

# TRIBUNA DE ECONOMÍA

Todos los artículos publicados en esta sección son sometidos  
a un proceso de evaluación externa anónima



Rodrigo Madrazo García de Lomana\*

# EL IMPACTO DE LA INMIGRACIÓN SOBRE LA PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA NATIVA. UNA APROXIMACIÓN MICROECONÓMICA

*Este trabajo se centra en el impacto de la inmigración sobre el comportamiento laboral de las mujeres nativas. Para desarrollar la investigación se plantea una estrategia bifásica. En la primera fase se prueba, bajo un marco de correlaciones espaciales, que los inmigrantes llegados a España se han empleado sobre todo en el servicio doméstico y, por consiguiente, han ocasionado una presión a la baja sobre su coste. En la segunda fase se analiza cómo han reaccionado las mujeres nativas ante la nueva situación. El planteamiento teórico y econométrico permite deducir un mayor uso del servicio doméstico profesional y, sobre todo, un comportamiento laboral más orientado hacia la participación en el mercado de trabajo.*

**Palabras clave:** inmigración, servicio doméstico, tasa de actividad.

**Clasificación JEL:** C23, C30, D13, F22, J13, J22

## 1. Introducción. Una estrategia bifásica de investigación

En 2010 había en el planeta unos 215.000.000 de migrantes internacionales, concentrados sobre todo en Estados Unidos y Europa. En este panorama mundial de la movilidad humana, España ha adquirido una singularidad propia por ser el país del mundo donde la colonia

inmigrante ha crecido a una mayor velocidad, con una tasa media anual del 32 por 100 entre 1995 y 2010<sup>1</sup>. Así, los flujos masivos, inéditos y sorprendentes de inmigrantes, que llegaban al casi medio millón por año, convirtieron a España en un excelente campo de pruebas para evaluar los impactos de la inmigración.

En paralelo al *boom* inmigratorio, se produjo una formidable incorporación de las mujeres españolas al mercado de trabajo. Entre 1996 y 2008 el número de mujeres nativas activas pasó de 6.310.000 a 8.480.000, lo que supuso que la tasa de actividad de esas mujeres na-

---

\* Subdirector General de Análisis Sectorial. Ministerio de Economía y Competitividad.

Las opiniones expresadas en este trabajo son personales y ajenas a la institución citada.

Versión de enero de 2013.

---

<sup>1</sup> Datos de Naciones Unidas.

tivas saltara del 47,3 por 100 al 62 por 100<sup>2</sup>. En comparación con otros países, al comienzo de ese lapso temporal la tasa de actividad de las mujeres se situaba 9,7 puntos por debajo de la media de la Unión Europea de los 15 (UE15) y 11,1 puntos por debajo de la media de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). En 2008 la tasa de actividad de las mujeres españolas superaba la media de la OCDE y un año después se situaba a la altura de la UE15<sup>3</sup>.

El objetivo de esta investigación es vincular teórica y empíricamente la inmigración y el comportamiento laboral de las mujeres nativas. Para ello se plantea una estrategia de investigación bifásica. La primera fase es de tipo instrumental y sirve para desarrollar la segunda fase, que es la verdaderamente concluyente.

La primera de las fases arranca con el papel que juegan los inmigrantes en el mercado de trabajo del país de destino. Se parte del hecho de que buena parte de la comunidad inmigrante en España se emplea en los hogares de los nativos como servicio doméstico. Del total de empleados inmigrantes, aproximadamente el 17 por 100 encuentra su ocupación en la rama económica que comprende el servicio doméstico. Tal porcentaje se eleva al 37 por 100 cuando se enfoca a las mujeres inmigrantes procedentes de América Latina y Caribe y Europa del Este<sup>4</sup>.

Cabe deducir que la disponibilidad de mano de obra abundante para la realización de los trabajos domésticos abarata su coste y, por tanto, el servicio doméstico profesional resulta más asequible para un mayor número de hogares nativos. La primera fase de la estrategia consiste en verificar si el aumento de la inmigración ha motivado una reducción en el precio del servicio doméstico y, complementariamente, comprobar que el efecto de la inmigración femenina procedente de países en desarrollo (PED) es superior.

<sup>2</sup> Datos propios elaborados a partir de la Encuesta de Población Activa (EPA) y del Padrón municipal, ambos del Instituto Nacional de Estadística (INE). La tasa de actividad se ha definido como el número de mujeres nativas activas dividido por el número de mujeres nativas en edad de trabajar.

<sup>3</sup> Datos de OCDE.

<sup>4</sup> Datos propios procedentes de la EPA del INE.

