

**XII Encuentro de Economía Aplicada.  
MADRID, 4-5-6 DE JUNIO DE 2009.**

**Explorando los determinantes de participación de las mujeres con  
hijos.**

Eloísa Norman Mora<sup>1</sup>.  
Departamento de Análisis Económico Aplicado.  
Universidad de Alicante.

E-mail: [enorman@ua.es](mailto:enorman@ua.es)

*Resumen:*

Centrada en el análisis del comportamiento de la mujer desde el punto de vista de su inserción en el mercado laboral y su relación con la fecundidad, la presente comunicación pretende dar cuenta de un aspecto que conforma la compleja relación entre la participación laboral y la fecundidad. El retorno al mercado laboral tras el nacimiento del primer hijo.

Desde una perspectiva longitudinal, se explora tanto la forma como los factores que se asocian a la probabilidad de participar en el mercado laboral tras el nacimiento del primer hijo de un conjunto de mujeres españolas a través de la estimación de un modelo de riesgos proporcionales de Cox. Tener mayores niveles de estudio, experiencia laboral acumulada o haber alcanzado un correcto posicionamiento en el mercado laboral son factores que elevan significativamente las probabilidades de participar. En cambio, el trabajar a jornada completa o bien, haber decidido postergar el inicio de la maternidad, son factores que reducen dicha probabilidad, denotando el predominio del criterio de la calidad a la hora de optar por iniciar la maternidad. Esta idea se refuerza al comprobar el impacto que tiene sobre dichas probabilidades los factores que capturan la coyuntura del ciclo, dada su disminución en las coyunturas expansivas frente a las recesivas.

JEL Classification: J13, J16, J22

---

<sup>1</sup> Eloísa Norman Mora, Universidad de Alicante. Alicante. Apartado de Correos 99, Campus de San Vicente del Raspeig. Alicante, 03080, España. Teléfono: 965903400, ext. 3275; Fax: 965909322. email: [enorman@ua.es](mailto:enorman@ua.es)  
Quisiera agradecer a Andrés Pedreño y a Paloma Taltavull sus generosos y útiles comentarios y sugerencias. Los puntos de vista expresados en la presente comunicación son del autor y forman parte de una investigación en proceso.

## **1. Introducción.**

Buena parte de la literatura especializada en el estudio de la participación laboral de la mujer ha centrado su interés en el impacto que la maternidad ha podido llegar a tener sobre la consecución de la carrera laboral femenina. La sostenida relación negativa entre los niveles de participación laboral de la mujer frente a los de fecundidad de las poblaciones occidentales, han generado una nutrida agenda de investigación que trasciende un área de conocimiento específico. De ahí la extensa bibliografía existente en disciplinas como la economía, la sociología o la demografía, por citar a las más cercanas. Los recientes aumentos de los niveles de participación laboral de las mujeres casadas en edades superiores a los 20 años, acompañados de un cierto repunte de la fecundidad, observado en buena parte de los países occidentales, ha animado aún más el interés científico por este tema.

En este contexto, el presente trabajo tiene la vocación de aportar un ejercicio más a la ya nutrida bibliografía sobre el tema, y se limita a exponer alguno de los resultados que se consideran útiles para someterlos a su consideración y posterior ampliación.

El resto de este trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2, serán expuestas la fuente de datos así como las principales covariables que serán utilizadas en los ejercicios empíricos. El modelo econométrico en la sección 3 analiza la probabilidad de permanencia en la inactividad después del nacimiento del primer hijo, dada ciertas condiciones del mercado laboral español así como ciertas características observadas de un grupo de mujeres españolas, nacidas entre los años 1945 y 1975. En la sección 4 resumimos los resultados empíricos del modelo. En la sección 5 sometemos a discusión las principales conclusiones.

## 2. Datos y covariables.

En lo referente a los datos, la realización de este trabajo se ha basado en la información procedente de la encuesta de Fecundidad y Familia (FFS/ONU), llevada a cabo por el Centro de Investigaciones Sociológicas (C.I.S.) entre el 6 de junio y el 2 de noviembre de 1995. La muestra fue construida a nivel nacional con individuos entre 18 y 49 años. Para la estimación fueron seleccionadas aquellas mujeres que tuvieron al menos un hijo nacido vivo y un empleo, es decir, 2.142 individuos en total.

La FFS/ONU es una encuesta retrospectiva, esto es, sólo interroga una vez a los individuos acerca de las fechas en que se produjeron los acontecimientos estudiados y de los principales rasgos vinculados a ellos. Esta característica de la fuente estadística provoca que ciertos intervalos observados sean abiertos a la derecha a partir de la fecha de la entrevista. No obstante, el carácter retrospectivo de la encuesta también tiene ventajas. Al ser una entrevista cuya realización es independiente de las fechas de ocurrencia de los eventos, la información obtenida ofrece una gran utilidad analítica<sup>2</sup> al evitar la posible existencia de sesgos de *selección*<sup>3</sup> o minimizar los de memoria (Courgeau, *et al*, 2001)<sup>4</sup>.

Mención aparte merecen las covariables que serán utilizadas en los distintos ejercicios que se presentan en este trabajo. Cabe empezar diciendo que las variables explicativas son: *Edad*, *Nivel de estudios* de la mujer o *Nivel de educación del marido*, *experiencia Laboral*, *experiencia De paro anterior*, *Ocupación Alta*, *Jornada*, *Permiso sin sueldo* y *Ciclo Expansivo*.

---

<sup>2</sup> El procedimiento del muestreo fue polietápico, estratificado por conglomerados, con selección de las unidades primarias de muestreo (244 municipios de 50 provincias españolas) y de las unidades secundarias (secciones) de forma aleatoria proporcional. La selección de las unidades últimas (individuos) se hizo mediante muestreo sistemático con independencia de su historia de vida.

<sup>3</sup> Al tratarse de un diseño muestral *no informativo*, esto es, supone que los individuos que fallecieron o emigraron tuvieron un comportamiento idéntico al de los supervivientes durante su vida en el país, evita el *sesgo de selección*.

<sup>4</sup> Courgeau, Daniel: *Análisis demográfico de las biografías*. Daniel Courgeau y Éva Lelièvre; traducción del francés de Mariela Álvarez. México: El Colegio de México, Centro de Estudios Demográficos y de Desarrollo Urbano, 2001.

La primera variable, *Edad*, si bien refleja la edad que tenía la mujer al nacimiento del primer hijo, los valores que se utilizan para medir su influencia están referidos al *residuo de la regresión lineal* por MCO entre la edad y la experiencia laboral. Se procedió de esta manera a fin de evitar la colinealidad existente entre esas dos variables. Es decir, mediante la estimación de una regresión auxiliar se obtuvo un componente de la evolución de la variable edad que no está explicada por las fluctuaciones de la experiencia, para obtener el “verdadero” efecto de la edad sobre la probabilidad de volver al mercado de trabajo después del nacimiento del primer hijo. En su elección se utilizó además el análisis de los residuos martingala a fin de garantizar el supuesto de proporcionalidad en los riesgos que son la base del modelo que se utiliza en este ejercicio.

La educación, por su cuenta, está referida al nivel de educación completo en un momento específico del tiempo: en el caso de la mujer, al nacimiento del primer hijo, y en el caso del varón<sup>5</sup>, al momento de la entrevista; esta variable se recoge a través de una serie de variables ficticias: *Primarios*, *Secundarios* y *Universitarios*, en el caso de la mujer y *Primaria*, *Secundaria* y *Superior*, en el caso del cónyuge<sup>6</sup>.

