



Munich Personal RePEc Archive

Household labor supply and intrahousehold bargaining: An empirical test of the collective model

Ibarra, Helena and Velilla, Jorge

University of Zaragoza, University of La Rioja

June 2021

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/108080/>
MPRA Paper No. 108080, posted 02 Jun 2021 08:18 UTC

Oferta laboral familiar y negociación intrafamiliar en España: Un test del modelo colectivo

Helena Ibarra, Jorge Velilla

Resumen

Este artículo analiza el poder de negociación de los cónyuges de las familias españolas, en un marco colectivo. Utilizando datos para España, estimamos ecuaciones de oferta laboral y, bajo ciertas restricciones probables, obtenemos una regla de reparto derivada teóricamente de los ingresos de los hogares, que caracteriza el poder de negociación dentro del hogar. Luego, utilizando datos únicos sobre la toma de decisiones en el hogar, construimos un peso de Pareto y estudiamos la validez del modelo colectivo comparando la regla de reparto con el peso de Pareto construido. Los resultados revelan que tanto el peso de Pareto observado como la regla teórica de reparto muestran similitudes cualitativas, proporcionando así apoyo empírico directo al modelo colectivo. Además, los resultados sugieren que las mujeres españolas se comportan de forma más altruista, mientras que los maridos se comportan de manera más egoísta.

Palabras clave: Modelo colectivo; Oferta laboral; Negociación intrafamiliar; España.

Abstract

This paper analyzes the intrahousehold bargaining power of spouses in Spanish families, in a collective framework. Using data for Spain, we estimate household labor supply equations and, under certain testable restrictions, we obtain a theoretically-derived a sharing rule for household income, which characterizes intrahousehold bargaining power. Then, using unique data on decision-making in the household, we build up a constructed Pareto weight, and study the validity of the collective model by comparing the theoretical sharing rule and the constructed Pareto weight. The results reveal that both the observed Pareto weight and the theoretical sharing rule display qualitative similarities, thus providing direct empirical support to the collective model. Furthermore, the results suggest that Spanish wives behave more altruistically, while husbands behave more egoistically.

Keywords: Collective model; Labor supply; Intrahousehold bargaining power; Spain

1. Introducción

Este Trabajo Fin de Máster analiza la oferta laboral de las familias españolas, en un marco colectivo a la *Chiappori* (Chiappori, 1988, 1992), obteniendo unas estimaciones que permiten estudiar, de forma indirecta, la forma en que los cónyuges negocian y reparten los bienes entre ellos. Para ello, el trabajo se basa en el marco teórico y posterior especificación empírica propuestos por Chiappori et al. (2002). Este modelo se estima usando los datos *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) de España, del año 2010. Asimismo, estos datos incluyen un módulo especial sobre toma de decisiones intrafamiliares, que nos permite analizar de forma directa una aproximación del llamado “peso de Pareto”, que representa el poder de negociación intrafamiliar en la toma de decisiones. De esta forma, podemos analizar de forma directa el poder de negociación dentro de los hogares españoles y, entonces, comprobar empíricamente si la regla de reparto derivada teóricamente de las estimaciones del modelo colectivo de oferta laboral proporciona una aproximación realista y acertada de cómo las familias dividen sus recursos.

1.1 El estudio de la familia en Economía

Tradicionalmente, los estudios teóricos y aplicados que tratan de abordar la desigualdad ignoran una componente importante de la misma, que emerge de la distribución de recursos dentro del hogar, la llamada “desigualdad intrafamiliar”, y por lo tanto proporcionan una visión incompleta y potencialmente sesgada de la desigualdad real entre individuos (Chiappori y Meghir, 2015; Radchenko, 2016). Por ejemplo, la desigualdad puede incrementarse si los recursos dentro del hogar se distribuyen desigualmente, especialmente cuando un hogar está formado por dos cónyuges con características diferentes (por ejemplo, un cónyuge con un nivel alto de capital humano que acumula la mayor parte de recursos del hogar, y otro cónyuge con un nivel bajo de capital humano que apenas recibe recursos dentro del hogar). De la misma manera, la desigualdad puede disminuir si los recursos del hogar se reparten de forma equitativa y/o compensada. Así, el análisis de la toma de decisiones intrafamiliares, y cómo los miembros de las familias se dividen los recursos disponibles dentro del hogar del cónyuge es relevante para el diseño de políticas destinadas a reducir la pobreza y la desigualdad.

El estudio de la familia desde un punto de vista económico no es reciente, puesto que en la antigüedad (por ejemplo, Aristóteles, véase Browning et al., 2014) ya se consideraba a la familia como una unidad económica. Sin embargo, no fue hasta la segunda mitad del siglo XX,

con los estudios de Jacob Mincer y Gary Becker, cuando nació la Economía de la Familia contemporánea (véase Gorssbard, 2006). Estos autores desarrollaron la llamada “Nueva Economía del Hogar”, o *New Home Economics*, mientras ambos desarrollaban su carrera en la Universidad de Columbia (Estados Unidos) durante la década de 1960. Esta nueva Economía de la Familia se caracterizó por considerar cualquier tipo de decisión económica que tomasen los hogares, incluyendo el reparto de recursos, el consumo, el ocio, la oferta laboral, los desplazamientos, la salud, o la fertilidad, entre otras decisiones.

Pese a esto, y hasta la década de 1980, el marco teórico y conceptual clásico para estudiar el comportamiento de las familias era el llamado “modelo unitario”, donde los hogares eran analizados como unidades con una única función de utilidad, independientemente de su composición y de que los integrantes del hogar pudiesen tener diferentes preferencias. Esta hipótesis se justificaba mediante dos vías. La primera se basaba en la figura del “dictador benevolente” el cuál representaba las preferencias del hogar, mientras que la segunda planteaba que las preferencias de los miembros de un mismo hogar eran idénticas (Phipps y Burton, 1995). No obstante, este modelo unitario, y la justificación del mismo, fue duramente criticada desde diversos puntos de vista. Desde el feminismo, se criticó duramente la idea del dictador benevolente, mientras que desde un punto de vista sociológico se señaló que la mayoría de las mujeres percibían más dinero después de separarse de sus maridos aun reduciendo drásticamente sus ingresos laborales (Graham, 1987). Además, desde un punto de vista teórico, las hipótesis del modelo unitario resultaban no realistas, pues la existencia de una única función de utilidad no estaba en la línea de las hipótesis teóricas de la teoría neoclásica, resultaba una hipótesis *ad-hoc* sin base teórica, y daba lugar a predicciones que no estaban abaladas por los datos (véase, por ejemplo, Thomas, 1990; Lundberg et al., 1997; Duflo, 2003; Ward-Batts, 2008). Además de todo esto, el modelo unitario impedía cualquier análisis intrafamiliar, ya que todo proceso intrafamiliar era considerado una “caja negra”, dando lugar pues a análisis sesgados de la desigualdad familiar.

A principios de la década de los 80, y motivados por el trabajo de Gary Becker (véase Becker, 1991), diversos autores desarrollaron modelos y teorías que trataban de alejarse y superar las limitaciones del modelo unitario, reconociendo de forma explícita que dentro de una familia las preferencias de los individuos podían diferir e interactuar. Estos modelos incluían tanto modelos cooperativos (Manser and Brown, 1980; McElroy and Horney, 1981; Bargain and Moreau, 2013), como modelos no-cooperativo, cuyo funcionamiento es similar al del modelo de Cournot donde la variable de decisión es el ocio (Lundberg and Pollak, 1994;

Bergstrom, 1997), y modelos individuales independientes (Grossbard-Shechtman, 1984). Entre estos nuevos estudios que trataban de modelar el comportamiento familiar e intrafamiliar, Chiappori (1988, 1992) fue el primero en plantear y desarrollar un modelo general para el análisis de las decisiones dentro de los hogares, con el llamado “modelo colectivo”, donde solamente se asume que los agentes del modelo (es decir, dos cónyuges) cooperan para llegar a una situación eficiente en el sentido de Pareto, o Pareto-eficiente (ver Molina, 2011, para una panorámica de conductas económicas de la familia). Es decir, la utilidad que obtienen los dos cónyuges al cooperar no puede incrementarse sin que la del otro disminuya.

