muestra se encuentra acotada a familias donde ambos cónyuges trabajan -ya sea por cuenta ajena o cuenta propia- y la edad de cada uno de los miembros se encuentra acotada entre 21 y 65 años. Además, estos hogares pueden o no tener hijos a su

cargo y pueden estar legalmente casadas o simplemente cohabitar en la misma vivienda. Para definir qué entendemos como matrimonio legalmente casado se ha recurrido a la definición de “matrimonio” de Grossbard (2014).

Las variables que usamos en este trabajo se pueden clasificar en dos categorías: una primera categoría compuesta por las variables individuales de cada cónyuge y, una segunda, donde encontramos las variables familiares.

La primera de las variables individuales que tenemos a nuestra disposición es la edad, medida en años. En segundo lugar tenemos tres variables ficticias referidas al nivel educativo. Estas tres variables vienen definidas en términos de la International Standard Classification of Education (ISCED) e indican el máximo nivel de educación que es alcanzado por un individuo. La variable Educación Primaria es una ficticia que toma valor 1 en caso de que el individuo no haya alcanzado el nivel básico de formación y 0 si lo ha alcanzado. De igual forma, la variable ficticia Educación Secundaria toma valor 1 si el individuo muestral ha alcanzado nivel secundario y 0 si su nivel alcanzado está por encima o por debajo de este nivel. Por último, la ficticia Educación Superior tomará valor 1 si el individuo ha terminado educación universitaria o equivalente y cero en caso contrario. En la práctica, en los modelos empíricos solo tendremos en cuenta las variables Educación Secundaria y Educación Superior; y el grupo de referencia- cuando las dos variables anteriores tomen valor 0- será los individuos con nivel de formación baja.

Como variables individuales puramente económicas tenemos las Horas de trabajo por semana y los Ingresos anuales. La primera de estas variables - Horas de trabajo por semana- indica la media de horas que un trabajador, ya sea por cuenta propia o ajena, dedica semanalmente a trabajar. Los Ingresos anuales, en cambio, reflejan la renta neta de un individuo a lo largo de un año laboral.

En este trabajo se tienen en cuenta cuatro variables familiares: Legalmente casados, Ingresos familiares disponibles, Número de miembros de la unidad familiar y Número de hijos. La primera de estas variables indica si las parejas cohabitantes están casadas o no. La segunda, Ingresos familiares disponibles, indica la renta disponible dentro de la familia. Un aspecto importante a tener en cuenta es que esta variable no tiene por qué ser igual a la suma de las rentas individuales más las rentas no salariales, ya que puede darse el caso que los trabajadores autoempleados o los activos financieros tengan pérdidas o que la carga fiscal afecte de forma distorsionante. Es decir, esta variable tiene en cuenta

posibles rentas negativas que no se tenían en cuenta en los Ingresos Individuales de cada uno de los cónyuges.

Por otra parte, las variables Número de miembros de la unidad familiar y Número de hijos reflejan si la pareja tiene personas a su cargo. Cuando la variable Número de miembros de la unidad familiar toma valores superiores a dos entonces hay personas a su cargo. Por otro lado, la variable Número de hijos toma valores entre 0 y 4, entendiendo 4 como 4 hijos o más y el resto de los valores como un número exacto.

A continuación, realizamos un resumen estadístico de las variables para la muestra empleada, sin tener en cuenta el año en el cual es tomada la muestra. Al mismo tiempo, describimos para la muestra cuáles son las diferencias entre géneros y determinamos cuál es la frecuencia y el porcentaje en la variable Número de hijos.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos

Variables	Media	Desviación Estándar	Valor Mínimo	Valor Máximo
A. Hombres				
Edad	44.373	10.229	21	65
Educación Primaria	0.144	0.3521	0	1
Educación Secundaria	0.424	0.4943	0	1
Educación Superior	0.430	0.4951	0	1
Horas de trabajo por semana	43.345	9.8247	1	99
Ingresos anuales	42617.06	29115.61	0.13	323450
B. Mujeres				
Edad	42.377	10.110	21	65
Educación Primaria	0.110	0.314	0	1
Educación Secundaria	0.408	0.491	0	1
Educación Superior	0.480	0.499	0	1
Horas de trabajo por semana	32.668	12.021	1	97
Ingresos anuales	25962.33	19556.49	1.46	241108.2
C. Variables familiares				
Legalmente casados	0.784	0.410	0	1

Ingresos familiares disponibles	55911.68	26093.73	-17200	378071
Número de miembros de la unidad familiar	2.326	0.638	2	6
Número de hijos	0.318	0.632	0	4

La Tabla 1 nos muestra la media, la desviación estándar y los valores mínimos y máximos para cada una de las variables, desagregando las variables individuales por géneros. En base a los datos de la muestra, los hombres de las familias tienen en media 44.375 años, por los 42.377 de las mujeres, con una desviación estándar de 10.229 y 10.110 respectivamente.

