



Munich Personal RePEc Archive

The job offer in Belgium: Distribution of paid work between the spouses of the family

García Rodríguez, Alejandro

University of Zaragoza

1 June 2022

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/113262/>
MPRA Paper No. 113262, posted 01 Jun 2022 15:53 UTC

La oferta de trabajo en Bélgica: Distribución del trabajo remunerado entre los cónyuges de la familia

Alejandro García Rodríguez

Universidad de Zaragoza

Resumen

El objetivo de este trabajo es caracterizar la oferta de trabajo por parte de los individuos de un matrimonio. El alcance del estudio se basa en la situación de Bélgica y el periodo temporal de análisis abarca desde 2.004 hasta 2.019 inclusive. A partir del banco de datos, se ha aplicado un modelo de trabajo basado en una regresión lineal simple. En este trabajo, principalmente se persigue definir la influencia de factores como la edad, el nivel salarial, el nivel educativo, el número de miembros que compone la familia y el número de hijos en la definición de la oferta de trabajo de un individuo. En base a los resultados obtenidos, se concluye que tanto la oferta de trabajo como la remuneración es mayor en el caso de los hombres. Además, los factores con influencia significativa sobre la determinación de la oferta de trabajo son diferentes para los hombres y para las mujeres.

Palabras clave: Oferta laboral, Bélgica, negociación intrafamiliar, edad, nivel salarial, nivel educativo, género, número de hijos.

Abstract

The objective of this report is to characterize the job offer by the individuals of a married couple. The scope of the study is based on the situation in Belgium and the time period of analysis covers from 2004 to 2019 inclusive. From the database, a working model based on a simple linear regression has been applied. In this work, it is mainly intended to define the influence of factors such as age, salary level, educational level, the number of members that make up the family and the number of children in the definition of the job offer of an individual. Based on the results obtained, it is concluded that both, the job offer and the remuneration, are higher in the case of men. In addition, the factors with significant influence on the determination of the job offer are different for men and women.

Keywords: Job offer, Belgium, intra-family negotiation, age, salary level, educational level, gender, number of children.

Clasificación JEL: D13, J22

1. Introducción

El presente trabajo analiza el tiempo destinado a la oferta de trabajo de las familias belgas en el mercado laboral, así como la distribución del trabajo remunerado entre los cónyuges. En los últimos años, una amplia literatura ha venido analizando los distintos patrones de uso del tiempo a nivel familiar (Molina, 2011, 2015, 2020a, 2022), con el tiempo dedicado a la oferta de trabajo y los análisis concretos para asalariados y auto-empleados siendo temas muy relevantes (Campaña et al., 2016, 2017, 2020; Giménez et al., 2014, 2016b, 2019, 2020c, 2022a, 2022b; Molina et al., 2016a, 2016b, 2016c, 2017, 2020b; Velilla et al. 2018, 2019). Otros tópicos directamente relacionados con la oferta laboral son el tiempo dedicado a la educación en el hogar y sus diferencias de acuerdo con un amplio número de variables sociodemográficas (Giménez et al., 2012, 2013, 2017, 2018, 2020, 2022).

El objetivo que se persigue es determinar cuáles son los factores de influencia que condicionan la oferta de trabajo. En concreto, en el caso de Bélgica, el país se caracteriza por presentar un alto nivel de bienestar, así como una elevada renta per cápita. Al tratarse de un país donde la incorporación de la mujer al mercado laboral es un hecho desde hace décadas, resulta de interés comparar los factores que determinan la oferta de trabajo de hombres y mujeres. Esto permitirá valorar si las diferencias existentes entre la oferta de trabajo y de salario de hombres y mujeres se pueden explicar en base a los factores seleccionados o si por el contrario dependen de otros factores existentes en la sociedad belga.

Para ello, por una parte, será necesario explicar la oferta de trabajo tanto de hombres y como de mujeres y determinar si los factores de influencia coinciden o no en los dos géneros. Las principales variables explicativas que se han considerado son la edad del individuo, el nivel de estudios, el nivel salarial, el número de hijos y el número de miembros de la familia. Por otra parte, hay que considerar que, adicionalmente a los factores que influyen en cada individuo a la hora de determinar su oferta de trabajo en el mercado laboral, existirá una negociación entre los cónyuges para determinar la oferta de trabajo conjunta de la pareja. En este caso, interesa conocer que factores son más relevantes en la negociación familiar y por consiguiente en la definición de la oferta de trabajo familiar.

2. Base de datos

El banco de datos, a partir del cual se ha realizado el trabajo, se ha obtenido de la *European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) - Encuesta Europea de Ingresos y Condiciones de Vida*. En concreto, los datos publicados en EU-SILC provienen de Eurostat y se han obtenido a partir de encuestas realizadas a una muestra de personas-familias. En el presente trabajo, se han considerado los datos anuales referidos a Bélgica desde 2.004 hasta 2.019.

El principal objetivo del trabajo es analizar la estructura de la oferta de trabajo en Bélgica por parte de los individuos, así como su relación con factores-situaciones que condicionan su oferta de trabajo. Todo parece indicar que variables como las cargas familiares, la cualificación y el nivel de renta serán influyentes en la toma de decisiones de un individuo en el momento de definir su oferta de trabajo.

En cuanto a la muestra seleccionada para el análisis, está se refiere a hogares belgas compuestos por dos cónyuges. Además, se considera que los dos miembros del matrimonio trabajan y que tienen edades comprendidas entre 22 y 65 años. Tras aplicar estas restricciones se obtiene una muestra compuesta de 18.943 hogares belgas formados por, al menos, los dos miembros del matrimonio o pareja, siendo el número de hijos variable. A su vez, el número total de observaciones de la muestra se obtiene agregando las observaciones de cada uno de los dieciséis años considerados. Aproximadamente, el número de observaciones anuales aportadas a la muestra total es similar, esto garantiza que todos los años tengan una representatividad similar en la muestra total.