1.2 El modelo colectivo

El modelo colectivo abordó varios de los problemas del enfoque unitario, derivados principalmente de que la familia se considera una “caja negra” y por lo tanto el enfoque unitario no pudiese analizar ningún tipo de decisión o comportamiento intrafamiliar. En este contexto, el enfoque unitario impone una serie de restricciones al comportamiento observado, que incluyen que no permite establecer la distribución intrafamiliar del consumo, ni de los recursos productivos y, en consecuencia, del bienestar intrafamiliar. Esto produce estimaciones sesgadas de la desigualdad intrafamiliar (Browning et al., 2013; Dunbar et al., 2013). En dicho contexto, el modelo colectivo es una herramienta teórica que permite estudiar la riqueza, los recursos, el bienestar y la desigualdad dentro de las familias (Chiappori y Mazzocco, 2018). Sin embargo, el modelo colectivo es una herramienta teórica, ya que únicamente permite a los investigadores analizar empíricamente el comportamiento observado de los cónyuges (por ejemplo, el consumo público y privado de las familias, o la oferta laboral de los cónyuges) y, si dicho comportamiento es compatible con ciertas restricciones, permite derivar teóricamente la distribución de la renta (la llamada “regla de reparto”), el poder de negociación dentro del hogar, y por lo tanto la asignación de recursos familiares. La pregunta que puede surgir ante dicha herramienta teórica es: ¿por qué es este tipo de herramienta teórica relevante? La respuesta a dicha pregunta radica en el hecho de que poder *observar empíricamente* el comportamiento intrafamiliar es complicado o, en muchos casos, imposible. Asimismo, es difícil encontrar encuestas con la información necesaria para analizar la distribución de recursos dentro del hogar (Bargain et al., 2018), por lo que el modelo colectivo se convierte en

una herramienta que permite analizar comportamientos no observables, en función de comportamientos observables.¹

Desde el planteamiento del modelo colectivo en Chiappori (1988, 1992), diversos autores han seguido analizando el comportamiento económico de las familias partiendo de este marco teórico. En concreto, diversos estudios han extendido el modelo colectivo, desde un punto de vista teórico. Bourguignon et al. (1993) plantean y desarrollan el modelo colectivo incluyendo preferencias tipo *caring* (Becker, 1974a, 1974b). Chiappori (1997) desarrolló el modelo colectivo introduciendo formalmente la producción doméstica. Browning y Chiappori (1998) plantean el modelo de forma general, y extraen condiciones de identificación testables empíricamente, al introducir el concepto de los factores de distribución (variables que afectan exógenamente a la toma de decisiones intrafamiliares, pero que no determinan ni las preferencias individuales ni la restricción presupuestaria del hogar). Blundell et al. (2005) plantean el modelo colectivo con consumo público en el hogar.² Finalmente, Mazzocco (2007) y Chiappori et al. (2020) plantean el modelo colectivo en un contexto dinámico, considerando cómo la toma de decisiones dentro del hogar, y el poder de negociación de cada cónyuge, puede variar a lo largo del tiempo dependiendo de las condiciones económicas de los agentes.

Además de esto, el modelo colectivo ha desarrollado una considerable cantidad de estudios aplicados, o empíricos. Por norma general, estos estudios han rechazado empíricamente las conclusiones del modelo unitario, mientras que los resultados avalan las predicciones del modelo colectivo. Véase, por ejemplo, Browning et al. (1998); Haddad y Hoddinott (1994); Lundberg et al. (1997); Browning y Chiappori (1998); Chiappori et al. (2002); Duflo (2003); Rapoport et al. (2011); Attanasio and Lechene (2014); Lyssiottou (2017); o Armand et al. (2020).

¹ En tal contexto, pocos autores han estimado directamente el poder de negociación intrafamiliar -una tarea difícil dado que este poder es por definición inobservable. La poca literatura al respecto (véase un análisis reciente en Bargain et al., 2018), sin embargo, es consistente con el modelo colectivo de consumo. Este Trabajo Fin de Máster busca contribuir proporcionando evidencia directa sobre la validez del modelo colectivo de oferta laboral, complementando así el trabajo de Bargain et al. (2018).

² Blundell et al. (2005) abandonan pues la hipótesis de que el tiempo de cada cónyuge se divide en tiempo dedicado al mercado laboral y al ocio. Argumentando que ese tiempo no dedicado al trabajo remunerado no es únicamente ocio (de hecho, los autores apuntan a que gran cantidad de este tiempo estaría dedicado a la producción doméstica), consideran dicha hipótesis muy restrictiva, lo que puede generar recomendaciones engañosas en materia de política económica. En el modelo que proponen, consideran que el bienestar de los hijos puede tratarse como un bien público, y caracterizarse como un bien doméstico (Becker, 1965). No obstante, las conclusiones del modelo colectivo no difieren al incluir los bienes públicos.

De entre todas las diferentes extensiones del modelo colectivo, en este Trabajo Fin de Máster tomamos como referencia el modelo desarrollado en Chiappori et al. (2002). Este trabajo se caracteriza por presentar de forma general el modelo colectivo de oferta laboral con factores de distribución, que facilitan la identificación empírica del comportamiento intrafamiliar de los agentes. Asimismo, Chiappori et al. (2002) proponen una parametrización del modelo, y una serie de estimaciones empleando los datos estadounidenses *Panel Study of Income Dynamics*, empleando como factores de distribución el llamado *sex-ratio* (el número de mujeres por cada hombre) como proxy del mercado matrimonial, y un índice de cambios en las leyes que rigen el divorcio. De esta forma, los autores encuentran que la oferta laboral de las familias estadounidenses es consistente con las predicciones del modelo, ya que las estimaciones no rechazan las condiciones que se derivan teóricamente del modelo. Así, Chiappori et al. (2002) proporcionan evidencia empírica (indirecta) sobre cómo los cónyuges reparten sus recursos dentro del hogar mediante reglas de reparto derivadas teóricamente a partir de funciones de oferta laboral estimadas empíricamente. (El planteamiento, desarrollo y parametrización de este modelo se muestran en la Sección 2 del presente Trabajo Fin de Máster.)

En conclusión, el modelo colectivo se ha convertido en uno de los principales marcos teóricos usados en los estudios del comportamiento de las familias y numerosos autores han demostrado la validez de estas aproximaciones, rechazando a su vez la aproximación unitaria tradicional. Pueden consultarse revisiones cronológicas detalladas de la literatura en Donni y Chiappori (2011), Chiappori y Mazzocco (2018), Donni y Molina (2018) y Chiappori y Molina (2020), mientras que el planteamiento general del modelo colectivo puede consultarse en Browning et al. (2014).

1.3 Objetivos y contribución

En este contexto, el objetivo de este trabajo es estudiar el poder de negociación intrafamiliar en España, a partir de un modelo colectivo de oferta laboral (Chiappori et al., 2002). Utilizando los datos EU-SILC del Eurostat, para el año 2010, estimamos las ecuaciones de oferta laboral de los cónyuges de las familias de la muestra, siguiendo la parametrización propuesta por Chiappori et al. (2002), e incluyendo dos factores de distribución. En base a dichas estimaciones empíricas, derivamos una regla de reparto teórica que representa cómo los cónyuges reparten las rentas familiares y, por tanto, es una biyección que representa de forma

unívoca el poder de negociación intrafamiliar (salvo por una constante de integración que no puede identificarse). Una vez calculada dicha regla de reparto teórica, y por tanto tras haber caracterizado el poder de negociación y la asignación de recursos dentro del hogar, utilizamos la información del módulo especial del año 2010 de los datos EU-SILC sobre la distribución de recursos dentro del hogar, y construimos una variable que representa el poder de negociación en el hogar, en función de diversas variables con información sobre la toma de decisiones intrafamiliares. Finalmente, comparamos si la regla de reparto teórica es compatible con las estimaciones de esta variable construida que representa un proxy del poder de negociación. Esto nos permite testear el modelo colectivo de oferta laboral de forma directa y, en particular, testear la caracterización del poder de negociación en el hogar que se deriva teóricamente de dicho modelo. Los resultados sugieren que la regla de reparto teórica que se obtiene de las estimaciones de la oferta laboral de los cónyuges es compatible con las estimaciones del proxy de la toma de decisiones intrafamiliares. Por tanto, los resultados del Trabajo Fin de Máster dan soporte empírico al modelo colectivo.

Las contribuciones del Trabajo Fin de Máster son, pues, dobles. En primer lugar, estudiamos la oferta de trabajo conyugal y derivamos teóricamente una regla de reparto de los ingresos familiares. Esto nos permite analizar la asignación de recursos dentro del hogar, en los hogares españoles, de acuerdo a la muestra empleada. En concreto, estos resultados determinan cómo cambia la asignación de recursos dentro del hogar ante cambios en las condiciones económicas (es decir, en los ingresos) de los cónyuges. Las estimaciones rechazan claramente el modelo unitario, dado que encontramos que los salarios de cada cónyuge afectan de forma diferente al comportamiento familiar. Además, encontramos que las mujeres se comportan de manera altruista, mientras que los hombres parecen ser más egoístas, ya que las estimaciones de la regla de reparto sugieren que por cada euro adicional ganado por la mujer (hombre), ella se queda con 0.57€ (0.11€).³ En segundo lugar, realizamos una comprobación empírica directa del modelo colectivo, utilizando datos para España, y complementando así la investigación existente para el caso de las economías en desarrollo con modelos de consumo (Bargain et al., 2018). Los resultados indican que los comportamientos dentro del hogar y la asignación de recursos en las familias españolas son compatibles con las predicciones del modelo colectivo, ya que las estimaciones del índice de poder de negociación construido, y las estimaciones de la regla de reparto derivada teóricamente, son cualitativamente robustas.

³ El análisis complementa estudios previos de la conducta familiar en España, *pej.* Molina (1997), García and Molina (1998, 2002), Molina y Montuenga (2009), Molina et al. (2013), y Gimenez-Nadal et al. (2020a, 2020b).

El resto del Trabajo Fin de Máster está organizado de la siguiente manera. La Sección 2 presenta teórica y conceptualmente el modelo colectivo de oferta laboral con factores de distribución (Chiappori et al., 2002), así como la parametrización y especificación empírica del mismo. La Sección 3 describe los datos empleados, incluyendo una descripción de las variables y la muestra empleadas. En la Sección 4 se describe la estrategia empírica y los principales resultados. Finalmente, la Sección 5 enumera las principales conclusiones y limitaciones del trabajo.

2. Modelo teórico

2.1. El marco teórico básico

En esta sección, presentamos un resumen del modelo colectivo de oferta laboral con factores de distribución (Chiappori et al., 2002). En este modelo, los hogares se componen de dos individuos con preferencias y funciones de utilidad individual distintas. Asumimos que, dentro de la pareja, cada cónyuge conoce las preferencias del otro, y que ambos agentes interactúan de forma óptima logrando una situación eficiente en el sentido de Pareto.