En lo que respecta a la educación, el 14.4% de los hombres y 11% de las mujeres tienen únicamente educación primaria. Para el caso de individuos que alcanzan la educación secundaria, esta cifra se eleva hasta el 42.4% en el caso de los hombres y 40.8% en el caso de las mujeres. Si nos fijamos en la educación superior, el porcentaje de hombres que finalizan estos estudios es del 43 %, mientras que el de mujeres se sitúa en el 48%. Como podemos observar, la desviación estándar de estas variables aumenta a medida que se incrementa el nivel de estudios, independientemente del género.

Las variables Horas de trabajo por semana e Ingresos anuales son las variables que más discrepancia presentan entre ambos géneros. Mientras que los hombres trabajan, en media, 43.345 horas a la semana y ganan una renta salarial equivalente a 42617.06 euros, las mujeres sólo alcanzan 32.668 horas a la semana y una renta del trabajo equivalente a 25962.33 euros. Estas diferencias entre géneros son especialmente interesantes si tenemos en cuenta que, en media, hay más porcentaje de mujeres con educación superior que de hombres.

Estas diferencias pueden deberse a varios motivos – maternidad, especialización laboral, culturales, ...- Aunque en este trabajo pondremos el foco en cómo la negociación colectiva intrafamiliar puede llegar a explicar las diferencias entre cónyuges.

Las variables familiares indican que el 78.4% de las parejas de la muestra se encuentran casadas y el número medio de hijos es igual a 0.318. La variable Ingresos familiares disponibles presenta un valor medio equivalente a 55911.68 euros, con una desviación estándar de 26093.73 euros y unos valores mínimos y máximos de -17200 y 378071. Los valores negativos para esta variable en algunas familias de la muestra se deben a la

posibilidad existente de que los autoempleados tengan pérdidas o al rendimiento negativo de activos financieros; incluso se pueden deber a facturas fiscales pendientes de ejercicios presentes o pasados.

En lo que se refiere al número de miembros de la unidad familiar, los valores pueden ir acotados desde 2 a 6 o más.

La Tabla 2 presenta el valor diferencial entre géneros para todas las variables individuales de la muestra. Además, también se ha realizado un contraste de significatividad de la diferencia donde la hipótesis nula indica que la media de las diferencias debe ser igual a 0 y la hipótesis alternativa puede ser cualquiera de las alternativas de no cumplimiento.

La forma analítica de expresar esto sería:

$$\begin{cases} H_0: \text{media}(dif_i) = \text{media}(\text{variable hombre}_i - \text{variable mujer}_i) = 0 \\ H_A: \text{media}(dif_i) < 0 ; H_A: \text{media}(dif_i) \neq 0 ; H_A: \text{media}(dif_i) > 0 \end{cases}$$

Como valor crítico de contraste se toma una t-student.

En la misma tabla se presenta el p- valor para cada una de las alternativas de contraste.

Tabla 2. Resumen estadístico por género

VARIABLES	Hombre	Mujer	Diferencia	$H_A: \text{media}(dif_i) < 0$	$H_A: \text{media}(dif_i) \neq 0$	$H_A: \text{media}(dif_i) > 0$
Edad	44.373	42.377	1.996	1	0	0
Educación Primaria	0.144	0.110	0.034	1	0	0
Educación Secundaria	0.424	0.408	0.016	1	0	0
Educación Superior	0.430	0.480	-0.050	0	0	1
Horas de trabajo por semana	43.345	32.668	10.677	1	0	0
Ingresos anuales	42617.06	25962.33	16654.73	1	0	0

Los resultados de la Tabla 2 reflejan que para todas las variables existe una diferencia significativa relevante. En especial, la diferencia entre hombres y mujeres en horas de trabajo por semana es igual 10.677 y la diferencia de ingresos anuales es equivalente a

16654.73 euros. Para el resto de las variables, la única diferencia negativa significativa la encontramos en el porcentaje de personas que cursa niveles de educación superior, siendo mayor el porcentaje de mujeres que de hombres.

