



Población y Salud en Mesoamérica

E-ISSN: 1659-0201

revista@ccp.ucr.ac.cr

Universidad de Costa Rica

Costa Rica

Pagano, Juan Pablo; Rijo, Natalia; Rossi, Máximo
Fecundidad y Oferta Laboral femenina en el Uruguay: Un Enfoque Económico
Población y Salud en Mesoamérica, vol. 7, núm. 2, enero-junio, 2010, pp. 1-26
Universidad de Costa Rica
San José, Costa Rica

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=44611946005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Fecundidad y Oferta Laboral femenina en el Uruguay: Un Enfoque Económico

Fertility and female labor supply in Uruguay: An Economic Approach

Juan Pablo Pagano¹, Natalia Rijo², Máximo Rossi³

RESUMEN

En el presente trabajo se analizan los determinantes conjuntos de las decisiones de fecundidad y oferta laboral femenina de los hogares uruguayos. En base a los datos de la *Encuesta sobre Situaciones Familiares y Desempeños Sociales en Montevideo y Área Metropolitana* de 2001, se estima la probabilidad de que una mujer se encuentre ocupada y de que haya tenido un hijo en el último año o en los últimos dos años, a través de un modelo *probit* bivariado. Los resultados confirman la existencia de endogeneidad entre ambos procesos, indicando la existencia de factores inobservables que hacen que las mujeres con mayor propensión a trabajar sean también las menos propensas a tener un hijo en el período, lo cual una vez tomado en cuenta cambia la dirección del efecto analizado.

Palabras clave: fecundidad, oferta laboral, endogeneidad

ABSTRACT

In the present work we study the joint determinants of fertility and female labor supply decisions in Uruguayan households. Basing on data from the Survey on Family Situation and Social Performance (*Encuesta sobre Situaciones Familiares y Desempeños Sociales en Montevideo y Área Metropolitana*) of 2001, we estimate the joint probability of a woman being employed and having had a child in the two years preceding the survey, through a bivariate probit model. The results confirm the existence of endogeneity between both outcomes, suggesting the presence of unobservable that make those women more prone to be in the labor force, also less prone to giving birth to children in the period. After accounting for this phenomenon, the direction of the effect under study changes.

Key words: fertility, labor supply, endogeneity

Recibido: 12 ago. 2009

Aprobado: 13 oct. 2009

¹ Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay. E-mail: jppagano@decon.edu.uy

² Universidad de la República, Uruguay, nrijo@hotmail.com

³ Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay. E-mail: mito@decon.edu.uy

1. INTRODUCCIÓN

La fecundidad y sus determinantes es objeto de estudio de varias disciplinas sociales en un intento de explicar la tendencia decreciente que la misma tiene en los países desarrollados desde el siglo XIX. Actualmente, en la mayoría de los países primer mundistas se observan tasas de fecundidad muy bajas que incluso en algunos casos llegan a ubicarse por debajo de lo que se considera el nivel de reemplazo, 2,1. A su vez, a nivel europeo, a partir de finales de la década de 1980 se observa un aumento de las tasas de participación de las mujeres conjuntamente con una disminución de las tasas de fecundidad, aunque éstas comienzan a declinar a tasas menores, llegando incluso a aumentar en algunos países. También se observan casos particulares, como lo es el italiano, que muestra una baja en las tasas de participación de la mujer conjuntamente con bajas en las tasas de fecundidad.

En América Latina desde mediados de la década de 1960 se comienza a producir un descenso en el número medio de hijos por mujer, pasando la tasa global de fecundidad regional de 5,99 en el quinquenio 1960-1965 a 2,76 en 1995-2000 (Chackiel, 2004).

En el caso particular de Uruguay, se observa un temprano comienzo de la transición de la fecundidad, ya que desde principios del siglo XX existen bajas tasas, alcanzando en 1950 una tasa global de 2,7, nivel por debajo de la media latinoamericana de fines de siglo. A partir de ese momento la tendencia es estable llegando a situarse en el quinquenio 1995-2000 en 2,4. A su vez, desde la década del 70 comienza a registrarse un aumento de la tasa de actividad femenina, alcanzando hacia 1986 a un 40% de las mujeres en edad de trabajar. Sin embargo, este proceso no se da de una manera completa ya que por un lado, la tasa de desempleo femenina continúa siendo mayor que la masculina, y por otro lado se registran importantes diferencias en los salarios femeninos y masculinos, ante trabajos de las mismas características.

Además de la descripción de estas tendencias observadas en el país, la región y el mundo, resulta de especial interés analizar cuáles son los determinantes de la decisión de la cantidad de hijos a tener. En primer lugar, la diversidad y creciente complejidad observada en la formación de los hogares constituye uno de los cambios más relevantes en la familia del mundo occidental contemporáneo, jugando un papel preponderante en la decisión reproductiva. Esto es, la forma de unión de la pareja (matrimonio o unión libre), el tipo de hogar en el que nos encontremos (nuclear, monoparental, extendido, etc.), o la trayectoria conyugal que los miembros de la pareja presenten, inciden a la hora de la decisión. Por otra parte, factores de índole económico aparecen también como determinantes de primera instancia, como es el ingreso del hogar (proveniente del trabajo o transferencias diversas), las condiciones habitacionales, el capital humano acumulado por los miembros de la pareja, y principalmente, la situación laboral de la pareja, particularmente de la mujer. La asignación del tiempo de la mujer entre las tareas domésticas, particularmente la crianza de los hijos y la vida laboral, es un tema sustancial al momento del análisis de los determinantes de la fecundidad.

De hecho en las últimas décadas, la masiva incorporación de la mujer al mercado de trabajo, ha cambiado la distribución clásica de trabajo dentro de los hogares, donde el hombre era el proveedor de ingreso monetario y la mujer de su tiempo para la realización de tareas domésticas.

Sin embargo, no ha cambiado la distribución de tiempo en lo que respecta a tareas no remuneradas entre el hombre y la mujer.

Por lo tanto, resulta de especial interés avanzar en el entendimiento de las decisiones de fecundidad de la pareja y su interrelación con las decisiones de participación en el mercado laboral de la mujer, intentando entender dos fenómenos de extrema complejidad, en el que influyen tanto preferencias individuales como factores de carácter subjetivo. En particular, para un país como Uruguay, donde en las últimas décadas las tasas de fecundidad observadas apenas alcanzaron los niveles de reemplazo, ubicándose en el presente por debajo de dicho nivel. Este fenómeno es observado con preocupación por la sociedad en su conjunto, que asiste a un proceso de continuo envejecimiento de su población. La tasa de dependencia, que expresa la relación entre la población activa y pasiva, se vio incrementada, con importantes costos monetarios y no monetarios para la sociedad. Por un lado, el sistema de pensiones y jubilaciones debió ser reformado sustancialmente debido a su inminente colapso, y por otro el sistema de salud también se ve perjudicado, ya que es de conocimiento general que las personas adultas mayores son intensivos demandantes de servicios de salud.

El objetivo del presente estudio radica en entender el comportamiento reproductivo de la unidad familiar conformada por una pareja en convivencia, ya sea por unión libre o matrimonio, desde una perspectiva económica. El principal factor cuyo efecto se pretende abordar es la participación de la mujer en el mercado de trabajo, habida cuenta de la constatación de una correspondencia entre el aumento de las tasas de participación femenina y la caída de las tasas de fecundidad, que arrojan los datos tanto a nivel mundial, como para Uruguay.

2. ANTECEDENTES

La literatura acerca de la evolución de la población y el crecimiento económico es casi tan antigua como la ciencia económica en sí misma. El trabajo de Malthus (1798) puede ser considerado como la primera aproximación económica al tema, estableciendo la interdependencia de ambos fenómenos, en particular, la dependencia del crecimiento poblacional con respecto a las condiciones materiales de la economía, especialmente de la oferta de alimentos. En ausencia de restricciones, la población crecería de manera geométrica, pero la producción de alimentos sólo lo haría aritméticamente. Ya que la supervivencia requiere de un nivel de consumo mínimo, el crecimiento de la población sería eventualmente frenado por el crecimiento en la producción de alimentos, cayendo el consumo *per cápita* a niveles alarmantemente bajos. Esto es conocido como la “trampa malthusiana”. Otro aspecto importante, aunque a veces olvidado de la teoría malthusiana, son los motivos que gobiernan la decisión de tener hijos. Los mismos no son tomados como una recompensa emocional para los padres, sino como bienes de capital que ofrecerán servicios laborales en el futuro, por lo que un aumento en la demanda de trabajo resultaría en un aumento de los nacimientos.

