



Munich Personal RePEc Archive

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

Abenia, Aitor

University of Zaragoza

21 May 2022

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/112955/>
MPRA Paper No. 112955, posted 21 May 2022 15:26 UTC

Oferta de trabajo en Italia: Un test empírico del modelo colectivo

Aitor Abenia, Universidad de Zaragoza

Resumen

En este artículo analizamos las decisiones que se llevan a cabo en los hogares italianos, para identificar el poder de negociación de dichas familias. Realizamos un análisis estadístico descriptivo y econométrico para demostrar el efecto de distintos factores obteniendo el poder de negociación en los hogares italianos. Los resultados sugieren que las mujeres tienen un comportamiento más altruista en el hogar, cediendo en mayor proporción su ratio salarial por ejemplo cuando la familia tiene más hijos, mientras que los maridos tienden a mantener sus trabajos y su ratio salarial, por lo que podría afirmarse de que existe una cierta desigualdad social y en el hogar conciliando trabajo-familia.

Palabras clave: Oferta de trabajo; Modelo Colectivo; Italia.

Abstract

This paper examines the decisions that are carried out in Italian households to identify the bargaining power of these families. We carry out a descriptive and econometric analysis to demonstrate the effect of different factors in Italian households. The results suggest that women have a more altruistic behavior at home. They giving up their salary ratio to a greater extent when the family has more children for example. Meanwhile, husbands tend to keep their Jobs and their salary ratio. There is social and home inequality and it affects the relationship between work and family.

Keywords: Labor supply, Collective model, Italy.

JEL Classification: D13, J22.

1.- INTRODUCCIÓN

En este trabajo analizamos las decisiones que se llevan a cabo en los hogares italianos, para identificar el poder de negociación de dichas familias. Es por ello, por lo que tomamos el modelo colectivo de oferta laboral (Donni et al., 2018; Chiappori et al., 2019, 2020, 2022; Molina et al. 2022), en el cual los individuos que conforman la familia cooperan para alcanzar resultados eficientes en el sentido de Pareto.

Hasta 1980, cada familia había sido estudiada de manera unitaria, teniendo cada unidad familiar una única función de utilidad, que provocó resultados en trabajos algo dudosos (Thomas 1990, Lundberg et al. 1997). Tras el trabajo (Becker 1991) se desarrollan distintas perspectivas para resolver el proceso de decisión dentro del hogar (juegos cooperativos, no cooperativos, independientes y programas de bienestar social de los hogares). Entre los cuales se desarrolla el modelo colectivo general de oferta laboral, que se ha convertido en uno de los principales modelos utilizados para estudiar el comportamiento de las familias, ya que resuelve los problemas del enfoque unitario, que no resuelve la distribución intrafamiliar del consumo ni de los recursos productivos. El modelo colectivo general permite conocer el comportamiento del matrimonio y la distribución del poder de su hogar (Molina et al. 2021). Recopilando los datos de Eurostat, estimamos las ecuaciones de oferta laboral de la mujer y del hombre de la familia con datos desde el 2007 hasta 2019.

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, 2016, 2019, 2020b, 2022a; Molina et al., 2016a, 2016b, 2017, 2020b). 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, 2020a, 2022b).

2.- DATOS

En este trabajo se han utilizado una serie de datos entre los años de 2007 y 2019 del país de Italia. Son datos obtenidos de La Oficina Europea de Estadística (Eurostat), sobre ingresos y condiciones de vida. Es una base de microdatos de multitud de variables que se actualiza anualmente, con el objetivo de ofrecer a las instituciones e investigadores información detallada sobre países europeos para poder obtener información útil sobre los ingresos y las condiciones socioeconómicas de las familias a través de muestras de dichos países.

En este caso, analizamos la muestra disponible de las unidades familiares de Italia, que son 29.300 observaciones en total, a través de cuarenta y ocho variables. En esta muestra se utiliza la primera variable para saber cuál es el año del cual se tienen datos de dicha unidad familiar. Los datos varían de 2007 a 2019 y es por esto por lo que se utilizan trece dummies de años que indican con un 1 cuando pertenece a dicho año y con 0 los doce años a los que no pertenece a la observación. Cada observación es como hemos dicho un conjunto de datos sobre una unidad familiar con al menos un hombre y una mujer en edad de trabajar (desde los 21 a los 65 años). Así pues, las variables *age* y *w_age* muestran la edad del hombre y la mujer que forman la unidad familiar respectivamente. Además, elaboramos unas variables a partir de esta que son el cuadrado de la edad de la persona dividido entre cien.

Además, se incluyen tres dummies para cada uno de los dos miembros principales que indican el nivel educativo máximo que han recibido. Cuando una de las tres variables tome el valor de 1 indicará que este es el nivel educativo máximo recibido y tomarán el valor 0 las otras dos variables. El nivel 1 indica que la persona ha recibido educación básica, educación primaria, el nivel 2 indicaría que recibió educación secundaria, mientras que el nivel 3 indica que obtuvo educación universitaria.

En cuanto a variables relacionadas con el trabajo, se incluye una variable para cada uno de los dos miembros principales que indica las horas de trabajo semanales de cada uno de ellos, siendo doce el mínimo de horas semanales entre los hombres y ocho para las mujeres. Por el contrario, el hombre que más horas trabaja semanalmente son noventa horas y noventa y una horas el máximo para las mujeres. También se incluyen las

ganancias anuales (en miles de euros), tanto del hombre como de la mujer siendo sus máximos 353.661 y 211.644 y sus mínimos 0.071 y 0.057 respectivamente.