La lógica económica induce a argumentar que, ante la modificación del precio del servicio doméstico, los hogares tenderán a reajustar sus tareas al objeto de sacar el máximo partido de la nueva situación. En particular, dado un abaratamiento relativo del servicio doméstico, los hogares afrontarán un mayor coste de oportunidad de la inactividad en el mercado de trabajo y, en consecuencia, reequilibrarán el uso del tiempo hacia el trabajo en el mercado en detrimento de la labor doméstica, que pasará a ser externalizada. El objetivo de la segunda fase es precisamente evaluar en qué medida el abaratamiento relativo del servicio doméstico se ha traducido en un mayor uso del mismo y en una mayor participación en el mercado laboral, esto es, verificar cuál es el efecto sustitución motivado por la caída del precio relativo del servicio doméstico.

Debe apuntarse que la medición del efecto sustitución antes aludido se enfoca sobre un miembro particular del hogar nativo: la mujer. Esta elección, lejos de ser arbitraria, se fundamenta en tres razones. La primera es la formidable incorporación de la mujer española al mercado laboral entre 1996 y 2010. La segunda razón es de tipo teórico. En la literatura especializada se muestra que la mujer es el miembro del hogar cuyo comportamiento laboral presenta una mayor elasticidad. La tercera razón es el reparto de las tareas del hogar que se observa en España. Entre las mujeres casadas inactivas, el 54,2 por 100 aduce como causa de la inactividad el cuidado de niños y personas dependientes y otras responsabilidades del hogar. Para los varones, el porcentaje se sitúa solo en el 1,5 por 100<sup>5</sup>.

Del impacto de la inmigración sobre la tasa de actividad femenina nativa se deduce, como segunda derivada, un efecto expansivo sobre el potencial de crecimiento económico, a la par que unas mejores condiciones para la conciliación de la vida laboral y profesional de las mujeres, atenuando así la desigualdad de género observada en ese ámbito.

Para evaluar las relaciones descritas se propone un esquema teórico y econométrico con arreglo al siguiente

<sup>5</sup> Datos propios elaborados a partir de la EPA del INE.

orden. En el apartado 2 se desarrolla la primera fase, utilizando un marco de correlaciones espaciales. A partir de ahí se lanza en el apartado 3 la segunda fase. Se propone un programa teórico microeconómico de decisiones discretas, simultáneas e interrelacionadas, cuyos resultados son empíricamente verificables mediante un modelo de tipo probit bivalente. En el apartado 4 se presentan los resultados de la estimación de ese modelo, pudiéndose apreciar el impacto de la inmigración sobre la decisión de participar en el mercado de trabajo y sobre la de contratación de servicio doméstico. Adicionalmente, se verifica el efecto de la inmigración sobre la probabilidad conjunta de ambas decisiones, es decir, se comprueba que la inmigración induce a la mujer nativa a sumarse al mercado de trabajo a la vez que contrata servicio doméstico, proporcionando así una oportunidad para la conciliación de la vida personal y profesional. El trabajo termina con una recopilación de las conclusiones principales en el apartado 5.

## 2. Primera fase

Como se ha indicado, los inmigrantes son los responsables de un vertiginoso crecimiento en la oferta de servicio doméstico profesional. En términos teóricos, la oferta agregada de servicio doméstico cobra una mayor elasticidad. Incluso, cabe plantear la hipótesis de que si el salario mínimo local es superior a los salarios medios de los países de origen de la comunidad migrante y si las condiciones legales para la residencia y el trabajo son laxas, entonces esa curva de oferta agregada podría volverse perfectamente elástica a un nivel cercano al salario mínimo interprofesional. En estas condiciones, el efecto esperable de la inmigración es una reducción en los salarios del servicio doméstico, cuyo tamaño depende de la elasticidad citada.

La demostración rigurosa de la relación entre inmigración y coste del servicio doméstico se configura como la piedra angular de la estrategia bifásica por una razón teórica y otra econométrica. En lo concerniente a la primera, el engarce teórico entre las dos fases es precisamen-

te la presión ejercida por la inmigración sobre el precio del servicio doméstico. Lo que en última instancia se pretende demostrar es cómo la mujer española ha reequilibrado su forma de utilizar el tiempo disponible, privilegiando la actividad laboral frente a otros usos alternativos. El mecanismo que acciona ese proceso de reequilibrio o, en otras palabras, lo que genera un efecto sustitución entre los usos del tiempo es el coste de oportunidad relativo de esos usos. Así, la inmigración, al reducir el precio del servicio doméstico, hace que caiga el salario de reserva y, consiguientemente, produce un incentivo a la incorporación al mercado laboral.

En lo concerniente a la razón econométrica, en la segunda fase se deja de utilizar la variable precio del servicio doméstico como factor explicativo de la tasa de actividad y se sustituye por la variable inmigración, es decir, se utiliza la segunda como *proxy* de la primera. No se trata de reponer una variable omitida, como sucede habitualmente en econometría, sino simplemente de cerrar el círculo de la causalidad entre inmigración y comportamiento laboral de las mujeres nativas. Ahora bien, la sustitución de la variable coste del servicio doméstico por la variable inmigración debe realizarse con el rigor que el análisis econométrico exige. Para ello se necesita probar, entre otras cuestiones, que ambas variables están correlacionadas y que tal correlación es estadísticamente significativa y acorde con la predicción del modelo teórico.

