



Munich Personal RePEc Archive

Household labor supply in France: An empirical test of the collective model

Gutiérrez, Antonio

University of Zaragoza

2 March 2022

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/112173/>
MPRA Paper No. 112173, posted 03 Mar 2022 14:22 UTC

La oferta laboral en Francia: una aplicación de los modelos colectivos familiares

Antonio Gutiérrez Lythgoe
Universidad de Zaragoza

Resumen

Este trabajo estudia los determinantes de la oferta laboral en el hogar en Francia, poniendo especial interés en la negociación intrafamiliar. Para ello se utilizarán los datos de la *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) para las parejas francesas. El objetivo del trabajo es comprobar si el modelo colectivo *a lá Chiappori* se ajusta adecuadamente a nuestra muestra. Para ello, tomaremos como factor distributivo las diferencias en el nivel de formación dentro de la pareja como se realiza en Crespo (2005). De esta manera, se realizará un análisis estadístico descriptivo y econométrico con el fin de demostrar el efecto de los factores distributivos a la hora de negociar sobre la oferta laboral dentro del hogar. Nuestros resultados indican que la diferencia en el nivel de formación entre el hombre y la mujer afecta significativamente a la mujer, y en menor medida al hombre. De manera que cuando la mujer dispone de un mayor grado de formación que su pareja, generalmente, obtendrá mayor poder de negociación y en consecuencia ofertará una menor oferta laboral.

Abstract

This paper examines the determinants of household labour supply in France, emphasising in the intrahousehold bargaining process. We will perform a statistical and econometric analysis on the basis of the *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) for couples in France. Therefore, this paper provides an empirical contribution about the suitability of Chiappori collective model. To that end, following Crespo (2005) we establish differences in the education level between members of the couple as the distributive factor that affects the bargaining power of each couple member. The empirical results show that differences in the education level has a significant effect over women labour supply. Therefore, when the female partner has a higher degree of training than her partner does, she will generally obtain greater bargaining power and consequently offer a lower labour supply.

Palabras clave: Oferta laboral, Modelos colectivos familiares, Francia

Clasificación JEL: D13, J22

1. Introducción

En este trabajo, estudiaremos los determinantes que afectan a la oferta laboral de las familias francesas. Para ello, recurriremos a un marco teórico *a la Chiappori* (Chiappori et al., 2019, 2020, 2022; Chiappori, Fortin y Lacroix, 2002; Donni et al., 2018; Molina et al. 2022.). Los modelos se estimarán utilizando los datos disponibles en la base de datos *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) 2019, para el caso de Francia. Este banco de datos nos permite incorporar a nuestro análisis los efectos derivados de las distintas realidades sociodemográficas de la sociedad francesa. Una vez realizado el análisis descriptivo de nuestra muestra y establecidas las principales hipótesis a confirmar. Realizaremos un análisis econométrico, partiendo de un modelo de salarios para hombres y mujeres, para descifrar aquellos elementos que condicionan la oferta laboral familiar. Principalmente, se pretende extraer conclusiones sobre la relevancia de las diferencias formativas en la toma de decisiones del hogar en cuanto a oferta laboral.

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).

2. Modelos

Generalmente, son dos los enfoques que podemos utilizar en el análisis microeconómico de la oferta laboral. Por un lado, el enfoque unitario. Por otro, el enfoque colectivo. La primera de estas perspectivas – el enfoque tradicional - asume que cada hogar conforma una única unidad de decisión. Esto es, cada unidad de decisión maximizará su función utilidad de acuerdo a una restricción presupuestaria. De esta manera el problema de maximización de utilidad quedaría así:

$$\text{Max } U = U(c^1, c^2, h^1, h^2)$$

$$\text{s.a. } w_1 h^1 + w_2 h^2 + y_1 + y_2 \geq c^1 + c^2,$$

$$0 \leq h^i \leq 1,$$

$$c \geq 0,$$

$$i = 1, 2.$$

En el problema anterior, observamos como la utilidad del hogar depende del consumo de los individuos que conforman el hogar y las horas de trabajo que ofertan. La función de utilidad será creciente en consumo y decreciente en horas de trabajo ofertadas. Al mismo tiempo, será estrictamente cuasi-cóncava y doblemente diferenciable en los argumentos de dicha función. En cuanto a los elementos de la restricción presupuestaria, se encuentra el salario de ambos individuos (w_1, w_2) junto con el conjunto de sus rentas no salariales (y_1, y_2) , cuya suma de ambos serán necesariamente mayores o iguales al consumo de ambos convivientes. La solución a este problema de oferta laboral quedaría:

$$h^1(w_1, w_2, y_1, y_2) = H^1(w_1, w_2, y)$$

$$h^2(w_1, w_2, y_1, y_2) = H^2(w_1, w_2, y)$$

Dónde $y = y_1 + y_2$

Para que este problema tenga solución, se han de cumplir dos restricciones. En primer lugar, el proceso de decisión sobre la oferta laboral estará únicamente condicionado por la agregación de la renta no salarial de la pareja, y no por su distribución entre ambos. En segundo lugar, si asumimos que la solución del problema de optimización es interior¹, se deben respetar las restricciones de Slutsky. Estas restricciones podemos representarlas como:

Condición de simetría de la matriz de sustitución:

$$s_{12} = s_{21}$$

Matriz de sustitución semidefinida positiva:

$$s_{ii} \geq 0$$

¹ Para que esto sea así, ambos miembros de la pareja deben trabajar (Fernández Val, 2003)

$$s_{11} * s_{22} - s_{12}^2 \geq 0,$$

$$i = 1,2,$$

Dónde:

$$s_{ij} = h_{ij}^i - h^j h_y^i \quad (i = 1,2; j = 1,2), \quad h_{w_j}^i = \frac{dh^i}{dw_j}, \quad h_y^i = \frac{dh^i}{dy}.$$

Sin embargo, este enfoque unitario recibió numerosas críticas a partir de finales de los años 80 del siglo pasado. En particular, las implicaciones y suposiciones teóricas de este enfoque no convencían a los investigadores. A raíz de este descontento, surgió el enfoque colectivo. Esta perspectiva teórica, descansa sobre dos supuestos básicos: cada conviviente dispone de una única función de preferencias y la toma de decisiones finaliza en una asignación eficiente en el sentido de Pareto. Para modelizar las preferencias del individuo podemos recurrir a las distintas funciones de utilidad. Esto es, funciones altruistas, egoístas o altruistas en el sentido de Becker. Las preferencias de los individuos deben ser egoístas para comprobar las restricciones paramétricas. En este modelo, tomamos c^i y h^i como el consumo de un bien privado y las horas trabajadas por el individuo i , $i=1,2$. De este modo, $(1 - h^i)$ refleja el tiempo de ocio, así la función de utilidad $u^i = u^i(c^i, (1 - h^i))$. Supondremos que es una función que se comporta bien frente a las restricciones de demanda. Por otro lado, asumimos que no hay producción doméstica y que w^i, y^i son el salario por hora y la renta no salarial del individuo i , $i=1,2$.

$$\text{Max } U = U(c^1, 1 - h^1)$$

$$\text{s.a. } w_1 h^1 + w_2 h^2 + y_1 + y_2 \geq c^1 + c^2,$$

$$u^2 = u^2(c^2, (1 - h^2)) \geq u^2(w_1, w_2, y_1, y_2),$$

$$0 \leq h^i \leq 1,$$

$$c \geq 0,$$

$$i = 1,2.$$

Dónde $u^2(w_1, w_2, y_1, y_2)$ es el punto en la frontera de posibilidades de utilidad alcanzado al final del proceso de decisión.

A partir del Segundo Teorema del Bienestar y como relata Chiappori (1992), sabemos que el resultado del problema de maximización anterior es equivalente a un proceso de

decisión bietápico. En la primera etapa de este modelo, los individuos que componen la unidad del hogar, reparten la renta no salarial de acuerdo a una regla de reparto. La cual, depende en gran medida de la distribución inicial y los salarios. Representamos esta primera etapa:

$$\phi(w_1, w_2, y_1, y_2) = \phi_1$$

$$y_A + y_B - \phi_1(w_1, w_2, y_1, y_2) = \phi_2(w_1, w_2, y_1, y_2)$$

Dónde ϕ_i es la cantidad recibida por cada individuo i , $i=1,2$. La segunda etapa queda definida por el siguiente proceso optimizador:

$$\text{Max } U = U(c^1, 1 - h^1)$$

$$\text{s.a. } w_1 h^1 + w_2 h^2 + \phi_i \geq c^1 + c^2,$$

$$u^2 = u^2(c^2, (1 - h^2)) \geq u^2(w_1, w_2, y_1, y_2),$$

$$0 \leq h^i \leq 1,$$

$$c \geq 0,$$

$$i = 1,2.$$

Asumiendo que la solución es interior para h^1 y h^2 , las funciones individuales de oferta laboral las podemos escribir como:

$$h^1(w_1, w_2, y_1, y_2) = H(w_1, \phi(w_1, w_2, y_1, y_2)),$$

$$h^2(w_1, w_2, y_1, y_2) = H(w_1, y_1 + y_2 - \phi(w_1, w_2, y_1, y_2)),$$

De este modo, el modelo colectivo logra superar la primera restricción impuesta por el modelo unitario. La distribución inicial de renta no salarial afectará a la oferta laboral a través de la regla de reparto (Fernández Val, 2003).