La última de las tablas descriptivas se corresponde con la frecuencia, el porcentaje y el valor acumulado para el número de hijos por familia de la muestra. Como queda patente en la tabla, el 76.24% de las familias de la muestra no tiene ningún hijo. Mientras que el 16.58 y el 6.25% tiene 1 y 2 hijos respectivamente. El porcentaje de familias que tiene 3 o 4 o más hijos dentro de la muestra es prácticamente marginal, alcanzado valores del 0.72% y 0.10%.

Tabla 3. Número de hijos por pareja

Número de hijos	Frecuencia	Porcentaje	Valor acumulado
0	18419	76.24%	76.24%
1	4005	16.58%	92.82%
2	1535	6.25%	99.17%
3	175	0.72%	99.90%
4	25	0.10%	100%
	24159	100%	

4. Modelo empírico

Para desarrollar la especificación empírica debemos realizar una serie de consideraciones.

En primer lugar, debido a la base de datos de la que disponemos, no vamos a poder considerar en nuestro análisis factores distributivos, pero sí factores familiares. En este modelo, la introducción de variables como los Ingresos familiares disponibles, el Número de hijos, el Número de miembros de la unidad familiar o estar Legalmente casados nos va a permitir concluir hasta qué punto los cónyuges tienen en cuenta variables conjuntas a la hora de tomar decisiones económicas.

No obstante, debemos tener en cuenta que debido a la naturaleza altruista de los individuos y a que los hijos son un bien de consumo conjunto, la variable Número de hijos refleja de forma simultánea el poder de negociación y el aprecio que los individuos tienen por la utilidad de su cónyuge. Por tanto, si esta variable tiene un efecto negativo significativo, no podremos afirmar de forma rotunda que debe al mayor poder de

negociación de su cónyuge, ya que puede deber a unas preferencias muy favorables a pasar tiempo con los hijos o a una mayor solidaridad hacia su cuidado.

En segundo lugar, en nuestro análisis no se van a tener en cuenta las horas dedicadas a las labores domésticas y el único trabajo que tendremos en cuenta será el que se realiza fuera del hogar. Es evidente que las horas dedicadas dentro del hogar son un factor clave en la negociación intrafamiliar, pero la falta de información disponible nos impide tenerlo en cuenta dentro de este trabajo.

En tercer lugar, y también en relación con la disponibilidad de datos, la Encuesta Europea de Ingresos y Condiciones de Vida (EU-SILC) no proporciona datos concretos acerca de la renta no salarial. Por lo tanto, en la especificación del modelo, se tendrá en cuenta la variable ingresos familiares disponibles como variable explicativa sustitutiva de la renta no salarial. La razón de incluir esta variable es que su significado económico es bastante similar. A medida que la variable ingresos familiares disponibles sea mayor, los individuos deberían de tener más incentivos para trabajar menos horas.

En cuarto lugar, los datos de la Encuesta Europea de Ingresos y Condiciones de Vida (EU-SILC) nos van a permitir tener en cuenta en la regresión una serie de variables de control. En concreto, tanto para el hombre como para la mujer, vamos a introducir en la regresión su edad, su $edad^2$ y dos variables ficticias acerca de su nivel educativo – Educación secundaria y Educación universitaria. Estas variables nos van a permitir comprobar si, para el caso de Gran Bretaña, el nivel educativo influye sobre las horas de trabajo tal y como cabría esperar.

En quinto y último lugar, para obtener el salario de cada uno de los cónyuges hemos formulado un modelo específico, donde la variable explicativa es el logaritmo del salario y la forma funcional del modelo es:

$$\begin{aligned} \log w^i = & \beta_0 + \beta_1 Edad^i + \beta_2 Edad^{2^i} + \beta_3 Educación\ secundaria^i + \beta_4 Educación\ superior^i \\ & + \beta_5 Legalmente\ casados + \beta_6 Edad^i * Educación\ secundaria^i + \beta_7 Edad^i \\ & * Educación\ superior^i + \beta_8 Edad^i * Legalmente\ casados + \beta_9 \frac{H_{Edad} * M_{Edad}}{100} \\ & + \theta N.^o\ Integrantes\ de\ la\ familia + \varphi N.^o\ Hijos + \delta Año\ de\ la\ muestra + \varepsilon^i \end{aligned}$$

(6)

donde $i = A$ o B , ε^i es una perturbación aleatoria para la ecuación de salarios del individuo i y las variables integrantes de la familia, nº hijos y año de la muestra son vectores.