Respecto a las variables empleadas, principalmente destacan dos; las horas de trabajo de los individuos (variable workhours), definidas como horas de trabajo semanales y las ganancias netas anuales del matrimonio (variable faminc).

Adicionalmente a las 2 variables principales, se han considerado las siguientes variables también disponibles en la encuesta de EU-SILC:

1) La edad de los individuos, medida en años (variables age – w_age). Parece relevante considerar la edad de los individuos ya que generalmente estará ligada al número de años de experiencia laboral en el mercado de trabajo y al nivel de desarrollo de su carrera profesional. No obstante, es cierto que habría sido interesante disponer de una variable que considerara los años de experiencia laboral y la antigüedad en el puesto de trabajo al ser este un factor que influye en la empleabilidad y en el salario de los individuos.

2) El máximo nivel de educación recibido. Según los criterios de la International Standard Classification of Education (ISCED) se establecen tres niveles:

Nivel 1: corresponde a la educación primaria (variable edu 1). Esta educación es básica y no aporta un valor añadido al individuo en el mercado laboral.

Nivel 2: corresponde a la educación secundaria baja (variable edu 2). En este nivel de educación se orienta al individuo hacia una rama de conocimiento, aunque en este nivel educativo no se adquiere una especialización laboral.

Nivel 3: corresponde a la educación secundaria alta (variable edu 3). En este nivel de educación se integra al individuo en una rama de conocimiento y este adquiere una especialización laboral. Además, desde este nivel educativo se accede a los niveles educativos superiores de educación terciaria.

En base a los niveles educativos establecidos estas variables tomarán el valor 1 cuando el individuo haya adquirido este nivel educativo y 0 cuando no lo haya adquirido o este en disposición de un nivel educativo superior. En el caso del nivel educativo 3 se considera también a los individuos con formación superior.

3) El salario anual neto de cada miembro del matrimonio en euros (variable earnings, w_earnings). Representa los ingresos netos de cada individuo del matrimonio debidos a su actividad laboral.

4) Una variable ficticia que representa el logaritmo del salario del individuo. Esta variable se define mediante la siguiente ecuación:

$$\log_{\text{salario}} = \log(1 + \text{salario})$$

Nota: la ecuación se ha definido de esta forma para evitar que en caso de que el salario sea nulo, la variable logarítmica tienda a menos infinito.

5) El número de hijos que hay en el hogar (variable numch). Se han considerado seis grupos, desde cero hijos hasta 5.

6) El número de personas que componen la familia (variable numfu). Se han considerado grupos desde 2 personas, caso de un matrimonio sin hijos, hasta grupos de 7 personas, compuestos por el matrimonio y 5 hijos.

A continuación, en la tabla 1, se muestra el resumen estadístico de las variables, para el banco de datos seleccionado. Cabe destacar, que las horas de trabajo remuneradas están expresadas en horas semanales y el salario indicado corresponde al salario anual en euros.

En cuanto a la información aportada por la tabla 1, se observa que la edad media de los hombres es de 42,59 años y de 40,53 años para las mujeres. Respecto al nivel educativo, en el caso de los hombres se distribuye de la siguiente forma; el 14,54% tienen un nivel máximo de educación primaria, el 38,78% dispone de un nivel de educación secundaria baja y el 46,68% restante certifica un nivel de educación secundaria alta o superior. En el caso de las mujeres, su nivel educativo se distribuye de la siguiente forma; el 10,80% tiene un nivel de educación primaria, el 32,59% dispone de un nivel de educación secundaria baja y el 56,61% presenta un nivel educativo de secundaria alta o superior. Se observa que las mujeres disponen de una cualificación educativa superior a los hombres, pues el porcentaje de mujeres con estudios de secundaria alta o superiores es de aproximadamente 10 puntos superior al de los hombres.

Respecto a las horas semanales trabajadas, los hombres registran 40,57 horas de media y las mujeres 32,59 horas. Se aprecia una diferencia equivalente a una jornada de trabajo a tiempo completo a la semana. En el salario también se aprecia una diferencia notable, los hombres perciben de media una renta anual de 43.865 € mientras que las mujeres perciben de media 30.448 €. En base a los datos medios de jornada de trabajo

semanal y salario anual parece que la retribución unitaria del trabajo en el caso de las mujeres es inferior que la de los hombres.

| Variable | Observaciones | Media | Desviación típica | Mínimo | Máximo |
|-------------|---------------|-----------|-------------------|--------|----------|
| id | 18943 | 1079715 | 698642,4 | 105 | 2287058 |
| year | 18943 | 2011,527 | 4,514914 | 2004 | 2019 |
| country | Belgium | | | | |
| age | 18943 | 42,58655 | 9,26945 | 21 | 65 |
| w_age | 18943 | 40,53487 | 9,20674 | 21 | 65 |
| workhours | 18943 | 40,5761 | 8,344246 | 1 | 99 |
| w_workhours | 18943 | 32,59135 | 9,460072 | 1 | 99 |
| earnings | 18943 | 43865,54 | 21804,87 | 34,44 | 299867,5 |
| w_earnings | 18943 | 30448,46 | 16378,18 | 93,42 | 213719 |
| edu1 | 18943 | 0,1453835 | 0,3524964 | 0 | 1 |
| edu2 | 18943 | 0,3878478 | 0,4872724 | 0 | 1 |
| edu3 | 18943 | 0,4667687 | 0,4989076 | 0 | 1 |
| w_edu1 | 18943 | 0,1079554 | 0,3103323 | 0 | 1 |
| w_edu2 | 18943 | 0,3258724 | 0,4687112 | 0 | 1 |
| w_edu3 | 18943 | 0,5661722 | 0,495615 | 0 | 1 |
| married | 18943 | 0,709972 | 0,453787 | 0 | 1 |
| faminc | 18943 | 56336,53 | 21307,5 | 1000 | 348400 |
| numfu | 18943 | 2,421739 | 0,7649447 | 2 | 7 |
| numch | 18943 | 0,4090693 | 0,7523981 | 0 | 5 |

Tabla 1. Resumen estadístico de las variables. Fuente: elaboración propia.