En base a estos supuestos, Chiappori et al. (2002) plantean el modelo asumiendo que las funciones de utilidad individual de cada esposo, $i = 1, 2$, son egoístas:

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

Donde, omitiendo el subíndice “ i ”, h representa el tiempo que se dedica a trabajar y, por tanto, $(1 - h)$ es el tiempo de ocio. C representa el consumo de un bien Hicksiano con precio unitario, y el vector \mathbf{z} representa los factores sociodemográficos, como la edad y la educación de los individuos.⁴ Asumimos que las funciones de utilidad son estrictamente cuasi-cóncavas, crecientes, continuas y diferenciables.

Detrás del marco colectivo, el proceso de decisión es Pareto eficiente. Analíticamente, esto significa que, para cualquier conjunto $(w_1, w_2, y, \mathbf{z}, s)$ dado, hay un peso Paretiano, $\mu = \mu(w_1, w_2, y, \mathbf{z}, s) \in [0, 1]$, que es una función continua y diferenciable, tal que se resuelve el siguiente problema de maximización (P₁):

⁴ Los autores también desarrollan el modelo incluyendo utilidades beckerianas, donde cada función de utilidad depende también de la utilidad de la pareja. Dado que los resultados son equivalentes, en este Trabajo se describe el caso de utilidades egoístas.

$$\max_{(h^1, h^2, C^1, C^2)} \mu U^1 + (1 - \mu) U^2$$

$$\text{sujeto a: } w_1 h^1 + w_2 h^2 + y \geq C^1 + C^2 \quad (\text{P}_1)$$

$$0 \leq h^i \leq 1, \quad i = 1, 2.$$

El término w_i representa el salario individual del cónyuge i , y representa los ingresos no laborales del hogar, y s es un vector de factores de distribución que afecta a las decisiones dentro del hogar, pero no a las preferencias individuales, ni al consumo.

Bajo las suposiciones anteriores, el problema (P₁) es equivalente al siguiente problema descentralizado, donde existe una función $\varphi = \varphi(\mu) = \varphi(w_1, w_2, y, z, s)$, tal que cada cónyuge i puede resolver (P₂):

$$\max_{(h^i, C^i)} U^i(1 - h^i, C^i, z)$$

$$\text{sujeto a: } w_i h^i + \phi \geq C^i \quad (\text{P}_2)$$

$$0 \leq h^i \leq 1, \quad i = 1, 2.$$

Es decir, el problema familiar (P₁) es equivalente a un proceso de dos etapas donde, primero, los individuos negocian la distribución de los ingresos no laborales, de acuerdo con una regla de reparto tal que: $\varphi^1 = \varphi$, y $\varphi^2 = y - \varphi$. Es decir, el agente 1 recibe φ , y el agente 2 recibe $y - \varphi$. Dado que la función φ no se define acotada por 0, ni por y , la regla de reparto puede incluir en realidad la asignación de ingresos laborales y no laborales entre los cónyuges.) Posteriormente, cada cónyuge resuelve, de forma individual, el problema (P₂). La equivalencia de ambos problemas queda garantizada por el Segundo Teorema Fundamental del Bienestar (Chiappori, 1992), y entonces para cualquier solución (w_1, w_2, y, z, s) del problema (P₁), existe una regla de reparto φ para la que (w_1, w_2, y, z, s) también es solución del problema (P₂).

La intuición es, pues, la siguiente. Por un lado, los cónyuges resuelven el problema familiar, cuya solución es un conjunto de funciones de oferta laboral:

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

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

Por otro lado, esto es equivalente a que, una vez se haya negociado la regla de reparto, cada agente resuelva el problema (P₂), lo que genera unas funciones Marshallianas de oferta laboral:

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

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

Dado que ambos procesos son equivalentes, las ecuaciones deben ser iguales para cada uno de los cónyuges, y el modelo colectivo se aprovecha de la estructura particular de estas funciones y de la regla de reparto para imponer una serie de restricciones (comprobables) sobre el comportamiento de los agentes respecto a su oferta de trabajo de forma que, si estas restricciones se satisfacen (es decir, si no se rechazan empíricamente), la oferta de trabajo de los agentes será compatible con el modelo colectivo, lo que nos permite encontrar un sistema de derivadas parciales que, resolviéndolo, permite recuperar una forma funcional de la regla de reparto, φ , identificada salvo por una constante de integración, $\kappa(\mathbf{z})$. En concreto, las derivadas parciales de las funciones de oferta laboral de cada cónyuge deben coincidir, lo que nos proporciona el siguiente sistema de ecuaciones:

$$h_{w_2}^1 = \frac{\partial H^1}{\partial \varphi} \frac{\partial \varphi}{\partial w_2}, \quad (6)$$

$$h_y^1 = \frac{\partial H^1}{\partial \varphi} \frac{\partial \varphi}{\partial y}, \quad (7)$$

$$h_s^1 = \frac{\partial H^1}{\partial \varphi} \frac{\partial \varphi}{\partial s}, \quad (8)$$

$$h_{w_1}^2 = \frac{\partial H^2}{\partial \varphi} \frac{\partial \varphi}{\partial w_1}, \quad (9)$$

$$h_y^2 = \frac{\partial H^2}{\partial \varphi} \left(1 - \frac{\partial \varphi}{\partial y}\right), \quad (10)$$

$$h_s^2 = -\frac{\partial H^2}{\partial \varphi} \frac{\partial \varphi}{\partial s}, \quad (11)$$

A continuación, a partir de estas ecuaciones, podemos definir una serie de factores que relacionan estas derivadas parciales, que permitan imponer restricciones sobre la oferta laboral, además de proporcionarnos las derivadas parciales de la regla de reparto. Una vez parametrizado el modelo, estas variables serán pues conocidas, y por lo tanto podrán derivarse de las estimaciones de los parámetros estimados. Estos factores son, en concreto, los siguientes cocientes de derivadas parciales:

$$A = \frac{h_{w_2}^1}{h_y^1}, \quad B = \frac{h_{w_1}^2}{h_y^2}, \quad C_l = \frac{h_{s_l}^1}{h_y^1}, \quad D_l = \frac{h_{s_l}^2}{h_y^2}, \quad (12)$$

donde $l = 1, \dots, L$, siendo L el número de factores de distribución del modelo.

Si juntamos las expresiones presentadas en (12), con las ecuaciones (6-11), obtenemos que los factores anteriores (observables empíricamente) caracterizan las derivadas parciales de la función φ (no observable empíricamente), de la siguiente forma:

$$\frac{\partial \varphi}{\partial w_2} = A \frac{\partial \varphi}{\partial y}, \quad (13)$$

$$\frac{\partial \varphi}{\partial w_1} = B \left(\frac{\partial \varphi}{\partial y} - 1 \right), \quad (14)$$

$$\frac{\partial \varphi}{\partial s} = C \frac{\partial \varphi}{\partial y}, \quad (15)$$

$$\frac{\partial \varphi}{\partial s} = D \left(\frac{\partial \varphi}{\partial y} - 1 \right), \quad (16)$$

Resolviendo este sistema de derivadas parciales, para una parametrización de las funciones de oferta laboral de los individuos, podemos finalmente obtener una expresión las derivadas parciales de la regla de reparto.

2.2. Parametrización del modelo

Siguiendo el modelo de Chiappori et al. (2002), planteamos la siguiente parametrización de la oferta laboral de los cónyuges, $i = 1, 2$:

$$h_1 = f_0 + f_1 \log w_1 + f_2 \log w_2 + f_3 y + f_4 \log w_1 \log w_2 + f_5 s_1 + f_6 s_2 + \mathbf{f}_6 \mathbf{z}, \quad (17)$$

$$h_2 = m_0 + m_1 \log w_1 + m_2 \log w_2 + m_3 y + m_4 \log w_1 \log w_2 + m_5 s_1 + m_6 s_2 + \mathbf{f}_6 \mathbf{z}, \quad (18)$$

donde w_i representa los ingresos laborales del cónyuge i , y h_i representa la oferta laboral de los cónyuges, medida en logaritmos.⁵

Con esta parametrización obtenemos las siguientes derivadas parciales de la regla de reparto:

$$h_{w_2}^1 = \frac{f_2 + f_4 \log w_1}{w_2}, \quad (19)$$

$$h_{w_1}^2 = \frac{m_1 + m_4 \log w_2}{w_1}, \quad (20)$$

⁵ Chiappori et al. (2002) estiman el modelo con h_i siendo las horas de trabajo anuales divididas por 1000. En nuestro caso, h_i representa el logaritmo de las horas de trabajo semanales. Las estimaciones empleando las horas de trabajo semanales producen resultados equivalentes. Sin embargo, dado que esto no influye en la derivación de la regla de reparto, y una parametrización “log-log” permite interpretar los coeficientes estimados en forma de elasticidades, se ha optado finalmente por incluir esta parametrización.