La evidencia histórica ha contradicho las predicciones pesimistas de Malthus. Sin embargo, es importante abordar los efectos más duraderos del modelo malthusiano o “clásico” del crecimiento poblacional. En este sentido, debería tratarse al crecimiento poblacional como un proceso endógeno a la economía, siendo el resultado de las condiciones económicas reinantes así

como de las motivaciones individuales. Lamentablemente, por muchas décadas siguientes al período clásico los economistas sencillamente han abandonado el campo de los estudios de población (Blaug, 1962 en Ehrlich y Luib, 1997).

Durante el transcurso de las décadas de 1960-70 un pequeño grupo de economistas, entre los cuales Becker aparece como el pionero, se dedicó a analizar el comportamiento de la familia acerca de la fecundidad, utilizando conceptos de capital humano y de las teorías de asignación del tiempo (Becker, 1960). Estos estudios abordan el tema desde una perspectiva neoclásica a través de la teoría de la elección del consumidor. Los mismos llevaron al desarrollo de las funciones de producción del hogar y a la presentación de la familia como una unidad económica de toma de decisiones en términos de asignación de recursos escasos destinados al consumo y la inversión en niños, que aparecen como insumos en dicha función de producción (Schultz, 1974).⁴ En el abordaje teórico y empírico de estos temas, se encuentran, por un lado enfoques de tipo estático, en los cuales los individuos enfrentan un problema de elección sujeto a determinadas restricciones de precios e ingresos dentro de un período dado; y por otro lado, extensiones dinámicas que incorporan el carácter intertemporal de este tipo de decisiones, recogiendo el hecho de que las restricciones en términos de precios y presupuesto pueden variar en el tiempo.

El origen de esta corriente de análisis económico de la fecundidad se encuentra principalmente en la búsqueda de una explicación formal a la tendencia a la baja en la cantidad de nacimientos, que comenzaba a observarse en los países desarrollados a finales de la década de 1950 y que se consolidó en la década de 1960 en la segunda transición demográfica. El hecho sobresaliente de este proceso era que dicha tendencia se observaba conjuntamente con un crecimiento del ingreso *per cápita*, lo cual contradice lo planteado por la principal teoría económica de la evolución de la población hasta la época, la tesis malthusiana, que postulaba que incrementos en el nivel de ingreso tienden a estimular la fecundidad.

Becker (1960) mediante una reformulación de la teoría “clásica” de la población, rechaza las explicaciones que proponían que los hijos eran bienes inferiores, o bien que las familias de mayores ingresos, que destinan mayor tiempo al cuidado de los hijos, presentan una baja fecundidad como respuesta a los mayores precios de los hijos a los que se enfrentan. En cambio, el autor argumenta que dicha relación negativa podría ser explicada en el marco de un modelo de preferencias estables en el cual los hijos son un bien superior, pero reconociendo que la demanda por los mismos posee tanto una dimensión cuantitativa así como también cualitativa (Hotz et. al., en Rosenzweig y Stara, 1997). Formalmente, dicho autor introduce la cantidad y la calidad de los hijos como argumentos en la función de utilidad de los padres, donde compiten con otros “*commodities*”. Como aproximación a la *calidad*, Becker se refiere a la cantidad de recursos utilizados en la educación, cuidado y protección de cada hijo. En su trabajo, la demanda de hijos es presentada como función del ingreso familiar, el costo de los hijos y los conocimientos de los padres (Ehrlich y Luib, 1997).

En un capítulo de su *Tratado sobre la Familia* (Becker, 1981), realiza un análisis exhaustivo de la demanda de hijos, encontrando que la eficacia de los métodos de control de natalidad aparecen

⁴ Para referirnos a esta nueva ola de estudios económicos de los determinantes de la fecundidad, utilizaremos el término de “nuevas teorías económicas de la fecundidad”.

como una respuesta a la reducción experimentada por la demanda de hijos, siendo ésta la causa última de la trayectoria descendente observada en la fecundidad. A su vez, la interacción entre cantidad y calidad es el eje central de su explicación de la caída de dicha demanda, aspecto no incluido explícitamente en su trabajo de 1960. Con respecto a los efectos del nivel de ingreso y el desarrollo económico en la fecundidad, concluye que si bien un incremento puro del nivel de ingreso puede reducir la fecundidad a través de la interacción con la calidad de hijos, un aumento del ingreso combinado con elevadas tasas de rendimiento de las inversiones en capital humano podrían reducir considerablemente la fecundidad. Por lo tanto, el desarrollo económico puede afectar negativamente la fecundidad de forma considerable aunque la elasticidad ingreso de la demanda de hijos sea positiva y muy alta.

Willis (1973) analiza la interacción entre asignación del tiempo, oferta laboral y comportamiento acerca de la fecundidad para explicar esa asociación negativa entre ingreso y fecundidad. El autor asume que las decisiones en el hogar son tomadas conjuntamente por ambos miembros de una pareja, quienes derivan utilidad del número de hijos, calidad de los mismos y de los estándares de vida adulta. La pareja enfrenta una función de utilidad cuyos componentes son el producto de un proceso de producción doméstica que transforma insumos, tales como el tiempo de los miembros de la pareja y bienes adquiridos en el mercado. Las implicancias más importantes que se derivan del modelo se refieren a los efectos de un aumento exógeno en el salario al que acceden las mujeres en el mercado de trabajo y los efectos de una variación exógena en el ingreso del hombre. El efecto total es ambiguo debido a que los efectos ingreso y sustitución se contraponen, pudiéndose dar una disminución de la cantidad y un aumento de la calidad, siendo este el escenario más probable según el autor.

En la misma línea, en Schultz (2001) se encuentran posibles explicaciones económicas del proceso de caída de las tasas de fecundidad. Las mismas se centran en el rol que cumplen los retornos a la educación, especialmente para las mujeres, que las llevan a obtener una mayor educación colaborando con el aumento de su salarios en relación al de los hombres. Lo anterior provoca que el costo de oportunidad de los hijos se vea incrementado, motivando a los padres a sustituir cantidad de hijos por una mejor educación brindada a los mismos.

Respecto a las extensiones dinámicas de estos modelos, se encuentran los modelos de ciclo de vida (Hotz et al, 1997). La especificación generalmente utilizada de las preferencias de los padres a lo largo de su vida, se compone por la sumatoria del nivel de utilidad en cada período del tiempo, ponderado por una tasa de preferencia intertemporal. La optimización dinámica implica que un cambio en cualquiera de los precios tendrá un impacto mayor en el *timing* de los nacimientos a lo largo del ciclo de vida (inicio de la fecundidad y el espaciamiento de los nacimientos) que sobre el número total de nacimientos, si es que en definitiva produce algún efecto sobre este número. Por otro lado, ninguno de los precios presentados en las ecuaciones de optimización representa “el precio de los hijos”, ya que en este contexto los hijos pasan a ser bienes durables y por lo tanto su precio pasa a ser función de una secuencia de precios. Por último, al introducir componentes estocásticos, funciones de precios futuros e ingresos inciertos, las soluciones adoptan formas analíticas complejas lo cual dificulta el alcance de una especificación econométrica de los modelos de ciclo de vida desarrollados en la literatura.

Angrist et al (2006), utilizando datos provenientes de los censos israelíes de 1983 y 1995 unidos con datos sobre los padres provenientes del registro de población, analizan la posible existencia de un *trade-off* entre cantidad y calidad de hijos, para explicar por qué el tamaño de las familias disminuye con el ingreso de los padres. Al no encontrar evidencia de consecuencias negativas del tamaño familiar sobre las variables dependientes de interés, concluyen la no existencia de dicho trade-off.

En Kreyenfeld (2004) se analizan los cambios ocurridos con la tasa de fecundidad en la ex República Democrática Alemana y la ex República Federal, buscando analizar las consecuencias de los cambios político-institucionales que afectaron al empleo y la educación de la mujer. En base a los datos de la *German Fertility and Family Survey* de 1992, se realiza un análisis de riesgo a través del historial de acontecimientos, donde la edad de la mujer corresponde al riesgo de base que es modelado por una función constante por tramos. Los resultados muestran que existe un comportamiento diferente en relación a la educación de la mujer, el empleo y la fecundidad entre las dos Alemanias, lo que deja en evidencia que dichos efectos, o relaciones causales dependen del contexto institucional en el que se enmarcan.

En lo que respecta a la modelización económica de los determinantes de las decisiones de fecundidad y participación laboral por parte de la mujer, hay ciertos aspectos metodológicos que deben ser tomados en consideración. En general, las mujeres (y sus familias) eligen los niveles de fecundidad y participación simultáneamente, lo cual convierte a ambas en variables endógenas, haciendo inexacta la inclusión de una como determinante de la otra en el sentido de una forma reducida (Younger, 2006). En los últimos años ambas decisiones han sido reconocidas como el resultado de la maximización conjunta de la utilidad esperada del hogar a lo largo de la vida, bajo restricciones de tiempo y riqueza en un contexto dinámico (Del Boca y Locatelli, 2002).