En lo referente a la estructura familiar, el 71% de las parejas están casadas. El tamaño medio de la familia belga es de 2,42 personas y el número medio de hijos es de 0,41. En la tabla 2 se puede observar la distribución de las familias en función del número de miembros que la compone. El modelo de familia mayoritario es el formado por dos miembros, es decir, los dos cónyuges, representa el 71,94%. En segundo lugar, se encuentran las familias de 3 miembros, es decir, familias con un hijo, representan el 16,50%. El tercer tipo de familia por representatividad en la muestra respecto al número de miembros es la familia de 4 miembros, supone el 9,36% de la muestra. Por último, se observa que la representatividad de las familias de 5 a 7 miembros es marginal en la sociedad belga, representan el 2,20% de las familias del país.

| Tamaño familia | Observaciones | Porcentaje | Porcentaje acumulado |
|----------------|---------------|------------|----------------------|
| 2 | 13627 | 71,94% | 71,94% |
| 3 | 3126 | 16,50% | 88,44% |
| 4 | 1774 | 9,36% | 97,80% |
| 5 | 358 | 1,89% | 99,69% |
| 6 | 49 | 0,26% | 99,95% |
| 7 | 9 | 0,05% | 100,00% |
| Total | 18943 | 100% | |

Tabla 2. Distribución de familias en función del número de miembros. Fuente: elaboración propia.

| Número de hijos | Observaciones | Porcentaje | Porcentaje acumulado |
|-----------------|---------------|------------|----------------------|
| 0 | 13765 | 72,67% | 72,67% |
| 1 | 3043 | 16,06% | 88,73% |
| 2 | 1757 | 9,28% | 98,00% |
| 3 | 327 | 1,73% | 99,73% |
| 4 | 44 | 0,23% | 99,96% |
| 5 | 7 | 0,04% | 100,00% |
| Total | 18943 | 100% | |

Tabla 3. Distribución de número de hijos por familia. Fuente: elaboración propia.

3. Metodología

En cuanto a la metodología, se han planteado 4 modelos lineales que permitan explicar el comportamiento de las variables salario y horas semanales trabajadas tanto en el caso de los hombres como de las mujeres. Por supuesto, interesa determinar cuáles son los factores más influyentes para los individuos a la hora de determinar su oferta de trabajo en el mercado laboral. Cabe destacar, que la muestra seleccionada hace referencia a los hogares belgas, formados, al menos, por los dos miembros del matrimonio o pareja y el número de hijos correspondiente en cada caso. Por ello, además de determinar los factores de influencia individuales para cada miembro del matrimonio o pareja, también resulta de interés, determinar si existe una relación entre la oferta de trabajo de un individuo y la situación laboral-económica de su cónyuge (nos situamos en el contexto metodológico de las interrelaciones entre esposos Donni et al., 2018; Chiappori et al., 2019, 2020, 2022; Molina et al. 2022).

Modelo 1 y 2

Los dos primeros modelos propuestos, se basan en explicar la variable salario (variable dependiente), tanto para hombres como para mujeres, a partir del resto de variables

definidas. En concreto, en ambos casos, se ha planteado una regresión lineal con 8 variables y 9 constantes.

$$\text{earnings} = \gamma_1 + \gamma_2 \text{ age} + \gamma_3 \text{ age}^2 + \gamma_4 \text{ edu}^2 + \gamma_5 \text{ edu}^3 + \gamma_6 \text{ married} + \gamma_7 \text{ numfu} + \gamma_8 \text{ numch} + \gamma_9 \text{ year}$$

$$w_earnings = \delta_1 + \delta_2 w_age + \delta_3 w_age^2 + \delta_4 w_edu^2 + \delta_5 w_edu^3 + \delta_6 \text{ married} + \delta_7 \text{ numfu} + \delta_8 \text{ numch} + \delta_9 \text{ year}$$

Respecto al modelo lineal planteado para explicar el salario de los hombres, de todas las variables consideradas inicialmente, se ha comprobado que únicamente las variables *age*, *age2* y *edu3* presentan una alta significatividad. Esto significa que los principales factores determinantes del salario en los hombres belgas de entre 22 y 65 años son la edad y si disponen o no de un nivel educativo de educación secundaria alta o superior.

Por una parte, la relación directa entre salario y edad parece indicar que el mercado laboral del país presenta cierta estabilidad, permitiendo esto a los individuos acumular experiencia en su puesto y con ello beneficiarse de incrementos salariales debidos a la antigüedad en la empresa. Por otra parte, la relación entre el salario y el nivel educativo superior, parece indicar que el mercado laboral belga es un mercado con sectores que demandan profesionales altamente cualificados y resultado de ello es la remuneración que ofrece a este tipo de profesionales.

Complementariamente a las variables citadas, caracterizadas por presentar una alta significatividad, cabe destacar las variables que no presentan significatividad, es decir, las variables que no permiten predecir el salario con una alta probabilidad. En el caso del modelo realizado para el salario de los hombres estas variables han sido el nivel educativo intermedio, si están casados o no, así como el número de miembros que componen la familia y el número de hijos.

En cuanto a la falta de influencia de la variable de nivel educativo intermedio, se debe a que los trabajos que requieren una cualificación intermedia son variados y pertenecen a diversos sectores, además existen otros factores como la peligrosidad en el trabajo o la penosidad con una probabilidad de ocurrencia más elevada que en los trabajos de alto nivel educativo, esto provoca que exista una mayor dispersión en los salarios de este nivel de cualificación.