$$h_y^1 = f_3, \quad (21)$$

$$h_y^2 = m_3, \quad (22)$$

$$h_{s_1}^1 = f_5, \quad (23)$$

$$h_{s_1}^2 = m_5, \quad (24)$$

$$h_{s_2}^1 = f_6, \quad (25)$$

$$h_{s_2}^2 = m_6, \quad (26)$$

que, a continuación, introducimos en los parámetros:

$$A = \frac{f_2 + f_4 \log w_1}{f_3 w_2}, \quad (27)$$

$$B = \frac{m_1 + m_4 \log w_2}{m_3 w_1}, \quad (28)$$

$$C_1 = \frac{f_5}{f_3}, \quad (29)$$

$$D_1 = \frac{m_5}{m_3}, \quad (30)$$

$$C_2 = \frac{f_6}{f_3}, \quad (31)$$

$$D_2 = \frac{m_6}{m_3}. \quad (32)$$

De esta forma, podemos obtener y resolver el sistema de derivadas parciales que caracteriza la regla de reparto (salvo por la constante de integración):

$$\phi = \frac{1}{f_3 m_4 - f_4 m_3} (m_1 f_4 \log w_1 + f_2 m_4 \log w_2 + f_3 m_4 y + f_4 m_4 \log w_1 \log w_2 + m_4 f_5 s_1 + m_4 f_6 s_2) + \kappa(\mathbf{z}) \quad (33)$$

Finalmente, la solución del sistema de derivadas cruzadas depende de que se imponga la siguiente condición (testable empíricamente), necesaria para que la regla de reparto esté bien definida:

$$\frac{m_4}{f_4} = \frac{m_5}{f_5} = \frac{m_6}{f_6}. \quad (34)$$

3. Datos

3.1. Sobre los datos EU-SILC

Los datos que hemos usado para realizar este Trabajo Fin de Máster se han obtenido de la *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC), o Encuesta Europea de Ingresos y Condiciones de Vida. En particular, hemos usado el módulo especial sobre recursos intrafamiliares del año 2010 (*2010 Module on intra-household sharing of resources*). Los datos EU-SILC son elaborados, trabajados y distribuidos por el Eurostat, cada año desde 2003. Son una combinación de datos en conjunto (referidos a los hogares), e individuales (referidos a cada individuo dentro del hogar), para los cuales entrevistan a los individuos de los hogares que se encuentran en edad de trabajar.

Los objetivos principales del módulo especial que empleamos en este trabajo son presentar una imagen más detallada del proceso de toma de decisiones dentro del hogar, además de informar sobre la asignación de recursos. Ambos aspectos pueden proporcionarnos información sobre la pobreza de las personas y la posible existencia de desigualdad dentro del hogar. Por ejemplo, si algún miembro domina en la toma de decisiones o si alguno es más favorecido que otro en el reparto de recursos. Las variables del módulo especial están agrupadas en dos categorías. En la primera de ellas, se encuentran las variables relacionadas con el proceso y resultados de la toma de decisiones dentro del hogar. En la segunda categoría, están las variables vinculadas a los resultados del proceso de asignación de recursos dentro del hogar, lo que permite observar el uso del tiempo y los gastos individuales de los miembros del hogar. Para este trabajo, nos centramos en analizar el primero de ambos grupos de variables.

3.2. La muestra empleada

Nuestra muestra está restringida, en primer lugar, a hogares españoles formados por dos cónyuges, es decir, un esposo y una esposa (legalmente casados o cohabitando, consistente con la definición de “matrimonio” de Grossbard, 2014), Además, debido a la naturaleza del marco teórico, la muestra queda restringida a familias en las que los dos cónyuges trabajan. Así mismo, se han eliminado de la muestra a todas las familias en las que, para alguno de los cónyuges, alguna de las variables relevantes presente valores ausentes

Estas restricciones nos dejan una muestra de 2,775 hogares españoles compuestos por una mujer o esposa, y un varón o esposo. Los individuos de la muestra, además, tienen entre 22 y 65 años debido al propio diseño del módulo sobre recursos intrafamiliares, por lo que automáticamente la muestra elimina a los individuos que no están en edad de trabajar y, potencialmente, a los estudiantes a tiempo completo y a los individuos jubilados o no en edad de trabajar (en línea con las restricciones muestrales de Chiappori et al., 2002).

3.3. Variables empleadas

Las principales variables que usamos en el análisis son las siguientes. En primer lugar, las horas de trabajo de los individuos, que se definen como horas de trabajo semanales.⁶ En segundo lugar, las ganancias anuales de la pareja, netas, que son definidas como la suma de los ingresos laborales individuales (dinero efectivo neto más dinero no efectivo individual procedente del trabajo más los beneficios netos de los trabajadores por cuenta propia si fuera el caso). Finalmente, la renta anual disponible de los hogares, definida como la suma de los ingresos de todos los miembros que componen el hogar, netos (efectivo o ingresos en efectivo, tarjetas de empresa, beneficios o pérdidas resultantes del trabajo por cuenta propia, rentas recibidas de planes privados individuales, subvenciones del desempleo, pensiones, subsidios de supervivencia, de enfermedad, de invalidez, becas de educación, ingresos de alquileres de propiedades o tierras, subvenciones relacionadas con la familia y los hijos, ayudas para evitar la exclusión social, transferencias en efectivo fuera del hogar, intereses, dividendos, beneficios recibidos de inversiones en capital de negocios empresariales e ingresos recibidos por individuos menores de 16 años). La renta disponible anual (total) de los hogares se convierte en los ingresos no laborales del hogar cuando se eliminan los componentes de los ingresos laborales de los cónyuges.

Además de estas variables, los datos EU-SILC nos permiten definir las siguientes variables, que incluiremos como variables de control en el análisis econométrico:

- 1) La edad de los individuos, medida en años.

⁶ Chiappori et al. (2002) ejecutan el test usando las horas anuales de trabajo, ya que esa es la información incluida en sus datos (*Panel Study of Income Dynamics*). Como los datos EU-SILC no incluyen horas de trabajo anuales, sino horas semanales de trabajo, decidimos trabajar con esa variable. Definir las horas anuales de trabajo en términos de horas semanales de trabajo supondría un cambio algebraico que no debería afectar a los resultados.

- 2) EL máximo nivel de educación recibida, definida en términos de la *International Standard Classification of Education (ISCED)*. Definimos dos *dummies*: la educación universitaria que toma valor uno si el individuo ha alcanzado la universidad y 0 si no; y la educación secundaria, que toma valor 1 si el individuo ha alcanzado el nivel de secundaria no obligatoria y 0 si no. De esta forma, el grupo de referencia corresponde a los individuos que tienen un nivel bajo de educación, es decir, que no han completado la educación obligatoria.
- 3) El número de hijos que hay en el hogar.
- 4) Una variable *dummy* que toma valor 1 si la pareja está legalmente casada y 0 si no, aunque sean cohabitantes.
- 5) Una variable que mide la longitud del matrimonio en años y toma valor 0 para las parejas que no están casadas, pero son cohabitantes.
- 6) Variables *dummies* para cada Comunidad Autónoma en la que residen los individuos con el objetivo de tener en cuenta las posibles diferencias entre regiones.

A continuación, presentamos el resumen estadístico de las variables, para la muestra empleada. En primer lugar, hay que destacar que las horas dedicadas al trabajo remunerado laborales están medidas en horas semanales, y los ingresos están medidos en Euros anuales, divididos por 1000. Dado que los datos hacen referencia a un único año, no se ha aplicado ningún deflactor a las variables que representan valores monetarios (es decir, a los ingresos laborales y no laborales).

La Tabla 1 muestra como, en promedio, las mujeres de la muestra dedican 35.7 horas a la semana al trabajo mientras que los hombres dedican 42.8 horas. Por otro lado, las mujeres perciben en media 20,164.2€ anuales netos de su trabajo remunerado, mientras que los hombres perciben 27,524.6€ anuales netos. Además, los ingresos totales (netos) disponibles de la familia promedio son de alrededor de 46,000€ al año, lo que sugiere que la suma de ingresos netos de los esposos es menor que los ingresos disponibles de la familia. Esto podría deberse a la definición de los ingresos totales familiares netos, que incluye una serie de fuentes de ingresos que, durante el periodo analizado y en promedio, resulta ser negativa.

Tabla 1: Estadísticos descriptivos

VARIABLES	Media	Desv. Est.
A. MUJERES		
Horas de trabajo	35.712	9.924
Ingresos anuales/1000	20.164	16.097
Edad	42.641	8.449
Educación primaria	0.285	0.451
Educación secundaria	0.230	0.421
Educación universitaria	0.484	0.499
B. HOMBRES		
Horas de trabajo	42.839	8.041
Ingresos anuales	27.524	24.131
Edad	44.754	8.766
Educación primaria	0.342	0.474
Educación secundaria	0.255	0.436
Educación universitaria	0.402	0.490
C. VARIABLES FAMILIARES		
Ingresos familiares disponibles	45.974	25.436
Número de hijos	0.519	0.787
Legalmente casados	0.872	0.334
Duración del matrimonio	16.499	9.574
D. FACTORES DE DISTRIBUCIÓN		
Ratio de ingresos no laborales	0.012	0.043
<i>Sex-ratio</i>	1.021	0.031
N. Observaciones (familias)	2775	

Nota: La muestra (EU-SILC 2010 módulo especial) se ha restringido a las parejas formadas por dos cónyuges de entre 22 y 65 años, donde ambos trabajan.

En cuanto a las características socioeconómicas de los individuos de la muestra empleada, las mujeres de las familias analizadas tienen en media 42.6 años, y casi la mitad de ellas (el 48.46%) ha alcanzado niveles educativos universitarios, mientras que el 23.04% superaron la secundaria no obligatoria y el 28.5% no han llegado a superarla. Los hombres, en cambio, tienen en promedio 44.75 años. El 40.21% de ellos ha alcanzado un nivel educativo universitario, el 25.57% han superado la secundaria no obligatoria pero no ha alcanzado un nivel educativo universitario, y el 34.23% no han llegado a superar la educación secundaria. Finalmente, las variables definidas a nivel familiar señalan que el número medio de los hijos que tienen las parejas analizadas es 0.5, el porcentaje de parejas casadas es del 87.2%, y estas además han estado casadas durante 16.5 años, en promedio.