El impacto de la inmigración sobre los salarios es una cuestión ampliamente estudiada en distintos países<sup>6</sup>, destacando los trabajos de Card (2001) y Borjas (2003). En general, la mayoría de estudios apunta a una correla-

<sup>6</sup> Para el caso de EE UU cabe citar a GROSSMAN (1982); ALTONJI y CARD (1991); CARD (2001); BEAN, LOWELL y TAYLOR (1988); BORJAS (1990); BORJAS (2003); LALONDE y TOPEL (1991); OTTAVIANO y PERI (2006); ORRENIUS y ZAVODNY (2006); y HOCK y FURTADO (2009). Asimismo, son dignos de mención los estudios de CORTÉS y PAN (2009) para Honk Kong; PISCHKE y VELLING (1994) para Alemania; HUNT (1992) para Francia; BARRET, BERGIN y NELLY (2009) para Irlanda; HARTOG y ZORLU (2002) para Reino Unido, Países Bajos y Noruega; y MADRAZO (2012), CARRASCO, JIMENO y ORTEGA (2008) y AMUEDO-DORANTES y DE LA RICA (2009) para España.

ción negativa débil, e incluso ambigua, entre la presencia de inmigrantes en un mercado de trabajo local y las retribuciones de los nativos en ese mercado, tal como indican Borjas (1994) y Friedberg y Hunt (1995). Sin embargo, cuando la relación anterior se enfoca directamente en el impacto de la inmigración sobre los trabajadores no cualificados, entonces esa relación negativa se hace más fuerte.

En esta primera fase de la investigación se pretende evaluar el efecto de la inmigración sobre los salarios en un sector muy concreto, el de servicio doméstico. Por tanto, en línea con la literatura existente, cabe esperar efectivamente un efecto significativo de signo negativo. Para la comprobación empírica de este resultado se plantea un modelo econométrico en el marco de las correlaciones espaciales que, además de la inmigración, incluye otros factores económicos, sociales y demográficos. En particular, se trata de estimar la ecuación con efectos fijos no observados:

$$lw_{CA,t} = \beta_0 + \beta_1 um_{CA,t} + \beta_2 lpibcte_{CA,t} + \beta_3 inm_{CA,t} + \beta_4 lccii_{CA,t} + \beta_5 f_{CA,t} + a_{CA} + u_{CA,t} \quad [1]$$

Donde  $lw_{CA,t}$  se refiere al logaritmo del precio del servicio doméstico;  $inm_{CA,t}$  es la ratio de población residente extranjera respecto a la española;  $lpibcte_{CA,t}$  es el logaritmo del PIB en términos constantes;  $um_{CA,t}$  es la tasa de desempleo femenina, que refleja el ciclo y también la dificultad que pueden encontrar las mujeres objeto de este análisis para incorporarse al mercado de trabajo, debida a la rigidez o estrechez de éste;  $f_{CA,t}$  denota la tasa de fecundidad de la mujer española<sup>7</sup>; y  $lccii_{CA,t}$  es el logaritmo del número de habitantes por cada centro de educación infantil, que muestra las oportunidades de que disponen las familias, en el marco de la conciliación de la vida laboral y personal, para el cuidado y enseñanza de sus hijos, al margen lógicamente de las oportunidades que brinda la propia familia, ya sea concebida en

sentido estricto o laxo. Por su lado,  $u_{CA,t}$  es el término de error idiosincrático y  $a_{CA}$  es una heterogeneidad no observada. El subíndice  $CA$  hace alusión al elemento de sección cruzada de la muestra, que es la Comunidad Autónoma (CA), y el subíndice  $t$  es el período temporal 1998-2004.

Se avanzó que ciertos tipos de inmigrantes tienen una mayor orientación hacia el servicio doméstico. En consecuencia, al menos teóricamente, su efecto sobre el coste del servicio doméstico debería ser mayor que para la media de los inmigrantes. Para verificar esa hipótesis se presentan dos variantes de la ecuación [1]. Se trata de introducir la inmigración procedente de países en desarrollo ( $inmped_{CA,t}$ ), conformándose así la ecuación [2] y, por otro lado, crear la ecuación [3] a partir de la inmigración femenina procedente de tales países ( $inmfped_{CA,t}$ ).