Por otro lado, la historia laboral previa al nacimiento del primer hijo queda resumida en dos covariables: una, *Laboral*, es el número de meses de experiencia laboral, desde los 14 años hasta el nacimiento del primer hijo. La otra, *experiencia de paro anterior*, referida al desempleo, es una binaria que toma el valor 1 si la mujer estuvo en paro previo al nacimiento

---

<sup>5</sup> Entre las variables que la encuesta ofrece con carácter retrospectivo figuran la nupcialidad y la educación. Ello permitió utilizar, gracias a la segunda, la educación de la mujer como una covariable variante en el tiempo, y gracias a la primera, trabajar de manera específica la educación del marido que está referida a la fecha de la entrevista, ya que si bien, se identificaron los casos de divorcios, separación o viudedad, para desvincular las características de aquellos cónyuges que no fueran los padres del primer hijo, lo cierto es que se comprobó que se trata de una covariable que aproxima correctamente la educación de los padres. Así, se intentó descartar a los individuos con cónyuges distintos, o considerarlos como missing, o bien, asignarles un valor específico, incluyéndolos en la *dummie* que agrupa a los casos sin estudios y primarios. Dado que los resultados obtenidos en nada alteraron el resto de estimaciones, se optó por el segundo de los criterios citados.

<sup>6</sup> Aunque cada una de las *dummies* está referida al mismo nivel educativo, la distinta denominación pretende llamar la atención sobre las diferencias antes descritas.

del primer hijo o si, antes del empleo donde nació su primer hijo, experimentó algún episodio de desempleo, y cero en caso contrario.

Para aproximarnos a las características del empleo donde nace el primer hijo, se consideran dos covariables. Una, *Jornada*, es una binaria que toma el valor 1 si la jornada del empleo donde nace el primer hijo es superior las 35 h semanales. La segunda variable, *Ocupación Alta*<sup>7</sup>, también es una binaria que toma el valor 1 es indicativo, en el caso de que la mujer se encontrara trabajando en el momento de tener el primer hijo, del tipo de empleo que tenía, esto con, con el nivel salarial y posicionamiento más alto.

Por último, nos aproximamos al efecto del marco institucional y el ciclo económico mediante dos covariables: una, referida a la existencia de una regulación del mercado de trabajo favorable a la conciliación de la vida laboral y familiar, reflejada en una *dummie*, *Permiso sin Sueldo*, que toma el valor 1 si la mujer prologó el permiso de maternidad mediante el uso de un permiso sin goce de sueldo, y cero en caso contrario; la segunda, *Ciclo Expansivo*, es una binaria que toma el valor 1 si el nacimiento se produjo en una etapa expansiva del ciclo<sup>8</sup> y cero en caso contrario.

### **3. Los modelos de permanencia en la inactividad.**

Desde una perspectiva estrictamente metodológica, el análisis del comportamiento de la mujer respecto a su participación laboral remunerada en relación con la fecundidad, se ha resuelto a través de la estimación de una serie de modelos de permanencia o supervivencia. Estos modelos comprenden toda una serie de procedimientos estadísticos que facilitan el estudio de la ocurrencia y duración de un suceso. De modo que, ello traslada el foco de

---

<sup>7</sup> Una de las principales limitaciones de la FFS/ONU para trabajar con modelos de participación laboral es la falta de variables referidas a ingresos (laborales, no laborales, familiares, etc). Entre las estrategias propuestas por otros investigadores para manejar esta limitación, la utilizada se detalla en el Anexo.

<sup>8</sup> Se considera como etapa expansiva si la fecha de nacimiento coincide con alguno de los siguientes períodos: anteriores a julio de 1975, entre enero de 1986 a diciembre de 1991, o posteriores a septiembre de 1994.

interés, en principio, hacia la comprensión del comportamiento de una variable no negativa,  $T$ , que recoge el tiempo hasta la ocurrencia de un determinado suceso.

Desde esta perspectiva, el análisis de la participación de la mujer en el mercado de trabajo, después del nacimiento del primer hijo, consiste en caracterizar la distribución del tiempo de permanencia en la inactividad, desde el momento del nacimiento hasta la incorporación posterior, a partir de la estimación de la función de permanencia  $\bar{F}(t; X)$  y de la de ocurrencia  $\phi(t; X)$ . La primera se referirá a la probabilidad de que la permanencia en la inactividad sea superior a un determinado número de meses ( $t$ ), mientras que la segunda, medirá la probabilidad condicional de ocurrencia instantánea del evento, es decir, incorporarse al mercado laboral, condicionada a que la mujer haya permanecido en la inactividad hasta el instante anterior. Ambas funciones pueden verse influidas por un conjunto de factores incluidos en  $X$ . Así, siendo  $F(t) = \Pr(T \leq t)$  la función de distribución acumulada en  $T$  y  $f(t)$  la función de densidad, la función de permanencia en la inactividad puede estar definida como

$$\bar{F}(t, X) = 1 - F(t).$$

Dada la naturaleza de nuestros datos, extraídos de una encuesta retrospectiva, debemos tener en cuenta dos posibles implicaciones. Por un lado, no contamos con toda la información completa para el conjunto de mujeres, existiendo censura a la derecha, esto es, la permanencia en la inactividad de estas mujeres (observaciones incompletas) es mayor que la observada en el momento de abandonar la encuesta ( $t$ ), es decir, para estas mujeres solo observamos  $T > t$ . Por otro, la información no es continua sino agrupada en meses (tiempo discreto). Por lo anterior, la tasa de ocurrencia instantánea se define como la probabilidad de que la experiencia termine en el momento  $t$  condicionada a su permanencia en el instante anterior a  $t$  de la siguiente forma

$$\phi(t, X) = \Pr(T=1 | T \geq t) = \frac{\Pr(T=t)}{\Pr(T \geq t)}.$$

La estimación de estas funciones puede llevarse a cabo siguiendo métodos no paramétricos, como el de *Kaplan-Meier*, que sólo utiliza la información del tiempo de permanencia en la inactividad. También podría realizarse mediante métodos paramétricos o semiparamétricos que permiten introducir en la especificación<sup>9</sup> de la función de ocurrencia factores determinantes tanto de la probabilidad de *poder participar*<sup>10</sup> como de la probabilidad de *desear participar*<sup>11</sup>

Para este ejercicio se utilizará el modelo de riesgos proporcionales de Cox. La flexibilidad que presenta, entre otras cosas, radica en su carácter semiparamétrico, esto es, se pueden obtener estimaciones consistentes de la relación existente entre la probabilidad de ocurrencia instantánea y las variables explicativas ( $\beta$ ) sin atender a la forma funcional de la dependencia de la duración, lo cual permite flexibilizar los supuestos de proporcionalidad de los coeficientes<sup>12</sup>, a la par de ofrecer un método de estimación alternativo al de máxima verosimilitud, el denominado verosimilitud parcial (PL) facilitándose la estimación. Así, mientras MV contrasta centrándose en los individuos, PL lo hace centrándose en el orden de los eventos. Consecuentemente, la propensión relativa de una mujer con características  $x$ , de hacer una transición a cualquier tiempo dado, vendría determinada por

$$\phi(t_i, x_i) = \psi(t) \mathcal{G}(x' \beta),$$

donde  $\phi(t_i, x_i)$ , la tasa de ocurrencia instantánea de tiempo discreto, es el producto de dos componentes: por un lado, la propensión relativa, que es común a todos los individuos con iguales características, y por otro, un factor escalar específico de cada individuo,  $\psi$ , que

<sup>9</sup> Dada la especificación utilizada, la forma natural de estimar estos modelos será por máxima verosimilitud.

<sup>10</sup> Cumplir con los requisitos que el mercado exija para ser un participante más.