3.4 Factores de distribución

Teniendo en cuenta el marco teórico definido por Chiappori (1988, 1992), y siguiendo en particular el modelo desarrollado en Chiappori et al. (2002) y descrito en la Sección 2,

incorporamos al análisis dos factores de distribución. Estos factores son variables que, por definición, no afectan a las preferencias individuales de los individuos, pero sin embargo sí que influyen en los pesos de Pareto y, por tanto, en los poderes de negociación intrafamiliar. El primero de los factores de distribución elegidos es el *sex-ratio*, definido como el número de hombres partido por el número de mujeres. Esta definición es justo la opuesta a la que se emplea en la literatura (Chiappori et al., 2002; Campaña et al., 2018; Molina et al., 2018), por lo que su impacto entonces se espera opuesto al que estos trabajos han encontrado. En segundo lugar, definimos el segundo de los factores de distribución empleados como la ratio de ingresos que corresponde a la mujer (Browning et al., 2014).

Los *sex-ratios* se han definido tomando de los Indicadores de Estructura de la Población del Instituto Nacional de Estadística (INE), donde se definen por comunidad autónoma. Así pues, dado que los datos EU-SILC incluyen información sobre la Comunidad Autónoma de residencia de los individuos entrevistados, la fusión de datos se ha hecho teniendo en cuenta esta información. Por otro lado, la ratio de ingresos no laborales que corresponden a la mujer se ha definido teniendo en cuenta, por un lado, los ingresos familiares disponibles y, por otro lado, los ingresos disponibles (laborales y no laborales) de las esposas, con ambas cuantías disponibles en los datos EU-SILC.

3.5 Poder de negociación intrafamiliar

Finalmente, el módulo sobre recursos intrafamiliares del año 2010 de los datos EU-SILC nos permite definir una serie de ítems que representan el poder de negociación intrafamiliar de las mujeres que forman los hogares entrevistados. Estos ítems son los siguientes:

1. Toma de decisiones sobre la compra diaria. Pensando en usted y en su pareja o cónyuge, ¿quién es más probable que tome las decisiones sobre las compras? (1 “más yo”, 0 “por igual”, -1 “más mi pareja”).
2. Toma de decisiones en el consumo de bienes duraderos y muebles. Pensando en usted y en su pareja o cónyuge, ¿quién es más probable que tome las decisiones en compras caras de bienes de consumo duraderos y muebles? (1 “más yo”, 0 “por igual”, -1 “más mi pareja”).

3. Toma de decisiones sobre pedir dinero prestado. Pensando en usted y en su pareja o cónyuge, ¿quién es más probable que tome las decisiones sobre pedir dinero prestado? (1 “más yo”, 0 “por igual”, -1 “más mi pareja”).
4. Toma de decisiones sobre el uso de los ahorros. Pensando en usted y en su pareja o cónyuge, ¿quién es más probable que tome decisiones sobre el uso de los ahorros? (1 “más yo”, 0 “por igual”, -1 “más mi pareja”).
5. Toma de decisiones en general. Pensando en usted y en su pareja o cónyuge, ¿quién es más probable que tenga la última palabra cuando hablan de decisiones importantes? (1 “más yo”, 0 “por igual”, -1 “más mi pareja”).
6. La capacidad de decidir sobre los gastos para el consumo personal, sus actividades de ocio y pasatiempos: ¿Se siente libre (es decir, sin pedir permiso a otros miembros del hogar) para gastar dinero en usted mismo para su consume personal, sus actividades de ocio y pasatiempos? (1 “sí”, 0 “algunas veces”, -1 “nunca”).

Los seis ítems anteriores se han juntado en único factor, empleando para ello un análisis de componentes principales. En primer lugar, se ha comprobado que dicho análisis es adecuado empleando el test de esfericidad de Bartlett, y el estadístico de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) para la educación de la muestra. El valor del estadístico KMO queda estimado en 0.813, lo que sugiere que el análisis de componentes principales es adecuado, y el test de esfericidad rechaza que la matriz de correlaciones sea la identidad ($p < 0.001$). Entonces, estas indicaciones estadísticas sugieren que existen relaciones significativas entre los ítems y, por lo tanto, es apropiado realizar un análisis factorial.

Una vez realizado el análisis factorial, encontramos que los seis ítems iniciales se pueden juntar en un único factor, o componente principal, con valor propio asociado mayor que la unidad. Los resultados del análisis de componentes principales se muestran en la Tabla 2, donde se incluyen los pesos que se asocian a cada ítem para definir el único factor principal con un valor propio mayor que la unidad. Dado que todos los ítems se correlacionan positivamente con este factor, definimos el componente principal como el poder de negociación intrafamiliar de la esposa. Es decir, este factor define un “pseudo” peso de Pareto.

Tabla 2: Análisis factorial

	Peso de Pareto
1) Toma de decisiones sobre la compra diaria	0.222
2) Toma de decisiones en el consume de bienes duraderos y muebles	0.438
3) Toma de decisiones sobre pedir dinero prestado	0.499
4) Toma de decisiones sobre el uso de los ahorros	0.520
5) Toma de decisiones en general	0.486
6) Capacidad de decisión sobre los gastos para el consumo personal, actividades de ocio y pasatiempos	0.026
Valor propio	2.080
Proporción de variabilidad explicada	0.517

Nota: La muestra (EU-SILC 2010 módulo especial) se ha restringido a las parejas formadas por dos cónyuges de entre 22 y 65 años, donde ambos trabajan.

4. Resultados

En primer lugar, estimamos las ecuaciones de oferta laboral de las familias definidas en las Ecuaciones (17-18) del modelo teórico. Dado que estas ecuaciones son lineales, empezamos con unas estimaciones preliminares empleando el método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (*Ordinary Least Squares*, OLS). De esta forma, estimamos cada ecuación de forma independiente. Estos resultados se muestran en las Columnas (1) y (2) de la Tabla A1 que se muestra en el Anexo, para las mujeres y los hombres de la muestra, respectivamente. Estas estimaciones OLS son, sin embargo, solamente un análisis preliminar, dado que las decisiones familiares acerca de la oferta laboral que estamos analizando se suponen un comportamiento observable que se deriva (parcialmente) de un proceso de negociación intrafamiliar. Por lo tanto, es probable que los términos de error de estas dos ecuaciones estén correlacionados entre sí, lo que hace que el estimador OLS no sea eficiente.

Como segundo paso, y de forma adicional a las estimaciones OLS, estimamos las Ecuaciones (17-18) usando un modelo de Regresiones Aparentemente No Relacionadas (*Seemingly Unrelated Regression Equations*, SURE), propuesto por Zellner (1962). Un modelo SURE consiste en una generalización del modelo de regresión lineal, donde se asume que los términos del error de las dos ecuaciones a estimar están correlacionados, por lo que las estimaciones SURE, en este caso concreto, es esperable que sean más eficientes que las ecuaciones estimadas mediante OLS. Los resultados se muestran en las Columnas (3) y (4) de la Tabla A1, para las mujeres y los hombres de la muestra, respectivamente. Dado que los parámetros estimados son cualitativamente similares si estimamos las ecuaciones mediante

OLS, o mediante SURE, esto nos sugiere que las estimaciones no dependen del método empleado.

Finalmente, y como último paso, volvemos a estimar las Ecuaciones (17-18) empleando, esta vez, el Método Generalizado de los Momentos (*Generalized Method of Moments*, GMM). Las estimaciones GMM, en comparación con las estimaciones OLS y SURE mostradas en la Tabla 3, resultan preferibles dado que son eficientes en presencia de heterocedasticidad de cualquier tipo, además de ser un estimador más general, siendo tanto OLS como SURE casos generales del estimador GMM. Además de esto, el estimador GMM nos permite aplicar a las estimaciones de forma sencilla las restricciones que se derivan del modelo teórico. Los resultados obtenidos en la estimación GMM, cuando las restricciones del modelo teórico no se aplican al modelo econométrico, se muestran en las Columnas (1) y (2) de la Tabla 4, mientras que los resultados cuando el modelo estimado incluye las restricciones del modelo teórico que se describen en la Ecuación (34), se muestran en las Columnas (3) y (4) de la misma Tabla. Podemos observar cómo la mayoría de los parámetros son estadísticamente significativos para los niveles convencionales, y apenas varían cuando aplicamos las restricciones, lo que sugiere que el comportamiento de las familias va en la línea del modelo colectivo (Chiappori et al., 2002).

El coeficiente que acompaña a los salarios de las mujeres es positivo, y estadísticamente significativo, en la ecuación de la oferta laboral de las mujeres. Esto refleja una relación positiva entre ingresos y horas de trabajo. En concreto, los resultados sugieren que cuando los ingresos anuales de las mujeres aumentan en un 1% (lo que supone un incremento de 614.90€ anuales), estas están dispuestas a trabajar alrededor de un 6.9% más (lo que supone un incremento de 2.46 horas semanales en promedio). Por el contrario, el coeficiente que acompaña a los ingresos laborales de los hombres es negativo, y estadísticamente significativo, en la ecuación de oferta laboral de las mujeres. Es decir, cuando aumentan los ingresos laborales de los hombres en un 1% (que corresponde a 927.73€ más al año, en promedio), sus cónyuges trabajan 12.6% menos a la semana, lo que supone una disminución de 4.5 horas semanales. Es importante destacar dos cosas. La primera es que estas relaciones cuantitativas se han calculado omitiendo los términos cruzados, dado que resultan cuantitativamente pequeños, y estadísticamente no significativos, por lo que no puede rechazarse que sean nulos. Por otro lado, en segundo lugar, las relaciones analizadas no representan efectos causales, sino correlaciones condicionales, por lo que el análisis no permite estudiar relaciones de causa-efecto.