$$lw_{CA,t} = \beta_0 + \beta_1 um_{CA,t} + \beta_2 lpibcte_{CA,t} + \beta_3 inmped_{CA,t} + \beta_4 lccii_{CA,t} + \beta_5 f_{CA,t} + a_{CA} + u_{CA,t} \quad [2]$$

$$lw_{CA,t} = \beta_0 + \beta_1 um_{CA,t} + \beta_2 lpibcte_{CA,t} + \beta_3 inmfped_{CA,t} + \beta_4 lccii_{CA,t} + \beta_5 f_{CA,t} + a_{CA} + u_{CA,t} \quad [3]$$

La elección del mejor estimador para las ecuaciones propuestas pasa por tres consideraciones. En primer lugar, la posible endogeneidad de los regresores y particularmente de la inmigración. La intuición apunta a que un *shock* de productividad regional o un ciclo territorialmente asimétrico producen teóricamente diferencias en los salarios entre los distintos territorios. Este diferencial salarial puede ser un factor explicativo de las decisiones de asentamiento de la población y particularmente de los inmigrantes. Así, se produciría un problema de determinación simultánea entre las variables  $lw_{CA,t}$  e  $inm_{CA,t}$ .

La verificación de la hipótesis de endogeneidad de la inmigración se realiza a través del contraste de Hausman (1978), el cual respalda dicha hipótesis. Se apunta que el instrumento utilizado, habitual en la materia<sup>8</sup>, es:

<sup>7</sup> El número de nacimientos de madre española por cada 1.000 mujeres españolas en edad fértil, esto es, entre 15 y 49 años.

<sup>8</sup> Puede consultarse en este sentido BARTEL (1989), MASSEY *et al.* (1993), CARD (2001), CORTÉS *et al.* (2009), MUNSHI (2003), SANDELL (2009) y FARRÉ *et al.* (2009).

**CUADRO 1**  
**IMPACTO DE LA INMIGRACIÓN EN EL COSTE DEL SERVICIO DOMÉSTICO**  
 (Variable dependiente: *lw*)

	Coef.	Std. err.
Coeficientes estimados de la ecuación [1]		
<i>inm</i> .....	-0,0307*	0,0163
R2 .....	0,5354	
Coeficientes estimados de la ecuación [2]		
<i>inmped</i> .....	-0,0439**	0,0217
R2 .....	0,5279	
Coeficientes estimados de la ecuación (3)		
<i>inmped</i> .....	-0,0877*	0,0457
R2 .....	0,5333	
<b>Número de observaciones:</b> .....	<b>119</b>	

NOTAS: \* significatividad estadística al 10 por 100, \*\* al 5 por 100 y \*\*\* al 1 por 100, utilizando el contraste de la t.

FUENTE: Elaboración propia.

$$Z_{CA,t} = \sum_b \frac{\frac{inm_{CA,t_0}^b * inm_{CA,t}^b}{inm_0^b}}{esp_{CA,t}} \quad [4]$$

El primer término del numerador es la fracción de inmigrantes procedentes del país b que viven en CA respecto a todo el país en el año base. El segundo término del numerador es el número de inmigrantes procedentes de b en el año de referencia en cada CA. El dato obtenido se normaliza, concretamente se divide por la población española. Así se obtiene el instrumento  $Z_{CA,t}$  como la ratio de población inmigrante estimada a partir del patrón histórico de asentamiento respecto a la población española.

La segunda consideración se refiere a la estructura del término de error. Se aplica el test Durbin (1970) en lo atinente a la incorrelación serial y el de Breusch-Pagan (1979) para verificar la homoscedasticidad, sin poderse rechazar tales supuestos. La tercera y última consideración hace alusión a la relación entre los regresores y la heterogeneidad no observada. El test de Hausman (1978) muestra que existe un claro indicio de correlación entre ellos. En consonancia con las tres consideraciones realizadas, se escoge el estimador de efectos fijos

bietápico (MC2E), basado en la técnica de variables instrumentales (VI).

La información estadística para estimar las ecuaciones propuestas procede de fuentes diversas, previamente conciliadas, para formar un panel equilibrado de datos, estructura habitual en el enfoque de correlaciones espaciales. Así, para aproximar las variables de las ecuaciones anteriores se acude a los datos del Instituto Nacional de Estadística (INE), en concreto a los microdatos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares<sup>9</sup> (ECPF) para  $w_{CA,t}$ , a la Encuesta de Población Activa (EPA) para  $um_{CA,t}$ , a las Cuentas Nacionales para  $pibcte_{CA,t}$ , al Padrón Municipal para  $inm_{CA,t}$  y a las Series de Movimiento Natural de la Población para  $f_{CA,t}$ . Adicionalmente, se recaban datos del Ministerio de Educación y Ciencia para la variable  $ccij_{CA,t}$ .