En línea con lo anterior, las funciones estimadas de oferta de trabajo semilogarítmica para cada uno de los cónyuges tienen la siguiente forma:

$$h^A = \beta_1 + \beta_2 \widehat{\log w^A} + \beta_3 \widehat{\log w^B} + \beta_4 \text{Ingresos familiares disponibles} + \beta_5 \text{Edad}^A + \beta_6 \text{Educación secundaria}^A + \beta_7 \text{Educación superior}^A + \beta_8 \text{Legalmente casados} + \beta_9 \text{Tamaño de la familia} + \beta_6 \text{Número de hijos} + \mu^A \quad (7)$$

$$h^B = \beta_1 + \beta_2 \widehat{\log w^B} + \beta_3 \widehat{\log w^A} + \beta_4 \text{Ingresos familiares disponibles} + \beta_5 \text{Edad}^B + \beta_6 \text{Educación secundaria}^B + \beta_7 \text{Educación superior}^B + \beta_8 \text{Legalmente casados} + \beta_9 \text{Tamaño de la familia} + \beta_6 \text{Número de hijos} + \mu^B \quad (8)$$

donde $\widehat{\log w^A}$ y $\widehat{\log w^B}$ son las variables estimadas en la ecuación (6).

La estimación de las ecuaciones (7) y (8) se realiza por el método de mínimos cuadrados ordinarios y se asume que todas las ecuaciones cumplen los supuestos básicos de correcta especificación del modelo.

5. Resultados

En el apartado de resultados se presentan dos tablas. En primer lugar, la Tabla 4 corresponde con las estimaciones de salario a la semana para hombres y mujeres definidas en la ecuación (6) y; en segundo lugar, la Tabla 5 presenta las estimaciones de horas de trabajo para mujeres y hombres definidas por las ecuaciones (7) y (8) y basadas en un modelo de negociación colectiva à la Chiappori.

Ambas tablas presentan ecuaciones lineales que se han estimado a través del método de mínimos cuadrados ordinarios (Ordinary Least Squares, OLS), de manera que se está estimando cada ecuación de forma independiente.

Esta forma de estimación no presenta problemas para el cálculo de los salarios, ya que, en principio, el salario de los cónyuges no debería presentar problemas de autocorrelación. Sin embargo, si asumimos que la decisión sobre oferta de trabajo se toma de forma conjunta -como sugeriría el modelo colectivo-, es probable que las perturbaciones de las ecuaciones de oferta de trabajo de los cónyuges estén correlacionadas y que la estimación OLS no sea eficiente.

A pesar de esto, en este trabajo asumiremos que no existe autocorrelación y que las estimaciones OLS son eficientes. Ya que, como demuestran Molina et al (2022), aunque existieran problemas de autocorrelación, los resultados de estimar mediante OLS serían

cualitativamente muy similares a estimar bajo el método SURE (Seemingly Unrelated Regression Equations).

La Tabla 4 nos permite observar qué correlación existe entre algunas variables y los salarios de la mujer y el hombre para el caso de Gran Bretaña. Lo primero que podemos ver es que, para ambos cónyuges, Edad, $Edad^2$ y Nivel educativo son variables significativas que nos permiten explicar el logaritmo del salario. Para el caso de la mujer, un incremento de la edad en un año conlleva un aumento del salario en un 4.6%. Mientras que, para el caso del hombre, ese incremento sería del 5.5%.

No obstante, como la variable $Edad^2$ presenta estimadores que toman valor negativo para ambos géneros, concretamente -4.7% para la mujer y -6.3% para el hombre. La relación entre edad y salario no es lineal para el caso de Gran Bretaña, los trabajadores verían incrementar su salario a medida que aumentan su edad y experiencia; aunque este aumento sería cada vez menor hasta llegar a un punto donde, en lugar de crecer, comenzaría una tendencia decreciente. Esta evidencia para el caso de Gran Bretaña estaría en línea con la recogida en el libro *Tax by Design*.