Tabla 3: Estimaciones GMM

VARIABLES	MODELO NO RESTRINGIDO		MODELO RESTRINGIDO	
	(1) Mujeres	(2) Hombres	(3) Mujeres	(4) Hombres
Log-ingresos (mujer)	0.069*** (0.024)	-0.062*** (0.014)	0.069*** (0.024)	-0.058*** (0.013)
Log-ingresos (hombre)	-0.126*** (0.021)	-0.042*** (0.012)	-0.126*** (0.021)	-0.040*** (0.012)
Ingresos no laborales	0.028** (0.008)	0.009** (0.004)	0.028** (0.008)	0.009** (0.005)
Log-ingresos cruzados	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)
Ratio de ingresos no laborales	0.334** (0.142)	-0.139* (0.082)	0.334** (0.142)	0.107
Sex-ratio	-2.742*** (0.956)	-0.009 (0.554)	-2.742*** (0.956)	0.881
Edad	-0.002* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.001 (0.001)
Ed. Secundaria	0.016 (0.017)	-0.010 (0.009)	0.016 (0.017)	-0.009 (0.009)
Ed. Universitaria	-0.010 (0.017)	-0.043*** (0.009)	-0.010 (0.017)	-0.042*** (0.009)
N. hijos	0.017* (0.009)	-0.007 (0.005)	0.017* (0.009)	-0.007 (0.005)
Legalmente casados	-0.035* (0.019)	0.010 (0.011)	-0.035* (0.019)	0.012 (0.011)
Duración del matrimonio	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Constante	6.384*** (0.983)	3.976*** (0.569)	6.384*** (0.983)	4.853*** (0.568)
N. Observaciones	2775	2775	2775	2775

Nota: La muestra (EU-SILC 2010 módulo especial) se ha restringido a las parejas formadas por dos cónyuges de entre 22 y 65 años, donde ambos trabajan. En paréntesis se muestran los errores estándar robustos. La variable dependiente es la oferta de trabajo de las mujeres (Columnas 1 y 3) y de los hombres (Columnas 2 y 4). * Significativo al 90%; ** significativo al 95%; *** significativo al 99%.

Analizando ahora la correlación que hay entre los ingresos laborales de los cónyuges y la oferta laboral de los hombres, de acuerdo con la muestra empleada, se puede observar en las Columnas (2) y (4) de la Tabla 3 cómo un aumento de un 1% en el salario de la mujer se correlaciona con una disminución del 6.2% en las horas de trabajo del hombre, lo que corresponde a 2.66 horas menos de trabajo a la semana. El coeficiente que acompaña a los salarios de los hombres es también negativo y estadísticamente significativo, e indica que un

aumento de un 1% en los ingresos laborales de los hombres se asocia con una disminución de sus horas de trabajo de alrededor del 4.2% (es decir, de 1.80 horas semanales de trabajo). El coeficiente que acompaña a los salarios cruzados en la ecuación de oferta laboral de los hombres es cuantitativamente pequeño, pero positivo y estadísticamente significativo, y sugiere que cuando los ingresos de los esposos cambian en el mismo sentido (ambos aumentan, o ambos disminuyen), las horas de trabajo de los hombres aumentan de forma cuantitativamente limitada, pero estadísticamente significativa.

Es importante destacar que las correlaciones existentes entre los salarios y las horas de trabajo de los cónyuges permiten, en este punto, rechazar el modelo unitario. Esto se debe a que una de las principales conclusiones del modelo unitario es la llamada propiedad *income pooling*, que dice que los ingresos familiares, provengan de donde provengan, deben tener el mismo impacto en las decisiones familiares. Es decir, de acuerdo a esta predicción, cada Euro adicional que recibiese la familia (independientemente de si lo gana la mujer, el hombre, o proviene de cualquier otra fuente de ingresos familiares) se debería correlacionar de igual manera con las horas de trabajo de los cónyuges. Sin embargo, las estimaciones revelan diferencias cuantitativas en el impacto de los ingresos en las horas de trabajo de los hombres, y además para las mujeres el impacto de cada Euro adicional es de signo diferente dependiendo de quién sea quien obtenga dicho ingreso extra. Este resultado particular permite rechazar el modelo unitario, para el caso de las familias españolas analizadas, y de acuerdo a la estrategia empírica empleada.

En cuanto a los ingresos no laborales percibidos por los hogares analizados, vemos que presentan una correlación positiva y estadísticamente significativa con la oferta laboral de los cónyuges. Sin embargo, dado que se han incluido en las ecuaciones divididos por 1000, la correlación es cuantitativamente pequeña (pese a ser estadísticamente significativa). En concreto, en promedio cada 1000€ adicionales no proveniente de rentas laborales que ingresa el hogar se correlaciona con un incremento de alrededor del 2.8% en la oferta laboral de las mujeres analizadas, y del 0.9% en la oferta laboral de los hombres.

Atendiendo ahora a los factores de distribución incluidos en el modelo, observamos que la ratio de ingresos familiares que corresponde a los ingresos no laborales de la mujer entra de forma positiva y estadísticamente significativa en la ecuación de oferta laboral de las esposas,

y de forma negativa y significativa en la de los maridos.⁷ Tal y como predice el modelo, los factores de distribución han de tener un impacto diferente en cada uno de los cónyuges, dado que estos factores son los que determinan el poder de negociación intrafamiliar y, por tanto, deben tener efectos diferenciados en el comportamiento observable (en este caso en las horas de trabajo) de los miembros de las familias analizadas. Por otro lado, al restringir las estimaciones en las Columnas (3-4), vemos que no se mantiene la diferencia de signo, pero que cuantitativamente el coeficiente que se asocia con este factor de distribución en la ecuación de los hombres es menor que en la ecuación no restringida, en valor absoluto, y un test-*t* determina que no es estadísticamente significativo.

Respecto al segundo factor de distribución incluido en el modelo, el *sex-ratio*, vemos que únicamente es significativo en las ecuaciones de las mujeres, mientras que en las ecuaciones de los hombres resulta estadísticamente no significativo. Además, al estimar el modelo restringido, este presenta el signo opuesto al que presenta para la ecuación de las mujeres, tal y como predice la teoría. Este factor, tal y como está definido empíricamente, representa el número de hombres por cada mujer, y por tanto incrementos de este factor representan teóricamente una posición más ventajosa de la mujer en el mercado de trabajo, relativa a la posición del hombre.⁸ Por tanto, esto debería aumentar el poder de negociación de las mujeres, incrementando su demanda de ocio y disminuyendo su oferta de trabajo. El impacto en el hombre, por otro lado, debería ser el opuesto. Viendo las estimaciones en la Tabla 3, comprobamos que la correlación entre el *sex-ratio* y la oferta laboral de las mujeres es tal y como predice el modelo, mientras que para los hombres esta correlación resulta no significativa. De nuevo, estos resultados sugieren que el comportamiento de las familias es consistente, especialmente a través de la oferta laboral de las mujeres, con el modelo colectivo. El hecho de que los factores de distribución no resulten estadísticamente significativos en las ecuaciones de los hombres podría deberse a que, en general, la oferta laboral masculina es más rígida que la femenina (Donni, 2007; Donni y Moreau, 2007; Blundell et al., 2016).

El resto de las variables que se introducen en el modelo corresponden al vector *z* de variables explicativas sociodemográficas. La edad se correlaciona de manera negativa y estadísticamente significativa con la oferta laboral de las mujeres, mientras que para el hombre

⁷ Los parámetros que acompañan al *sex-ratio* y a la ratio de ingresos no laborales de la mujer, en el modelo restringido, se han estimado a partir de las Ecuaciones (34).

⁸ La razón es que, al haber menos mujeres que hombres, las mujeres tienen más alternativas para elegir esposo que los hombres, lo que resulta en una reducción del poder de negociación del hombre en favor de la mujer.

resulta también negativa, pero estadísticamente no significativa. El nivel de estudios no es significativo entre las mujeres, mientras que los hombres que han alcanzado un nivel de estudios universitario trabajan alrededor del 4.2% más que quienes tienen niveles de estudios no universitarios. Es interesante destacar que, para las mujeres, el número de hijos es estadísticamente significativo, encontrando una correlación positiva que sugiere que, por cada hijo, la oferta laboral de las mujeres se incrementa en promedio un 1.7%. Esto sugiere que los costes de ese hijo adicional empujan a la mujer a trabajar más horas (Blau y Robins, 1988). Finalmente, el hecho de que la pareja esté legalmente casada se correlaciona negativamente y de forma estadísticamente significativa con la oferta laboral de las mujeres, y de forma no significativa con la de los hombres.

Tabla 4: Regla de reparto

VARIABLES	Regla de reparto teórica (1)	Peso de Pareto construido (2)
Log-ingresos (mujer)	0.095** (0.060)	0.495*** (0.163)
Log-ingresos (hombre)	0.072* (0.041)	0.264** (0.127)
Log-ingresos cruzados	-0.016 (0.009)	0.005 (0.003)
Ingresos no laborales	0.006 (0.000)	-0.165*** (0.055)
Ratio de ingresos no laborales	-0.176 (0.110)	1.077* (0.570)
<i>Sex-ratio</i>	2.841* (0.910)	12.745*** (4.221)
Constante	-	-14.474*** (4.295)
N. Observaciones	2775	2775

Nota: La muestra (EU-SILC 2010 módulo especial) se ha restringido a las parejas formadas por dos cónyuges de entre 22 y 65 años, donde ambos trabajan. En paréntesis se muestran los errores estándar robustos. La variable dependiente es la regla de reparto teórica (Columna 1), y el poder de negociación definido a partir de las variables del módulo especial (Columna 2). * Significativo al 90%; ** significativo al 95%; *** significativo al 99%.