La estimación de las ecuaciones [1], [2] y [3] rinden los resultados que se recogen en la Cuadro 1. Para una mayor claridad se presentan solo los parámetros esti-

<sup>9</sup> Se selecciona a las personas que trabajan por cuenta ajena a jornada completa en servicios no cualificados (excepto transportes). Ese es el Código 9 de la Clasificación Nacional de Ocupaciones (CNO-94), el cual incluye al servicio doméstico.

mados de la variable focal de la investigación, la inmigración<sup>10</sup>. Se confirma que ésta ha hecho decrecer el salario de los empleados del servicio doméstico, bajo la cláusula *ceteris paribus*. Por cada punto de aumento en la ratio *imm*, los salarios del servicio doméstico caen un -3,027 por 100<sup>11</sup>. El efecto de la población procedente de países en desarrollo es mayor, -4,296 por 100, y goza de mayor significatividad estadística. Finalmente, la población inmigrante femenina procedente de estos países genera un impacto todavía mayor, tal como era esperable. En concreto, la semielasticidad para la variable *immfped* asciende a -8,399 por 100. Por tanto, los resultados empíricos confirman tanto la hipótesis central como la complementaria.

Las referidas correlaciones negativas abren la puerta para que la variable inmigración pueda actuar como *proxy* del coste del servicio doméstico en los modelos que se plantean en la segunda fase de la investigación.

### 3. Segunda fase

#### Marco teórico microeconómico

Se presenta un modelo de decisiones simultáneas, interrelacionadas y discretas como marco para la determinación de la participación laboral, que puede resumirse en el siguiente programa de optimización:

$$\begin{aligned}
 & \text{Max } U(y, l) = \alpha \ln(l) + (1 - \alpha) \ln(y) \\
 \text{s.a. } & \begin{cases} [sdo] \bar{x} + f(h) = R + H[hij] - F[sdoa] \\ I + [lfp] w \bar{n} = p_x [sdo] \bar{x} + p_y y \\ l = 1 - [lfp] \bar{n} - h \end{cases} \quad [5]
 \end{aligned}$$

Se incluyen dos variables endógenas binarias, que representan las decisiones discretas del individuo. En particular, *[lfp]* denota la decisión de participar en el mercado de trabajo y vale 1 cuando la mujer participa y 0 cuando no lo hace. *[sdo]* se refiere a la contratación de servicio doméstico. Como es de esperar, la variable toma valor 1 cuando se produce dicha contratación y 0 en caso contrario.

La función objetivo del programa refleja la habitual elección del individuo entre consumo (*y*) y ocio (*l*), asumiendo que ambos bienes son normales. Evidentemente, las decisiones endógenas anteriores deben conducir al individuo a una utilidad máxima.

En las restricciones del programa de optimización se observa, entre otras novedades, la introducción de la producción doméstica, esto es, las actividades necesarias para la vida ordenada de los individuos fuera del mercado laboral, típicamente preparación de comidas, limpieza y arreglo de la casa, cuidado, crianza y educación de los niños y atención a las personas dependientes. La realización de estas tareas puede hacerse con el tiempo y el esfuerzo propios de la persona, o pueden contratarse bienes y servicios externos para la ejecución de esta producción doméstica. Ésa es la esencia de la primera restricción. La producción doméstica requerida por el individuo es (*R*) y viene modulada por la sobrecarga que suponen los hijos<sup>12</sup> (*H*) y el alivio de la ayuda informal y gratuita recibida en el hogar (*F*), bien sea a cargo de familiares, amigos o servicios públicos. La variable binaria exógena *[hij]* vale 1 cuando hay hijos en el hogar y 0 en caso contrario. A su vez, *[sdoa]* toma valor 1 cuando existe la citada ayuda informal y gratuita. Tales necesidades de producción doméstica deben satisfacerse o bien con la contratación de servicio doméstico profesional, que trabaja una jornada fija ( $\bar{x}$ ), o bien con autoproducción *f(h)*. Se asume que la cantidad adicional a la necesaria no genera utilidad extra, es decir, su utilidad marginal es 0.

<sup>10</sup> En MADRAZO (2012) se encuentra una descripción pormenorizada del panel de datos utilizado y de la estimación de todos los parámetros estimados de las ecuaciones [1], [2] y [3] distintos del correspondiente a *imm*.

<sup>11</sup> Dado que el modelo está especificado en la forma log-nivel, el coeficiente exacto es  $(e^\beta - 1) * 100$ , lo que, en este caso, es  $(e^{-0,0307} - 1) * 100 = -3,027$ .

<sup>12</sup> Lo mismo puede decirse en el caso de las personas dependientes.

La eficiencia de la producción propia depende del tiempo empleado ( $h$ ). Se asume que la función de auto-producción es creciente y cóncava:

$$\begin{aligned} f'(h) &> 0 \\ f''(h) &< 0 \end{aligned} \quad [6]$$

La segunda restricción es la presupuestaria, por la que los ingresos deben igualar al gasto. Los primeros proceden de dos fuentes. La primera es el mercado de trabajo, de suerte que se puede obtener una renta laboral equivalente a la jornada fija de trabajo ( $\bar{n}$ ) multiplicada por el salario horario ( $w$ ). La segunda fuente es la renta no laboral ( $I$ ). Este tipo de renta incluye la del cónyuge, transferencias de terceras personas, rendimientos de activos, trabajo «sumergido», etcétera. Por su lado, los gastos se dividen en consumo ( $y$ ) y servicio doméstico ( $\bar{x}$ ), ambos modulados por sus precios respectivos  $P_y, P_x$ .