En la investigación acerca de la oferta laboral de la mujer, una vasta mayoría de los estudios empíricos muestra un efecto negativo de la fecundidad sobre la oferta laboral femenina. No obstante, este efecto puede no ser causal (Angrist y Evans, 1996; Kim y Aassve, 2006). La correlación negativa encontrada puede ser el resultado de efectos de selección, a través del cual las mujeres con mayores preferencias por la maternidad y el cuidado de hijos presentan también menores habilidades y motivación en el mercado laboral (Del Boca y Locatelli, 2006).

Kim y Aassve (2006), en un trabajo para Indonesia examinan el efecto de la fecundidad sobre la oferta de trabajo tanto del hombre como de la mujer. Indonesia es quizás uno de los ejemplos más representativos de países que siendo muy pobres y presentando altas tasas de fecundidad en el pasado, en las últimas cuatro décadas experimentó un crecimiento económico sin precedentes junto con una dramática caída de la fecundidad. Utilizando datos de la *Indonesian Family Life Survey* (IFLS) de los años 1993, 1997 y 2000, los autores implementan una estrategia empírica en dos etapas, donde en la primera se estima una función de reproducción como manera de derivar las variaciones naturales en la fecundidad (fertilidad), la cual se toma como una medida exógena de la fecundidad. En una segunda etapa, se analiza el efecto de la misma en la oferta laboral femenina y masculina, separada y conjuntamente, y sobre los salarios. Al no disponer de información sobre los salarios, incluyen la edad y el nivel educativo de la mujer y el hombre como determinantes del salario. El efecto sobre la oferta laboral se mide a través de un modelo

tobit, cuya variable dependiente es el logaritmo de las horas trabajadas por semana. Los resultados muestran que las mujeres reducen la cantidad de horas trabajadas en respuesta a un incremento en la cantidad de hijos, tanto en las zonas urbanas como en el área rural. Sin embargo, para el caso de los hombres, este efecto es significativo y positivo únicamente para las áreas rurales. A su vez, encuentran que la utilización del número de hijos como medida de la fecundidad tiende a exagerar el efecto de la misma en la oferta laboral de ambos padres. El hallazgo del efecto en las horas trabajadas del hombre provee de una evidencia en contra del usual supuesto de que el ingreso del marido es exógeno con respecto a la oferta laboral de la mujer o de la elección de tener hijos.

En Troske y Voicu (2004) se estima el efecto causal de los hijos en la oferta laboral femenina utilizando datos de panel extraídos de la *National Longitudinal Survey of Youth* recabados entre los años 1979 y 1999. Los resultados muestran dos efectos diferenciados, uno directo donde el aumento del valor del tiempo de trabajo doméstico disminuye la oferta de trabajo de la mujer, y uno indirecto donde al abandonar el mercado de trabajo para tener un hijo, las mujeres ven reducida su inversión en capital humano al alterar la experiencia laboral acumulada y por lo tanto disminuyen la propensión a trabajar en el futuro.

Álvarez-Llorente (2002), utilizando datos españoles provenientes de la Encuesta de Población Activa (EPA) de los segundos trimestres desde 1987 hasta 1993, analiza las decisiones de fecundidad y participación en intervalos cortos del ciclo para tres submuestras, correspondientes a mujeres con paridades 0, 1 y 2 respectivamente, un año antes de la entrevista. De esta forma, se mide el efecto exógeno de la participación sobre la probabilidad de que una mujer tenga su primer, segundo o tercer hijo en el intervalo de un año. Mediante modelos *probit alternantes*, donde como instrumentos se utilizan la tasa de paro y un índice de ganancias salariales por comunidad autónoma, se encuentra un efecto negativo de la participación laboral femenina sobre la fecundidad, cuyo valor absoluto es mayor que el que se obtiene sin tomar en cuenta la endogeneidad. Por lo tanto, existe una correlación positiva entre los inobservables de la ecuación de participación y los de la ecuación de fecundidad, indicando que las mujeres con mayor propensión a participar tienden a tener menores problemas para hacer compatibles ambas actividades. El efecto negativo de la participación estimado en este trabajo, refleja la incompatibilidad que la actividad laboral y el cuidado de los hijos supone para la madre.

Adsera (2005) investiga la relación entre el desempleo de la mujer y los esposos y el *timing* y número de hijos, en 13 países de la Unión Europea, con el fin de dilucidar si los niveles de fecundidad se encuentran relacionados a las instituciones del mercado laboral y la estabilidad del empleo. Utilizando datos de las primeras siete olas (1994-2000) de la *European Community Household Panel Survey* estima modelos de riesgo proporcional de Cox para analizar el *timing* de los nacimientos, tomando como variable dependiente la duración en meses de la transición desde el embarazo anterior hasta el último o, en caso del primer embarazo, desde la edad de 16 años. Los resultados de las estimaciones son consistentes con la hipótesis de que desde mediados de los 80 la posposición de la fecundidad es relativamente mayor en países que presentan mayores tasas de desempleo. En especial, mientras que las mujeres en países con desempleo de corto plazo van a transitar hacia la maternidad a una edad más temprana, la posposición de la maternidad es significativa en países cuyo desempleo es estructural. Asimismo, la disponibilidad de empleos públicos que proveen de seguridad y beneficios a los empleados, está asociada con

una mayor rapidez en la transición hacia la maternidad. Similarmente, un mayor acceso a empleos de medio tiempo se asocia con una transición más rápida al segundo nacimiento en todos los países, y con una transición más rápida a los terceros nacimientos en los países donde la participación laboral femenina es moderada.

Otro trabajo que considera que las decisiones de fecundidad y de participación de la mujer en el mercado de trabajo se toman de manera conjunta, es la investigación de Del Boca et al (2006). A través de un modelo *probit* bivariado y de la utilización de los datos de la *European Community Household Panel* de 1999 y para siete países, encuentran que la presencia de niños en el hogar reduce la probabilidad de que la mujer trabaje, y a su vez de que de a luz a otro hijo, pero este efecto varía con la edad de los niños preexistentes. A su vez, la disponibilidad de servicios de cuidados de niños afecta positivamente la probabilidad de trabajar, aunque no afecta la probabilidad de tener un hijo. Sin embargo, el coeficiente de correlación de los errores de ambas ecuaciones es no significativo. Los resultados obtenidos demuestran la necesidad del diseño e implementación de políticas sociales que reduzcan la carga de la mujer en lo que refiere a las tareas domésticas y las responsabilidades familiares (mayores arreglos de flexibilidad laboral, mejoramiento de los servicios de cuidado de niños, etc.), si se pretende alcanzar la meta fijada por la Unión Europea del 60 % de las mujeres en el mercado laboral.

No se encuentran estudios para Uruguay que aborden el tema de los determinantes económicos de la decisión de tener hijos de parte de las parejas, ni que estudien la relación fecundidad-oferta laboral femenina. En este sentido, el presente trabajo pretende ser una primera aproximación al tema en un país caracterizado por presentar unos niveles muy bajos y decrecientes en cuanto a tasas de fecundidad combinados con unos niveles crecientes de participación femenina en el mercado de trabajo.

3. LA FECUNDIDAD COMO FORMA DE COMPORTAMIENTO ECONÓMICO

Como se observa de la sección anterior, la dirección causal entre fecundidad y participación no es clara. ¿Es el descenso de la fecundidad lo que ha permitido que la mujer trabaje fuera del hogar o es el hecho de que la mujer trabaje fuera del hogar lo que ha disminuido su deseo de tener hijos? Sin embargo, la interdependencia entre estas dos variables parece indiscutible, ya que no sólo puede haber una relación directa de una hacia la otra, sino que la relación puede y parece ser mutua, ya que la formación de la familia y la participación laboral son dos procesos dinámicos que interactúan constantemente (Bernhardt, 1993, en Puy Cabetas, 2000).

Para estudiar los determinantes de ambas decisiones nos enmarcaremos en la teoría económica de la familia de Willis (Willis, 1973) en la cual la unidad familiar es tratada como una institución social compleja donde el comportamiento interdependiente de sus miembros es determinado por la interacción de las preferencias y capacidades de los mismos con el entorno social y económico en el cual están insertos. En este sentido, partiremos del supuesto de que la familia como unidad económica decide conjuntamente la cantidad de horas ofertadas en el mercado laboral, las cantidades consumidas de bienes de mercado y la cantidad de hijos a tener, como resultado de un proceso de maximización de la utilidad conjunta.