La Columna (1) de Tabla 4 muestra los coeficientes asociados a la regla de reparto derivada teóricamente de las estimaciones que se muestran en las Columnas (3-4) de la Tabla 3, es decir, de las estimaciones GMM de la oferta laboral restringida, basada en la Ecuación (27). Por otro lado, la Columna (2) muestra los coeficientes equivalentes obtenidos al regresar, mediante OLS, el peso de Pareto construido mediante el análisis factorial (Tabla 2). Dado que la regla de reparto es una biyección del peso de Pareto, si los coeficientes derivados teóricamente en la Columna (1) reflejan variaciones de la regla de reparto consistentes con las variaciones del peso de Pareto construido estimadas en la Columna (2), el análisis estará proporcionando evidencia empírica *directa* sobre la validez del modelo colectivo, siendo esta la principal contribución de este trabajo.

Observamos que, atendiendo a la regla de reparto, el coeficiente asociado al salario de la mujer es positivo y significativo, así como el coeficiente asociado al salario del hombre. Los ingresos no laborales familiares resultan ser no estadísticamente significativos, así como los salarios cruzados y la ratio de ingresos no laborales de la mujer. El *sex-ratio*, por otro lado, es positivo y significativo, tal y como predice la teoría (cuando el mercado matrimonial es favorable a las mujeres, tienen más poder de negociación intrafamiliar, hecho que se veía reflejado en la oferta laboral con un coeficiente negativo).

Fijándonos ahora en el poder de negociación construido a partir de los datos, en la Columna (2), vemos que este se correlaciona de forma positiva y estadísticamente significativa con los salarios de los cónyuges. Estos resultados son, pues, consistentes con la regla de reparto hallada teóricamente a partir de las ecuaciones de oferta laboral. Los salarios cruzados son no significativos, de nuevo como ocurría en la ecuación que determina la regla de reparto. Sin embargo, los ingresos familiares no laborales muestran un coeficiente negativo y estadísticamente significativo, mientras que esta variable entraba de forma no significativa en la regla de reparto. Esto supone, pues, una diferencia entre la regla de reparto y el poder de negociación, que puede atribuirse tanto a error de medición en la definición del peso de Pareto o al hecho de que en la regla de reparto la constante no quede identificada, como a comportamientos teóricos ligeramente diferentes a los observados. Finalmente, el ratio de ingresos no laborales y el *sex-ratio* se correlacionan de forma positiva y significativa con el poder de negociación construido, tal y como cabría esperar de acuerdo a la teoría.

Finalmente, es importante destacar que los resultados que se muestran en la Columna (1) no permiten analizar, de forma directa, el impacto de cambios en los salarios en la regla de reparto, dado que la presencia de los salarios cruzados (incluso siendo estos no significativos)

afecta a dicha relación. Para poder calcular cómo afecta un cambio salarial a la regla de reparto, es necesario calcular sus derivadas parciales (Chiappori et al., 2002), que resultan:

$$\frac{\partial \varphi}{\partial w_h} = \frac{m_4(f_2 + f_4 \log(w_w))}{(f_3 m_4 - f_4 m_3) w_h}, \quad (35)$$

$$\frac{\partial \varphi}{\partial w_w} = \frac{f_4 [h_1 + h_4 \log(w_h)]}{(f_3 m_4 - f_4 m_3) w_w}. \quad (36)$$

Sustituyendo los valores de estas expresiones, encontramos que, por cada Euro extra ganado por la mujer, ella se queda con 0.575€, y el resto se asignan al cónyuge. Por otro lado, por cada Euro que gana él, ella se queda con 0.113€, y el resto se asignan de nuevo al marido. Estas cantidades nos permiten concluir que, dada la muestra y las estimaciones que hemos encontrado, las mujeres tienden a tener comportamientos más altruistas (compartirían más sus ingresos que los maridos), mientras que los hombres tienden a tener comportamientos más egoístas (Molina, 2013, 2014).

En definitiva, podemos concluir con que el análisis empírico llevado a cabo proporciona unos resultados satisfactorios de acuerdo al modelo colectivo, dado que, primero, se rechaza el modelo unitario. Segundo, los salarios reflejan comportamientos intrafamiliares ya que afectan de forma diferente a las horas de trabajo del hombre y de la mujer. Tercero, los factores de distribución tienen un impacto diferente para hombres y mujeres, como predice la teoría. Finalmente, la regla de reparto derivada de las ecuaciones de oferta laboral es cualitativamente similar a las estimaciones de un poder de negociación construido a partir de los datos obtenidos del módulo especial sobre recursos intrafamiliares del año 2010 de los datos EU-SILC. Como posible vía para futuros análisis, queda abierta la posibilidad de extender este estudio a un grupo de países, empleando asimismo la información para los diferentes países proveniente de los datos EU-SILC. Una comparación internacional, sin embargo, queda fuera de los objetivos de este Trabajo Fin de Master.

5. Conclusiones

Este trabajo tiene como objetivo analizar la distribución de los recursos dentro del hogar, de acuerdo con el modelo colectivo. Este nos permite derivar teóricamente la regla de reparto de los ingresos no laborales que perciben todos los miembros de un mismo hogar a partir de las estimaciones de la oferta laboral de la pareja. Para ello, hemos usado los datos *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) para el caso español, en el año 2010.

Asimismo, estos datos incluyen un módulo especial sobre toma de decisiones intrafamiliares, que nos permite analizar de forma directa una aproximación del llamado “peso de Pareto”, que representa el poder de negociación intrafamiliar en la toma de decisiones. De esta forma, analizamos el poder de negociación y así, comprobamos de forma empírica que la regla de reparto que hemos derivado teóricamente puede ser una aproximación realista a la distribución de los recursos dentro del hogar, lo que implica que no se rechaza la hipótesis de racionalidad colectiva. Otro de los resultados que nos proporciona es que las mujeres tienen un comportamiento más altruista mientras que el de los hombres es más egoísta. Pese a las limitaciones que existen dado que el poder de negociación es un factor inobservable, la principal aportación de este trabajo es la construcción del “peso de Pareto” y la estimación robusta que resulta.

Algunas de estas limitaciones son, en primer lugar, sobre la muestra. Partimos desde el supuesto de que ambos cónyuges tienen que trabajar por lo que esta imposición puede representar un sesgo de selección importante. Ya que, posiblemente, la desigualdad dentro del hogar se agrave cuando la mujer no tiene ingresos laborales y tiene que depender absolutamente de los ingresos de su marido. Por otro lado, no hemos encontrado una instrumentalización apropiada para los salarios lo que puede generar endogeneidad. Y, finalmente las relaciones que hemos estimado no son causales por lo que no podemos realizar recomendaciones sobre ello.

No obstante, este trabajo puede orientar en según que políticas que tengan como objetivo atacar la desigualdad dentro del hogar, ya que el modelo colectivo permite aproximarnos correctamente al comportamiento de los individuos. Al considerar las distintas funciones de utilidad, también permite señalar qué miembro debería recibir transferencias. En resumen, el modelo puede ser un instrumento acertado para combatir la desigualdad dentro del hogar ya que nace de los comportamientos asimétricos que se encuentran dentro de la pareja.

Bibliografía

Armand, A., Attanasio, O., Carneiro, P., & Lechene, V. (2020). The effect of gender-targeted conditional cash transfers on household expenditures: Evidence from a randomized experiment. *The Economic Journal*, 130(631), 1875-1897.

- Attanasio, O. P., & Lechene, V. (2014). Efficient responses to targeted cash transfers. *Journal of Political Economy*, 122(1), 178-222.
- Bargain, O., & Moreau, N. (2013). The impact of tax-benefit reforms on labor supply in a simulated Nash-bargaining framework. *Journal of Family and Economic Issues*, 34(1), 77-86.
- Becker, Gary S. (1960). *An economic analysis of fertility*. Princeton University Press.
- Becker, G. S. (1974). A theory of social interactions. *Journal of Political Economy*, 82(6), 1063-1093.
- Becker, G. S. (1991). *A Treatise on the Family*. Harvard university press.
- Bergstrom, T. C. (1997). A Survey of Theories of the Family. *Handbook of Population and Family Economics*, Vol. 1, pp. 21-79.
- Bargain, O., Lacroix, G., & Tiberti, L. (2018). Validating the collective model of household consumption using direct evidence on sharing. Partnership for Economic Policy Paper 2018-06.
- Blau, D. M., & Robins, P. K. (1988). Child-care costs and family labor supply. *Review of Economics and Statistics*, 70(3), 374-381.
- Blundell, R. W., Chiappori, P. A., Magnac, T. & Meghir, C. (2007). Collective labour supply: Heterogeneity and non-participation. *Review of Economic Studies*, 74(2), 417-445.
- Blundell, R. W., Chiappori, P. A. & Meghir, C. (2005). Collective labor supply with children. *Journal of Political Economy*, 113(6), 1277-1306.
- Blundell, R., Pistaferri, L., & Saporta-Eksten, I. (2016). Consumption inequality and family labor supply. *American Economic Review*, 106(2), 387-435.
- Bourguignon, F., Browning, M., Chiappori, P. A., Lechene, V. (1993). Intra household allocation of consumption: a model and some evidence from french data. *Annales d'Economie et de Statistique*, 29, 137-156.
- Browning, M. & Chiappori, P. A. (1998). Efficient intra-household allocations: A general characterization and empirical tests. *Econometrica*, 66(6), 1241-78.
- Browning, M., Chiappori, P. A. & Lewbel, A. (2013). Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power. *Review of Economic Studies*, 80(4), 1267-1303.