Como también era de esperar, la Tabla 4 refleja que, a mayor nivel educativo, mayor será el salario, siendo diferente el efecto entre hombres y mujeres. Si las mujeres alcanzan una formación secundaria, el salario se ve incrementado un 19.6 % y, para el caso de los hombres, este incremento es del 19.8%. Si, por el contrario, lo que se alcanza es una formación superior, el incremento en el salario de las mujeres es de 33.5%, por un incremento del 31.5% en el caso de los hombres.

En lo que respecta al resto de variables, las variables Edad *Educación superior y Año de la muestra siguen siendo significativas para ambos casos. Mientras que las discrepancias en lo que se refiere a la significatividad de las variables se observan en el tamaño de la familia y número de hijos.

Si nos fijamos en las variables donde la significatividad y el signo es igual para ambos géneros, el efecto positivo y significativo de la variable Edad *Educación superior nos vendría a decir que, para el caso de Gran Bretaña, la rentabilidad de cursar estudios superiores sería mayor a medida que aumenta la edad. Concretamente, se vería un incremento de la rentabilidad para ambos sexos de un 3%. Este resultado sería un indicio de que cursar estudios superiores facilita progresar laboralmente.

En lo que se refiere al año de la muestra, se observa que, exceptuando los años en los que la Gran Recesión afectó de forma más intensa a la economía británica -2009 a 2011-, los salarios se vieron incrementados con el paso del tiempo.

Las principales discrepancias en términos de significatividad las encontramos en cómo afectaría la familia al salario. Mientras que para las mujeres la correlación negativa significativa se produciría cuando el número de integrantes del hogar alcanza 5 miembros, existiendo una correlación del -42.9%. Los estimadores de los hombres presentan una correlación negativa significativa del -15.9% si no tienen hijos a su cargo o solo tienen un hijo a su cargo.

Tabla 4. Estimaciones de salarios

VARIABLES	(1)	(2)
	Mujer	Hombre
Edad	0.046*** (0.003)	0.055*** (0.003)
<i>Edad</i> ²	-0.047*** (0.003)	-0.063*** (0.004)
Educación secundaria	0.196*** (0.044)	0.198*** (0.043)
Educación superior	0.335*** (0.045)	0.315*** (0.044)
Legalmente casados	0.040 (0.030)	0.040 (0.035)
Edad *Educación secundaria	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Edad *Educación superior	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
Edad *Legalmente casados	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
$\frac{H_Edad * M_Edad}{100}$	-0.002 (0.002)	0.003* (0.002)
N.º Integrantes de la familia		
2	-0.016 (0.038)	0.024 (0.046)
4	-0.084 (0.091)	-0.172 (0.123)
5	-0.429** (0.211)	-0.159 (0.135)
6	-	-
N.º Hijos		

0	0.059 (0.090)	-0.159* (0.090)
1	-0.027 (0.082)	-0.159** (0.078)
2	0.029 (0.123)	0.032 (0.146)
3	0.316 (0.227)	-0.038 (0.160)
4	-	-
Año de la muestra		
2005	0.099*** (0.017)	0.076*** (0.020)
2006	0.115*** (0.016)	0.148*** (0.019)
2007	0.187*** (0.016)	0.196*** (0.020)
2008	0.034** (0.017)	0.058*** (0.020)
2009	-0.020 (0.017)	-0.024 (0.021)
2010	-	-
2011	-0.003 (0.018)	-0.005 (0.020)
2012	0.072*** (0.016)	0.065*** (0.019)
2013	0.029* (0.017)	0.025 (0.019)
2014	0.106*** (0.016)	0.131*** (0.019)
2015	0.110*** (0.017)	0.136*** (0.019)
2016	0.118*** (0.016)	0.140*** (0.019)
2017	0.049*** (0.019)	0.076*** (0.021)
2018	0.097*** (0.017)	0.133*** (0.019)
Constante	1.232*** (0.106)	1.384*** (0.106)
Observaciones	24,159	24,159
R^2 Ajustado	0.159	0.139
Error estándar robusto entre paréntesis *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

La Tabla 5 nos presenta las estimaciones de oferta de trabajo de ambos cónyuges. Lo primero que podemos observar es que el coeficiente que acompaña al logaritmo de los salarios de las mujeres es significativo y tiene un valor negativo. Un incremento de un

1% en el salario de las mujeres británicas indicaría que estas estarían dispuestas a trabajar -0.1452 horas menos a la semana.

En el caso de los hombres, su propio salario no sería significativo a la hora de explicar su oferta de trabajo. Esto se podría deber a que, en general, la oferta de trabajo de los hombres es más rígida que la de las mujeres (Donni, 2007).