Tabla 1. Definición de las variables

Nombre variable	Descripción	Fuente
id	Muestra el número asignado concreto a cada familia de la muestra	Eurostat
year	Indica el año concreto de cada observación	Eurostat
year_	Son trece variables relacionadas que indican con un 1 si el año de la observación coincide con el de la determinada variable, y con un 0 las doce variables restantes que no coinciden con el año de la observación	Eurostat
age	Muestra la edad del hombre de la familia.	Eurostat
edu	Son tres variables relacionadas entre sí. Una de ellas indica con un 1 en (edu1) cuando el hombre ha recibido hasta la educación básica, en (edu2) cuando ha recibido hasta la educación secundaria y en (edu3) cuando ha recibido educación universitaria. Por tanto, las dos variables que no coincidan con su educación recibirán un 0.	Eurostat
workhours	Horas semanales de trabajo del hombre.	Eurostat
earnings	Ganancia anual (en miles de €) del hombre.	Eurostat
w_age	Muestra la edad de la mujer de la familia.	Eurostat
w_edu	Son tres variables relacionadas entre sí. Una de ellas indica con un 1 en (edu1) cuando la mujer ha recibido hasta la educación básica, en (edu2) cuando ha recibido hasta la educación secundaria y en (edu3) cuando ha recibido educación universitaria. Por tanto, las dos variables que no coincidan con su educación recibirán un 0.	Eurostat
w_workhours	Horas semanales de trabajo de la mujer.	Eurostat
w_earnings	Ganancia anual (en miles de €) de la mujer.	Eurostat
married	Indica con un 1 si la pareja está casada o con un 0 si no lo están.	Eurostat
faminc	Salario anual (en miles de €) de la familia en total.	Eurostat
numfu	Tamaño total de la familia.	Eurostat
numch	Número de hijos de la familia viviendo en el hogar.	Eurostat
wage	Ratio salarial a partir de las variables earnings y workhours y utilizando 52 como número de semanas anuales de la siguiente manera: $wage = earnings / (52 * workhours)$	Elaboración propia
w_wage	Ratio salarial a partir de las variables w_earnings y w_workhours y utilizando 52 como número de semanas anuales de la siguiente manera:	Elaboración propia

	$w_wage = w_earnings / (52 * w_workhours)$	
age2	Edad hombre al cuadrado dividido entre cien.	Elaboración propia
w_age2	Edad mujer al cuadrado dividido entre cien.	Elaboración propia
numfu_	Indicará con un 1 en la variable que corresponda al tamaño familiar (de 2 a 7), siendo 0 las otras 5 variables.	Elaboración propia
numch_	Indicará con un 1 en la variable que corresponda al número de hijos (de 0 a 5), siendo 0 las otras 5 variables.	Elaboración propia
l_wage	Ratio salarial del hombre en logaritmos: $l_wage = \log(1 + wage)$.	Elaboración propia
l_w_wage	Ratio salarial de la mujer en logaritmos: $l_w_wage = \log(1 + w_wage)$.	Elaboración propia
l_wage_pred	Predicción del sueldo anual del hombre en logaritmos.	Elaboración propia
l_w_wage_pred	Predicción del sueldo anual de la mujer en logaritmos.	Elaboración propia

A partir de este dato de los ingresos del hombre y la mujer de la unidad familiar hemos elaborado una nueva variable que consiste en una ratio de dicho ingreso anual entre las horas totales trabajadas en el año. Esta variable es wage y w_wage cuyos máximos son 179.6209 y 101.7519 y sus mínimos 0.0195055 y 0.0288462. Además de estas dos variables, también creamos una variable que recoge la suma de uno más la anterior variable (en logaritmos), incluida una predicción de estas dos variables. También se incluye el salario del hogar (que incluye a la demás gente que obtiene salarios por su trabajo y además vive en la casa). Incluimos una dummy que incide en el estado civil de la pareja, tomando el valor 1 en el caso de que la pareja esté casada y 0 en el caso de que no sea así.

Además, incorporamos variables explicativas en cuanto al tamaño de la familia, al número de hijos que tiene la pareja, y seis dummies que explican el número de personas que componen el hogar (de dos a siete miembros) y otras seis dummies que exponen el número de hijos de la pareja que vive en el hogar (desde cero a cinco).

En la siguiente tabla, se muestra un análisis estadístico descriptivo de las variables utilizadas:

Tabla 2. Principales estadísticos descriptivos de las variables

Variable	Obs	Media	Desv. típica	Min	Máx
year	29300	2012.859	3.8181	2007	2019
year_1	29300	0.0867	0.2815	0	1
year_2	29300	0.0877	0.2829	0	1
year_3	29300	0.0842	0.2777	0	1
year_4	29300	0.0777	0.2677	0	1
year_5	29300	0.0691	0.2536	0	1
year_6	29300	0.0700	0.2552	0	1
year_7	29300	0.0686	0.2527	0	1
year_8	29300	0.0760	0.2650	0	1
year_9	29300	0.0706	0.2561	0	1
year_10	29300	0.0797	0.2709	0	1
year_11	29300	0.0797	0.2708	0	1
year_12	29300	0.0782	0.2685	0	1
year_13	29300	0.0717	0.2580	0	1
age	29300	46.3246	8.4669	21	65
edu1	29300	0.2949	0.4560	0	1
edu2	29300	0.5134	0.4998	0	1
edu3	29300	0.1917	0.3936	0	1
workhours	29300	40.1183	6.3042	12	90
earnings	29300	33.6310	20.4355	0.071	353.661
w_age	29300	43.6834	8.2606	21	65
w_edu1	29300	0.2259	0.4181	0	1
w_edu2	29300	0.5336	0.4989	0	1
w_edu3	29300	0.2404	0.4274	0	1
w_workhours	29300	33.3698	8.0036	8	91
w_earnings	29300	22.3694	13.5697	0.057	211.644
married	29300	0.8871	0.3165	0	1
faminc	29300	47.4484	20.2304	-3.798	267.525
numfu	29300	2.5178	0.7695	2	7
numch	29300	0.5069	0.7636	0	5
wage	29300	16.2528	9.5373	0.0195	179.6209
w_wage	29300	12.9168	7.0342	0.0288	101.7519
l_wage	29300	2.7131	0.5482	0.0193	5.1964
l_w_wage	29300	2.5059	0.5378	0.0284	4.6323
age2	29300	22.1765	7.7848	4.41	42.25
w_age2	29300	19.7647	7.2003	4.41	42.25
numfu_1	29300	0.6357	0.4813	0	1
numfu_2	29300	0.2275	0.4193	0	1
numfu_3	29300	0.1210	0.3262	0	1
numfu_4	29300	0.0149	0.1211	0	1
numfu_5	29300	0.0007	0.0261	0	1
numfu_6	29300	0.0001	0.0117	0	1
numch_1	29300	0.6430	0.4791	0	1
numch_2	29300	0.2227	0.4160	0	1
numch_3	29300	0.1196	0.3246	0	1

numch_4	29300	0.0139	0.1169	0	1
numch_5	29300	0.0006	0.0255	0	1
numch_6	29300	0.0001	0.0117	0	1
l_wage_pred	29300	2.7132	0.2229	1.9964	3.25
l_w_wage_pred	29300	2.5059	0.2420	1.9035	3.1814

En la primera columna se encuentran todas las variables utilizadas, en la segunda son el número de observaciones, que como podemos comprobar son 29.300, y están bien filtradas, sin ninguna variable por debajo de estas observaciones, sin tener observaciones vacías o no disponibles. La tercera columna muestra la media de cada una de las variables. Es el valor obtenido para cada variable de la suma de todos sus datos divididos entre el número total de datos. Este estadístico tiene algunas debilidades, entre ellas: que es sensible a los valores extremos, y tampoco es muy recomendable utilizarla en distribuciones muy asimétricas. La cuarta columna muestra las desviaciones típicas de cada una de las variables. La desviación típica cuantifica la dispersión de los datos de cada una de las variables. Una desviación típica baja indica que la mayor parte de sus datos se encuentra cercanos a su media, mientras que una desviación típica más alta indica que los datos se encuentran en un rango más amplio. Por último, las dos últimas columnas muestran el mínimo (Min) y el máximo (Max): recogen el valor más bajo y el más alto de cada una de las variables. Todas las dummies se pueden ver como se dividen en el valor Min que es 0 y el valor Max que es 1. El resto de variables toman como es lógico valores positivos, a excepción de faminc (su mínimo), hecho aislado, ya que es la única observación que toma valor negativo. En este caso concreto, tanto el hombre como la mujer de la unidad familiar tienen un sueldo anual similar a la media, por lo que este dato negativo podría deberse a una ganancia negativa durante el año del único familiar que tienen en casa (hijo) o bien deberse a un error.

Como podemos ver, la tabla 3 no incluye las variables de elaboración propia que hemos incluido anteriormente en la tabla 2. Esta tabla 3, nos encontramos sólo las variables de Eurostat y con el número total de observaciones de 472.305 distribuidas en veinticuatro países europeos, que son: Austria, Bélgica, Bulgaria, Croacia, Chipre, República Checa, Dinamarca, Estonia, Francia, Grecia, Hungría, Irlanda, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Malta, Polonia, Portugal, Rumanía, Eslovaquia, España, Suiza, Reino Unido y la ya citada Italia.

Tabla 3. Principales estadísticos descriptivos de las variables europeas

Variable	Obs	Mean	Desv. típica	Min	Máx
year	472305	2012.332	4.2685	2004	2019
age	472305	45.3251	9.3004	21	65
edu1	472305	0.1458	0.3529	0	1
edu2	472305	0.5215	0.4995	0	1
edu3	472305	0.3327	0.4711	0	1
workhours	472305	41.5862	7.5238	1	99
earnings	472305	28642.32	27857.41	0.13	383626.8
w_age	472305	43.0022	9.1309	21	65
w_edu1	472305	0.1269	0.3328	0	1
w_edu2	472305	0.4899	0.4999	0	1
w_edu3	472305	0.3832	0.4862	0	1
w_workhours	472305	35.3647	9.6640	1	99
w_earnigs	472305	18367.38	17790.86	1	245993.1
married	472305	0.8473	0.3597	0	1
faminc	472305	39441.56	30830.73	-105228	396043.2
numfu	472305	2.5561	0.8141	2	7
numch	472305	0.5432	0.8056	0	5