- Browning, M., Chiappori, P. A., & Weiss, Y. (2014). *Economics of the Family*. Cambridge University Press.
- Campaña, J. C., Giménez-Nadal, J. I., & Molina, J. A. (2018). Efficient Labor Supply for Latin Families: Is the Intra-Household Bargaining Power Relevant? IZA DP 11695.
- Chiappori, P. A. (1988). Rational Household Labor Supply. *Econometrica*, 56(1), 63–90.
- 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., Giménez, J. I., Molina, J. A., Theloudis, A., & Velilla, J. (2020). Intrahousehold commitment and intertemporal labor supply. IZA DP 13545.
- Chiappori, P. A. & Mazzocco, M. (2017). Static and intertemporal household decisions. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 985-1045.
- Chiappori, P. A. & Meghir, C. (2015). Intrahousehold inequality. *Handbook of Income Distribution*, Vol. 2, pp. 1369-1418.
- Chiappori, P.A. & Molina, J.A. (2020). The intra-spousal balance of power within the family: cross-cultural evidence. In *Culture and Families: Research and Practice* (Eds. Kim Halford and Fons van Vijver), pp. 285-209. Elsevier.
- Donni, O. (2007): Collective female labour supply: Theory and application. *The Economic Journal*, 117(516), 94-119.
- Donni, O. & Chiappori, P. A. (2011). Nonunitary Models of Household Behavior: A Survey of the Literature. In Molina, J. A. (Ed.), *Household Economic Behaviors* (pp. 1–40). Springer New York.
- Donni, O., & Molina, J. A. (2018). Household collective models: Three decades of theoretical contributions and empirical evidence. IZA DP 11915.
- Donni, O. & Moreau, N. (2007): Collective labor supply: a single-equation model and some evidence from French data. *Journal of Human Resources*, 62(1), 214-246.
- Duflo, E. (2003). Grandmothers and granddaughters: Old-age pensions and intrahousehold allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review*, 17(1), 1-25.

- Dunbar, G. R., Lewbel, A., & Pendakur, K. (2013). Children's resources in collective households: identification, estimation, and an application to child poverty in Malawi. *American Economic Review*, 103(1), 438-71.
- European Commission (2010). *2010 EU-SILC module on intra-household sharing of resources: Assessment of the implementation*. European Commission, Directorate F: Social and information society statistics, Unit F-4: Quality of life.
- European Commission (2017). *Methodological guidelines and description of EU-SILC target variables, 2016 operation*. European Commission, DocSILC065.
- García, I., & Molina, J. A. (1998). Household labour supply with rationing in Spain. *Applied Economics*, 30(12), 1557-1570.
- García, I., & Molina, J. A. (2002). Inter-regional wage differentials in Spain. *Applied Economics Letters*, 9(4), 209-215.
- Giménez-Nadal, J. I., Molina, J. A., & Velilla, J. (2020a). Commuting and self-employment in Western Europe. *Journal of Transport Geography*, 88, 102856.
- Giménez-Nadal, J. I., Molina, J. A., & Velilla, J. (2020b). Testing urban efficiency wages in France and Spain. *Empirical Economics*, forthcoming.
- Graham, J. W. (1987). International differences in saving rates and the life cycle hypothesis. *European Economic Review*, 31(8), 1509-1529.
- Grossbard-Shechtman, A. (1984). A theory of allocation of time in markets for labour and marriage. *The Economic Journal*, 94(376), 863-882.
- Grossbard, S. (2006). *The New Home Economics at Columbia and Chicago*. Springer.
- Grossbard, S. (2014). *The marriage motive: A price theory of marriage*. Springer New York.
- Haddad, L., Hoddinott, J., Alderman, H., Vosti, S. A. (1994). Strengthening Agricultural and Natural Resource Policy Through Intrahouseholds Analysis: An Introduction. *American Journal of Agricultural Economics*, 76(5), 1208-1212.
- Lundberg, S., & Pollak, R. A. (1994). Noncooperative bargaining models of marriage. *American Economic Review*, 84(2), 132-137.
- Lundberg, S. J., Pollak, R. A., & Wales, T. J. (1997). Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the United Kingdom child benefit. *Journal of Human Resources*, 32(3), 463-480.

- Lyssiotou, P. (2017). The impact of targeting policy on spouses' demand for public goods, labor supplies and sharing rule. *Empirical Economics*, 53(2), 853-878.
- Manser, M., & Brown, M. (1980). Marriage and household decision-making: A bargaining analysis. *International Economic Review*, 21(1), 31-44.
- McElroy, M. B., & Horney, M. J. (1981). Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand. *International Economic Review*, 22(2), 333-349.
- Molina, J.A. (2011). *Household Economic Behaviors*. Springer
- Molina, J. A. (1997). Two-stage Budgeting as an Economic Decision-making Process for Spanish Consumers. *Managerial and Decision Economics*, 18(1), 27-31.
- Molina, J. A. (2013). Altruism in the household: in kind transfers in the context of kin selection. *Review of Economics of the Household*, 11(3), 309-312.
- Molina, J. A. (2014). Altruism and monetary transfers in the household: inter-and intra-generation issues. *Review of Economics of the Household*, 12(3), 407-410.
- Molina, J. A. (2020). The work–family conflict: Evidence from the recent decade and lines of future research. *Journal of Family and Economic Issues*, forthcoming.
- Molina, J. A., Giménez-Nadal, J. I., Cuesta, J. A., Gracia-Lazaro, C., Moreno, Y., & Sanchez, A. (2013). Gender differences in cooperation: experimental evidence on high school students. *PloS One*, 8(12), e83700.
- Molina, J. A., Gimenez-Nadal, J. I. & Velilla, J. (2018). Intertemporal labor supply: A household collective approach. IZA DP 11276.
- Molina, J.A., & Montuenga, V. (2009). The motherhood wage penalti in Spain. *Journal of Family and Economic Issues*, 30, 237-251.
- Radchenko, N. (2016). Welfare sharing within households: Identification from subjective well-being data and the collective model of labor supply. *Journal of Family and Economic Issues*, 37(2), 254-271.
- Rapoport, B., Sofer, C. & Solaz, A. (2011). Household production in a collective model: some new results. *Journal of Population Economics*, 24, 23-45.
- Phipps, S. A. & Burton, P. S. (1995). Sharing within families: implications for the measurement of poverty among individuals in Canada. *Canadian Journal of Economics*, 28(1), 177-204.

- Thomas, D. (1990). Intra-household resource allocation: An inferential approach. *Journal of Human Resources*, 25(4), 635-664.
- 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.
- Ward-Batts, J. (2008). Out of the wallet and into the purse using micro data to test income pooling. *Journal of Human Resources*, 43(2), 325-351.
- Zellner, A. & Huang, D. S. (1962). Further properties of efficient estimators for seemingly unrelated regression equations. *International Economic Review*, 3(3), 300-313.

Anexo: Resultados adicionales

Tabla A1: Estimaciones OLS y SURE

VARIABLES	OLS		SURE	
	(1) Mujeres	(2) Hombres	(3) Mujeres	(4) Hombres
Log-ingresos (mujer)	0.082* (0.045)	-0.061*** (0.022)	0.083*** (0.024)	-0.061*** (0.015)
Log-ingresos (hombre)	-0.098** (0.039)	-0.022 (0.021)	-0.098*** (0.022)	-0.022* (0.013)
Ingresos no laborales	0.028** (0.013)	0.009 (0.007)	0.028*** (0.008)	0.009* (0.005)
Log-ingresos cruzados	-0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.001** (0.000)
Ratio de ingresos no laborales	0.573*** (0.190)	-0.126 (0.111)	0.572*** (0.140)	-0.125 (0.084)
Sex-ratio	-2.262* (1.183)	-0.325 (0.690)	-2.265** (0.930)	-0.334 (0.562)
Edad	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)
Ed. Secundaria	0.018 (0.025)	-0.007 (0.012)	0.013 (0.017)	-0.007 (0.009)
Ed. Universitaria	0.002 (0.024)	-0.052*** (0.012)	-0.001 (0.017)	-0.050*** (0.009)
N. hijos	0.025** (0.011)	-0.005 (0.008)	0.025*** (0.010)	-0.005 (0.006)
Legalmente casados	-0.033 (0.026)	0.013 (0.015)	-0.033* (0.018)	0.013 (0.011)
Duración del matrimonio	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Constante	5.788*** (1.262)	4.253*** (0.714)	5.793*** (0.952)	4.261*** (0.575)
R²	0.157	0.044	0.157	0.044
N. Observaciones	2775	2775	2775	2775

Nota: La muestra (EU-SILC 2010 módulo especial) se ha restringido a las parejas formadas por dos cónyuges de entre 22 y 65 años, donde ambos trabajan. En paréntesis se muestran los errores estándar robustos. La variable dependiente es la oferta de trabajo de las mujeres (Columnas 1 y 3) y de los hombres (Columnas 2 y 4). * Significativo al 90%; ** significativo al 95%; *** significativo al 99%.