El análisis teórico resulta en la formación de un sistema de equilibrio general para alcanzar un nivel óptimo de producción doméstica, el cual depende en sus propiedades de si la mujer se oferta o no en el mercado laboral. Las restricciones afrontadas por la familia son entonces determinadas simultáneamente con la decisión de participar en el mercado de trabajo de la mujer. Por lo tanto, el modelo se puede presentar de la siguiente forma:

$$N = \begin{cases} N^0(H, T) & \text{si } R = 0 \\ N^1(H, k, T) & \text{si } R = 1 \end{cases}$$

$$R = R(S^0(H, T), H, k, T) = \begin{cases} 0 & \text{si } \hat{w} > w' \\ 1 & \text{si } \hat{w} = w' \end{cases}$$

Donde, N es la cantidad de hijos, H son los ingresos provenientes del trabajo del marido o concubino a tiempo completo y los ingresos provenientes de otras fuentes de riqueza no laborales, T es el tiempo total disponible de la mujer, y k es un parámetro que crece con el salario de la mujer en el mercado de trabajo. A su vez, R se refiere a la participación de la mujer en el mercado de trabajo (1 si participa y 0 si no), S a otras fuentes de satisfacción no derivada de tener hijos y que contribuyen básicamente a mantener ciertos estándares de vida y \hat{w} y w' al salario por hora y al salario marginal que percibe la mujer, respectivamente.

Estas ecuaciones, proveen una justificación para la estimación conjunta de ambas decisiones en el hogar, tomadas en un contexto de maximización de la utilidad bajo el supuesto de elección racional, donde las preferencias determinan las limitaciones y estas derivan en el comportamiento final el cual es complementado por La Teoría Preferencial, presentada por primera vez por Hakim en 1998. Según esta corriente, las preferencias personales y de índole subjetiva de las mujeres acerca de estas dos decisiones adquieren una relevancia sustantiva, pudiéndose clasificar dichas preferencias en tres grupos: centradas en la familia, que compaginan familia y empleo, y centradas en el empleo (Hakim, 1998, en Puy Cabetas 2000). Aunque contrastar las hipótesis que se desprenden de dicha corriente excede los objetivos del presente trabajo, algunos de sus aportes son incluidos indirectamente en nuestro análisis al asumir la posibilidad de que los determinantes inobservables de los dos tipos de decisiones estudiadas coincidan, aunque sea en parte. Podría suceder que las mujeres que deciden participar en el mercado de trabajo valoren menos los hijos que las que deciden no hacerlo. De ser este el caso, una menor probabilidad observada de tener un hijo entre las mujeres que trabajan podría estar reflejando esta diferencia en las preferencias y no solamente la supuesta incompatibilidad entre la actividad laboral y el cuidado de los hijos.

4. METODOLOGÍA EMPÍRICA Y BASE DE DATOS

El presente trabajo utiliza los datos provenientes de la Encuesta sobre Situaciones Familiares y Desempeños Sociales en Montevideo y Área Metropolitana la cual fue realizada entre marzo y octubre de 2001 a una muestra de 1806 mujeres residentes en Montevideo y en las zonas metropolitanas de los departamentos de Canelones y San José. La realización de dicha encuesta responde a un intento por generar nueva información necesaria para poder explicar las grandes transformaciones que la familia uruguaya ha sufrido en las últimas décadas, tales como el descenso de la nupcialidad, el aumento de las uniones consensuales, de los nacimientos “ilegítimos” y el aumento del divorcio. Estos cambios no son captados adecuadamente por las fuentes tradicionales de datos como son los censos, las encuestas de hogares y las estadísticas continuas de población. De hecho en estos casos la unidad de análisis no es la familia, sino el hogar, restricción particularmente importante en un contexto en que el divorcio ha tomado proporciones considerables y donde se torna importante el número de núcleos familiares que pasan a ocupar dos hogares. Otro aspecto central no recogido por las fuentes tradicionales, refiere a la creciente informalidad de las relaciones que hace que las fuentes registrales resulten insuficientes para estudiar el ritmo y las características de la formación y la disolución de las unidades familiares.

Se consideran mujeres de 25 a 45 años de edad que viven en pareja, porque a los 25 años cerca de la mitad de las mujeres ya han iniciado su vida conyugal, y por otro lado porque presentan aún algún hijo menor a su cargo (a los 55 en la mayoría de los casos sus hijos comienzan a emanciparse). Con respecto al carácter exclusivamente femenino, la decisión se basa en el supuesto de que la reconstrucción de las trayectorias suele estar más presente entre las mujeres que entre los hombres.

A su vez, la utilización de la mencionada encuesta permite el estudio de los factores concernientes a la tenencia de hijos, ya sea a cargo de la mujer, del padre, o emancipados. Esto, sumado a la información respecto a la historia conyugal de las encuestadas, ofrece un marco adecuado para el estudio de los determinantes de las decisiones acerca de la fecundidad en términos de cantidad de hijos, así como del espaciamiento de los nacimientos, o intervalos intergenésicos. Por otra parte, se dispone de información acerca de la historia laboral de las mujeres y de sus ingresos presentes provenientes del trabajo y de otras fuentes.

Modelización econométrica

Por lo mencionado anteriormente, las decisiones de fecundidad y de oferta laboral están interrelacionadas, debiéndose considerar la potencial endogeneidad de la variable de participación. La misma puede provenir de la simultaneidad de ambos procesos, o de la existencia de factores inobservables que determinan ambas decisiones conjuntamente.

De comprobarse la existencia de endogeneidad, la estimación de una ecuación reducida de fecundidad que incluya como determinante exógeno una variable de participación, brindaría coeficientes estimados sesgados. Asimismo, la no inclusión de dicha variable y estimación separada de ambos procesos produciría problemas de omisión de variables relevantes, desarrollados en la literatura econométrica.

A efecto del presente trabajo, y dado que no se dispone de datos panel, se aproximan las decisiones de fecundidad, a través de una variable binaria que capta la presencia de al menos un hijo de hasta dos años de edad en el hogar (*menorde2_años*), y de otra para hijos de hasta un año de edad (*menorde1_año*). Con respecto a la participación en el mercado de trabajo se construye una variable binaria que toma el valor uno en el caso de que la mujer declare trabajar fuera del hogar de forma remunerada habitualmente (*Trabaja*).

Al trabajar con especificaciones binarias de las variables de fecundidad (*menorde2_años* o *menorde1_año*) y de participación, es necesario utilizar modelos de variable dependiente limitada o de elección discreta (modelo de probabilidad lineal -MPL-, logit y probit). A su vez, a efecto de considerar los potenciales problemas de endogeneidad, se podrían especificar modelos *probits alternantes* (Álvarez-Llorente, 2002; Carrasco, 1998) o *probit* bivariados, opción elegida para este trabajo.

Madala (1983), en su revisión sistemática de modelos cualitativos multivariados incluye este modelo dentro de la categoría de modelos recursivos de elección binaria. La estructura recursiva se basa primero, en una ecuación reducida para la variable binaria potencialmente endógena (participación), y luego una segunda forma estructural que determina el producto de interés (la presencia de un hijo menor de uno o dos años de edad en el hogar).

Supongamos que, y_{1i}^* representa la variable latente detrás de la participación de la mujer en el mercado de trabajo, mientras que y_{2i}^* es la variable latente que identifica la presencia de un hijo menor de uno o dos años de edad en el hogar. Tenemos:

$$\begin{aligned} y_{1i}^* &= \beta_1' x_{1i} + u_{1i} \\ y_{2i}^* &= \beta_2' x_{2i} + u_{2i} = \delta_1 y_{1i} + \delta_2' z_{2i} + u_{2i} \end{aligned} \quad (1)$$

Donde, x_1 se refiere a los determinantes *exógenos* observables de la decisión de participación de la mujer en el mercado de trabajo y z_2 a los determinantes *exógenos* observables de la probabilidad de que la mujer haya tenido un hijo en el año o dos años que preceden a la encuesta, β_1 y δ_2 son vectores de parámetros, δ_1 es un escalar y $\beta_2 = (\delta_1, \delta_2')'$. Mientras que es posible especificar las variables observadas como binarias de la forma:

$$\begin{aligned} y_{1i} &= \begin{cases} 1 & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_{1i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (\text{participar}) \\ y_{2i} &= \begin{cases} 1 & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_{2i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (\text{tener un hijo}) \end{aligned} \quad (2)$$

Los términos de error de ambas ecuaciones se asumen independientes e idénticamente distribuidos como una normal bivariada con media cero y varianza unitaria, siendo $\rho = \text{corr}(u_1, u_2)$. La condición de exogeneidad puede ser establecida en términos del ρ , el cual puede ser interpretado como la correlación de las variables explicativas inobservables y/u omitidas de ambas ecuaciones.