<sup>11</sup> Que cumpliendo con los requisitos y dadas sus preferencias, acepte participar.

<sup>12</sup> Entre los supuestos de los modelos de riesgos proporcionales cabría citar aquel que establece que la distribución de la variable aleatoria  $v$ , que representa a la heterogeneidad inobservada, tiene media 1 y es no degenerada; también considera que el efecto de la heterogeneidad (tanto observada ( $x$ ) como inobservada ( $v$ )) es proporcional para cada duración. En principio, en el modelo de Cox,  $v = 1$ .

permite determinar lo que se denomina la *dependencia de la duración*, esto es, si la probabilidad de que una mujer se incorpore a la actividad después del nacimiento del primer hijo aumente, disminuya o sea constante a medida que su permanencia en la inactividad aumente.

#### **4. Resultados empíricos.**

A continuación se presentan los principales resultados empíricos sobre el estudio del comportamiento de la mujer respecto a su participación laboral derivada de la relación entre participación y fecundidad. En primer lugar, se exponen los resultados del análisis univariante; en segundo lugar, las conclusiones del análisis multivariante mediante la estimación de un modelo de Cox.

*4.1. Análisis univariante de la permanencia en la inactividad posterior al primer nacimiento: estimador de Kaplan-Meier.*

Los resultados de la estimación del producto límite o estimador Kaplan-Meier son una buena aproximación al estudio de la permanencia en la inactividad de la mujer que inicia su maternidad.

Aquí Gráfico 1.

El gráfico 1 representa la función de permanencia obtenida mediante el estimado *Kaplan-Meier*. En él se representa la probabilidad instantánea de permanencia en la inactividad después de dar a luz. En el primer mes de vida del recién nacido, las probabilidades de retorno de la mayoría de las mujeres son muy bajas. En los posteriores cinco meses, las probabilidades de reincorporarse al mercado laboral aumentan considerablemente, permitiendo que prácticamente el 50 por ciento de las mujeres participe en este mercado para posteriormente ralentizarse. A partir de ese momento la función de permanencia en la inactividad desciende muy lentamente indicando que las mujeres que



permanecen fuera del mercado encuentran dificultades a la hora de abandonar la inactividad. Así, el siguiente 25 por 100 de mujeres tardará hasta 14 años en volver a ser económicamente activas.

Aquí Gráfico 2.

En el gráfico 2 se presenta el análisis Kaplan- Meier para tres cohortes o generaciones de mujeres. En esta primera aproximación no paramétrica resulta evidente que la velocidad con la que vuelven a participar en la vida activa varía con la pertenencia a cada generación. Si bien para todas ellas la proximidad al nacimiento acelera el retorno, la diferencia se pone de manifiesto a partir del segundo semestre de vida. Todo parece indicar que las mujeres que pertenecen a la generación Joven enfrentan menos dificultades a la hora de reincorporarse que las generaciones anteriores ya para el segundo aniversario del primogénito, más de las tres cuartas partes de estas mujeres jóvenes habrá vuelto al mundo laboral mientras que para las otras generaciones deberán pasar más años. Estos resultados sugieren la relevancia de diferenciar entre cohortes

El estimador no paramétrico Kaplan Meier del cociente instantáneo de salida de la inactividad se presenta en el Gráfico 3. Destaca su valor reducido aunque muestra ese ligero ascenso en torno al primer año de vida, su posterior descenso para, a partir del cuarto año, estabilizarse en valores muy reducidos. En cualquier caso cabe destacar que el cociente instantáneo de salida de la inactividad posterior al nacimiento del primer hijo en cada mes no supera el 5 por ciento.

Lo sugerente de esta primera aproximación no paramétrica hecha con datos longitudinales es el cambio de signo que muestra la dependencia de la duración. Desde el nacimiento hasta el primer año y medio pareciera existir una relación positiva, esto es, a medida que aumenta la permanencia en la inactividad aumentan las probabilidades de retorno, pero a partir de ese momento y hasta los cuatro años y medio, dicha dependencia se vuelve

negativa y los valores del cociente disminuyen considerablemente, para, posteriormente volver a una relación positiva pero a un valor muy reducido (menos de la mitad del valor más alto).

Dado que la duración de la inactividad una vez iniciada la maternidad puede venir determinada por las características personales, familiares, por la historia laboral, o bien, por las características del entorno económico y social, el siguiente paso que se planteó fue indagar la influencia que estos factores podrían llegar a tener, primero, en el contexto no paramétrico, y posteriormente, en el paramétrico. En el primero, no podemos controlar la existencia de variables correlacionadas, no obstante, nos aporta un criterio empírico a la hora de identificar cuál de ellas podría ser más relevante.

A ese fin, se utilizó, además, un criterio estadístico para medir el grado de diferencia existente entre las distribuciones del tiempo de permanencia en la inactividad en función de las variables consideradas, el denominado contraste del logaritmo del rango (Klein y Moeschberger, 1997). Con un p-valor de 0.0000, observamos que las mayores diferencias se obtienen cuando se tiene en cuenta las variables por nosotros seleccionadas, descartándose otras como el tener creencias religiosas, por ejemplo.

Aquí tablas 1, 2 y 3.

Por lo tanto, mediante esta primera aproximación, hemos podido identificar las covariables que afectan a la permanencia en la inactividad, en concreto, al proceso de transición desde la inactividad hacia la actividad entre las mujeres que inician su maternidad. No obstante, aún nos queda por realizar una valoración cuantitativa del efecto de cada uno de estos factores.

*4.2. Análisis multivariante de la permanencia en la inactividad posterior al primer nacimiento: el modelo de riesgos proporcionales Cox.*

Para obtener la valoración cuantitativa de cada covariable sobre las variaciones del nivel de la probabilidad de participar en el mercado laboral después del nacimiento del primer hijo, se utilizó el método semiparamétrico antes descrito en la estimación de las funciones de permanencia y ocurrencia de la participación, el modelo de Cox. Los resultados se muestran en la tablas 4.

Aquí tabla 4.

Para el conjunto de la población femenina considerada, tal como se desprende de la información que figura en la tabla 4, se verifica el efecto esperado de la variable educación, esto es, a medida que aumenta el nivel de estudios alcanzado al nacimiento del primer hijo, se reduce la probabilidad de permanecer inactiva. Así, dado que el nivel de estudio de referencia es la educación secundaria, se estima que las mujeres que no superaron la educación primaria reducirían sus probabilidades de participación un 20 por ciento frente a las de referencia. Aunque el gran salto lo observamos entre las mujeres que superaron la educación universitaria para las que sus posibilidades de retorno superan en un 87 por ciento a las mujeres con educación secundaria.

Otra característica personal considerada, la edad a la que se tiene el primer hijo, resulta tener una incidencia significativa en la permanencia en la inactividad. Cabe destacar, sin embargo, que su efecto es negativo, esto indicaría que, la decisión de posponer el inicio de la maternidad, dado que analizamos el efecto del nacimiento del primer hijo, reduce las probabilidades de participación aproximadamente 12 por ciento por cada año de retraso.

Por otro lado, la historia laboral es relevante a la hora de definir las probabilidades de retorno. Tal como cabría esperar, la experiencia laboral acumulada aumenta las posibilidades de retorno. Por cada mes de experiencia laboral previa al nacimiento del primer hijo, la verosimilitud de participar en el mercado laboral aumenta un 1 por ciento.