Finalmente, la escasez del tiempo es un principio axiomático que obliga a la mujer a asignarlo entre distintos usos alternativos, tradicionalmente ocio ( $l$ ) y trabajo remunerado ( $\bar{n}$ ). En este caso, se introduce también el tiempo destinado a la autoproducción doméstica ( $h$ ). Así, la tercera restricción establece que el tiempo disponible normalizado debe igualarse con los tres usos citados.

Para completar esta breve descripción del modelo teórico se hace, a continuación, mención explícita a cuatro supuestos teóricos clave. En primer lugar, se asume que todos los usos del tiempo distintos al trabajo mercantil, trabajo doméstico y ocio son exógenos, incluidos la educación y la procreación. En cambio, no debe perderse de vista que variables como la inmigración (o el coste del servicio doméstico) inciden también en la progenie, tal como analizaron Hock y Furtado (2009).

El segundo supuesto se refiere al contexto estático de equilibrio general competitivo en el que se enmarca el modelo. De este supuesto se derivan dos implicaciones importantes:

— La renta tiene que igualarse necesariamente con el consumo. De ahí que en la función de utilidad sea indiferente aludir a la una o al otro.

— La segunda implicación tiene que ver con el desempleo. En el modelo propuesto, la participación en el mercado de trabajo convierte al individuo inmediatamente en acreedor de un salario y una jornada. Para que ello ocurra es necesario que el individuo encuentre trabajo *ipso facto* lo que, en la realidad, no está asegurado por el mero hecho de participar en el mercado laboral. El desarrollo del modelo teórico debe ser acorde con los supuestos en los que se basa, pero no por ello debe obviarse el realismo de tales supuestos. En este caso, la equivalencia entre participación en el mercado de trabajo y empleo es más probable en contextos de economías en expansión que transitan hacia el pleno empleo de los recursos, como era el caso de España en el período 1996-2008. Sin embargo, la equivalencia dista de ser perfecta. Por ello y tal y como se verá más adelante, a la hora de contrastar el modelo teórico se incorporará también la tasa de desempleo como variable que refleja la rigidez que impide la equivalencia entre participación y empleo.

El tercero de los supuestos es la sustituibilidad perfecta entre la autoproducción doméstica  $f(h)$  y la producción externalizada ( $x$ ). Ello simplifica notoriamente el modelo teórico para orientarlo más fácilmente a los fines perseguidos en este estudio a costa de perder realismo. Es evidente que, en realidad,  $f(h)$  y ( $x$ ) no son perfectamente sustitutivos y que, por lo general, los hogares encuentran una mayor confianza en la producción doméstica generada con medios propios que en la obtenida con medios externos. El supuesto aludido diferencia este trabajo de la línea seguida por otros autores que, en el marco de la teoría de la producción doméstica, introducen como restricción la calidad de la misma para reflejar la sustituibilidad imperfecta entre  $f(h)$  y ( $x$ ). Esta metodología es utilizada, entre otros, por Blau y Robins (1988), Connelly (1992), Ribar (1995) o Wrohlich (2006).

El cuarto de los supuestos clave hace alusión a que las distintas actividades, bien sean trabajo en el mercado, en la casa o bien el disfrute del ocio, generan una misma cantidad de utilidad, o desutilidad, que se mide única y exclusivamente por el tiempo que se gana o se pierde para el fin de estar ocioso y por la renta que se obtiene o se deja de obtener para financiar el consumo. De nuevo se opta por la simplificación del modelo a costa, en este caso,

**CUADRO 2**  
**ANÁLISIS DEL EFECTO TEÓRICO DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES**

Variable	$w$	$inm$	$[hij=1]$	$[sdoa=1]$	$\bar{n}$	$\bar{x}$	$p_y$	$R$	$H$	$F$
$P([sdo]=1 S)$ . . . . .	(+)	(+)	(+)	(-)	(=)	(-)	(=)	(+)	(+)	(-)
$P([lfp]=1 S)$ . . . . .	(+)	(+)	(?)	(?)	(-)	(-)	(-)	(?)	(?)	(?)

**FUENTE:** Elaboración propia.

de perder precisión. Como consecuencia, el método utilizado se aleja de la línea propuesta inicialmente por Becker (1965) y seguida, en el ámbito de la teoría económica sobre la inmigración, por autores como Cortés y Pan (2009), quienes introducen en la escena teórica la extratilidad o infratilidad concreta derivada de cada uso particular del tiempo.