Chiappori, Fortin and Lacroix (2002) introdujeron los factores distributivos al modelo colectivo. Los factores distributivos son, variables que afectan la toma de decisiones sin interferir en las preferencias individuales o la restricción presupuestaria. En concreto, la función de utilidad del individuo i viene representada por la función: $U(c^1, c^2, 1 - h^1, 1 - h^2, s)$. Como se puede ver, se ha introducido el vector s , el cual incluye variables como: *sex-ratio*, legislación sobre matrimonio, etc. De acuerdo al supuesto de estricta cuasi-concavidad de las funciones de utilidad y que la restricción presupuestaria

conforma un conjunto convexo, podemos expresar el comportamiento de la familia de la siguiente manera:

$$\text{Max } \mu(w_1, w_2, y_1, y_2, s, z)U^1 + (1 - \mu(w_1, w_2, y_1, y_2, s, z))U^2$$

$$w_1h^1 + w_2h^2 + y \geq c^1 + c^2$$

Dónde $\mu(w_1, w_2, y_1, y_2, s, z)$ es el poder de negociación del individuo 1 y $1 - \mu(w_1, w_2, y_1, y_2, s, z)$ el del individuo 2. El poder de negociación de los individuos es una función que depende de los salarios individuales de cada individuo, de la renta no salarial, de los factores distributivos y de los factores sociodemográficos representados en el vector \mathbf{z} . Esta función es continua, diferenciable y homogénea de grado cero en y y w .

Sin embargo, este modelo presenta una limitación importante. Para que un modelo sea aceptado debe satisfacer tres requisitos. En primer lugar, que configure un modelo estructural basado en una noción real sobre el concepto de la familia. En segundo lugar, que el modelo sea contrastable. En tercer lugar, que el modelo satisfaga la condición de integrabilidad². Lo cierto es que este modelo, presenta limitaciones con respecto al tercero de los requisitos, pues el modelo estructural no se puede identificar en el supuesto de preferencias altruistas, para ello son necesarias un conjunto de restricciones adicionales. Para que se cumpla la condición de integrabilidad, es necesario imponer preferencias egoístas o altruistas en el sentido de Becker. Por este motivo, consideraremos que los individuos presentan preferencias egoístas. De modo, que la resolución del problema de maximización anterior, podremos llegar a una solución como la siguiente:

$$h^1(w_1, w_2, y_1, y_2, s, z) = H^1(w_1, \Phi(w_1, w_2, y_1, y_2, s, z)),$$

$$h^2(w_1, w_2, y_1, y_2, s, z) = H^2(w_1, y_1 + y_2 - \Phi(w_1, w_2, y_1, y_2, s, z))$$

Donde H^i son las funciones marshallianas de oferta laboral de la segunda etapa del proceso de negociación. Por tanto, estas funciones dependerán de la regla de reparto.

Volviendo a los requisitos del modelo, podemos comprobar que la inclusión de los factores de distribución permite comprobar la validez del modelo de una manera más sencilla y robusta. En la literatura, se han utilizado muchos factores distributivos para comprobar la validez empírica del modelo. En este trabajo, tomaremos como ejemplo el factor distributivo tomado por Crespo (2005). Este artículo, toma como factor distributivo

² Esta condición garantiza la obtención del modelo estructural a través del comportamiento individual.

las diferencias en el nivel educativo³ de los individuos que conforman la pareja. De modo que la diferencia en el nivel de formación adquirido condicionará el poder de negociación de cada miembro. Así, comprobaremos la adecuación del modelo colectivo considerando la existencia de un factor distributivo como Chiappori et al. (2002).

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera. El apartado 3 presenta la base de datos utilizada en el análisis empírico y ofrece un primer análisis de los resultados a nivel estadístico. El apartado 4 describe la metodología utilizada y el apartado 5 muestra los principales resultados obtenidos en las estimaciones. Finalmente, en el apartado de conclusiones resumimos las principales aportaciones y resultados del trabajo.

3. Datos

Como se ha comentado, en este estudio se toman los datos de *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC), o Encuesta Europea de Ingresos y Condiciones de Vida para 2019 que incorpora datos para 20 países europeos. En este estudio, la muestra se restringirá únicamente para el caso francés. Los datos recogidos en EU-SILC se elaboran cada año desde 2003 por Eurostat. Estos datos combinan datos referidos al hogar y a nivel individual, para individuos en edad de trabajar de los hogares encuestados. El objetivo principal de este módulo es detallar el proceso de decisión dentro del hogar, así como la asignación de los recursos en el mismo. De este modo, podemos obtener información sobre que individuo es dominante en la toma de decisiones o que variables están relacionadas con el proceso de asignación de recursos. En relación al estudio que nos ocupa, profundizaremos en la toma de decisiones en un contexto intrafamiliar.