También aumenta en caso de que la mujer hubiera experimentado algún episodio de paro previo, en cuyo caso sus probabilidades sería un 11 por ciento superiores frente a aquellas mujeres que nunca han estado en el paro. Este dato resulta relevante y coincidente con estudios previos (Bover, et. at.,) en la medida en la que en este ejercicio se capta el retorno a la vida activa, es decir, tanto al empleo como al paro y no exclusivamente a la ocupación. En este sentido cabría apuntar que en el análisis se han considerado a aquellas mujeres que ya sea porque estaban en el paro, tuvieron un hijo y siguieron en el paro como aquellas para las que su retorno fue el paro.

Por otro lado, entre las características consideradas en este estudio respecto al empleo donde nace el primer hijo, destaca el efecto negativo que la jornada completa puede llegar a tener sobre la verosimilitud de retorno al mercado laboral. Frente a las mujeres que tenían un empleo a tiempo parcial en el momento de dar a luz su primer hijo, aquellas que tenían un trabajo a tiempo completo reducen sus probabilidades de retorno hasta en un 16 por ciento. Un resultado que contrasta con el impacto que puede llegar a tener el hecho de que la mujer, en el momento de su primera concepción, tuviera un empleo en las mejores condiciones del mercado, en cuyo caso y frente a las mujeres en ocupaciones peor remuneradas y consideradas, aumentarían sus probabilidades de retorno en un 25 por ciento.

En cuanto al conjunto de variables que fueron tomadas en cuenta a la hora de medir el impacto de la coyuntura, en esta primera aproximación resultan ser estadísticamente poco significativo. No obstante, el signo reportado coincide con lo esperado. Esto es, mientras el haber prolongado el *permiso por maternidad sin goce* de sueldo podría aumentar las probabilidades de retorno, el que el nacimiento se hubiera producido en un período *expansivo del ciclo*, frente a una *etapa recesiva*, parece reducirlas.

Esta disminución permitiría confirmar la virtual existencia del denominado efecto sustitución, una evidencia que se reforzaría con la incidencia obtenida a través de la variable

*educación del marido*, en la que siendo también estadísticamente poco significativa, no deja de confirmar una relación negativa entre nivel educativo del marido y la probabilidad de participación. Cabe añadir en este punto que una posible explicación a la falta de significación estadística de estas covariables esté asociada al hecho del incumplimiento de la proporcionalidad de los cocientes (véase anexo).

En definitiva, podemos resumir diciendo que las variables que reflejan las características personales o del empleo al nacimiento así como la experiencia previa influyen en la permanencia en la inactividad de las mujeres que inician su maternidad. Cabría señalar el efecto negativo que sobre la verosimilitud de la participación tiene el postergar la maternidad así como el trabajo a tiempo completo.

Para analizar si el efecto de las variables consideradas cambia entre las distintas generaciones, se ha reestimado la especificación del modelo de Cox para la generación *Madura*, es decir, las mujeres que nacen entre los años 1945 y 1954, la generación *Madura-Joven* que representa a las mujeres nacidas entre los años 1956 a 1964 y la generación *Joven* nacidas entre 1965 y 1975, por separado. Los resultados se muestran en la tabla 4.

Al comparar las distintas generaciones, tal como se desprende de la tabla 4, nuevamente se confirma el efecto esperado de la variable educación. Para las tres generaciones consideradas, el mayor nivel educativo alcanzado reduce las probabilidades de permanecer en la inactividad una vez iniciada la maternidad.

Ahora bien, cabe señalar que se observan ciertas diferencias en cuanto a la intensidad del efecto de esta variable, la cual pareciera aumentar a medida que la generación es más joven. En este sentido, por ejemplo, llama la atención el hecho de que, frente al conjunto de la población estudiada, entre la generación *Joven* coincida que los niveles educativos bajos penalicen más la participación, a la vez que los niveles superiores eleven considerablemente más las probabilidades de participar. Así, las mujeres que no superaron la educación primaria

entre la generación Joven, pueden ver reducida hasta en un 24 por 100 sus probabilidades de reincorporarse frente a aquellas que completaron la educación secundaria, mientras que multiplican casi por 2,5 veces la probabilidad de permanecer vinculadas al mercado de trabajo aquellas con educación superior.

Frente a este hecho contrasta el efecto del inicio de la maternidad. Por cada año que postergan su maternidad, las mujeres de la generación Joven podrían llegar a reducir hasta en un 22 por 100 sus probabilidades de reincorporarse. Se trata de una fuerte penalización teniendo en cuenta que para la generación anterior a esta, es decir, la Joven-Madura, el posponer el inicio de la maternidad, si bien también tiene un efecto negativo, lo tiene en menor intensidad; solo reduce un 8 por 100 las posibilidades de salir de la inactividad.

Este hecho podría estar reflejando las dificultades que las nuevas familias tuvieron que enfrentar a la hora de conciliar la vida familiar y laboral en la década los años noventa. Nuevos roles familiares, predominio de las familias monoparentales, acusada precarización de las condiciones laborales para los nuevos participantes, etc.

Como reflejo de lo anterior podría interpretarse el cambio de signo del efecto del *ciclo expansivo* o el *nivel de estudios del marido* para la generación Joven. De hecho, ya para la generación Joven-Madura deja de ser un desincentivo el que el primer nacimiento se produjera en un ciclo expansivo. Para ésta última generación en concreto, este hecho pudo haber provocado más bien un incremento de las probabilidades de reincorporarse de hasta 11 puntos porcentuales frente a las mujeres de la misma generación que iniciaron su maternidad en un contexto recesivo.

Se debe tener presente que, para esta generación Joven-Madura, el ciclo expansivo coincide con la fase iniciada en la década de los ochenta en la que el proceso de flexibilización del mercado de trabajo favoreció un fuerte crecimiento de la participación de los nuevos participantes. Se introdujeron nuevas formas contractuales de duración

determinada como el contrato temporal de fomento al empleo o el contrato en prácticas o para la formación, etc. que impulsaron el crecimiento de la participación femenina.

Sin embargo, la polarización del mercado de trabajo que trajo consigo dicha reforma en la que se vieron perjudicadas las condiciones laborales de los nuevos participantes y que resultó evidente a principios de la década de los años noventa, podría quedar reflejada en el efecto que la variable *ciclo expansivo* tiene sobre la generación Joven. Para esta generación, tal como anteriormente se ha relatado, el efecto es positivo, dejando de verificarse el denominado efecto renta que la literatura económica nos llevaría a pensar.

Mención a parte merece la variable Permiso sin goce de sueldo. En ella se intenta captar el primer intento por favorecer la conciliación entre la vida laboral y familiar desde la regulación del mercado de trabajo.

En este sentido se trata de una covariable variante en el tiempo cuyo efecto tenderá a ser percibido en mayor intensidad en la generación Joven que en la Madura en la medida en la que, para ésta última, el número de primeros nacimientos que coinciden con esta nueva legislación será más reducido.

Cabe destacar, no obstante, que con independencia de la generación de referencia, en las tres el efecto es negativo, esto es, aquellas mujeres que se acogieron a la utilización de este permiso redujeron sus probabilidades de retorno frente a las mujeres que no lo usaron. Según los resultados de la tabla 4, la diferencia entre generaciones radica en la intensidad de la reducción: para la generación Madura pudo llegar a penalizar hasta en 13 puntos porcentuales en relación con las mujeres de esta generación que no se acogieron o no pudieron utilizar este tipo de permiso. Por otro lado, para la generación Joven, la penalización se reduce a la mitad, esto es, frente a las mujeres jóvenes que no optaron por el permiso, aquellas que sí lo hicieron, es decir, prolongaron su permiso de maternidad sin goce de sueldo, tuvieron un 9 por 100

menos posibilidades de reincorporarse al mercado laboral, tras el nacimiento de su primer hijo.