*La probabilidad de cada decisión*

La resolución del programa de optimización descrito permite, bajo la cláusula *ceteris paribus*, conocer cómo responde la probabilidad de contratación de servicio doméstico y la probabilidad de incorporación al mercado de trabajo, en función de los determinantes de tales decisiones, incluida la inmigración. Los resultados se recogen en el Cuadro 2. Por lo que respecta a la inmigración, en la medida en que introduce una presión a la baja sobre  $p_x$ , acabará ocasionando un impacto positivo en la probabilidad de contratar servicio doméstico, así como en la de participar en el mercado laboral. Los signos (?) evidencian que el modelo planteado sin mayor calibración no permite alcanzar predicciones ciertas.

*La probabilidad conjunta de ambas decisiones*

El programa de optimización (1) puede enfocarse desde otra perspectiva mediante la observación del valor de las variables ficticias endógenas  $[lfp]$ ,  $[sdo]$ . Así, se abren cuatro alternativas, en función de las opciones que tome el individuo, que se recogen en el Cuadro 3.

Se hace notar que la primera opción «ama de casa sin servicio» exige que la renta no laboral ( $I$ ) que posee el individuo sea suficiente para financiar, al menos, el consumo mínimo que toda persona necesita ( $p_y \bar{y}$ ). La segunda alternativa «trabajadora sin servicio» es factible solo cuando no hay hijos en el hogar o cuando, en caso de haberlos, están en un centro de educación infantil con amplia jornada o bien al cuidado de la ayuda doméstica informal y gratuita o, en última instancia, cuando el horario de la jornada laboral en el mercado es compatible con el horario que exige la producción doméstica con hijos a cargo. La tercera opción «ama de casa con servicio doméstico» es la que más ocio proporciona. Ahora bien, la restricción presupuestaria exige que la renta no salarial ( $I$ ) sea suficientemente alta como para pagar el consumo mínimo, ( $p_y \bar{y}$ ), y el servicio doméstico profesional, ( $p_x \bar{x}$ ). Finalmente, la cuarta opción, consistente en participar en el mercado de trabajo y contratar servicio doméstico, puede denominarse «trabajadora con servicio doméstico» u «opción conciliadora de la vida profesional y personal» por ser la vía que ha permitido a muchas mujeres incorporarse al mercado de trabajo mediante un adecuado equilibrio entre las actividades de casa y las del mercado de trabajo.

El escenario finalmente elegido, en función de las decisiones interrelacionadas y sincrónicas, es el que proporciona una mayor utilidad, en términos de consumo y ocio, condicionado a las variables exógenas del modelo, lo que puede aproximarse por la siguiente fórmula:

$$U\{[lfp],[sdo]|w,I,[hij],[sdoa],\bar{n},\bar{x},p_x,p_y,R,H,F\} = U^I\{[lfp],[sdo]|S\} \tag{7}$$

**CUADRO 3**  
**ESCENARIOS ACCESIBLES EN FUNCIÓN DEL PROGRAMA (1)**

Opción	[lfp]	[sdo]	Utilidad
Ama de casa sin servicio .....	0	0	$\alpha \ln(1-\bar{h}) + (1-\alpha) \ln\left(\frac{I}{p_y}\right)$
Trabajadora sin servicio .....	1	0	$\alpha \ln(1-\bar{n}-\bar{h}) + (1-\alpha) \ln\left(\frac{I+w\bar{n}}{p_y}\right)$
Ama de casa con servicio .....	0	1	$\alpha \ln(1-h^*) + (1-\alpha) \ln\left(\frac{I-p_x\bar{x}}{p_y}\right)$
Conciliadora .....	1	1	$\alpha \ln(1-\bar{n}-h^*) + (1-\alpha) \ln\left(\frac{I+w\bar{n}-p_x\bar{x}}{p_y}\right)$

**FUENTE:** Elaboración propia.

Así, el marco teórico planteado permite evaluar la probabilidad de cada escenario y la manera en que cambia tal probabilidad cuando varían las variables exógenas del modelo. Centrando la atención en el escenario [4] o escenario «conciliador», su probabilidad queda recogida en la siguiente fórmula [8]:

$$P([lfp]=1, [sdo]=1|S) = P[V(1,1|S) > V(0,0|S); V(1,1|S) > V(1,0|S); V(1,1|S) > V(0,1|S)] =$$

$$P \left[ \begin{array}{l} \left( \alpha \ln(1-\bar{n}-h^*) + (1-\alpha) \ln\left(\frac{I+w\bar{n}-p_x\bar{x}}{p_y}\right) \right) > \\ > \left( \alpha \ln(1-\bar{h}) + (1-\alpha) \ln\left(\frac{I}{p_y}\right) \right); \\ \left( \alpha \ln(1-\bar{n}-h^*) + (1-\alpha) \ln\left(\frac{I+w\bar{n}-p_x\bar{x}}{p_y}\right) \right) > \\ > \left( \alpha \ln(1-\bar{n}-\bar{h}) + (1-\alpha) \ln\left(\frac{I+w\bar{n}}{p_y}\right) \right); \\ \left( \alpha \ln(1-\bar{n}-h^*) + (1-\alpha) \ln\left(\frac{I+w\bar{n}-p_x\bar{x}}{p_y}\right) \right) > \\ > \left( \alpha \ln(1-h^*) + (1-\alpha) \ln\left(\frac{I-p_x\bar{x}}{p_y}\right) \right) \end{array} \right] \quad [8]$$