La prueba de Wald para ρ implica que en caso de no rechazar la hipótesis nula, y_{1i} y u_{2i} estén incorrelacionadas, haciendo innecesaria la estimación conjunta de ambas ecuaciones, e implicaría que y_{1i} sea exógena en la segunda ecuación del modelo (1). En la literatura se discuten ampliamente pruebas alternativas a efectos de determinar la existencia de exogeneidad (Wooldridge, 2002; Fabbri et al, 2004; Baum et al, 2003). A su vez, no es necesario imponer restricciones adicionales sobre los parámetros, para asegurar la identificación del modelo, aunque en la literatura se encuentra cierta confusión acerca de esto debido a una aserción de Maddala de que los parámetros de la primera ecuación no serán identificados de no existir restricciones de exclusión sobre las variables exógenas. Sin embargo, esta afirmación fue refutada más adelante (Greene, 1998; Monfardini y Radice, 2006; Savignac, 2006)⁵.

Los coeficientes del modelo presentado pueden ser estimados eficientemente mediante el método de máxima verosimilitud. Desde el punto de vista econométrico, la naturaleza endógena de y_1 en la segunda ecuación del modelo no modifica la función de verosimilitud de un *probit* bivariado estándar, por lo cual, a diferencia de lo que pasa en un modelo de ecuaciones simultáneas lineal, si las dos variables dependientes están determinadas conjuntamente, simplemente incluimos una de ellas como regresor en la otra ecuación y se procede como si no hubiera problemas de simultaneidad (Greene, 1998).

Dos variantes de dicho modelo serán estimadas según la especificación de la variable de fecundidad (*menorde1_año* o *menorde2_años*). Asimismo, se presentan las estimaciones de un modelo *probit naif* (para la variable dependiente de hijo, que incluye la variable de participación como un regresor exógeno más) por motivos de comparación.

En la Tabla 1 se presenta la definición de las variables consideradas, así como en la Tabla 2 las estadísticas descriptivas de las mismas. En este sentido, se observa que el 61% de las mujeres de la muestra trabajaba al momento de la encuesta, mientras que un 25% de las mismas tenía un hijo menor de 2 años. La edad promedio, se sitúan en unos 35 años.

⁵ Es importante remarcar que este resultado es válido en el contexto de una distribución normal bivariada, y en ausencia de instrumentos la identificación se basa en la forma funcional, esto es, la distribución normal. Como consecuencia, las restricciones de exclusión pueden ayudar a hacer más robustos los resultados a especificaciones incorrectas de las funciones de distribución (Monfardini y Radice, 2006).

5. RESULTADOS EMPÍRICOS

En las tablas 3 y 4 se presentan los resultados de la estimación máximo verosímil del modelo *probit bivariado con endogeneidad* descrito anteriormente, así como del modelo denominado *probit naïf*⁶, difiriendo ambas tablas en la especificación de la variable dependiente de hijos (tabla 3 para *menorde1_año*, en adelante modelo I y tabla 4 para *menorde2_años*, en adelante modelo II). A su vez, en la primer columna de cada tabla se presentan los coeficientes resultantes de un modelo probit que incluye la variable de participación como un regresor exógeno más (sin controlar por endogeneidad) mientras que en las columnas II y III se presentan los coeficientes de la estimación conjunta del modelo *probit bivariado*, incluyendo en la columna II los coeficientes de la ecuación de la probabilidad de tener un hijo y en la última columna los coeficientes correspondientes a la ecuación de participación. Debido a que los resultados no varían significativamente según la especificación de la variable dependiente de la ecuación 2, se comentarán los resultados de manera conjunta.

Como era de esperarse, en ambos casos el término ρ presenta un signo negativo y significativo al 99% de confianza, y con valores similares para ambas especificaciones (-0.899 para el modelo I y -0.924 para el modelo II).⁷ Este resultado implica que se rechaza la hipótesis de exogeneidad, aportando evidencia a favor de la conveniencia de la estimación conjunta de ambas ecuaciones. A su vez, el valor negativo revela que los factores inobservables que afectan positivamente la probabilidad de que la mujer trabaje también afectan, pero de manera negativa, la probabilidad de tener un hijo. Por ejemplo, las preferencias de la mujer, es esperable que las mujeres que le den una mayor importancia al desarrollo de una vida exitosa en lo laboral, sean también las que valoren menos a los hijos y viceversa. A su vez, el valor absoluto estimado del ρ es de una cuantía importante ya que en ambos casos se ubica cercano a 1, lo cual evidencia una fuerte correlación y por lo tanto una importante simultaneidad.

Los resultados nos permiten analizar los determinantes conjuntos de ambas decisiones. Como era de esperarse, encontramos un fuerte efecto de la educación tanto en la probabilidad de tener un hijo como en la probabilidad de que la mujer trabaje. En particular, las mujeres con mayores niveles de educación tienen menor probabilidad de haber tenido un hijo en el último año o dos años, lo cual es consistente con la literatura sobre fecundidad que establece esta relación negativa entre educación y fecundidad. Es importante destacar que ninguna de las variables de educación tiene un efecto significativo en la probabilidad de tener un hijo en el modelo que no toma en cuenta la potencial endogeneidad de participar (columna I de cada tabla), lo cual podría estar reflejando el hecho de que la influencia de la educación en la decisión de tener un hijo opera mediante un efecto indirecto a través del estatus laboral, además del efecto directo producto de que a mayor educación la mujer se encuentra en una mejor situación con respecto al conocimiento y aplicación de prácticas de planificación familiar.

En lo referente al impacto de la educación sobre la probabilidad de que la mujer se encuentre ocupada (columna I), se encuentra un efecto positivo y significativo, con la excepción de las

⁶ Para las estimaciones se utilizó el paquete estadístico STATA 9.1, StataCorp (2007).

⁷ Las pruebas de Wald resultaron 13,49 (Prob > chi2 = 0,0002) y 12,45 (Prob > chi2 = 0,0004) para el modelo I y II respectivamente.

primeras dos categorías (primer ciclo de secundaria completo o incompleto). Es decir, el hecho de que la mujer haya cursado los primeros tres años de educación secundaria no parece tener un efecto sobre la probabilidad de trabajar con respecto a haber cursado únicamente estudios primarios (variable omitida). A su vez, tampoco hay un efecto significativo de haber cursado estudios en UTU, Magisterio o IPA y no haberlos culminado. La constatación de un efecto positivo de la educación sobre la posibilidad de tener un empleo no es nueva y es consistente con la abrumadora mayoría de los trabajos sobre empleo (Martínez-Granado, 2001; García de Soria, 2001; Amarante y Espino, 2001).

Por su parte, la edad muestra un efecto significativo y positivo en la probabilidad de que la mujer trabaje, tanto en forma lineal como cuadrática, indicando que a mayor edad mayor la probabilidad de trabajar, siendo negativo luego de cierto umbral. Sin embargo, no parece haber un efecto de la edad en la probabilidad de tener un hijo para el rango etario considerado en la estimación que controla endogeneidad. Dicho efecto sí está presente en la estimación del modelo *probit univariado*.

En lo referente a la influencia de la religión, captada a través de la variable *católica*, no se encuentra un efecto sobre la probabilidad de tener un hijo ni de trabajar. Este resultado puede deberse a la construcción de dicha variable, en el sentido de que quizás hubiese sido más pertinente utilizar una medida de *religiosidad* y no de denominación de la fe que profesa la mujer.⁸ También es posible que la religión tenga un efecto directo sobre la cantidad total de hijos dados a luz, más que sobre la probabilidad de dar a luz en un período de tiempo determinado.

Por otra parte, los coeficientes asociados a la variable *servicio doméstico* reflejan un efecto negativo y significativo al 90 y 95% de confianza en los modelos I y II respectivamente, lo cual no era esperable. En este sentido, quizás ocurra algo parecido a lo hallado con la educación, y el efecto de la existencia de trabajo doméstico remunerado sobre la fecundidad opere a través del estatus laboral de la mujer, ya que se encuentra un efecto positivo y altamente significativo de dicha variable en la ecuación de participación.

Respecto a la estructura del hogar, la presencia de otros familiares mayores de 18 años que no sean hijos, o esposo o compañero (*otrosfamiliares*), no tiene efecto significativo en ninguna de las ecuaciones estimadas. Asimismo, el hecho de que la mujer se encuentre unida a su pareja en matrimonio legal no presenta un efecto significativo en la probabilidad de tener un hijo, lo cual es coherente con la literatura presentada para el Uruguay, en la cual se muestra un aumento de los nacimientos extramatrimoniales, siendo unos de los cambios más importantes de la estructura familiar uruguaya en los últimos años (Cabella, 2006).

La presencia de otros hijos en el hogar, además del tomado en la construcción de la variable dependiente, capturada por las variables *otroshijos1* y *otroshijos2* presenta un efecto negativo y altamente significativo en la probabilidad de que la mujer trabaje, aunque no así en la ecuación de hijos en el modelo bivariado. En este sentido, era esperable que la presencia de otros hijos tuviera un efecto negativo sobre la participación aunque es posible que también se pueda estar

⁸ La encuesta dispone de una pregunta que capta la frecuencia con la que se asiste a templos religiosos, pero el alto porcentaje de no respuestas impidió su utilización.

introduciendo otra fuente de endogeneidad entre la presencia de otros hijos que escaparía a los propósitos del presente trabajo.