Atendiendo a la variable *married*, el modelo considera dos opciones, que el hombre esté casado o que viva en pareja. En este caso, no existe significatividad entre el salario y el estado civil del hombre, esto indica que el estado civil no afecta a la situación salarial del hombre.

Respecto al número de miembros que componen la familia, se ha considerado un rango de entre 2 y 7 personas. Se observa que la significatividad de esta variable sobre el salario del hombre aumenta conforme aumenta el tamaño de la familia. Este resultado parece coherente ya que, la muestra empleada presenta una distribución exponencial inversa. Es decir, el colectivo más numeroso son las familias de 2 miembros y el menos numeroso es el de familias de 7 miembros. Esto indica que las familias de menos miembros se distribuyen en la sociedad entre todos los niveles sociales lo que aporta mayor dispersión para encontrar una relación con el salario, mientras que las familias de 6 o 7 miembros, muy escasas, seguramente pertenecerán a una misma clase social y tendrán niveles de renta similares, pues no es muy probable que una familia de bajos recursos que disponga de una vivienda de tamaño reducido se componga de 6 o 7 miembros.

Por último, en cuanto a la relación entre los años analizados y el salario, desde 2004 hasta 2013 se observa una significatividad perfecta, mientras que desde 2014 hasta 2019 desaparece la significatividad, ello puede deberse al efecto que la crisis económica tuvo sobre el mercado laboral belga.

Respecto al modelo lineal planteado para explicar el salario de las mujeres, las variables que presentan significatividad varían respecto del modelo de los hombres. En este caso, únicamente son significativas las variables age y age 2. Esto supone que el principal factor determinante del salario de las mujeres belgas de entre 22 y 65 años es la edad. Parece lógico que la edad esté ligada a la experiencia laboral y esto a su vez a una remuneración mayor.

Comparativamente con los resultados obtenidos para el modelo de los hombres belgas, es interesante analizar la influencia de otras variables del modelo que aunque no son significativas se pueden valorar de forma relativa a la significatividad que presenta la misma variable en el modelo de los hombres. Así, en cuanto al nivel educativo la significatividad de la variable de educación secundaria baja es mucho menor que para los hombres, en el caso de la educación superior ocurre lo mismo pero en menor grado. Esto parece indicar que en las mujeres existe una mayor sobrecualificación para el puesto desempeñado. Además, dado que las horas trabajadas por las mujeres son menores y su dedicación al hogar suele ser mayor, esto supone una mayor dispersión en las ofertas de trabajo que las mujeres realizan en el mercado de trabajo respecto de los hombres, lo que explica una menor capacidad explicativa de estas variables.

En cuanto al estado civil, a pesar de que no se ha obtenido que esta variable sea significativa, sí que es cierto que tiene un poder explicativo mayor en el modelo de las mujeres que en el de los hombres. Esto indica que la oferta de trabajo de las mujeres en Bélgica está más condicionada a su estado civil que la oferta de trabajo de los hombres.

En el caso de las variables que representan el número de miembros de la familia y el número de hijos, en el caso de las mujeres estas variables no son significativas, es decir, no permiten determinar el salario. Solo en el caso de familias de 6 hijos, existe poder

explicativo de esta variable sobre el salario. Esto se puede deber al número reducido de familias de 5 hijos en la muestra, 7 sobre una muestra de 18943.

| Modelo de regresión lineal "Males earnings model" | | | | | | |
|---|-------------|------------------|-----------|---------|--------------------|---------|
| Nº observaciones | 18943 | | | | | |
| F (34,18908) | 194,7 | | R-squared | 0,2504 | | |
| Prob > F | 0 | | Root MSE | 0,38243 | | |
| l_wage | Coef. | Robust Std. Err. | t | p > t | 95% Conf. Interval | |
| age | 0,0435 | 0,0032 | 13,41 | 0 | 0,0371 | 0,0498 |
| age2 | -0,0459 | 0,0043 | -10,57 | 0 | -0,0545 | -0,0374 |
| edu2 | 0,0691 | 0,0413 | 1,67 | 0,095 | -0,0119 | 0,1502 |
| edu3 | 0,0937 | 0,0406 | 2,31 | 0,021 | 0,0141 | 0,1724 |
| married | 0,0295 | 0,034 | 0,87 | 0,387 | -0,0372 | 0,0962 |
| lage_edu2 | 0,0014 | 0,0009 | 1,5 | 0,134 | -0,0004 | 0,0032 |
| lage_edu3 | 0,0069 | 0,0009 | 7,54 | 0 | 0,0051 | 0,0087 |
| lage_marr | -0,0001 | 0,0008 | -0,09 | 0,925 | -0,0018 | 0,0016 |
| lage_w_age | 0,0059 | 0,0017 | 3,38 | 0,001 | 0,0025 | 0,0094 |
| numfu_1 | 0,0136 | 0,074 | 0,18 | 0,854 | -0,1314 | 0,1587 |
| numfu_2 | -0,0331 | 0,0667 | -0,5 | 0,62 | -0,1638 | 0,0976 |
| numfu_3 | 0,0777 | 0,052 | 1,49 | 0,135 | -0,0243 | 0,1797 |
| numfu_4 | 0 (omitted) | | | | | |
| numfu_5 | 0,2662 | 0,1405 | 1,9 | 0,058 | -0,0091 | 0,5416 |
| numfu_6 | -0,2692 | 0,1503 | -1,79 | 0,073 | -0,5638 | 0,0254 |
| numch_1 | 0,2152 | 0,1639 | 1,31 | 0,189 | -0,106 | 0,5366 |
| numch_2 | 0,2297 | 0,1605 | 1,43 | 0,152 | -0,0849 | 0,5444 |
| numch_3 | 0,1495 | 0,1548 | 0,97 | 0,334 | -0,154 | 0,453 |
| numch_4 | 0,2149 | 0,1449 | 1,48 | 0,138 | -0,0692 | 0,4989 |
| numch_5 | 0 (omitted) | | | | | |
| numch_6 | 0,6398 | 0,0725 | 8,82 | 0 | 0,4976 | 0,7819 |
| year_1 | -0,2708 | 0,01666 | -16,27 | 0 | -0,3034 | -0,2382 |
| year_2 | -0,2323 | 0,0161 | -14,39 | 0 | -0,264 | -0,2007 |
| year_3 | -0,2181 | 0,0157 | -13,9 | 0 | -0,2489 | -0,1874 |
| year_4 | -0,1886 | 0,0153 | -12,35 | 0 | -0,2185 | -0,1586 |
| year_5 | -0,1814 | 0,0158 | -11,49 | 0 | -0,2123 | -0,1505 |
| year_6 | -0,1415 | 0,0159 | -8,86 | 0 | -0,1728 | -0,1102 |
| year_7 | -0,113 | 0,0154 | -7,36 | 0 | -0,143 | -0,0829 |
| year_8 | -0,1182 | 0,0161 | -7,33 | 0 | -0,1498 | -0,0866 |
| year_9 | -0,0905 | 0,0164 | -5,52 | 0 | -0,1226 | -0,0583 |
| year_10 | -0,059 | 0,0161 | -3,64 | 0 | -0,0907 | -0,0273 |
| year_11 | -0,0331 | 0,0155 | -2,13 | 0,033 | -0,0635 | -0,0026 |
| year_12 | -0,0222 | 0,0154 | -1,45 | 0,148 | -0,0523 | 0,0079 |
| year_13 | -0,0365 | 0,0157 | -2,33 | 0,02 | -0,0672 | -0,0058 |
| year_14 | -0,0171 | 0,0155 | -1,11 | 0,267 | -0,0475 | 0,0132 |
| year_15 | 0 (omitted) | | | | | |
| year_16 | 0,0186 | 0,0186 | 1 | 0,318 | -0,0178 | 0,055 |