La muestra utilizada está restringida, como se ha mencionado anteriormente, a los hogares franceses. De este modo, disponemos de 40378 observaciones de distintos hogares franceses con distintas características sociodemográficas. Al mismo tiempo, como las encuestas están dirigidas a personas en edad de trabajar, los encuestados en nuestra muestra tienen entre 21 y 65 años. Así, eliminamos del estudio aquellos miembros

³ Podemos tomar las diferencias en la educación puesto que es una variable que no condiciona las preferencias individuales ni la restricción presupuestaria.

familiares que sean estudiantes a tiempo completo, jubilados o que no dispongan de la edad suficiente para trabajar.

La variable principal del análisis son las horas de trabajo de los encuestados, definidas como horas semanales de trabajo. Disponemos también de la información relativa a las ganancias anuales de hombres y mujeres. Recodificamos esta variable para obtener el salario por hora, dividiendo el dato referido al salario anual por el producto derivado de las 52 semanas que tiene un año y las horas semanales de trabajo de cada individuo. Por otro lado, esta base de datos nos permite incorporar la renta anual disponible de los hogares. Esta variable recoge todos los ingresos no salariales del hogar. Con el fin de introducir variables de control en las estimaciones, incorporaremos las siguientes variables:

- Edad de los encuestados en años
- El nivel máximo de educación de los individuos. Esta información se define de acuerdo a la *International Standard Classification of Education (ISCED)*. A partir de esta clasificación, establecemos tres variables categóricas: una referida a si el individuo dispone de educación universitaria, tomando valor 1 si dispone de ella; otra que toma valor 1 en el caso de que el nivel máximo de estudios sea estudios secundarios; en tercer lugar, una referida a los individuos que disponen de educación básica, tomando la variable valor 1 en caso de que el nivel máximo de estudios sea el básico.
- Número de hijos en el hogar
- Estado civil del individuo medido a través de una variable categórica que toma valor 1 si el encuestado está legalmente casado, y 0 si no lo está.
- Tamaño familiar
- Variables categóricas para cada año incorporar las posibles diferencias entre distintos años.

A partir de los datos establecidos anteriormente, podremos establecer también variables que interaccionen entre ellas para captar en mejor medida su efecto sobre la oferta laboral. Posteriormente, mostramos el análisis descriptivo de la muestra empleada en este trabajo. En la Tabla 1 observamos las diferencias en media de las horas de trabajo de los hombres en Francia en comparación con las horas de las mujeres. En media, los hombres trabajan 41,08 horas frente a 34,55 horas que trabajan las mujeres. En segundo lugar, a priori,

podemos afirmar que en media los hombres reciben mayores ingresos salariales al año que las mujeres. En particular, la media del ingreso anual de los hombres es de 34.156 euros al año, mientras que las mujeres reciben 23.425 euros de media al año. Los hombres también son, en media, más mayores que las mujeres, siendo la edad media de los hombres de 43,53 años y de las mujeres 41,58 años. En cuanto al nivel de formación, podemos apreciar como las mujeres en Francia están más formadas que los hombres. Aproximadamente, el 42,92% de las mujeres de nuestra muestra tiene estudios universitarios frente al 35,88% de los hombres que disponen de esta formación. Por otro lado, el 49,18% de los hombres cuenta con formación intermedia y un 14,93% con formación básica. Mientras que un 43,27% de las mujeres ha completado la educación secundaria y un 13,79% únicamente supero la educación primaria. Respecto a las variables relacionadas con el hogar, el tamaño medio familiar en el hogar en Francia es de 2,4 personas. El número de hijos promedio por pareja es de 0,39 hijos. Además, el 67,97% de las parejas encuestadas están legalmente casadas. Por último, es interesante señalar el dato referido al ingreso familiar anual no salarial medio, de 51.909 euros.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos.

	Mean	Std. Dev.
M: Age	43.533	9.383
M: Basic education	0.149	0.356
M: Secondary education	0.492	0.500
M: University education	0.359	0.480
M: Weekly work hours	41.081	9.329
M: Annual earnings	34.156	21.104
W: Age	41.589	9.352
W: Basic education	0.138	0.345
W: Secondary education	0.433	0.495
W: University education	0.429	0.495
W: Weekly work hours	34.552	9.543
W: Annual earnings	23.425	14.328
Married couple	0.680	0.467
Household income	51.910	25.031
Family size	2.405	0.700
Number of children	0.395	0.690
M: Wage	16.246	14.501
W: Wage	13.278	9.955