En la siguiente tabla podemos ver los países (primera columna), el numero de observaciones que les corresponde a cada uno de ellos (segunda columna) y el porcentaje sobre el total y acumulado (tercera y cuarta columna):

Tabla 4. Países de la muestra

País	Observaciones totales	Porcentaje sobre el total	Porcentaje acumulado
Austria	16683	3.53	3.53
Bélgica	18943	4.01	7.54
Bulgaria	12692	2.69	10.23
Croacia	7749	1.64	11.87
Chipre	13519	2.86	14.73
Rep. Checa	24892	5.27	20.00
Dinamarca	38522	8.16	28.16
Estonia	21561	4.57	32.72
Francia	40378	8.55	41.27
Grecia	11989	2.54	43.81
Hungría	17483	3.70	47.51
Irlanda	1580	2.45	49.97
Italia	29300	6.20	56.17
Letonia	12392	2.62	58.79
Lituania	15857	3.36	62.15
Luxemburgo	16941	3.59	65.74
Malta	7652	1.62	67.36

Polonia	31250	6.62	73.97
Portugal	17701	3.75	77.72
Rumanía	14290	3.03	80.75
Eslovaquia	19341	4.10	84.84
España	28126	5.96	90.80
Suiza	19305	4.09	94.88
Reino Unido	24159	5.12	100.00
TOTAL	472305	100.00	100.00

En cuanto a la variable year, podemos ver como la media es en ambos casos 2012, teniendo algo más de desviación típica las observaciones europeas. En cuanto a edad (age), en Italia de media es alrededor de un año más (46.32) por los (45.33) europeos. Aunque la muestra europea está algo más distribuida (estando algo más concentrada la italiana 0.87 de diferencia en sus desviaciones). En lo que respecta a las variables educativas en Europa hay mucho mayor peso de la variable edu3 (19.2% más que en Italia). Mientras que en Italia la diferencia la ganan sobre todo en edu1 (15% más que en Europa). En educación de las mujeres de la unidad familiar, sucede algo muy similar, teniendo una educación primaria (w_edu1) un 9.9% más de mujeres italianas, una educación secundaria (w_edu2) un 4.4% más de mujeres italianas, y una educación universitaria (w_edu3) un 14.3% más de mujeres europeas. Por lo que podríamos decir que la gran diferencia educativa italiana respecto a Europa es que hay mucha más gente sin estudios (o estudios primarios), mientras que hay en un porcentaje similar de gente (pero esta vez menor que en Europa) con estudios universitarios. Por lo que la sociedad italiana tiene una educación inferior a la media europea. En cuanto a horas semanales trabajadas de los hombres de la unidad familiar, alrededor de una hora y media trabajan más en Europa en media, aunque la desviación de esa media es superior la de los italianos. Por parte de las mujeres, sobre dos horas menos trabajan en Italia. En media la diferencia en igualdad de mujeres-hombres es algo inferior en Italia que en el total de la muestra. La variable earnings y w_earnings tienen una diferencia mayor entre hombres y mujeres también que en la media europea (situándose las ganancias de los hombres italianos de la unidad familiar por encima de la media europea, y la de las mujeres italianas por debajo). Respecto al estado civil, alrededor del 4% más de unidades familiares de la muestra italiana están casadas. Mientras que las rentas familiares totales de cada unidad están por encima de la media, aun teniendo un número total de miembros en la familia y un número total de hijos por unidad familiar menores que la media.

3.- ANÁLISIS EMPÍRICO

En este apartado, mostramos un resumen del modelo que se establece en el estudio, con un modelo colectivo de oferta laboral con factores de distribución propuesto por Chiappori et al. (2002). Cada observación de la muestra tiene dos cónyuges: $i = 1, 2$, con distintas preferencias y funciones de utilidad individuales $U_i = U_i(1 - h_i, C_i, z)$; donde h_i son el tiempo de trabajo del individuo. $(1 - h_i)$ son el tiempo de ocio. C_i es el consumo privado del individuo y z el vector de factores de preferencia. Bajo la hipótesis de que en el modelo colectivo, los conyuges conocen las preferencias del otro y la decisión del matrimonio conduce hasta un resultado eficiente en el sentido de Pareto (Chiappori, 1988, 1992). La eficiencia de Pareto en en la asignación de recursos, significa que ninguno puede mejorar su situación sin tener que empeorar la situación del otro individuo. Es el punto exacto de equilibrio (óptimo de Pareto o punto economía Pareto-superior).

La manera de actuar del matrimonio depende de su poder de negociación en la toma de decisiones del hogar. Existe un peso de Pareto: $\mu = \mu(w_1, w_2, y, z, s) \in (0, 1)$ tal que resuelve:

$$\max_{h_1, h_2, U_1, U_2} \mu U_1 + (1 - \mu) U_2$$

Sujeto a la restricción:

$$w_1 h_1 + w_2 h_2 + y = C_1 + C_2$$

Donde w_i representa los salarios del matrimonio, y representa los ingresos no laborales de la familia y s un vector de factores de distribución, que son variables que afectan a las decisiones de la familia y el peso de Pareto, pero no a las preferencias individuales (Browning y Chiappori 1998; Chiappori et al. 2002).