## **5. Conclusiones.**

La presente comunicación ha analizado la participación laboral de la mujer española posterior al nacimiento de su primer hijo. Para ello se han estimado modelos de supervivencia Kaplan-Meier y de riesgos proporcionales Cox. Mediante el primero se ha podido obtener una primera aproximación empírica al impacto que puede llegar a tener el tiempo de permanencia fuera del mercado laboral, a partir del nacimiento del primer hijo, sobre las probabilidades de participación laboral de las nuevas madres. Con el segundo, el modelo no paramétrico, se ha podido determinar la importancia de las variables más relevantes.

Entre los resultados más significativos cabría señalar el incremento sostenido en las probabilidades de participación laboral de las mujeres, observado a lo largo del primer año y medio de vida del primer hijo; a partir de ese momento, y hasta casi el sexto año de vida, dichas probabilidades van en claro descenso. El incremento en el nivel educativo alcanzado, el contar con experiencia laboral previa o bien, haber alcanzado un correcto posicionamiento en el mercado laboral, son factores que claramente incrementan la probabilidad de participar. En contra, el haber retrasado el inicio de la maternidad, el que el nacimiento del primer hijo se hubiera producido en un contexto económico expansivo o bien que, teniendo un trabajo éste hubiera sido a jornada completa, son factores que reducen las probabilidades de participación laboral de las nuevas madres.

Estos resultados evidencian que, a medida que la mujer aumenta su período de permanencia fuera del mercado laboral, sus probabilidades de retorno van disminuyendo y que, entre los factores de peso que la llevan a postergar su participación están las vinculadas al cuidado de los hijos. Por ello, se considera que estos resultados refuerzan la pertinencia de las medidas de conciliación de la vida laboral y familiar, adoptadas recientemente, tendentes a



elevant el nivel de calidad del cuidado de los hijos en el ámbito no-familiar, ya que, como sugieren los anteriores resultados, las mujeres parecieran estar más dispuestas a postergar su participación laboral hasta el momento en el que se formaliza la educación primaria (6 años).

### **Bibliografía:**

Bover, O; Arellano y S. Bentolila (2002) “Unemployment duration, benefit duration and the business cycle” en *The economic journal*. Abril: 223-265.

Centro de Investigaciones Sociológicas (2001); *Encuesta de Fecundidad y Familia (FFS/ONU). Mujeres*. Estudio n° 2182.

Courgeau, Daniel y Éva Lelièvre (2001): *Análisis demográfico de las biografías*. Traducción del francés de Mariela Álvarez. México: El Colegio de México, Centro de Estudios Demográficos y de Desarrollo Urbano.

Klein y Moeschberger (2003) *Survival analysis. Techniques for censored and truncated data*. Second Ed. Springer.

### **Tablas y gráficas.**

Gráfico 1. Función de permanencia en la inactividad, Kaplan-Meier.

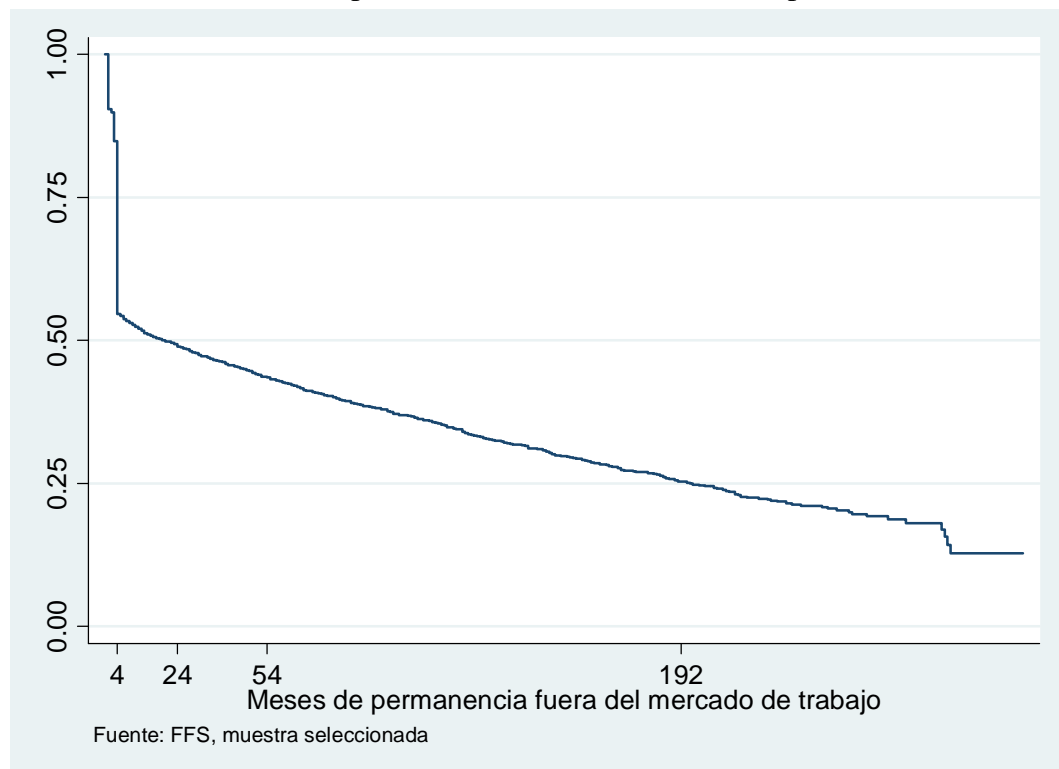


Gráfico 2. Función de permanencia en la inactividad. Comparación entre generaciones.

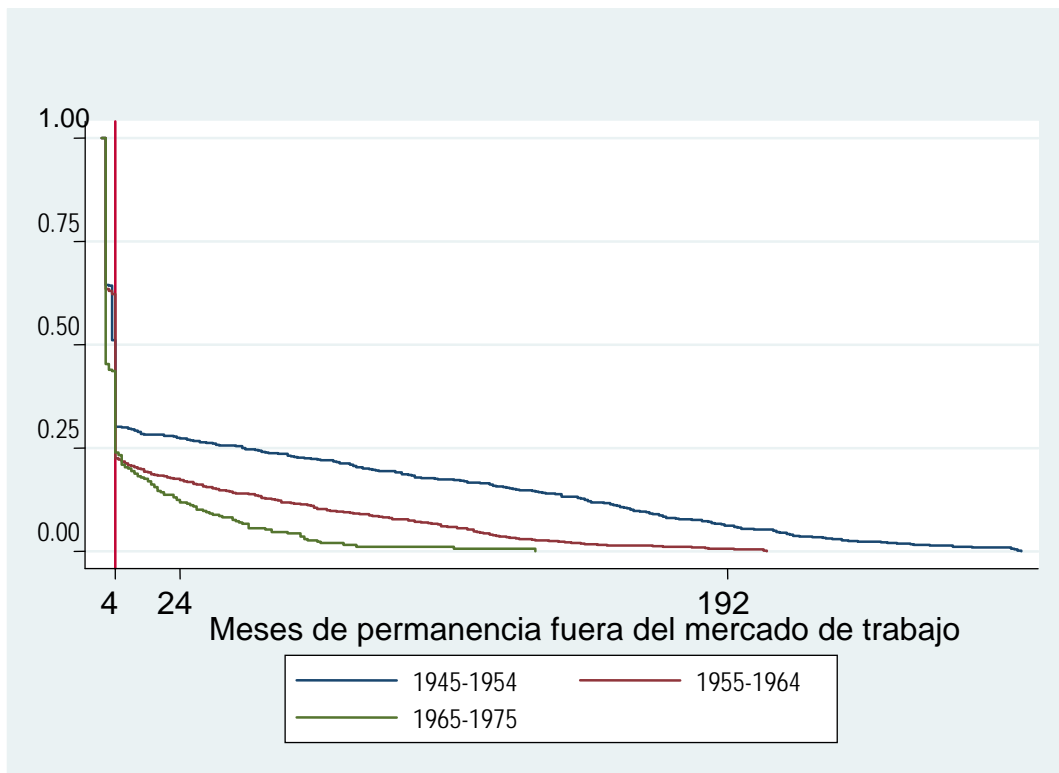


Gráfico 3. Cociente instantáneo de salida suavizado. Kaplan-Meier.