En lo que se refiere al salario cruzado, las mujeres estarían dispuestas a reducir su oferta de trabajo en -0.0443 horas ante un incremento de un 1% en el salario de su cónyuge; mientras que los hombres estarían dispuestos a reducir su oferta de trabajo en -0.02712 horas ante un incremento del salario de su pareja en un 1%.

Lo más importante de estos resultados es que, aunque sus relaciones no representan la existencia de efecto causal, sí que nos permiten rechazar el modelo unitario como modelo explicativo de las relaciones intrafamiliares. Según el modelo unitario, los ingresos familiares, independientemente de donde provengan, deberían tener el mismo impacto en las decisiones familiares. A esta propiedad se la conoce como income pooling.

A nivel empírico, este supuesto conllevaría que cada euro adicional de renta debería estar correlacionado de igual forma con las horas de trabajo de los cónyuges. Y, como vemos en la Tabla 5, esto no se cumple. En la misma línea, esta misma tabla nos permite ver que los hombres y las mujeres no reaccionan igual ante incrementos en los ingresos familiares disponibles. Por un lado, las mujeres estarían dispuestas a aumentar 0.113 horas de empleo a la semana por cada aumento en 1000 euros de la renta familiar disponible; mientras que los hombres estarían dispuestos a aumentar su oferta laboral en 0.083 horas ante un incremento en 1000 euros de la renta familiar disponible.

En lo que respecta a la variable Edad, el coeficiente que acompaña a Edad es positivo y significativo en ambos casos y el que acompaña a $Edad^2$ es negativo para ambos cónyuges. Este resultado indica que la oferta de trabajo aumenta a medida que aumenta la edad, pero cada vez en menor medida, hasta que se alcanza un punto máximo y las horas de trabajo ofertadas comienzan a descender.

En cuanto al Nivel educativo, observamos discrepancias entre hombres y mujeres. Para los hombres, los coeficientes que acompañan al Nivel educativo no son significativos. En cambio, para las mujeres, estos parámetros son positivos y significativos. Si el nivel de formación de las mujeres es equivalente a un nivel de formación secundaria, entonces

están dispuestas a ofertar 3.094 horas más a la semana que si no lo hubieran alcanzado. De igual forma, si han cursado educación superior, entonces las mujeres británicas están dispuestas a ofertar 11.225 horas más a la semana.

La variable Legalmente casados también presenta discrepancias entre hombres y mujeres. En el caso de los hombres, esta variable no resulta significativa a la hora de explicar la oferta de trabajo. No obstante, para las mujeres esta variable sí que está negativa y significativamente correlacionada con las horas de trabajo ofertadas. Concretamente, se produciría una reducción de -2.827 horas ofertadas a la semana.

Con respecto a las variables que relacionan el tamaño de la familia y la oferta laboral, vemos que también se aprecia discrepancia entre hombres y mujeres. En el caso de los hombres, los resultados son contradictorios; ya que las variables Tamaño de la familia y Número de hijos presentan correlaciones opuestas. Esto se puede deber a la existencia de multicolinealidad entre ambas variables.

En cambio, en el caso de las mujeres, se observa que el número de hijos presenta correlación negativa significativa con la oferta de trabajo. Por cada hijo, la oferta de trabajo de las mujeres se reduce en - 2.443 horas a la semana. Si nos atenemos al modelo teórico planteado, este resultado se puede interpretar desde varios enfoques.

Por un lado, podría ser que las mujeres británicas tuvieran una mayor preferencia por pasar tiempo con sus hijos. Desde otra perspectiva, también se podría afirmar que, el Número de hijos es un factor clave en los procesos de negociación de las familias británicas. E incluso, se podría afirmar que, la significatividad de esta variable para el caso de las mujeres refleja un mayor aprecio de estas por el bienestar de sus parejas, tal y como reflejaría el modelo teórico planteado.

Sea como fuere, con los datos que tenemos y el desarrollo teórico aquí planteado, no podemos llegar a concluir cuál de estas explicaciones tiene más peso a la hora de justificar los resultados empíricos.