Ilustración 1. Resultados modelo 1.

En cuanto a los años considerados en la muestra, desde 2004 hasta 2015, los datos presentan significatividad, mientras que desde 2016 hasta 2019 esta tendencia cambia.

| Modelo de regresión lineal "Females earnings model" | | | | | | |
|---|-------------|------------------|-----------|---------|--------------------|---------|
| Nº observaciones | 18943 | | | | | |
| F (34,18908) | 178,49 | | R-squared | 0,2455 | | |
| Prob > F | 0 | | Root MSE | 0,40267 | | |
| l_w_wage | Coef. | Robust Std. Err. | t | p > t | 95% Conf. Interval | |
| w_age | 0,0419 | 0,0033 | 12,86 | 0 | 0,0355 | 0,0483 |
| w_age2 | -0,0332 | 0,004 | -8,32 | 0 | -0,041 | -0,0253 |
| w_edu2 | 0,0049 | 0,0555 | 0,09 | 0,929 | -0,1039 | 0,1138 |
| w_edu3 | 0,0943 | 0,0532 | 1,77 | 0,076 | -0,0099 | 0,1985 |
| married | 0,0427 | 0,0329 | 1,3 | 0,194 | -0,0218 | 0,1072 |
| lw_age_edu2 | 0,0028 | 0,0012 | 2,3 | 0,021 | 0,0004 | 0,0053 |
| lw_lage_edu3 | 0,0075 | 0,0012 | 6,35 | 0 | 0,0052 | 0,0098 |
| lw_age_marr | -0,0013 | 0,0008 | -1,59 | 0,112 | -0,0029 | 0,0003 |
| lage_w_age | -0,0034 | 0,0019 | -1,79 | 0,074 | -0,0071 | 0,0003 |
| numfu_1 | 0,1133 | 0,0866 | 1,31 | 0,191 | -0,0564 | 0,283 |
| numfu_2 | 0,0544 | 0,0781 | 0,7 | 0,486 | -0,0986 | 0,2074 |
| numfu_3 | 0,0331 | 0,0605 | 0,55 | 0,584 | -0,0854 | 0,1515 |
| numfu_4 | 0 (omitted) | | | | | |
| numfu_5 | 0,0226 | 0,1303 | 0,17 | 0,862 | -0,2327 | 0,278 |
| numfu_6 | 0,2669 | 0,1773 | 1,51 | 0,132 | -0,0805 | 0,6144 |
| numch_1 | -0,0973 | 0,1566 | -0,62 | 0,535 | -0,4043 | 0,2098 |
| numch_2 | -0,06 | 0,1519 | -0,4 | 0,693 | 0,3577 | 0,0377 |
| numch_3 | -0,0457 | 0,1432 | -0,32 | 0,75 | -0,3263 | 0,2349 |
| numch_4 | -0,0109 | 0,142 | -0,08 | 0,939 | -0,2892 | 0,2674 |
| numch_5 | 0 (omitted) | | | | | |
| numch_6 | -0,3011 | 0,1363 | -2,21 | 0,027 | -0,5683 | -0,0339 |
| year_1 | -0,2401 | 0,018 | -13,33 | 0 | -0,2754 | -0,2048 |
| year_2 | -0,1968 | 0,0174 | -11,28 | 0 | -0,231 | -0,1626 |
| year_3 | -0,2092 | 0,0171 | -12,24 | 0 | -0,2428 | -0,1757 |
| year_4 | -0,2098 | 0,0172 | -12,22 | 0 | -0,2435 | -0,1762 |
| year_5 | -0,1785 | 0,0164 | -10,87 | 0 | -0,2107 | -0,1463 |
| year_6 | -0,1219 | 0,0164 | -7,42 | 0 | -0,1541 | -0,0897 |
| year_7 | -0,125 | 0,0165 | -7,57 | 0 | -0,1573 | -0,0926 |
| year_8 | -0,1114 | 0,0167 | -6,67 | 0 | -0,1442 | -0,0787 |
| year_9 | -0,0903 | 0,0165 | -5,47 | 0 | -0,1227 | -0,0579 |
| year_10 | -0,0563 | 0,0161 | -3,5 | 0 | 0,0877 | -0,0248 |
| year_11 | -0,0354 | 0,0163 | -2,17 | 0,03 | -0,675 | -0,0034 |
| year_12 | -0,0508 | 0,017 | -2,99 | 0,003 | -0,0841 | -0,0174 |
| year_13 | -0,0309 | 0,0161 | -1,92 | 0,055 | -0,0625 | 0,0007 |
| year_14 | -0,0217 | 0,0163 | -1,33 | 0,182 | -0,0536 | 0,0102 |
| year_15 | 0 (omitted) | | | | | |
| year_16 | 0,012 | 0,0173 | 0,69 | 0,49 | -0,0219 | 0,0459 |