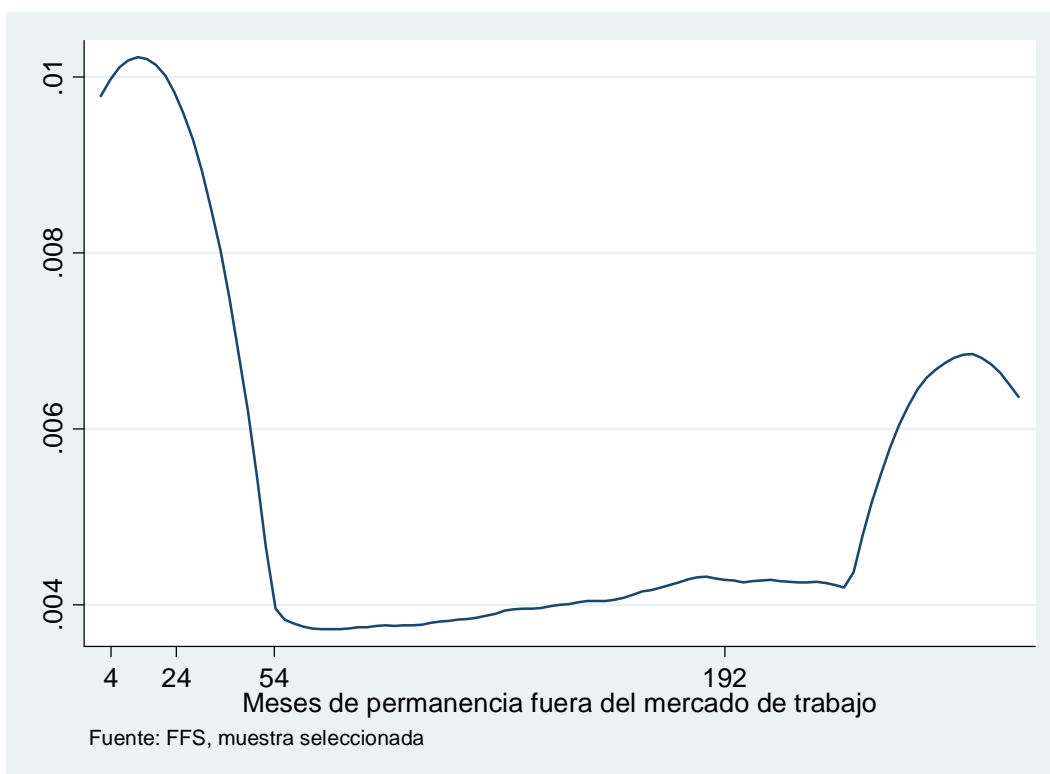


Tabla 1. Igualdad de las funciones de permanencia en la inactividad por generaciones.

Generación	Eventos observados <sup>1/</sup>	Eventos Esperados
1945 a 1954	525	642.17
1955 a 1964	770	673.88
1965 a 1977	190	168.95
TOTAL	1485	1485.00

Test log-rango<sup>2/</sup>

$\chi^2(2)$	50.48
p-valor	0.0000

Test de Wilcoxon (Breslow)<sup>3/</sup>

$\chi^2(2)$	24.40
p-valor	0.0000

Fuente: CIS. Encuesta de Fecundidad y Familia (FFS/ONU). Mujeres seleccionadas. Notas: 1/ Casos no censurados; 2/ Test del logaritmo del rango. 3/ El test de Breslow prima las diferencias detectadas al principio de la curva. Ho: Igualdad en las curvas de supervivencia

Tabla 2. Test del logaritmo del rango y Wilcoxon. Permanencia en la inactividad. Ho: igualdad de curvas de permanencia.

Variables	Evento		$\chi^2_{n-1}$	p-valor
	Observado	Esperado		

**Características de la mujer.**

Nivel educativo:

Primarios	414	543.69	60.63	0.0000
Secundarios	661	672.85	2.85 <sup>1/</sup>	0.0912
Universitarios	410	268.46	118.74	0.0000
<i>Edad al primer nacimiento:</i>				
En grupos: (<25 años)	856	878.60	1.77	0.8111
<i>Tamaño de la localidad donde vivió la mujer</i>				
Hasta los 15 años	991	1018.38	2.85	0.0912
<i>Tener creencias religiosas</i>	1232	1310.65	50.85	0.0000
<b>Experiencias de Participación en el Mercado de Trabajo:</b>				
<b>Anterior al Nacimiento:</b>				
<i>Laboral</i> (al menos un empleo)	1259	1290.45	39.52 <sup>1/</sup>	0.0000
<i>De paro</i> (al menos un episodio)	175	150.14	13.92 <sup>1/</sup>	0.0002
<b>Características del empleo donde dio a luz:</b>				
<i>Jornada</i> (completa)	1018	1018	6.08	0.0137
<i>Ocupación Alta</i>	391	290.83	54.05	0.0000
<i>Permiso sin goce de sueldo</i> (posterior al permiso por maternidad)	334	299.91	3.65	0.0561
<i>Sin Permiso</i> (de Maternidad)	11	24.60	9.02	0.0027
<b>Otras características:</b>				
<i>Nivel de educación del marido</i>				
Primaria	61	71.50	1.90	0.1678
Secundaria	773	877.38	37.06	0.0000
Superior	651	536.12	47.59	0.0000
<i>Etapas del Ciclo en la que nació el primogénito</i>				
Expansiva	792	822.11	3.08	0.0791
Recesiva	693	662.89	3.08	0.0791
<i>Gemelos</i>	19	19	0.39	0.5300

Fuente: CIS. Encuesta de Fecundidad y Familia (FFS/ONU). Mujeres seleccionadas Nota: En tanto todas las covariables aquí consideradas pueden llegar a ser relevantes en el modelo, se considerará incluir aquella cuyo test arroje un p-valor de 0.2-0.25 o menos. 1/ Test de Wilcoxon.

Tabla 3. Test<sup>1/</sup> de igualdad de curvas de permanencia en la inactividad.

Variables	$\chi^2_{n-1}$	p-valor
-----------	----------------	---------

Características de la mujer.

---

*Edad de la mujer en años cumplidos:*

Al nacimiento	0.06	0.1836
Al matrimonio	0.63	0.4277
Al quedarse embarazada	0.06	0.1836

**Experiencias de Participación en el Mercado de Trabajo anterior al nacimiento:**

*Experiencia laboral:*

En meses	8.78	0.0030
----------	------	--------

---

*Fuente:* CIS. *Encuesta de Fecundidad y Familia (FFS/ONU)*. Muestra de mujeres seleccionada. 1/ Test basados en la regresión de *Cox PH* con un único predictor continuo.

Tabla 4. Resultado de la estimación de un modelo de riesgos proporcionales de Cox de la probabilidad de participar en el mercado laboral después del nacimiento del primer hijo, Mujeres españolas. FFS/ONU.