4. Métodos econométricos

A la hora de estudiar el caso de Francia, debemos tener en cuenta las singularidades que presenta el mercado laboral francés. Una de las críticas más extendidas hacia el modelo colectivo de negociación intrafamiliar en relación a la oferta laboral; es que, en gran cantidad de los países desarrollados, la oferta laboral de los varones está fuertemente condicionada por factores exógenos, presentando gran rigidez. En este caso, la dispersión de los datos referidos a la oferta laboral de los varones es muy limitada, lo que podría sugerir que los enfoques basados en los artículos de Chiappori necesiten de una extensión. En los trabajos realizados sobre los modelos colectivos de Chiappori para el caso francés, y aplicando el factor distributivo *sex-ratio*, se comprueba que el efecto de este factor distributivo no es significativo para algunas variantes del modelo. Además, las estimaciones sugieren que el tiempo de ocio de los varones franceses no se comporta como un bien normal, lo que implicaría que el efecto *sex-ratio* actuaría de manera inversa en la oferta laboral de los hombres. Habitualmente, las estimaciones se obtienen de datos restringidos a parejas en las cuales ambos individuos están empleados. De manera que no se contempla la posibilidad de que los individuos decidan sobre su participación o no en el mercado laboral. Sin embargo, este aspecto configura un problema de *selection bias*, que requeriría de una extensión de los modelos colectivos originales hacia la idea de no participación de uno de los miembros en el mercado laboral, generalmente la no participación de la mujer. La posibilidad de no participación de la mujer en el mercado laboral genera ciertas dificultades econométricas. Esto es debido a que las especificaciones deben adaptarse a las soluciones esquina y que el modelo ya no es lineal. En esta línea encontramos Donni y Moreau (2007) y Moreau (2000) dónde considerando funciones de oferta laboral continuas, comprueban bajo el supuesto de separabilidad que existe una regla de reparto identificable haya participación del cónyuge o no. Por otro lado, Hourriez (2005) también realiza una extensión del modelo de Chiappori, Fortin y Lacroix que contempla la no participación femenina en el mercado laboral siguiendo el marco teórico de Donni. En este trabajo, llegan a la conclusión de que la no participación de la mujer en el mercado de trabajo condiciona la asignación de recursos en el hogar. En este trabajo, no consideraremos la posibilidad de no participación en el mercado laboral, nos concentraremos únicamente en las soluciones interiores.

En el momento de establecer un modelo econométrico debemos tener claras algunas consideraciones que pueden afectar a nuestras estimaciones. Primeramente, no

disponemos de los datos referidos al trabajo en el hogar. Este aspecto quizá pueda condicionar nuestros resultados de oferta laboral hacia posibles sesgos. Es posible que las mujeres ofrezcan un menor trabajo laboral a cambio de trabajar más en el hogar. Un aspecto que recogería esta posibilidad serían los aspectos distributivos. En segundo lugar, los datos que ofrece EU-SILC para los salarios son anuales. Es decir, para calcular el salario por hora de un individuo debemos dividir esta cantidad por el producto entre las horas trabajadas semanales y las semanas que tiene un año. Esta medición quizá pueda incurrir en errores de medida. Por otro lado, la estrecha relación entre salarios y horas trabajadas plantea problemas de heterogeneidad en la regresión. Por este motivo, aplicaremos una estimación en dos etapas como realizan Garcia et al. (2010). En la primera etapa estimaremos el salario de los individuos, siguiendo los trabajos de Chiappori et al. (2002) y Fortin & Lacroix (1993) a través de la regresión especificada para las variables consideradas exógenas (edad, nivel formativo, estado civil, número de hijos y familiares, año, e interacciones entre estas variables). En la segunda etapa, introduciremos la predicción para el salario en nuestra especificación para la oferta laboral.

Para nuestras estimaciones de oferta laboral, podemos aplicar numerosas especificaciones. Las más comunes en la literatura son estimaciones semilog o cuadráticas (Garcia, Molina y Montuenga, 2010). De modo que tomaremos la siguiente especificación:

$$h^m = a_0 + a_1 \log w_m + a_2 \log w_f + a_3 \log w_m * \log w_f + a_4 y + a_5 s + a_6 z_m + \varepsilon_m \quad (1)$$

$$h^f = b_0 + b_1 \log w_m + b_2 \log w_f + b_3 \log w_m * \log w_f + b_4 y + b_5 s + b_6 z_f + \varepsilon_f \quad (2)$$

Dónde $s, i = m, f$, es un vector de características sociodemográficas observables (factor distributivo) y $(\varepsilon_m, \varepsilon_f)$ los términos de error que representan la heterogeneidad de cada individuo, términos a los que se les permite que estén correlacionados. La variable dependiente son las horas de trabajo semanales de cada individuo que se explican a través de las variables referidas a los logaritmos de los salarios del hombre y mujer respectivamente $\log w_m, \log w_f$ y el producto entre los mismos, la renta no salarial de los hogares (y), y los aspectos sociodemográficos z . Por aspectos sociodemográficos entendemos: estado civil, número de hijos, número de familiares, nivel de educación, edad y edad al cuadrado. Además, controlamos nuestra estimación para cada uno de los años para los que disponemos información (2004-2019).

Tabla 2. Regresión para los salarios.