Tabla 5. Estimación oferta de trabajo

VARIABLES	(1) Mujer	(1) Hombre
Log salario previsto del hombre	-4.443*** (0.454)	1.371 (2.737)
Log salario previsto de la mujer	-14.526*** (3.102)	-2.712*** (0.389)
Ingresos familiares disponibles	0.113*** (0.004)	0.083*** (0.003)
Edad	0.494*** (0.161)	0.574*** (0.161)
<i>Edad</i> ²	-0.558*** (0.175)	-0.747*** (0.173)
Educación secundaria	3.094*** (0.501)	-0.314 (0.475)
Educación superior	11.225*** (1.458)	-1.526 (1.254)
Legalmente casados	-2.827*** (0.217)	-0.037 (0.278)
Tamaño de la familia	1.063 (0.822)	-2.148*** (0.673)
Número de hijos	-2.443*** (0.836)	1.784*** (0.679)
Constante	59.552*** (4.413)	37.278*** (3.906)
Observaciones	24,159	24,159
<i>R</i> ² Ajustado	0.106	0.055
Error estándar robusto entre paréntesis	*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

6. Conclusiones

Este trabajo se ha centrado en el análisis de la oferta laboral dentro de los hogares británicos. Se ha planteado como marco de referencia un modelo teórico de negociación colectiva à la Chiappori, con preferencias altruistas en sentido de Becker y, a su vez, se ha desarrollado un modelo empírico basado en dicho marco teórico.

Para la confección de este modelo empírico, se han utilizado datos de la Encuesta Europea de Ingresos y Condiciones de Vida (EU-SILC) para el país de Gran Bretaña, entre los años 2005 y 2018. Esta encuesta proporciona datos sobre salarios, oferta de trabajo, edad y nivel educativo de ambos cónyuges. Además de proporcionar información sobre las características de las familias.

Estos datos nos han permitido formular dos modelos semilogarítmicos sobre salarios y oferta de trabajo de ambos cónyuges. Los cuales, hemos estimado a través de la metodología de mínimos cuadrados ordinarios.

Con todo ello podemos resumir de la forma siguiente las principales conclusiones obtenidas:

1. Alcanzar un mayor nivel educativo conlleva una correlativa positiva significativa con el salario, tanto para hombres como para mujeres. Aunque los efectos no son simétricos, ya para la educación secundaria se aprecia una mayor correlación para el caso de los hombres; mientras que, para la educación superior, la correlación sería mayor en el caso de las mujeres.
2. La rentabilidad salarial de cursar educación superior aumenta a medida que se incrementa la edad.
3. Los salarios siguen una tendencia creciente significativa a lo largo de todo el periodo de la muestra, a excepción de los años en los que la Gran Recesión afectó a la economía británica 2009, 2010 y 2011.
4. No tener hijos o tener únicamente un hijo presenta correlación negativa significativa con el salario de los hombres; mientras que para el caso de las mujeres, los resultados muestran correlación negativa cuando el número de miembros dependientes del hogar es igual o mayor a tres personas.
5. La oferta de trabajo de los hombres de Gran Bretaña es más rígida que la oferta de trabajo de sus cónyuges; mientras que, para las mujeres, la oferta de horas de trabajo a la semana presenta correlación negativa significativa con su propio salario, el de su pareja y correlación positiva significativa con el nivel educativo. En el caso de los hombres, solo la variable Salario de la mujer presenta correlación negativa significativa.
6. En lo que respecta a las características familiares, la renta familiar disponible presenta correlación positiva significativa con la oferta de trabajo para ambos cónyuges; mientras que el resto de las variables solo presentan evidencia clara para la mujer. Las variables estar Legalmente casados y Número de hijos presentan correlación negativa significativa con la oferta de trabajo de la mujer.
7. Existe evidencia empírica a favor del modelo colectivo y en contra del modelo unitario, ya que no se cumple la propiedad de income pooling derivada del modelo unitario.

Como vía para futuros trabajos, queda abierta la posibilidad de extender este estudio introduciendo variables distributivas que permitan analizar en mejor medida el poder de negociación de las familias o estudiar qué sucede dentro de aquellos hogares donde solo trabaja uno de los cónyuges.

7. Bibliografía

Becker, G. S. (1981). Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place. *Economica*, 48(189), 1-15.

Browning, M. (2000). The saving behaviour of a two-person household. *scandinavian Journal of Economics*, 102(2), 235-251.

Campaña, J.C., Giménez-Nadal, J.I. and 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. and Molina, J.A. (2017). Self-employment and educational childcare time: Evidence from Latin America.

Campaña, J.C., Giménez-Nadal, J.I. and 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, 52-69. DOI:10.1007/s10834-020-09660-5.