Los miembros del hogar negocian la asignación de los ingresos del hogar, con la “regla de reparto”, $\phi = \phi(\mu)$; tal que el individuo 1 recibe $\phi_1 = \phi$, mientras que el individuo 2 recibe $\phi_2 = y - \phi$ (Chiappori 1992). Cada individuo resuelve:

$$\max_{h_i, C_i} U_i(1 - h_i, C_i, z)$$

Sujeto a la restricción presupuestaria:

$$w_i h_i + \phi_i(\mu) = C_i$$

Por lo que la solución del problema se puede presentar como la solución del programa inicial o como la solución del par de problemas individuales sujetos a la regla del reparto:

$$h_1(w_1, w_2, y, z, s) = H_1(w_1, \phi(w_1, w_2, y, z, s), z)$$

$$h_2(w_1, w_2, y, z, s) = H_2(w_2, \phi(w_1, w_2, y, z, s), z)$$

Donde H_i indica la demanda Marshalliana del individuo i . Con estas ecuaciones, generaron restricciones que se deben cumplir (Chiappori et al. 2002), obteniendo así un sistema de derivadas parciales de la ecuación de la regla de distribución no observable, y al resolverlo, se puede recuperar la regla de distribución del ingreso familiar, ϕ , hasta una constante de integración. Además, el modelo colectivo permite el estudio de la toma de decisiones intrafamiliares a través del comportamiento observado (Browning et al 2014).

Suponemos que el individuo 1 de la observación es el marido y el individuo 2 es la mujer. Con los análisis de Campaña et al. (2018), Chiappori (2002), y Lyssiotou (2017), con la siguiente forma:

$$h_1:l_wage = \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 edu2 + \beta_4 edu3 + \beta_5 married + \beta_6 lage_edu2 + \beta_7 lage_edu3 + \beta_8 lage_marr + \epsilon_1$$

$$h_2:l_w_wage = \beta_0 + \beta_1 w_age + \beta_2 w_age^2 + \beta_3 w_edu2 + \beta_4 w_edu3 + \beta_5 married + \beta_6 lwage_edu2 + \beta_7 lwage_edu3 + \beta_8 lwage_marr + \epsilon_2$$

4.- RESULTADOS

En las dos próximas tablas podemos ver los resultados de los dos modelos de ingresos estimados (tabla 5 respecto a los hombres y tabla 6 respecto a las mujeres). Una de las cosas que nos puede llamar la atención a simple vista es que en cinco de las variables incluidas en el modelo no encontramos datos, están “omitted” (numfu_5, numfu_6, numch_6, year_5, country_1). La razón de ello es que se han omitido todas estas variables para que no haya problema de multicolinealidad en los modelos. La multicolinealidad es la relación de dependencia lineal fuerte entre más de dos variables

explicativas en una regresión múltiple. Es por la misma causa que no hemos incluido la variable edu_1 en los modelos.

Tabla 5. Modelo de ingresos hombres

Source	SS	df	MS		
Model	1493.7491	30	49.7916	Numberofobs	29300
Residual	7314.0164	29269	0.2499	F(30, 29269)	199.25
Total	8807.7656	26299	0.3006	Prob> F	0.0000
				R-squared	0.1696
				Adj R-squared	0.1687
				Root MSE	0.4999

l_wage	Coef.	Est. Error	t	P > t 	(95% Conf. Interval)	
age	0.6217	0.0034	18.33	0.000	0.0555	0.0688
age2	-0.0793	0.0040	-19.74	0.000	-0.0872	-0.0714
edu2	-0.1135	0.0387	-2.93	0.003	-0.1894	-0.0377
edu3	-0.3032	0.0494	-6.13	0.000	-0.4001	-0.2063
married	-0.1067	0.0480	-2.22	0.026	-0.2007	-0.0126
lage_edu2	0.0075	0.0008	9.14	0.000	0.0059	0.0091
lage_edu3	0.0176	0.0010	17.06	0.000	0.0156	0.0197
lage_marr	0.0029	0.0011	2.63	0.008	0.0008	0.0051
lage_w_age	0.0169	0.0017	9.90	0.000	0.0136	0.0203
numfu_1	0.7757	0.5126	1.51	0.130	-0.2289	1.7804
numfu_2	0.7045	0.5117	1.38	0.169	-0.2984	1.7075
numfu_3	0.4551	0.5087	0.89	0.371	-0.5420	1.4521
numfu_4	0.4846	0.5006	0.97	0.333	-0.4967	1.4658
numfu_5	0				(Ommited)	
numfu_6	0				(Ommited)	
numch_1	-0.3693	0.5704	-0.65	0.517	-1.4873	0.7486
numch_2	-0.3302	0.5696	-0.58	0.562	-1.4466	0.7861
numch_3	-0.0950	0.5668	-0.17	0.867	-1.2059	1.0160
numch_4	-0.0855	0.5591	-0.15	0.878	-0.0460	1.0103

numch_5	0.4934	0.2752	1.79	0.073	-0.0611	1.0327
numch_6	0			(Ommited)		
year_1	-0.0319	0.0149	-2.14	0.033	-0.0611	-0.0027
year_2	-0.0323	0.0149	-2.18	0.030	-0.0615	-0.0032
year_3	-0.0139	0.0150	-0.92	0.355	-0.0433	0.0155
year_4	-0.0301	0.0153	-1.97	0.049	-0.0601	-0.0002
year_5	0			(Ommited)		
year_6	-0.0059	0.0157	-0.38	0.706	-0.0366	0.0248
year_7	-0.0200	0.0158	-1.27	0.205	-0.0508	0.0109
year_8	-0.0196	0.0154	-1.27	0.203	-0.0497	0.0106
year_9	-0.0368	0.0157	-2.35	0.019	-0.0675	-0.0061
year_10	-0.0255	0.0152	-1.68	0.094	-0.0553	0.0043
year_11	-0.0378	0.0152	-2.48	0.013	-0.0677	-0.0080
year_12	-0.0294	0.0153	-1.92	0.055	-0.0594	0.0006
year_13	-0.0143	0.0156	-0.91	0.360	-0.0449	0.0163
country_1	0			(Ommited)		
_cons	0.6233	0.2640	2.36	0.018	0.1058	1.1408