Con respecto al índice de privación (*dindex*), el mismo presenta un signo positivo y significativo al 99% de confianza en la ecuación de hijos en los modelos I y II, tanto en la especificación bivariada como en la especificación que no controla la endogeneidad. Recordando que a mayores niveles de dicho índice, mayor nivel de privación y por lo tanto se asocia con un menor nivel socioeconómico, el resultado es el esperado. En este sentido, es más probable el nacimiento de un niño en un hogar de menor nivel socioeconómico debido en parte al acceso más restringido a mecanismos de planificación familiar o métodos anticonceptivos, y también a la constatación de que entre los hogares más desfavorecidos las tasas de fecundidad son mayores, pero no necesariamente debido a una brecha entre *demand*a de hijos y fecundidad efectiva, sino también a una mayor demanda de fecundidad en si misma en los estratos más bajos de la distribución del ingreso.

A su vez, se constata una asociación negativa y significativa entre dicho índice y la probabilidad de participar por parte de la mujer. Las mujeres que viven en hogares con menores niveles de privación (mayor nivel socioeconómico) tienen una mayor probabilidad de trabajar. Esto es consistente con otros trabajos sobre participación femenina en el mercado laboral en América Latina que muestran que la tasa de participación laboral de las mujeres presenta patrones diferenciados según el nivel socioeconómico. Las mujeres provenientes de hogares de menores ingresos encuentran mayores dificultades para insertarse en el mercado de trabajo, por lo que sus niveles de participación son inferiores que los de aquellas que pertenecen a hogares de ingresos medios o altos (Valenzuela (2000), en Valenzuela y Reinecke, (2000)). A su vez, el ingreso del concubino o marido no tiene un efecto significativo en la decisión de participación laboral de la mujer.

Por último, la variable de mayor interés en nuestro análisis de la probabilidad de tener un hijo la constituye el hecho de trabajar o no. En la estimación *probit naïf* dicho coeficiente, tanto para el modelo I como para el modelo II, es negativo y estadísticamente significativo al 90%, lo cual era esperable de una estimación que simplemente incluye dicha variable como exógena, debido a la correlación negativa entre participación y fecundidad constatada en la literatura sobre estos temas. Sin embargo, esta sería una correlación “cruda” en el sentido de que puede ser producto de una simultaneidad en la toma de ambas decisiones así como de la existencia de un sesgo de selección que hace más propensas a no tener hijos a aquellas mujeres que son a su vez más propensas a estar insertas en el mercado laboral.

En el modelo que controla la endogeneidad, el signo del coeficiente asociado a la variable de participación es positivo y altamente significativo tanto en el modelo I como en el modelo II. Este hallazgo implicaría una asociación positiva entre participación y fecundidad, luego de depurar de la correlación negativa introducida por un tema de heterogeneidad inobservable y corroborada por el rechazo de la hipótesis nula de exogeneidad. Esto, de alguna manera es coherente con la literatura proveniente del primer mundo en donde se observa un cambio de signo en la correlación entre fecundidad y las tasas de participación femenina en el mercado laboral a partir de fines de la década de 1980 (Del Boca y Locatelli, 2006; Ahn y Mira, 1999).

Esta asociación positiva entre trabajar y tener un hijo puede explicarse, en primer lugar, debido a que el efecto ingreso positivo de la cantidad de los hijos no es contrarrestado por un efecto sustitución sobre la calidad de los mismos, al que se refería Willis en su modelo. En segundo lugar, se debe tomar en cuenta que el modelo de Willis no considera la posibilidad de la existencia de desempleo como un factor que afecte la relación entre ambas decisiones. En este sentido, en contextos recesivos, es esperable que el efecto sobre los ingresos de una caída de la actividad económica opere a través del estatus laboral (estar ocupado o no), y no necesariamente sobre los salarios. A su vez, se esperan mayores efectos negativos del desempleo sobre la fecundidad en un contexto dinámico, en el que las parejas esperan un desempleo sostenido, donde el efecto sustitución del desempleo femenino se verá más que contrarrestado por el efecto ingreso derivado de una caída del ingreso permanente esperado a lo largo del ciclo vital. Asimismo, un menor número de mujeres empleadas dejarían sus puestos de trabajo en el caso de decidir tener hijos, ya que una salida del mercado laboral podría dañar severamente sus expectativas futuras acerca del mercado de trabajo, siendo este efecto mayor mientras mayor sea la incertidumbre o mayor el desempleo.

En la tabla 5, se presentan los efectos marginales calculados para el modelo bivariado y para el modelo univariado, de la variable de participación sobre la probabilidad de tener un hijo.⁹ El primero de ellos se calcula como el cambio en la probabilidad *marginal* de que la mujer tenga un hijo y trabaje [$\Pr(\text{menorde1_año} = 1, \text{trabaja} = 1)$]¹⁰ dado un cambio discreto en la variable de participación de cero a uno. El segundo de ellos se calcula como el cambio en la probabilidad *condicional* de que la mujer tenga un hijo dado que trabaja [$\Pr(\text{menorde1_año} = 1 | \text{trabaja} = 1)$], ante el cambio discreto en la variable de participación. Para el caso del modelo *probit naif*, se calcula como un cambio en la probabilidad univariante $\Pr(\text{menorde1_año} = 1)$ dado un cambio discreto en la variable de participación. En este caso, los resultados muestran que si la mujer trabaja reduce la probabilidad de tener un hijo en aproximadamente 5 puntos porcentuales para los modelos I y II.

En cambio, para la especificación bivariada los efectos marginales calculados indican que el hecho de trabajar aumenta la probabilidad marginal de tener un hijo y trabajar simultáneamente en 7 puntos porcentuales para el modelo I y en 13 puntos porcentuales para el modelo II. Sin embargo, el efecto de mayor interés es el cambio en la probabilidad condicional de tener un hijo dado que la mujer trabaja, encontrándose un efecto marginal de trabajar de 12 y 21 puntos porcentuales para los modelos I y II respectivamente.

⁹ Se presentan únicamente dichos efectos marginales debido a que es justamente el efecto de participar el de interés último para el presente trabajo. A su vez, con respecto a los efectos marginales de las restantes variables sobre la probabilidad de tener un hijo, los mismos recogen tanto el efecto directo sobre la ecuación de fecundidad como el efecto indirecto a través de la variable de participación.

¹⁰ Análogamente para *menorde2_años*.

6. CONCLUSIONES

En el presente trabajo, se analizan los determinantes conjuntos de las decisiones de fecundidad y oferta laboral femenina de los hogares uruguayos, intentando avanzar en el entendimiento del efecto de la participación laboral de las mujeres sobre la probabilidad de tener un hijo en un contexto de simultaneidad en la toma de dichas decisiones.

La relevancia del tema radica en los bajos niveles que la tasa de fecundidad ha alcanzado en nuestro país en las últimas décadas, situándose en el presente casi por debajo del nivel de reemplazo generacional. A su vez, resulta preocupante la comprobación de que las diferencias socioeconómicas entre los diferentes grupos de la población traen aparejadas también diferencias en los niveles de fecundidad alcanzados, observándose las mayores tasas de fecundidad entre los hogares de menores recursos. Al mismo tiempo, se observa una tendencia creciente de las tasas de participación femenina en el mercado laboral a partir de la década de 1970, situando a Uruguay entre los países de la región con mayores niveles de dicho indicador. Pero, ¿puede hablarse de una relación causal negativa entre trabajo femenino y fecundidad? En este sentido, este trabajo analiza por primera vez en nuestro país dicha relación desde una perspectiva económica.

Mediante un modelo de ecuaciones simultáneas se comprueba la existencia de endogeneidad en las estimaciones, confirmando la hipótesis de la existencia de factores inobservables que afectan la propensión a tener hijos y a trabajar por parte de la mujer en sentido contrario. Lo anterior puede considerarse como evidencia en favor de la hipótesis de que las mujeres más propensas a estar insertas en el mercado de trabajo, son también las menos propensas a tener un hijo en un determinado período de tiempo. Esta heterogeneidad en las preferencias puede ser considerada, en parte, como una explicación a la correlación negativa entre participación y fecundidad. Al controlar dicha endogeneidad los resultados arrojan un efecto positivo de participar sobre la probabilidad de Tener un hijo, probablemente como muestra de un efecto ingreso no contrarrestado por un efecto sustitución. Además, se encuentra que la educación es un factor de suma relevancia en la decisión de tener un hijo, así como también tiene una influencia primordial en la probabilidad de que la mujer se encuentre ocupada. La situación socioeconómica del hogar, medida a través de un índice de privación, también presenta un efecto significativo en ambos procesos en el sentido de que mientras mayor sea el nivel de privación que presenta el hogar (peor situación socioeconómica) mayor es la probabilidad de la presencia de un hijo menor de 1 o 2 años de edad y menor la probabilidad de que la mujer se encuentre ocupada al momento de la encuesta, lo cual es consistente con hallazgos anteriores.