VARIABLES	(1) Men	(2) Women
M: Age	0.047*** (0.003)	
M: Age squared	-0.049*** (0.003)	
M: Secondary education	0.060* (0.033)	
M: University education	0.130*** (0.036)	
Married couple	0.069** (0.028)	-0.032*** (0.006)
Iage_edu2	0.000 (0.001)	
Iage_edu3	0.006*** (0.001)	
Iage_marr	-0.000 (0.001)	
Iage_w_age	0.006*** (0.001)	
W: Age		0.036*** (0.003)
W: Age squared		-0.026*** (0.003)
W: Secondary education		0.187*** (0.044)
W: University education		0.323*** (0.044)
Iw_age_edu2		-0.001 (0.001)
Iw_age_edu3		0.004*** (0.001)
Constant	0.862 (940.941)	1.244*** (0.066)
Observations	40,378	40,378
Adjusted R-squared	0.146	0.147

Robust standard errors in parentheses

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

Como se ha mencionado previamente, tomamos como factor distributivo la diferencia de nivel educativo entre los miembros de la pareja. Para introducir esta variable en la especificación, creamos 6 variables dicotómicas:

- Una variable que refleja la situación dónde el hombre tiene educación universitaria y la mujer primaria (Edu3-wEdu1)
- Una variable que refleja la situación dónde el hombre tiene educación secundaria y la mujer primaria (Edu2-wEdu1)
- Una variable que refleja la situación dónde el hombre tiene educación universitaria y la mujer secundaria (Edu3-wEdu2)
- Una variable que refleja la situación dónde la mujer dispone de formación universitaria y el hombre de formación básica (wEdu3-Edu1)
- Una variable que refleja la situación dónde la mujer dispone de formación universitaria y el hombre de formación básica (wEdu3-Edu1)
- Una variable que refleja la situación dónde la mujer dispone de formación universitaria y el hombre de formación secundaria (wEdu3-Edu2)
- Una variable que refleja la situación dónde la mujer dispone de formación secundaria y el hombre de formación básica (wEdu2-Edu1)

De modo que estas 6 variables dicotómicas constituyen el vector s del factor distributivo, representando aquellas situaciones dónde exista una desigualdad formativa que condicione el poder de negociación de cada individuo de alguna manera. Es necesario distinguir estas variables de las variables referidas al nivel educativo alcanzado por cada miembro, pues el nivel formativo es una variable que si condiciona las preferencias de cada individuo. Sin embargo, el nivel formativo de la pareja no afecta a las preferencias de cada individuo. Por tanto, la diferencia radica en que las diferencias formativas no afectan a las preferencias individuales, pero sí al proceso de decisión (Crespo, 2005).

Lo que cabría esperar de este indicador es que en aquellas situaciones dónde el hombre tenga un nivel formativo superior al de su pareja, el poder de negociación de este se vería incrementado. A mayor poder de negociación, mayor renta no salarial asignada al varón en la regla de reparto y, en consecuencia, una menor oferta laboral del varón. No obstante, esto sucedería en el caso de considerar el tiempo de ocio como un bien normal. En algunos trabajos, se contempla la posibilidad para el caso francés que el tiempo de ocio podría no

ser considerado como un bien normal (Moreau, 2000). Lo mismo sucederá para la mujer en el caso de que disponga de mayor formación que el hombre.

Tabla 4. Estadísticos descriptivos de los factores distributivos.

	Mean	Std. Dev.
Edu3 wEdu1	0.012	0.110
Edu3 wEdu2	0.080	0.271
Edu2 wEdu1	0.074	0.262
wEdu3 Edu1	0.022	0.147
wEdu3 Edu2	0.140	0.347
wEdu2 Edu1	0.075	0.264

En la tabla 4, podemos observar la media en las diferencias formativas para nuestra muestra. Comprobamos de esta manera que en el 1,2% de las parejas, los hombres tienen una formación universitaria, mientras que las mujeres tienen únicamente formación básica. El caso opuesto, sucede en un 2,2% de las parejas. Un 8% de las parejas cuenta con una diferencia formativa entre los individuos causada por una educación universitaria en el hombre y una educación secundaria en la mujer. Para el caso contrario, observamos un 14% de parejas que cumplen estas características. Por último, observamos cifras muy similares para las parejas en las que se produce una diferencia en la formación debido a que un individuo disponga de educación secundaria y el otro no, 7,5% para hombres con educación secundaria y 7,4% para mujeres. Un dato relevante es que, para nuestra muestra, en el caso de producirse diferencia formativa en la pareja, es más frecuente que la mujer se encuentre a un mayor nivel de formación que el hombre. En un 23,7% de las parejas, las mujeres están más formadas que los hombres, frente a un 16,6% en el que los hombres están más formados que sus parejas.