Respecto a este primer modelo podemos observar todas las especificaciones que se muestran en la tabla: en la primera pequeña tabla ANOVA se muestran la suma de los cuadrados de la diferencia entre cada valor menos su media (SS) del modelo, residuos y total, los grados de libertad de cada uno de los casos (df) y la desviación media ($MS = SS / df$). Modelo corresponde a aquellas observaciones que pueden ser explicadas por las variables independientes y residuo a las no explicadas, atribuidas al término error. En los siguientes datos de la derecha se muestran distintos datos del ajuste del modelo: número de observaciones del modelo (Numberofobs), $F(df_{\text{model}}, df_{\text{Residual}})$ que es el estadístico F de Fisher, que corresponde al MS Model dividido por el MS Residual. Este estadístico permite testear la significancia conjunta del modelo. Cuando un modelo está muy mal especificado podría resultar no significativo. Este dato, junto con el siguiente ($Prob > F$) sirve para testear la hipótesis nula de que todos los parámetros del modelo (coeficientes) son iguales a cero. Podemos concluir que el modelo de regresión

en su conjunto es estadísticamente significativo. R-squared es el estadístico R cuadrado, que mide la bondad del ajuste del modelo ($SS \text{ Model} / SS \text{ Total}$), variando entre 0 y 1, siendo 0 la ausencia de ajuste y 1 un ajuste perfecto a la recta estimada. En este modelo podemos concluir que tiene un ajuste bastante bajo a la recta estimada. Adj R-squared es el R cuadrado ajustado, que penaliza la inclusión de nuevos regresores. Busca dar medida de la bondad de ajuste para obtener como resultado un modelo parsimonioso ($MS \text{ Model} / MS \text{ Total}$). Por último, Root MSE es la Raíz del Error Cuadrático Medio, que representa la desviación estándar del término error o residuo, y se obtiene como la raíz cuadrada del MSResidual.

En la tabla de debajo, se muestran por orden de columnas, la variable dependiente y sus explicativas además del término constante (`_cons`), el coeficiente (Coef) de estas variables, el Error Estándar del Coeficiente (Std. Err.), el estadístico t para la hipótesis nula de coeficiente igual a cero, el p-valor asociado al test y el intervalo de confianza al 95%.

Por lo que respecta a los coeficientes de las variables explicativas del modelo de ingresos hombre, podemos ver cómo hay disparidad en cuanto a su signo (positivo-negativo). Afecta de manera positiva a la ratio salarial diez variables, además de la constante y de manera negativa las otras veinte variables. En cuanto a las dummies de número de hijos, podemos ver que cuantos más hijos tengan en la unidad familiar, más beneficioso será para la ratio salarial del hombre y peor será cuanto menos número de hijos tengan. Esto también quizás se explique de la manera que cuanto mayor ratio salarial tenga el hombre de la unidad familiar, más propensa será la familia a tener hijos y ser numerosa, debido a las facilidades de cuidar, educar y mantener a sus hijos durante su niñez y adolescencia. Caso contrario a los resultados del número de familiares que habrá en la casa, que indica que cuantos menos familiares haya en la unidad familiar, mayor será la ratio salarial del hombre. Quizás se explica que cuando haya más personas dependientes del salario del hombre (en el caso de sus ascendentes, sobre todo) quiere decir que la familia no puede permitirse un gasto elevado para cuidar a sus mayores (cuidadora profesional en casa de los ascendentes o residencia de mayores) y por tanto tiene una mayor preferencia a cuidarlos en su propia casa, minimizando así el gasto. En educación, el resultado del coeficiente no es lógico, ya que cuanto mayor educación tenga el hombre, su ratio de salario/hora no será mayor. En cambio, sí que es lógico que cuanto mayor sea el hombre, mayor será la ratio. En la variable que combina

estas dos variables (lage_edu) sí que tiene una relación positiva respecto a la variable explicativa. Lo que vendría a decir que cuanto más edad y estudios tengas, la ratio también será mayor. Por lo que el “problema” de la imprevisibilidad del resultado de las variables educativas podría explicarse con que la ratio salario/hora aumenta más según la edad, que por tener una educación superior, sobre todo en los primeros años en el mercado laboral, y siendo la proporción de personas con más educación mayor en edades jóvenes que en los hombres mayores, provoca que salga el coeficiente negativo, pero realmente sí que mejora la ratio una mayor educación.