Ilustración 2. Resultados modelo 2.

Modelo 3 y 4

Los modelos 3 y 4, se basan en explicar la variable horas de trabajo semanales (variable dependiente), tanto para hombres como para mujeres, a partir del resto de variables definidas. En concreto, en ambos casos, se ha planteado una regresión lineal con 11 variables y 12 constantes.

$$\text{workhours} = \alpha_1 + \alpha_2 \text{ l_wage_pred} + \alpha_3 \text{ l_w_wage_pred} + \alpha_4 \text{ faminc} + \alpha_5 \text{ age} + \alpha_6 \text{ age}^2 + \alpha_7 \text{ edu2} + \alpha_8 \text{ edu3} + \alpha_9 \text{ married} + \alpha_{10} \text{ numfu} + \alpha_{11} \text{ numch} + \alpha_{12} \text{ year}$$

$$\text{w_workhours} = \beta_1 + \beta_2 \text{ l_wage_pred} + \beta_3 \text{ l_w_wage_pred} + \beta_4 \text{ faminc} + \beta_5 \text{ w_age} + \beta_6 \text{ w_age}^2 + \beta_7 \text{ edu2} + \beta_8 \text{ edu3} + \beta_9 \text{ married} + \beta_{10} \text{ numfu} + \beta_{11} \text{ numch} + \beta_{12} \text{ year}$$

Para el modelo lineal referido a la oferta de trabajo de los hombres en Bélgica, se ha obtenido que esta variable depende de 4 variables explicativas; el salario del hombre, el salario de la mujer, los ingresos de la familia y si está casado o no. Parece evidente que la oferta de trabajo dependa del salario percibido por los dos miembros de la pareja. De forma equivalente, los ingresos de la familia serán determinantes a la hora de decidir la oferta de horas de trabajo. Pues, generalmente, se buscará un punto óptimo en el que la oferta de trabajo permita la conciliación familiar a la vez que los ingresos necesarios por la familia. En el mismo sentido, se obtiene una dependencia entre la oferta de trabajo y el estado civil, es decir, los hombres casados condicionan en mayor medida su oferta de trabajo que los no casados.

En cuanto a las variables no significativas, se ha obtenido que la edad, el nivel educativo y el número de miembros de la familia, así como de hijos no es influyente en la oferta de trabajo o al menos no existe una relación generalizada que condicione la oferta de trabajo de los hombres.

Respecto al periodo de análisis considerado, desde 2004 hasta 2015 se observa significatividad, mientras que desde 2016 hasta 2019 esta desaparece.

En el caso del modelo planteado para explicar la oferta de trabajo de las mujeres en Bélgica, se ha obtenido que las variables influyentes en la determinación de la oferta de trabajo son: el salario de la mujer, el salario del hombre, los ingresos de la familia, el nivel educativo de la mujer, si está casada o no y el número de miembros de la familia. La primera diferencia obtenida respecto del modelo lineal de oferta de trabajo para los hombres, es que en el caso de las mujeres el número de variables que influyen en la determinación de su oferta de trabajo es superior, es decir, su decisión está condicionada por más factores de influencia.