Chiappori, P. A. (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of Political Economy*, 100, 437-67.

Chiappori, P. A., Fortin, B. & Lacroix, G. (2002). Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. *Journal of Political Economy*, 110(1), 37-72.

Chiappori, P.-A. (1988) Rational household labor supply, *Econometrica*, 56, 63–89.

Chiappori, P. A., Fortin, B., & Lacroix, G. (2002). Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. *Journal of political Economy*, 110(1), 37-72.

Chiappori, P.-A. (1997) Introducing household production in collective models of labor supply, *Journal of Political Economy*, 105, 191–209.

Chiappori, P.A. and 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., Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and 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. and Velilla, J. (2019). Intertemporal labor supply and intra-household commitment.. IZA DP No. 12353.

Costa Dias, M., Joyce, R., & Parodi, F. (2020). The gender pay gap in the UK: children and experience in work. *Oxford Review of Economic Policy*, 36(4), 855-881.

Donni, O. (2007). Collective female labour supply: Theory and application. *The Economic Journal*, 117(516), 94-119.

Donni, O. and Molina, J.A. (2020). Household collective models: three decades of theoretical contributions and empirical evidence.. IZA DP No. 11915.

Duflo, E. (2003). Grandmothers and granddaughters: old-age pensions and intrahousehold allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review*, 17(1), 1-25.

Fernandez-Val, I. (2003). Household labor supply: evidence for Spain. *investigaciones económicas*, 27(2), 239-275.

Furnham, A., & Wilson, E. (2011). Gender differences in estimated salaries: A UK study. *The Journal of Socio-Economics*, 40(5), 623-630.

Garcia, I., Molina, J. A., & Montuenga, V. M. (2010). Intra-family distribution of paid-work time. *Applied Economics*, 42(5), 589-601.

Giménez, J.I. and Molina, J.A. (2022). The gender gap in time allocation. *IZA World of Labor*, forthcoming.

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

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

Gimenez-Nadal, J.I. and Molina, J. (2013). Parents' education as a determinant of educational childcare time. *Journal of Population Economics*, 26, 719–49.

Gimenez-Nadal, J.I. and Molina, J. (2014). Regional Unemployment, Gender and Time Allocation of the Unemployed. *Review of Economics of the Household*, 12(1), 105-127. DOI: 10.1007/s11150-013-9186-9.

Giménez-Nadal, J.I. and 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. and Molina, J.A. (2020). The gender gap in time allocation in Europe. IZA DP N° 13461.

Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and 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), 184-206.

Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and 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., Molina, J.A. and Ortega, R. (2012). Self-employed mothers and the work-family conflict. *Applied Economics*, 44, 2133-2148.

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

Grossbard, S. (2014). *The marriage motive: A price theory of marriage*. Springer New York.

Konrad, K. A., & Lommerud, K. E. (1995). Family policy with non-cooperative families. *The Scandinavian Journal of Economics*, 581-601.

Manser, M., & Brown, M. (1980). Marriage and household decision-making: A bargaining analysis. *International economic review*, 31-44.

McElroy, M. B. (1990). The empirical content of Nash-bargained household behavior. *Journal of human resources*, 559-583.

Mirrlees, J. (Ed.). (2011). *Tax by design: The Mirrlees review*. OUP Oxford.

Modigliani, F. (1986). Life cycle, individual thrift, and the wealth of nations. *Science*, 234(4777), 704-712.9

Molina, J. A. (Ed.). (2011). *Household economic behaviors*. Springer Science & Business Media.

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*, 1-14.

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 and J. Velilla (2016). Entrepreneurial activity in the OECD: Pooled and cross-country evidence.

Molina, J.A., R. Ortega and J. Velilla (2017). Feminization of entrepreneurship in developing countries.

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

Velilla, J. (2020). Testing the sharing rule in a collective model of discrete labor supply with Spanish data. *Applied Economics Letters*, 27(10), 848-853.

Velilla, J., J.A. Molina and Ortega, R. (2018). Why older workers become entrepreneurs? International evidence using fuzzy set methods. *The Journal of the Economics of Ageing*, 12, 88-95. DOI: 10.1016/j.jeoa.2018.03.004.

Velilla, J., J.A. Molina and Ortega, R. (2020). Entrepreneurship among low-, mid and high-income workers in South America: a fuzzy-set analysis. IZA Discussion Papers, No. 13209, Institute of Labor Economics (IZA), Bonn.