Tabla 6. Modelo de ingresos mujeres

Source	SS	df	MS		
Model	1759.4146	30	58.6472	Numberofobs	29300
Residual	6714.5345	29269	0.2294	F (30, 29269)	255.65
Total	8473.9491	29299	0.2892	Prob> F	0.0000
				R-squared	0.2076
				Adj R-squared	0.2068
				Root MSE	0.4790

l_wage	Coef.	Est. Error	t	P > t	(95% Conf. Interval)	
w_age	0.0288	0.0032	9.03	0.000	0.0225	0.0350
w_age2	-0.0259	0.0040	-6.63	0.000	-0.0336	-0.0183
w_edu2	-0.1022	0.0390	-2.62	0.009	-0.1788	-0.0256
w_edu3	-0.1385	0.0453	-3.06	0.002	-0.2272	-0.0498
married	-0.1892	0.0441	-4.29	0.000	-0.2757	-0.1027
lw_age_edu2	0.0094	0.0095	10.96	0.000	0.0078	0.0112
lw_age_edu3	0.0162	0.0010	16.12	0.000	0.0143	0.0182
lw_age_marr	0.0045	0.0011	4.10	0.000	0.0023	0.0066
lage_w_age	-0.0004	0.0017	-0.24	0.814	-0.0038	0.0030
numfu_1	-0.3815	0.4911	-0.78	0.437	-1.3442	0.5812
numfu_2	-0.5364	0.4903	-1.09	0.274	-1.4975	0.4247
numfu_3	-0.6515	0.4874	-1.34	0.181	-1.6069	0.3039

numfu_4	-0.5685	0.4797	-1.19	0.236	-1.5088	0.3717
numfu_5	0			(Ommited)		
numfu_6	0			(Ommited)		
numch_1	0.1511	0.5465	0.28	0.782	-0.9201	1.2224
numch_2	0.2631	0.5457	0.48	0.630	-0.8066	1.3328
numch_3	0.3595	0.5431	0.66	0.508	-0.7050	1.4240
numch_4	0.1774	0.5357	0.33	0.741	-0.8726	1.2274
numch_5	-0.2820	0.2636	-1.07	0.285	-0.7986	0.2347
numch_6	0			(Ommited)		
year_1	-0.0316	0.0143	-2.21	0.027	-0.0611	-0.0027
year_2	-0.0002	0.0143	-0.01	0.991	-0.0615	0.0032
year_3	0.0013	0.0144	0.09	0.927	-0.0433	0.0155
year_4	-0.0048	0.0146	-0.33	0.744	-0.0601	0.0002
year_5	0			(Ommited)		
year_6	-0.0024	0.0150	-0.16	0.870	-0.0319	0.0270
year_7	-0.0176	0.0151	-1.16	0.245	-0.0471	0.0120
year_8	-0.0254	0.0147	-1.72	0.085	-0.0543	0.0035
year_9	-0.0424	0.0150	-2.83	0.005	-0.0719	-0.0130
year_10	-0.0499	0.0146	-3.42	0.001	-0.0784	-0.0213
year_11	-0.0553	0.0146	-3.79	0.000	-0.0839	-0.0267
year_12	-0.0851	0.0147	-5.81	0.000	-0.1138	-0.0564
year_13	-0.0466	0.0150	-3.11	0.002	-0.0759	-0.0172
country_1	0			(Ommited)		
_cons	1.7390	0.2511	6.92	0.000	1.2468	2.2313

En la tabla anterior número 6, podemos ver el modelo de ingresos de las mujeres de la unidad familiar. En este caso, son nueve las variables que afectan positivamente a la variable explicativa (más el coeficiente de la constante) y veintiuna variables que lo hacen negativamente. Es curioso cómo los coeficientes de numch_ aumentan hasta numch_3 (2 hijos), para luego disminuir y ser negativo (numch_5). La explicación la encontraríamos en que cuantos más hijos tengas (siendo familia numerosa, 3 hijos o

más), la sociedad actual todavía no es igualitaria en este aspecto y los cuidados a los hijos en el medio/largo plazo es mayor de las mujeres, afectando a su jornada laboral parcial o completamente de manera más frecuente que en los hombres. Mientras que tener uno o dos hijos (o ninguno) sería lo más común entre las familias y por tanto no dependería tanto de la renta de los padres, ni afectaría tanto al trabajo de la mujer. Sobre las variables que combinan educación y edad podemos ver un resultado muy similar al de los hombres: cuanta más edad y más estudios en las mujeres (de manera conjunta), mayor es su ratio salarial. Por el contrario, cuanta más educación tenga la mujer no explica un aumento del salario (se reduce más que con menos educación). Al igual que con los hombres, esta anomalía se explica con que la mayoría de las mujeres con estudios superiores son más jóvenes (aún en mayor proporción que los hombres) y como los salarios son cada vez mayores cuanta más longevidad laboral, las mujeres mayores tienen salarios iguales o superiores, aunque tengan menos educación. En el caso de las mujeres esta circunstancia se da todavía más que en los hombres, ya que la diferencia en la proporción de mujeres jóvenes universitarias respecto a las mujeres mayores universitarias todavía es mayor que en los hombres.

Variables como married, que indican si las parejas están casadas o no, parece que guardan una relación negativa respecto a la ratio en ambos géneros. En cuanto al número de familiares que componen la unidad familiar afecta también con la progresión de los hombres (cuantas más personas en la unidad familiar, menos ratio, pero en el caso de las mujeres no sólo eso, sino que además la ratio es negativa (cuanto más familiares, más negativo es el coeficiente).