| Modelo de regresión lineal "Labor supply estimates for males" | | | | | | |
|---|-------------|------------------|-----------|--------|--------------------|---------|
| Nº observaciones | 18943 | | | | | |
| F (34,18908) | 45,89 | | R-squared | 0,0833 | | |
| Prob > F | 0 | | Root MSE | 7,9945 | | |
| workhours | Coef. | Robust Std. Err. | t | p > t | 95% Conf. Interval | |
| l_wage_pred | 4,4031 | 1,9239 | 2,29 | 0,022 | 0,6321 | 8,174 |
| l_w_wage_pred | -0,8951 | 0,3958 | -2,26 | 0,024 | -1,6708 | -0,1194 |
| faminc | 0,1159 | 0,0047 | 24,61 | 0 | 0,1067 | 0,1251 |
| age | -0,1604 | 0,1039 | -1,54 | 0,123 | -0,3641 | 0,0433 |
| age2 | 0,0172 | 0,1011 | 0,17 | 0,865 | -0,1809 | 0,2153 |
| edu2 | -0,067 | 0,3097 | -0,22 | 0,829 | -0,6741 | 0,5401 |
| edu3 | -0,9108 | 0,7562 | -1,2 | 0,228 | -2,3931 | 0,5715 |
| married | 0,3123 | 0,1445 | 2,16 | 0,031 | 0,029 | 0,5957 |
| numfu | -0,8754 | 0,5411 | -1,62 | 0,106 | -1,936 | 0,1852 |
| numch | 0,4732 | 0,5492 | 0,86 | 0,389 | -0,6033 | 1,5497 |
| year_1 | 4,8 | 0,6445 | 7,45 | 0 | 3,5368 | 6,0633 |
| year_2 | 3,7191 | 0,5759 | 6,46 | 0 | 2,5902 | 4,8479 |
| year_3 | 3,4987 | 0,5465 | 6,4 | 0 | 2,4275 | 4,57 |
| year_4 | 3,1924 | 0,4936 | 6,47 | 0 | 2,2249 | 4,1599 |
| year_5 | 2,9003 | 0,7461 | 6,09 | 0 | 1,967 | 3,8335 |
| year_6 | 2,1876 | 0,4268 | 5,13 | 0 | 1,3511 | 3,0241 |
| year_7 | 2,2705 | 0,3935 | 5,77 | 0 | 1,4992 | 3,0419 |
| year_8 | 2,2336 | 0,408 | 5,47 | 0 | 1,4338 | 3,0335 |
| year_9 | 1,3224 | 0,3675 | 3,6 | 0 | 0,6022 | 2,0427 |
| year_10 | 1,1041 | 0,3523 | 3,13 | 0,002 | 0,4137 | 1,7947 |
| year_11 | 0,7955 | 0,3382 | 2,35 | 0,019 | 0,1326 | 1,4584 |
| year_12 | 0,5318 | 0,3332 | 1,6 | 0,11 | -0,1213 | 1,1849 |
| year_13 | 0,1502 | 0,3387 | 0,44 | 0,657 | -0,5137 | 0,8141 |
| year_14 | 0,5663 | 0,3515 | 1,61 | 0,107 | -0,1227 | 1,2552 |
| year_15 | 0 (omitted) | | | | | |
| year_16 | -0,0995 | 0,3392 | -0,29 | 0,769 | -0,7643 | 0,5653 |

Ilustración 3. Resultados modelo 3.

En cuanto a las variables que no presentan significatividad, estas son la edad y el número de hijos de la familia. Esto indica, por una parte, que la edad no es un factor influyente en la determinación de la oferta de trabajo como si lo es el salario. Al tratarse de un país desarrollado, se puede presuponer que los trabajadores en edad activa, en el caso de estudio de 22 a 65 años, están en disposición de realizar los trabajos ofertados por el mercado laboral y que estos trabajos reúnen unas condiciones mínimas que no incitan a los trabajadores a reducir su oferta de trabajo. Por otra parte, se ha obtenido que el número de miembros de la familia sí que es influyente en la determinación de la oferta de trabajo de las mujeres, mientras que el número de hijos no. Esto parece que la variable realmente implicada son los ingresos de la familia, o lo que es lo mismo los ingresos de los dos miembros adultos de la familia. Por ello, el número de hijos no es un condicionante de influencia directa, pues los ingresos por miembros familiar de una

familia numerosa pueden superiores a los de una familia de 3 miembros, es decir un hijo. En este caso, por ejemplo, puede ser más probable que la oferta de trabajo de la mujer sea superior en la familia de tres miembros, dado la escasez de recursos económicos y una menor carga familiar (menos hijos).

Respecto al periodo de tiempo analizado, en el caso del modelo para las mujeres, no se obtiene significatividad en ninguno de los años analizados, 2004 a 2019. Esto parece indicar que los factores que influyen en la determinación de la oferta de trabajo no están relacionados a una evolución en el tiempo.

| Modelo de regresión lineal "Labor supply estimates for females" | | | | | | |
|---|-------------|------------------|-----------|--------|--------------------|---------|
| Nº observaciones | 18943 | | | | | |
| F (34,18908) | 93,72 | | R-squared | 0,1212 | | |
| Prob > F | 0 | | Root MSE | 8,8739 | | |
| w_workhours | Coef. | Robust Std. Err. | t | p > t | 95% Conf. Interval | |
| l_wage_pred | -2,9416 | 0,472 | -6,23 | 0 | -3,8667 | -2,0164 |
| l_w_wage_pred | -6,6691 | 2,489 | -2,68 | 0,007 | -11,5477 | -1,7905 |
| faminc | 0,1247 | 0,0048 | 25,98 | 0 | 0,1153 | 0,1341 |
| w_age | 0,866 | 0,137 | 0,63 | 0,527 | -0,1819 | 0,3551 |
| w_age2 | -0,1703 | 0,1256 | -1,36 | 0,175 | -0,4165 | 0,0759 |
| w_edu2 | 1,472 | 0,4117 | 3,58 | 0 | 0,665 | 2,279 |
| w_edu3 | 5,6425 | 1,0449 | 5,4 | 0 | 3,5944 | 7,6907 |
| married | -1,4813 | 0,1479 | -10,02 | 0 | -1,7711 | -1,1914 |
| numfu | -1,1785 | 0,5908 | -1,99 | 0,046 | -2,3366 | -0,0205 |
| numch | 0,8393 | 0,5966 | 1,41 | 0,16 | -0,3302 | 2,0088 |
| year_1 | -0,8313 | 0,7228 | -1,15 | 0,25 | -2,2481 | 0,5855 |
| year_2 | -1,0155 | 0,6325 | -1,61 | 0,108 | -2,2552 | 0,2242 |
| year_3 | -1,0307 | 0,6479 | -1,59 | 0,112 | -2,3001 | 0,2392 |
| year_4 | -1,2537 | 0,6471 | -1,94 | 0,053 | -2,5221 | 0,0147 |
| year_5 | -0,9311 | 0,5786 | -1,61 | 0,108 | -2,0652 | 0,203 |
| year_6 | -1,068 | 0,4792 | -2,23 | 0,026 | -2,0073 | -0,1287 |
| year_7 | -0,5103 | 0,48 | -1,06 | 0,288 | -1,4512 | 0,4306 |
| year_8 | -0,4187 | 0,4616 | -0,91 | 0,364 | -1,3236 | 0,4861 |
| year_9 | -0,2237 | 0,4365 | -0,51 | 0,608 | -1,0793 | 0,6319 |
| year_10 | -0,2419 | 0,389 | -0,62 | 0,534 | -1,0043 | 0,5206 |
| year_11 | -0,2093 | 0,3756 | -0,56 | 0,577 | -0,9455 | 0,5269 |
| year_12 | -0,3079 | 0,3858 | -0,8 | 0,425 | -1,0641 | 0,4482 |
| year_13 | -0,2155 | 0,3802 | -0,54 | 0,589 | -0,9507 | 0,5397 |
| year_14 | -0,1897 | 0,3814 | -0,5 | 0,619 | -0,9373 | 0,5579 |
| year_15 | 0 (omitted) | | | | | |
| year_16 | 0,2251 | 0,3601 | 0,63 | 0,532 | -0,4808 | 0,931 |