Estos resultados, a pesar de que deben ser tomados con cautela debido a que no se utilizaron datos longitudinales, brindan insumos para la focalización de políticas de salud reproductiva y laboral. De hecho, en los últimos años se han implementado políticas en este sentido pero de forma desarticulada, y siendo aún muy pronto para la evaluación de su impacto. Este trabajo muestra la importancia de políticas tales como planificación familiar en estratos bajos de ingresos, apoyo al cuidado de los niños para madres insertas en el mercado laboral, consideración en la historia laboral de la fecundidad de la mujer, capacitación para la reinserción en el mercado laboral de las madres, licencias más prolongadas para ambos progenitores, etc.

Investigaciones futuras para nuestro país deberían focalizarse en la obtención de datos primarios de tipo longitudinal que permitan la observación de un mismo hogar durante un período de tiempo. De esta manera, se podrían implementar las herramientas econométricas de datos de panel ideales para el análisis de una temática que reviste singular importancia y que requiere de intervenciones políticas si se pretende compatibilizar las tareas relacionadas con los hijos y con el trabajo fuera del hogar de la mujer. Tanto el aumento de las tasas de fecundidad como la incorporación total de la mujer al mercado de trabajo deben ser considerados un objetivo a mediano plazo de la agenda nacional.

7. BIBLIOGRAFÍA

- Aassve A., Kim, J. (2006). Fertility and its Consequence on Family Labour Supply. *Discussion Paper Series IZA*, 2162.
- Adsera A. (2005). Where are the babies? Labour Market Conditions and Fertility in Europe. *Discussion Paper Series IZA* 1576.
- Álvarez-Llorente G. (2002). Decisiones de fecundidad y participación laboral de la mujer en España. *Investigaciones Económicas*; 26(1): 187-218.
- Amarante, V & Espino, A. (2001): "La Evolución de la Segregación Laboral por Sexo en Uruguay: 1986-1999", Serie Documentos de Trabajo DT 03/01, Instituto de Economía.
- Angrist, J. & Evans, W. (1996): "Children and their Parents Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size", Documento de Trabajo 5778, National Bureau of Economic Research.
- Angrist, J., Lavy, V., Scholler, A. (2006): "New Evidence on the Causal Link between the Quantity and Quality of Children", Discussion Paper Series: IZA DP No. 2075, Institute for the Study of Labor.
- Baum C., Schaffer M., Stillman S. (2003), "Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing," Documento de trabajo No. 545, Boston College, Boston MA.
- Becker, G. (1960), "An economic analysis of fertility", en: Demographic and economic change in developed countries, Universities-National Bureau of Economic Research Conference Series 11 (NBER, Princeton, NJ) pp. 209-231.
- Becker G. (1981). Tratado sobre la familia. Madrid: Alianza Universidad, 1987.
- Becker G., Barro R. (1986), "Altruism in Economic Theory of Fertility", Population and Development Review, Vol. 12, Supplement: Below-Replacement Fertility in Industrial Societies: Causes, Consequences, Policies, pp. 69-76.
- Cabella, W. (2006): "Los Cambios Recientes de la Familia Uruguaya: la Convergencia hacia la Segunda Transición Demográfica", Transformaciones de las Familias. Nuevos Problemas Sociales, en Familias en Cambio en un Mundo en Cambio, ISBN 9977-32-418-1, Uruguay.
- Carrasco R. (1998), "Binary Choice with Binary Endogenous Regressors in Panel Data: Estimating the Effect of Fertility on Female Labour Participation" CEMFI Working Paper 9805.
- Chackiel, J. (2004): "La Dinámica Demográfica en América Latina", Serie Población y Desarrollo, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía, División Población.

- Del Boca D., Pascua S., Pronzato C. (2006): "The Impact of Institutions on Motherhood and Work", Documento de Trabajo No. 08/2006, Departamento de Economía "S. Cognetti de Martiis", Universidad de Torino.
- Del Boca, D. & Locatelli, M. (2006): "The Determinants of Motherhood and Work Status: a Survey", Center for Household, Income, Labour and Demographic Economics, Universidad de Torino.
- Ehrlich, I. & Lui, F. (1997): "The problem of population and growth: A review of the literature from Malthus to contemporary models of endogenous population and endogenous growth", *Journal of Economics Dynamics and Control*, Vol. 21 (1997), pp. 205-242.
- Fabbri, D., Monfardini, C., & Radice, R. (2004): "Testing exogeneity in the bivariate probit model: Monte Carlo evidence and an application to health economics" Documento de trabajo No. 514, University de Bologna, Italia.
- García de Soria, X., Rivas, M.F., Taboada, M. (2002): "Tendencias Recientes de la Participación Femenina en el Mercado de Trabajo del Uruguay 1986-2000", Documento de trabajo No. 01/02, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay.
- Greene W.H. (1998), "Gender Economic Courses in Liberal Arts Colleges: Further Results", *Journal of Economic Education*, 291-300.
- Heckman J. (1978): "Dummy Endogenous Variable in a Simultaneous Equation System", *Econometrica*, Vol. 46 No. 4, pp. 931-959.
- Hotz V., Klerman J. & Willis R. (1997): "The Economics of Fertility in Developed Countries", capítulo 7 en Rosenzweig, M & Stark, O, *Handbook of Population and Family Economics*, Elsevier.
- Kim, J. y Aassve (2006): "Fertility and its Consequence on Family Labour Supply", Discussion Paper No. 2162, IZA.
- Kreyenfeld M. (2004): "Fertility Decisions in the FRG and GDR. An Analysis with Data from the German Fertility and Family Survey", MPIDR Documento de Trabajo WP 2004-2008, Max Planck Institute for Demographic Research.
- Maddala, G. (1983). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, Inglaterra.
- Malthus, R (1798): *An essay on the principle of population*, E-text conversion, Nalanda digital Library.

- Martínez-Granado, M. (2001), "Oferta de Trabajo Femenina en España: Un Modelo Empírico Aplicado a Mujeres Casadas", Cuadernos Económicos de I.C.E., N. 66, 129-152.
- Monfardini, C. & Radice, R. (2006): Testing Exogeneity in the Bivariate Probit Model", Departamento de Economía, Universidad de Bologna.
- Puy Cabetas, J. (2000): "Fecundidad y Actividad Femenina en España: 1980-1995", No. 92/00, pp. 141-167, REIS: Revista Española de Investigaciones Sociológicas.
- Savignac, F. (2006): "The Impact of Financial Constraints on Innovation: Evidence from French Manufacturing Firms", Cahiers de la Maison des Sciences Economiques v06042, Université Pantheon-Sorbonne, París.
- Schultz, T.P. (2001): "The Fertility Transition: Economics Explanations", Center Discussion Paper No. 833, Economic Growth Center, Universidad de Yale.
- Schultz, T.P. (2005): "Fertility and Income", Center Discussion Paper No. 925, Economic Growth Center, Universidad de Yale.
- Schultz, T.P. (2007): "Fertility in Developing Countries", Center Discussion Paper No. 953, Economic Growth Center, Universidad de Yale.
- Troske, K. & Voicu, A. (2004): "Joint Estimation of Sequential Labor Force Participation and Fertility Decisions Using Markov Chain Monte Carlo Techniques", Discussion Paper No. 1251, IZA.
- Valenzuela, M. y Reinecke, G. (2000): ¿Más y mejores empleos para las mujeres?. La experiencia de los países del Mersosur y Chile, eds.Ginebra: OIT. 2000.
- Willis, Robert J. (1973): "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior" J.P.E. 81, no. 2, pt. 2, suppl. S14-S64.
- Wooldridge, J (2002), Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, MIT Press, Cambridge y Londres.
- Younger, S. (2006): "Labor Market Activities and Fertility", ISSN 1936-5071, African Economic Research Consortium.