5.- CONCLUSIONES

Este artículo estudia cómo los individuos de las familias observadas de Italia asignan con un enfoque colectivo, sus recursos de la oferta de trabajo colectiva con los microdatos de estadísticas de la Unión Europea sobre ingresos y condiciones de vida de Eurostat, que tienen como objetivo recopilar datos transversales y longitudinales oportunos y comparables sobre ingresos, pobreza, exclusión social y condiciones de vida.

Podemos extraer que las mayores diferencias entre los modelos de ingresos masculinos y femeninos son la relación negativa del número de hijos mayor a dos en el caso de las

mujeres, que indicaría cierto comportamiento no igualitario en las familias al ser más afectadas que los hombres en cuanto a salario y trabajo. Por otra parte, ambos modelos tienen un comportamiento similar en cuanto a si están casados y a que la ratio salarial aumenta cuanta más edad tengan y estudios posean (también de manera combinada). Por lo que podríamos esperar que los hombres con mayor edad, estudios, sin estar casado, menor número de familiares a su cargo y más hijos tenga, sería la persona que mayor ratio salarial tendría en el modelo. Mientras que la mujer más mayor, con más estudios, soltera, con menos personas a su cargo y que haya formado una familia no numerosa (entre 0 y 2 hijos) será la mujer con mayor ratio salarial según el modelo.

REFERENCIAS

- Becker, G. S. (1991). *A treatise on the family*. Harvard University Press.
- Browning, M., and Chiappori, P. A. (1998). Efficient intra-household allocations: A general characterization and empirical tests. *Econometrica*, 66(6), 1241-1278.
- Browning, M., Chiappori, P. A., and Weiss, Y. (2014). *Economics of the family*. Cambridge University Press.
- Campaña, J.C., Giménez-Nadal, J.I. and Molina, J.A. (2016a). 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.
- Campaña, J.C., Giménez-Nadal, J.I., and Molina, J.A., (2018). Efficient Labor Supply for Latin Families: Is the Intra-Household Bargaining Power Relevant?. IZA Discussion Paper No. 11695, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3234218> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3234218>.
- 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(3), 437-467.
- Chiappori, P. A., Fortin, B. and 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., Fortin, B., and Lacroix, G. (2002). Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. *Journal of Political Economy*, 110(1), 37-72.
- Chiappori, P.A. and Molina, J.A (2020). The intra-spousal balance of power within the family: cross-cultural evidence. In *Culture and Families: Research and Practice* (Eds. Kim Halford and Fons van de Vijver). Elsevier. Pp. 185-209. DOI: 10.1016/B978-0-12-815493-9.00006-5.
- Chiappori, P.A., Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and Velilla, J. (2022). Household Labor Supply: Collective Evidence in Developed Countries. In *Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics* (Ed. Klaus F. Zimmermann). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-57365-6_271-1.
- Chiappori, P.A., Molina, J.A., Giménez-Nadal, J.I. and Velilla, J. (2019). Intertemporal labor supply and intra-household commitment. IZA DP No. 12353.
- Donni, O. and Molina, J.A. (2018). Household collective models: three decades of theoretical contributions and empirical evidence. IZA DP No. 11915.
- Giménez-Nadal, J.I., Lafuente, M., Molina, J.A. and Velilla, J. (2019). Resampling and bootstrap algorithms to assess the relevance of variables: applications to cross-section entrepreneurship data. *Empirical Economics*, 56, 233-267. DOI:10.1007/s00181-017-1355-x.
- Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and Velilla, J. (2016). A wage-efficiency spatial model for US self-employed workers. IZA DP N° 9634.
- Gimenez-Nadal, J.I. and Molina, J. (2013). Parents' education as a determinant of educational childcare time. *Journal of Population Economics*, 26, 719–49.
- Gimenez-Nadal, J.I. and Molina, J. (2014). Regional Unemployment, Gender and Time Allocation of the Unemployed. *Review of Economics of the Household*, 12(1), 105-127. DOI: 10.1007/s11150-013-9186-9.

- Giménez-Nadal, J.I. and Molina, J.A. (2020a). The gender gap in time allocation in Europe. IZA DP N° 13461.
- Giménez-Nadal, J.I. and Molina, J.A. (2022b). The gender gap in time allocation. IZA World of Labor, forthcoming.
- Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and Velilla, J. (2020b). Work time and well-being for workers at home: evidence from the American Time Use Survey. *International Journal of Manpower*, 41(2), 184-206.
- Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and Velilla, J. (2022a). Intergenerational correlation of self-employment in Western Europe. *Economic Modelling*, 108, 105741. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105741>.
- Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and Ortega, R. (2012). Self-employed mothers and the work-family conflict. *Applied Economics*, 44, 2133-2148.
- Gimenez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and Ortega, R. (2017). Like my parents at home? Gender differences in children's housework in Germany and Spain. *Empirical Economics*, 52, 1143–1179. <https://doi.org/10.1007/s00181-016-1100-x>.
- Lundberg, S.J., Pollak, R.A. and 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, 853-878.
- 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.(2021). TheWork–FamilyConflict: EvidencefromtheRecentDecade and Linesof Future Research. *J FamEconIss* 42, 4–10.
- Molina, J.A., R. Ortega and J. Velilla (2016a). 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. (2016b). The decision to become an entrepreneur in Spain: the role of household finances. *International Journal of Entrepreneurship*, 20(1), 57-73.
- Thomas, D. (1990). Intra-household resource allocation: An interferential approach. *Journal of Human Resources*, 25(4), 635-664.