Ilustración 4. Resultados modelo 4.

4. Conclusiones

En los 4 modelos propuestos se ha analizado el salario y la oferta de trabajo de los cónyuges de las familias belgas a partir de una muestra que comprende observaciones desde 2004 hasta 2019. En cuanto a los datos estadísticos, se concluye que la oferta laboral de los hombres es un 24,5% superior a la de las mujeres. Respecto al salario, el salario percibido por los hombres es un 44,06% superior al de las mujeres. Para valorar de forma más rigurosa estos datos habría sido interesante disponer de información complementaria como los años de experiencia laboral, la distribución por sectores laborales de los hombres y de las mujeres, así como la antigüedad en el puesto de trabajo. En cuanto al nivel educativo, de los 3 niveles educativos definidos, el porcentaje de hombres es mayor que el de mujeres en los dos primeros niveles educativos y viceversa en el caso del nivel educativo superior. Respecto al formato de familia estándar, la familia más común es la compuesta por dos miembros seguida de las familias de 3 y 4 miembros.

Para el modelo que explica la variable salario, se ha obtenido que el principal factor de explicativo del salario es la edad, tanto en hombres como en mujeres. En el caso de los hombres también es influyente si disponen o no de un nivel educativo superior.

Para el modelo que explica la variable trabajo, los factores que explican la oferta de trabajo son el salario de ambos cónyuges, los ingresos de la familia y el estado civil de los cónyuges. Además, en el caso de las mujeres, existen otras variables que influyen en la determinación de su oferta de trabajo, estas son el nivel educativo y el número de miembros de la familia.

5. Referencias

Campaña, J.C., Giménez-Nadal, J.I. and Molina, J.A. (2016). Differences between self-employees and wage earners in time uses: Aragón vs. Spain. MPRA Paper 71463.

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

Campaña, J.C., Giménez-Nadal, J.I. and Molina, J.A. (2020). Self-employed and employed mothers in Latin American families: are there differences in paid-work, unpaid work and child care?. *Journal of Family and Economic Issues*, 41, 52-69. DOI:10.1007/s10834-020-09660-5.

Chiappori, P.A., Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and Velilla, J. (2022). Household Labor Supply: Collective Evidence in Developed Countries. In *Handbook of Labor, Human*

Resources and Population Economics (Ed. Klaus F. Zimmermann). Springer.
https://doi.org/10.1007/978-3-319-57365-6_271-1.

Chiappori, P.A. and Molina, J.A (2020). The intra-spousal balance of power within the family: cross-cultural evidence. In Culture and Families: Research and Practice (Eds. Kim Halford and Fons van de Vijver). Elsevier. Pp. 185-209. DOI: 10.1016/B978-0-12-815493-9.00006-5

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

Donni, O. and Molina, J.A. (2020). 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 asses the relevance of variables: applications to cross-section entrepreneurship data. Empirical Economics, 56, 233-267. DOI:10.1007/s00181-017-1355-x.

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

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

Giménez-Nadal, J.I. and Molina, J.A. (2016b). Health inequality and the uses of time for workers in Europe: policy implications. IZA Journal of European Labor Studies, 5 (2).

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

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

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

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

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

Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and Velilla, J. (2020c). Work time and well-being for workers at home: evidence from the American Time Use Survey. *International Journal of Manpower*, 41(2), 184-206.

Giménez-Nadal, J.I., Molina, J.A. and Velilla, J. (2022a). Intergenerational correlation of self-employment in Western Europe. *Economic Modelling*, 108, 105741. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105741>.

<http://uis.unesco.org/sites/default/files/documents/isced-2011-sp.pdf>

<https://ec.europa.eu/eurostat/web/microdata/european-union-statistics-on-income-and-living-conditions>

Molina, J.A. (2011). *Household Economic Behaviors* (Editor). Springer.

Molina, J.A. (2022). *Mothers in the Labor Market* (Editor). Springer

Molina, J.A. (2015). Caring within the family: reconciling work and family life. *Journal of Family and Economic Issues*, 36, 1-4. DOI: 10.1007/s10834-015-9441-8.

Molina, J.A. (2020a). The Work-Family Conflict: Evidence from the recent decade and lines of future research. *Journal of Family and Economic Issues*, forthcoming. DOI: 10.1007/s10834-020-09700-0.

Molina, J.A. (2020b). Family and entrepreneurship: new empirical and theoretical results. *Journal of Family and Economic Issues*, 41, 1-3. DOI:10.1007/s10834-020-09667-y.

Molina, J.A., R. Ortega and J. Velilla (2016). Entrepreneurial activity in the OECD: Pooled and cross-country evidence.

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

Molina, J.A., Velilla, J. and Ibarra, H. (2022). Intrahousehold bargaining power in Spain: An empirical test of the collective model. *Journal of Family and Economic Issues*, forthcoming. <https://doi.org/10.1007/s10834-021-09812-1>

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

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

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