Tabla 1: Definición de las variables

Variable	Definición
trabaja	Binaria, toma el valor uno cuando la mujer declarada trabajar habitualmente
menorde1_año	Binaria, toma el valor uno si la mujer posee un hijo de hasta un año cumplido de edad
menorde2_años	Binaria, toma el valor uno si la mujer posee un hijo de hasta dos años cumplidos de edad
edad	Edad en años cumplidos de la mujer
edad ²	Edad en años cumplidos de la mujer al cuadrado
primaria	Binaria, toma el valor uno en caso de que la mujer haya completado hasta primaria completa como máximo nivel educativo alcanzado
primerincompleto	Binaria, toma el valor uno en caso de que la mujer haya asistido hasta el primer ciclo de secundaria como máximo nivel educativo alcanzado, sin finalizar
primercompleto	Binaria, toma el valor uno en caso de que la mujer haya completado el primer ciclo de secundaria como máximo nivel educativo alcanzado, sin finalizar
segundoincompleto	Binaria, toma el valor uno en caso de que la mujer haya asistido hasta el segundo ciclo de secundaria como máximo nivel educativo alcanzado, sin finalizar
segundocompleto	Binaria, toma el valor uno en caso de que la mujer haya completado el segundo ciclo de secundaria como máximo nivel educativo alcanzado, sin finalizar
Utu_Mag_lpa_inc	Binaria, toma el valor uno en caso de que la mujer haya asistido a la UTU, Magisterio o Profesorado como máximo nivel educativo alcanzado, sin finalizar.
Utu_Mag_lpa_comp	Binaria, toma el valor uno en caso de que la mujer haya completado sus estudios en UTU, Magisterio o Profesorado como máximo nivel educativo alcanzado.
universidadincompleta	Binaria, toma el valor uno si la mujer asistió a la universidad como máximo nivel educativo alcanzado, sin finalizar ninguna carrera
universidadcompleta	Binaria, toma el valor uno si la mujer completó una carrera universitaria como máximo nivel educativo alcanzado.
casada	Binaria, toma el valor uno en caso de que la mujer se encuentre unida por matrimonio legal a su pareja.
católica	Binaria, toma el valor uno si la mujer declara poseer religión y que la misma es la católica.
mucama	Binaria, toma el valor unitario si el hogar cuenta con servicio doméstico
otros_fiaries	Binaria, toma el valor uno en caso de que la mujer declare que en el hogar convive con al menos un familiar adulto que no sean esposo, pareja ni hijos.
dindex	Continua (0,1) Índice de privación
ingreso_pareja	Ingresos del cónyuge o marido provenientes del trabajo (o seguro de paro) percibidos en el último mes. En caso de ingresos variables, corresponde con el promedio mensual del último año
montevideo	Binaria, toma el valor uno si la encuestada vive en Montevideo
otros_hijos1	Binaria, toma el valor uno en el caso de que la mujer posea, ya sea otros hijos de hasta un año de edad cumplido además del capturado por la variable dependiente del modelo I o solamente otros hijos mayores de 1 año.
otros_hijos2	Binaria, toma el valor uno en el caso de que la mujer posea, ya sea otros hijos de hasta dos años de edad cumplidos además del capturado por la variable dependiente del modelo I o solamente otros hijos mayores de 1 año.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la encuesta

Tabla 2: Estadísticas descriptivas

Variable	Media	Desvío estándar
trabaja	0,611	0,488
menorde1_año	0,170	0,375
menorde2_años	0,249	0,432
edad	35,411	6,070
edad ²	1.290,75	427,00
primaria	0,195	0,397
primerincompleto	0,133	0,339
primercompleto	0,064	0,244
segundoincompleto	0,101	0,301
segundocompleto	0,130	0,336
Utu_Mag_lpa_inc	0,065	0,246
Utu_Mag_lpa_comp	0,085	0,280
universidadincompleta	0,103	0,304
universidadcompleta	0,121	0,327
casada	0,776	0,417
católica	0,266	0,442
mucama	0,148	0,356
otros_fliars	0,111	0,314
dindex	0,583	0,508
ingreso_pareja	7.346,83	7.742,52
montevideo	0,813	0,390
otros_hijos1	0,838	0,369
otros_hijos2	0,816	0,388

Fuente: elaboración propia en base a datos de la encuesta

Para las variables binarias la media corresponde con la frecuencia

Tabla 3: Resultados de la estimación del Modelo I (menor de 1 año)

Variable	Probit naif	Biprobit	
	menorde1 año	menorde1 año	trabaja
trabaja	-0,211* (0,113)	1,292*** (0,147)	
edad	0,200 (0,125)	0,010 (0,109)	0,230** (0,096)
edad ²	-0,004** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,003** (0,001)
primerincompleto	0,201 (0,177)	0,041 (0,151)	0,206 (0,146)
primercompleto	-0,229 (0,258)	-0,302 (0,204)	0,295 (0,189)
segundoincompleto	-0,245 (0,212)	-0,411** (0,175)	0,478*** (0,166)
segundocompleto	-0,004 (0,207)	-0,312** (0,179)	0,545*** (0,166)
Utu_Mag_lpa_inc	-0,149 (0,224)	-0,250 (0,204)	0,165 (0,192)
Utu_Mag_lpa_comp	0,090 (0,229)	-0,369** (0,196)	0,745*** (0,192)
universidadincompleta	0,021 (0,225)	-0,252 (0,195)	0,436** (0,188)
universidadcompleta	0,138 (0,251)	-0,433** (0,209)	0,995*** (0,208)
casada	0,102 (0,128)	0,145 (0,107)	-0,164 (0,113)
católica	-0,005 (0,118)	0,029 (0,102)	-0,070 (0,010)
mucama	0,013 (0,183)	-0,298** (0,169)	0,584*** (0,176)
otros_fliars	0,257* (0,159)	0,058 (0,134)	0,210 (0,143)
dindex	0,371*** (0,126)	0,457*** (0,107)	-0,332*** (0,105)
ingreso_pareja	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,008 (0,001)
montevideo	-0,073 (0,128)	-0,019 (0,109)	-0,056 (0,108)
otros_hijos1	-0,455*** (0,147)	-0,028 (0,147)	-0,545*** (0,141)
Constante	-2,934 (2,083)	-0,620 (1,800)	-3,798** (1,636)
ρ		-0,899*** (0,077)	
N	942	942	
Wald chi-2	103,26	413,69	
Log-Versomilitud	-372,24	-918,99	

Nota 1: Errores estándares robustos entre paréntesis

Nota 2: *, **, ***, significativa al 99, 95 y 90 % respectivamente

Tabla 4: Resultados de la estimación del Modelo II (menor de 2 años)

Variable	Probit naif	Biprobit	
	menorde2 años	menorde2 años	trabaja
trabaja	-0,169* (0,104)	1,317*** (0,110)	
edad	-0,292** (0,117)	0,060 (0,107)	0,221** (0,096)
edad ²	-0,005*** (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,003** (0,001)
primerincompleto	0,109 (0,165)	-0,038 (0,142)	0,218 (0,146)
primercompleto	-0,317 (0,234)	-0,370* (0,193)	0,296 (0,188)
segundoincompleto	-0,090 (0,193)	0,327** (0,165)	0,506*** (0,168)
segundocompleto	0,048 (0,188)	-0,297* (0,161)	0,590*** (0,167)
Utu_Mag_lpa_inc	-0,044 (0,202)	-0,165 (0,183)	0,206 (0,190)
Utu_Mag_lpa_comp	0,292 (0,200)	-0,250 (0,188)	0,781*** (0,196)
universidadincompleta	0,015 (0,207)	-0,287 (0,180)	0,493*** (0,185)
universidadcompleta	0,289 (0,224)	-0,345* (0,198)	1,001*** (0,205)
casada	0,107 (0,118)	0,159 (0,101)	-0,189* (0,114)
católica	-0,016 (0,110)	0,032 (0,096)	-0,076 (0,099)
mucama	-0,075 (0,167)	-0,354** (0,154)	0,613*** (0,179)
otros_fliars	0,192 (0,150)	0,008 (0,126)	0,193 (0,140)
dindex	0,354*** (0,118)	0,441*** (0,101)	-0,321*** (0,105)
ingreso_pareja	0,001 (0,001)	0,000 (0,000)	-0,003 (0,002)
montevideo	-0,060 (0,118)	-0,007 (0,100)	-0,080 (0,108)
otros_hijos2	-0,250* (0,134)	0,072 (0,126)	-0,462*** (0,132)
Constante	-4,145** (1,955)	-1,193 (1,768)	-3,722** (1,651)
ρ		-0,924*** (0,067)	
N	942	942	
Wald chi-2	126,78	505,46	
Log-Versomilitud	-456,08	-1003,51	

Nota 1: Errores estándares robustos entre paréntesis

Nota 2: *, **, ***, significativa al 99, 95 y 90 % respectivamente

Tabla 5: Efecto marginal de la variable trabaja en la ecuación de fecundidad

Modelo I	
Efecto naif	-0,047
Efecto marginal ¹	0,079
Efecto marginal ²	0,123
Modelo II	
Efecto naif	-0,049
Efecto marginal ¹	0,134
Efecto marginal ²	0,210

1: Efecto marginal calculado como el cambio en la probabilidad marginal ($\Pr(y_2=1, y_1=1)$) dado un cambio en la variable de participación de 0 a 1, probit bivariado

2: Efecto marginal calculado como el cambio en la probabilidad condicional ($\Pr(y_2=1 \mid y_1=1)$) dado un cambio en la variable de participación de 0 a 1, probit bivariado