	Cox	Generaciones		
		Madura 1945-1954	Joven-Madura 1955-1965	Joven 1965-1975
<b>Características personales:</b>				
Edad	0.88*	0.88*	0.92*	0.78*
Nivel de estudios terminados al nacimiento				
Primarios	0.80*	0.79*	0.92	0.76
Secundarios	Referencia			
Universitarios	1.87*	1.70*	1.90*	2.57*
<b>Experiencia previa:</b>				
Laboral	1.01*	1.01*	1.00*	1.01*
De paro anterior	1.11	1.14	1.10	0.89
<b>Características del empleo al nacimiento:</b>				
Ocupación Alta	1.25*	1.27*	1.28*	0.90
Jornada	0.84*	0.81*	0.90	0.79
<b>Efectos de coyuntura:</b>				
Permiso sin Sueldo	1.06	0.87	0.88	0.94
Ciclo Expansivo	0.99	0.89	1.11*	1.00
<b>Nivel educativo del marido:</b>				
Primarios	Referencia			
Secundarios	0.89	0.87	0.73	1.40
Universitarios	1.03	1.18	0.79	1.67
<hr/>				
Número de observaciones	111720	65781	39847	6092
Número de individuos	2141	758	1063	320
Wald chi2(11)	266.5*	103.12*	162.98*	31.62*
LogL	-8882.9	-2701.7	-4282.8	-743.8

Notas: a/Residuos de la regresión auxiliar de la edad al primer nacimiento en función de la experiencia; \* coeficiente estimado es distinto de cero al 1 por 100

Anexo. I. Estadísticos descriptivos.

<b>Variables</b>	<b>Total</b>	<b>Generación madura</b>	<b>Generación intermedia</b>	<b>Generación joven</b>
<b>Edad</b> <sup>1/</sup>	24.6 (.14)	24.8 (.14)	24.6 (.13)	21.4 (.17)
<b>Nivel de estudios terminados</b> <sup>1/</sup>				
Hasta la primaria	0.307	0.479	0.206	0.234
Bachillerato/FP	0.463	0.346	0.487	0.628
Universitarios	0.230	0.175	0.297	0.138
<b>Estado Civil</b> <sup>1/</sup>				
Soltera	0.031	0.023	0.026	0.016
Unida/Casada	0.969	0.978	0.974	0.930
<i>Se separa</i> <sup>2/</sup>	0.032	0.025	0.030	0.055
<b>Fecundidad</b>				
Solo un hijo	0.304	0.144	0.310	0.663
Primer hijo gemelos	0.014	0.012	0.014	0.019
Más de un hijo	0.682	0.844	0.676	0.318
<b>Trayectoria laboral anterior</b> <sup>1/</sup>				
<i>Experiencia</i>	0.893	0.896	0.902	0.856
<i>Experiencia en meses</i>	74.32 (1.14)	85.55 (1.99)	75.82 (1.59)	42.73 (2.02)
<i>Paro anterior</i>	0.122	0.087	0.145	0.128
<b>Características del último empleo</b> <sup>1/</sup>				
<i>Jornada completa</i>	0.819	0.846	0.796	0.832
<i>Ocupación</i>				
Profesionales	0.117	0.094	0.152	0.054
Agricultura	0.042	0.052	0.027	0.070
Industria	0.233	0.294	0.217	0.154
Servicios	0.573	0.542	0.574	0.639
<i>Ocupación Alta</i>	0.236	.0241	0.261	.0141
<b>Características del cónyuge:</b>				
<i>Nivel de estudios terminados</i>				
Hasta la primaria	0.292	0.355	0.250	0.302
FP/Bachillerato	0.547	0.459	0.577	0.635
Universitarios	0.126	0.127	0.153	0.032
<b>Total</b>	2.141	758	1.063	320

## II. Análisis de los residuos:

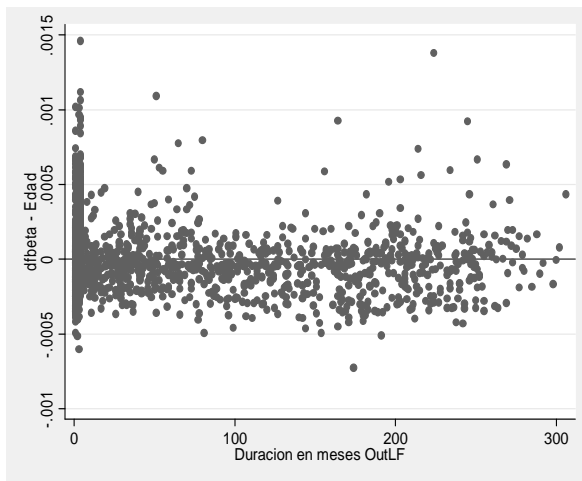
### A. Análisis de apalancamiento.

A fin de evaluar el grado de ajuste del modelo, se procede a determinar la posible existencia de algún grupo de observaciones que pudiera tener una influencia desproporcionada sobre los parámetros estimados, comparando los parámetros estimados  $\hat{\beta}$ , obtenidos de los datos completos, frente a los  $\hat{\beta}_i$ , obtenidos mediante el modelo ajustado en  $n-1$  observaciones. Si dicha diferencia es cercana a cero, entonces la  $i$ -ésima observación tendrá poca influencia en la estimación. Una aproximación de esta diferencia es la denominada  $dfbeta$

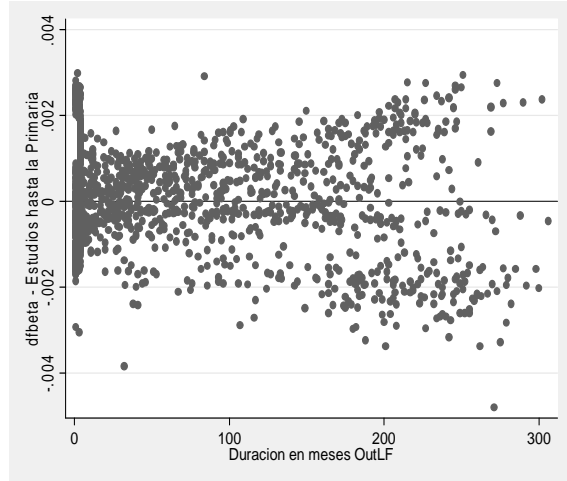
$$\Delta'V(\hat{\beta}),$$

donde  $V(\hat{\beta})$  es la matriz de varianzas y covarianzas y  $\Delta'$  es la matriz puntuación de residuos eficientes. Para todas las variables esta diferencia es cercana a cero, no superando, en ningún caso un margen de  $\pm 0,05$ .

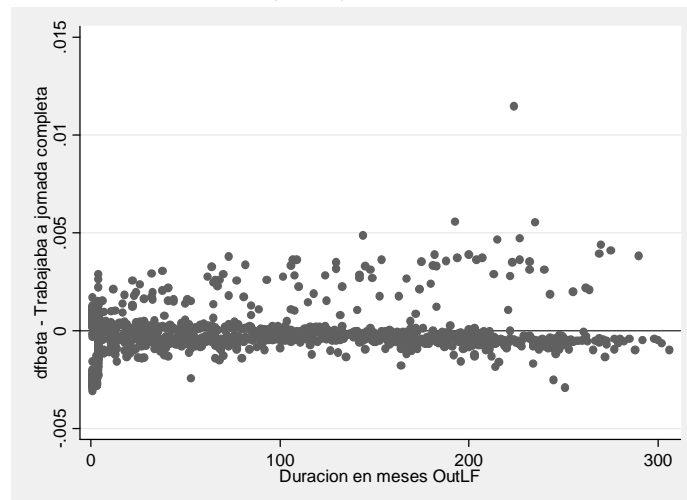
a) Edad transformada



b) Estudios hasta la primaria.