5. Resultados

A continuación, estimamos las especificaciones 1 y 2 mediante OLS. La estimación incluye errores estándar robustos para evitar la presencia de problemas de heterocedasticidad en los residuos. Observamos que los resultados referidos a los salarios no son significativos, exceptuando el caso del logaritmo de los salarios estimados para el hombre a un 10% de significatividad. Nuestra regresión, nos indica que un aumento de

una unidad del logaritmo de los salarios del hombre reduciría la oferta laboral del hombre en un 0,082%. Para el resto, los salarios de la mujer y la interacción entre los logaritmos de los salarios de la pareja no son significativos. Además, el salario del hombre tampoco es significativo para la estimación de la oferta laboral de la mujer. Para el caso de la renta familiar no salarial, comprobamos que en ambos casos (hombre y mujer) una mayor renta familiar provocaría una oferta laboral mayor, aunque el efecto es realmente pequeño. En el caso del hombre, un incremento de una unidad en la renta familiar, incrementa su oferta laboral en un 0,001%, para la mujer del 0,0007%. En ambos casos es significativa al 1%. En cuanto a la edad de los individuos, es significativa al 1% para los hombres y no significativa para las mujeres. De manera que un año más en la edad del hombre provoca un incremento en la oferta laboral del mismo en un 0,005%. No podemos afirmar que para las mujeres exista efecto alguno de la edad sobre su oferta laboral. La edad al cuadrado es significativa al 1% y negativa para los hombres y no significativa para las mujeres. Podemos encontrar más diferencias observando las variables relativas al contexto sociodemográfico en común. Tal es el caso del estado civil, para los hombres casados la oferta laboral se incrementa un 0,009% mientras que en el caso de las mujeres la oferta laboral se reduce un 0,00375%. Ambas cifras son significativas al 1%. El tamaño familiar también afecta en distinta manera a hombres y mujeres. Ambas variables, no son significativas para el hombre, mientras que para la mujer sí. Un aumento del tamaño familiar produce un incremento de la oferta laboral de la mujer en un 0,009%, mientras que un incremento en el número de hijos una reducción del número de horas de trabajo del 0,013%. En cuanto a las variables relacionadas con el nivel de formación individual. Cada nivel adicional de formación incrementa la oferta laboral de los individuos. En ambos casos (hombre y mujer) las variables del nivel de formación son significativas al 1%. Llama la atención el gran efecto que tiene la educación universitaria de las mujeres sobre la oferta laboral, contar con este tipo de formación supone un incremento en la oferta laboral mayor en un 0,049%.

Como ya se ha comentado previamente, las variables más importantes para nuestro trabajo, son las identificadas con los factores distributivos. Pues son las que nos ayudarán a confirmar la validez del modelo colectivo. En nuestra estimación, comprobamos que los valores para cada variable del factor distributivo diferencia de formación es distinta.

Tabla 5. Estimación.

VARIABLES	(1) Men	(2) Women
M: Log predicted wage	-8.283* (4.757)	-1.546 (3.493)
W: Log predicted wage	-4.282 (3.299)	1.513 (5.394)
Log Wm* Log Wf	1.637 (1.219)	-1.226 (1.308)
Household income	0.118*** (0.003)	0.069*** (0.003)
M: Age	0.510*** (0.126)	
M: Age squared	-0.616*** (0.123)	
M: Secondary education	1.244*** (0.261)	
M: University education	2.622*** (0.795)	
Married couple	0.918*** (0.180)	-0.375*** (0.138)
Edu3_wEdu1	0.921 (0.607)	0.949 (0.632)
Edu3_wEdu2	0.452 (0.348)	0.983*** (0.346)
Edu2_wEdu1	-0.209 (0.199)	-0.170 (0.329)
wEdu3_Edu1	-0.688 (0.514)	-1.524*** (0.469)
wEdu3_Edu2	-0.658** (0.305)	-1.203*** (0.309)
wEdu2_Edu1	0.108 (0.246)	0.386* (0.206)
Family size	0.019 (0.487)	0.934* (0.541)
Number of children	-0.587 (0.495)	-1.345** (0.544)
W: Age		0.138 (0.117)
W: Age squared		-0.112 (0.101)
W: Secondary education		1.487*** (0.442)
W: University education		4.954*** (1.176)
Constant	44.903*** (9.818)	33.033*** (10.684)
Observations	40,378	40,378
Adjusted R-squared	0.105	0.058

Robust standard errors in parentheses

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

Únicamente es significativa en el caso de la oferta laboral masculina la diferencia formativa cuando la mujer dispone de formación universitaria y el hombre no. En este caso, el hombre ve reducida su oferta laboral, trabajando un 0,006% menos. Para el caso de la mujer los efectos de las diferencias formativos son mayores. Observamos tres casos que son muy significativos a la hora de determinar la oferta laboral femenina. En primer lugar, en aquella situación dónde la mujer cuenta con formación secundaria y su pareja con universitaria, la mujer trabajará un 0,0098% más. En segundo lugar, para el caso en el que la mujer dispone de formación universitaria y el hombre de formación básica, la oferta laboral de la mujer se reduce un 0,0152%. En la situación dónde la mujer dispone de formación universitaria y el hombre de secundaria, la mujer reduce un 0,012% su oferta laboral. De modo, que podemos comprobar que la distancia en el nivel formativo entre la pareja, entendida como la diferencia en niveles de formación, provoca cambios en la distribución del poder de negociación. Para el caso, dónde la mujer dispone de formación secundaria y el hombre de formación básica, la mujer trabajará un 0,003% más.