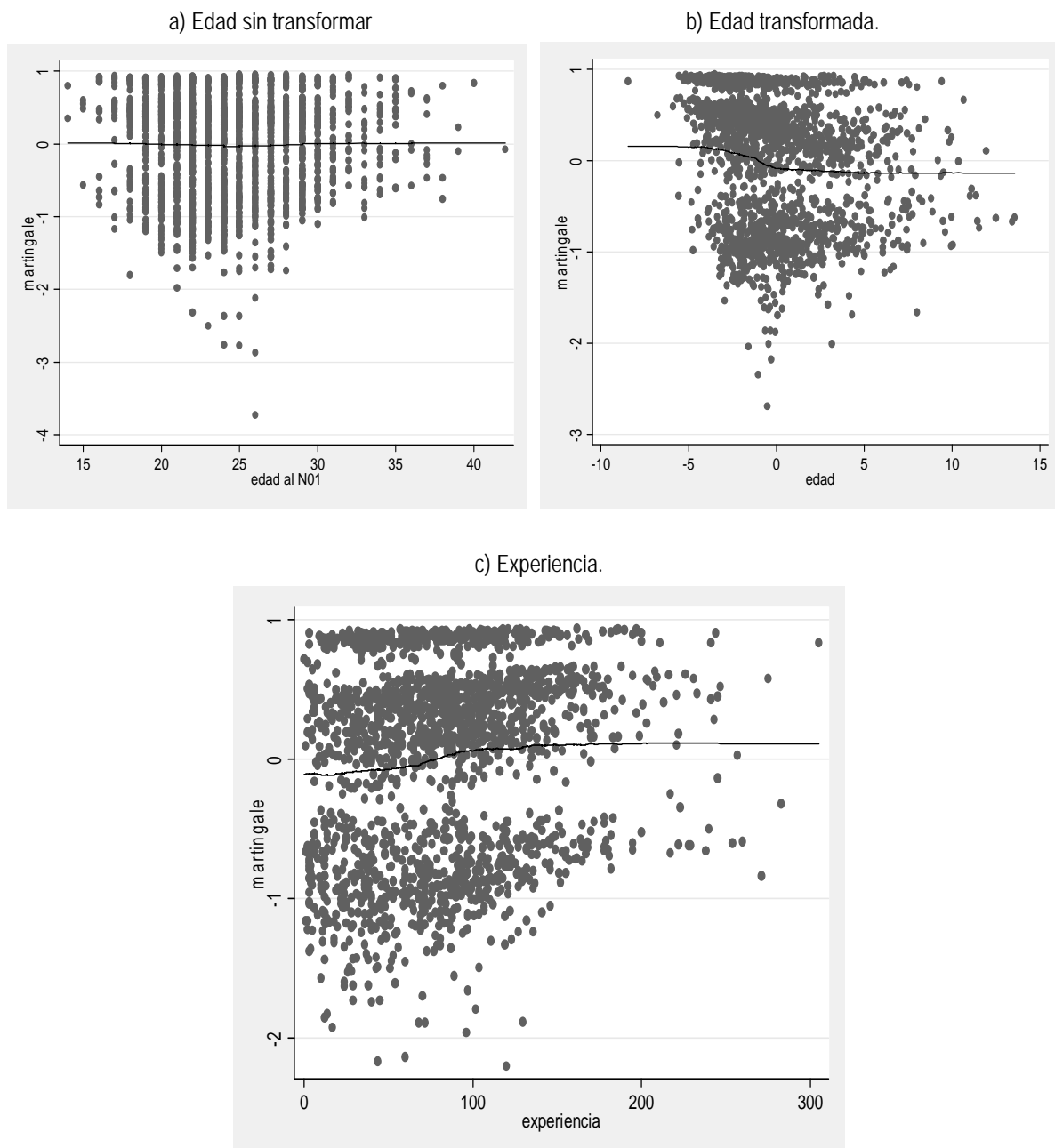
c) Trabajaba a jornada completa.





## B. Residuos Martingala<sup>13</sup>.

Se han utilizado como criterio adicional a la hora de seleccionar el grado de adecuación de la transformación elegida de la variable edad así como del resto de variables sin transformar. También ha sido útil en la identificación de posibles datos individuales con valores muy distintos del resto de los datos (valores extremos u “outlier”). A continuación se presenta el procedimiento seguido a fin de seleccionar la forma funcional de las variables continuas. Dado que la transformación de la variable edad se aproxima a la lineal, esto se considera como argumento suficiente para respaldar su inclusión en el modelo. En el caso de la variable experiencia, los resultados apoyan su inclusión sin transformar. En ningún caso se han detectado valores extremos relevantes.



<sup>13</sup> Estos residuos se obtienen a partir de los valores de la función de ocurrencia instantánea acumulada: uno menos esta función para los casos no censurados; menos el valor de esta función para los casos censurados.

### III. El supuesto de riesgos proporcionales.

El supuesto más importante del modelo de Cox se basa la proporcionalidad del cociente instantáneo en el tiempo. Dada la obligatoriedad en el cumplimiento de este supuesto, es importante evaluar su validez ya que su incumplimiento indicaría la necesidad de utilizar otro modelo alternativo al de Cox. El método utilizado para este ejercicio utiliza los residuos parciales (Shoenfeld) que se calculan para cada una de las covariables y solo en las observaciones no censuradas, frente al tiempo de permanencia en la inactividad. En caso de cumplirse el supuesto de proporcionalidad, estos residuos, dibujados frente al tiempo de permanencia observado deben repartirse aleatoriamente alrededor de 0.

Rechazar la hipótesis nula de pendiente cero implicaría incumplir con el supuesto de proporcionalidad del riesgo, por lo que habría que determinarse, por un lado, alguna forma funcional del riesgo inicial, así como el uso de algún modelo alternativo. Para este ejercicio, el test se ha realizado sin ninguna y con alguna transformación del tiempo. En ambos casos resulta evidente que se incumple el supuesto de proporcionalidad.

Test of proportional hazards assumption

Time: log(t)

	rho	chi2	df	Prob>chi2
Edad	-0.10534	12.07	1	0.0005
Nivel de educación				
Primarios	-0.00635	0.04	1	0.8399
Secundarios (referencia)				
Superior	0.02596	0.58	1	0.4461
experiencia	0.06887	4.32	1	0.0376
ParoAnterior	-0.04142	1.61	1	0.2038
OcupAlta	-0.00763	0.05	1	0.8208
jornada	-0.00546	0.03	1	0.8694
PermisoSin~o	0.05212	2.51	1	0.1129
cicloexp	-0.04913	2.21	1	0.1371
MarSec	0.04599	2.45	1	0.1174
MarSup	0.06391	4.73	1	0.0297
global test		23.13	11	0.0169

Test of proportional hazards assumption

Time: Time

	Rho	chi2	df	Prob>chi2
error	-0.09360	9.53	1	0.0020
Primarios	-0.00884	0.08	1	0.7785
Superior	-0.00071	0.00	1	0.9834
experiencia	0.05312	2.57	1	0.1087
ParoAnterior	-0.01834	0.32	1	0.5736
OcupAlta	0.01154	0.12	1	0.7319
jornada	-0.00856	0.07	1	0.7964
PermisoSin~o	0.04042	1.51	1	0.2190
cicloexp	-0.02020	0.37	1	0.5411
MarSec	0.05789	3.88	1	0.0487
MarSup	0.06788	5.34	1	0.0209
global test		17.38	11	0.0970

note: robust variance-covariance matrix used.