Comprobamos la validez del modelo colectivo a través de estas cifras. En aquellas situaciones dónde la mujer gana poder de negociación por su mayor nivel formativo, consigue una asignación de recursos favorable dentro del hogar, lo que le permite ofertar una menor oferta laboral. Es decir, un mayor nivel educativo sobre el hombre, otorga un mayor poder de negociación, y, en consecuencia, una mayor proporción de renta no salarial mediante la regla de reparto. Así, la mujer reducirá sus horas de trabajo ofertadas. Podemos interpretar la mayor incidencia de los factores distributivos sobre la oferta laboral de la mujer como un efecto derivado de la mayor rigidez relativa de la oferta laboral de los hombres. Es decir, la variabilidad de la oferta laboral de la mujer es mayor, y, por tanto, responde en mayor medida a ganancias o pérdidas en el poder de negociación otorgado por la diferencia formativa.

6. Conclusiones

Mediante este trabajo realizamos una contribución empírica del modelo colectivo a *lá Chiappori* para el caso de Francia. Para ello, introducimos los factores distributivos relacionados con la diferencia de formación entre los individuos que conforman la pareja tomando como ejemplo Crespo (2005). De modo que, mediante estos factores distributivos que no afectan a las preferencias individuales ni a la restricción

presupuestaria, podemos comprobar si se produce un proceso de negociación colectiva como realizan en Chiappori, Fortin y Lacroix (2002).

Para este trabajo, utilizamos los datos disponibles en la EU-SILC para Francia de 2004 a 2019. Comprobamos mediante una estimación semilog que no podemos rechazar la no existencia del efecto de los factores distributivos sobre la negociación intrafamiliar de la asignación de los recursos y oferta laboral. En otras palabras, comprobamos la validez del modelo colectivo *a lá Chiappori* para nuestra muestra. En particular, observamos que los factores distributivos afectan en mayor medida a la mujer. La realidad del mercado laboral de un país como Francia nos sugiere que la oferta laboral de los hombres es más rígida que la oferta laboral de las mujeres (Donni, 2007). Por este motivo, la oferta laboral de los hombres no se ve tan afectada por las diferencias formativas. También explicaría que las mujeres, al disponer de una oferta laboral más flexible, puedan utilizar en mayor medida el poder de negociación otorgado por una mayor formación para ofertar una menor jornada laboral. Generalmente, observamos que esto es lo que sucede en nuestra estimación.

En definitiva, a partir de nuestra estimación comprobamos como las variables individuales y familiares sociodemográficas, además de los factores distributivos condicionan la oferta laboral de los individuos. Comprobando así la validez del modelo colectivo para explicar la oferta laboral de los individuos.

7. Referencias

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. (1992) «Collective Labor Supply and Welfare», *Journal of Political Economy*, 100, pp. 437-467. doi: 10.1086/261825.

Chiappori, P. A., Fortin, B. y Lacroix, G. (2002) «Marriage market, divorce legislation, and household labor supply», *Journal of Political Economy*, 110(1), pp. 37-72. doi: 10.1086/324385.

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

Crespo, L. (2005) Estimation and testing of household labour supply models: evidence from Spain, Working Papers, Serie AD 2005-03, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A. (IVIE).

Donni, O. (2007) «Collective female labour supply: Theory and application», *Economic Journal*, 117(516), pp. 94-119. doi: 10.1111/j.1468-0297.2007.02003.x.

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

Donni, O. y Moreau, N. (2007) «Collective Labor Supply», *Journal of Human Resources*, XLII(1), pp. 214-246. doi: 10.3368/jhr.xlii.1.214.

Fernández Val, I. (2003) «Household loabor supply: evidence for Spain», *Investigaciones Económicas*, 27(2), pp. 239-275.

Fortin, B. y Lacroix, G. (1993) «A Test of the Neoclassical and Collective Models of Household Labour Supply.»

Garcia, I., Molina, J. A. y Montuenga, V. M. (2010) «Intra-family distribution of paid-work time», *Applied Economics*, 42(5), pp. 589-601. doi: 10.1080/00036840701704469.

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

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

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>

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.

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>.

Hourriez, J. (2005) «Estimation of a Collective Model of Labor Supply with Female Nonparticipation», 22(March).

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.

Moreau, N. (2000) «Une application d'un modèle collectif d'offre de travail sur données françaises», *Économie & Prévision*, 146(5), pp. 61-71. doi: 10.3406/ecop.2000.6128.

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.