Del análisis de la fórmula anterior se derivan dos conclusiones importantes. La primera es que existen com-

binaciones de  $\bar{n}$ ,  $h^*$ ,  $\bar{h}$ ,  $w$ ,  $l$ ,  $p_x$ ,  $\bar{x}$ ,  $p_y$ , y para los que se cumplen las tres desigualdades, lo que evidencia la posibilidad fáctica de que el individuo opte por el escenario [4].

La segunda conclusión es que la probabilidad *ceteris paribus* del escenario «conciliador» responde positivamente ante aumentos en ( $w$ ), ante la inmigración, que causa reducciones en ( $p_x$ ), y ante caídas en la eficiencia de la autoproducción doméstica ( $f(h)$ ). En otras palabras y en consonancia con la intuición, la probabilidad conjunta de participar en el mercado de trabajo y contratar servicio doméstico aumenta cuando el trabajo en el mercado está bien remunerado, cuando el servicio doméstico profesional es barato y cuando el agente es torpe o incapaz o vago para realizar sus propias actividades domésticas. El modelo, sin calibrar, no permite predecir el efecto concreto del resto de las variables sobre la probabilidad de elegir la conciliación de la vida personal y la profesional.

**Marco econométrico. Modelo *probit* bivalente**

Para la verificación de los resultados teóricos se plantea un modelo *probit* bivalente con dos ecuaciones simultáneas, que tienen variables dependientes binarias referi-

das a las decisiones de participar en el mercado laboral y de contratar servicio doméstico.

$$lfp_i = \beta_0 + \beta_1 lw\hat{a}_i + \beta_2 rtamar_i + \beta_3 inm_i + \beta_4 edad_i + \beta_5 edad_i^2 + \beta_6 edadmar_i + \beta_7 edadmar_i^2 + \beta_8 cua_i + \beta_9 cuamar_i + \beta_{10} hij_i + \beta_{11} sdo_i + \beta_{12} um_i + \beta_{13} lccii_i + u_i \quad [9]$$

$$sdo_i = \beta_0 + \beta_1 rtahog_i + \beta_2 inm_i + \beta_3 edad_i + \beta_4 edad_i^2 + \beta_5 edadmar_i + \beta_6 edadmar_i^2 + \beta_7 cua_i + \beta_8 cuamar_i + \beta_9 hij_i + \beta_{10} sdo_i + \beta_{11} lccii_i + u_i$$

La variable central del análisis es *inm*, ya definida anteriormente. Como se explica en el subapartado siguiente, *lwâ<sub>i</sub>* es el logaritmo natural del salario bruto anual observado en el mercado. Su valor tiene que ser previamente estimado, controlando por regiones, edades y niveles de formación académica. Las variables *rtamar* y *rtahog* denotan la renta del cónyuge, que aproxima lo que en el modelo teórico se denomina renta no salarial de la mujer, y la renta disponible del hogar, determinante de la decisión de contratar servicio doméstico. Las variables *edad* y *edadmar* se refieren a las edades de la mujer y del cónyuge. Por otro lado, *cua* y *cuamar* se corresponden con sus niveles de formación académica. Finalmente, *um* es la tasa de desempleo femenina observada en cada CA y *lccii* es el logaritmo del número de españoles por cada centro de educación infantil en las distintas CC AA.

Como viene realizándose en esta investigación, la variable *inm* puede sustituirse por *inmped* o *inmfped* a efectos de verificar la hipótesis complementaria. En este caso, el modelo [9] da paso a las especificaciones [10] y [11].

$$lfp_i = \beta_0 + \beta_1 lw\hat{a}_i + \beta_2 rtamar_i + \beta_3 inmped_i + \beta_4 edad_i + \beta_5 edad_i^2 + \beta_6 edadmar_i + \beta_7 edadmar_i^2 + \beta_8 cua_i + \beta_9 cuamar_i + \beta_{10} hij_i + \beta_{11} sdo_i + \beta_{12} um_i + \beta_{13} lccii_i + u_i \quad [10]$$

$$sdo_i = \beta_0 + \beta_1 rtahog_i + \beta_2 inmped_i + \beta_3 edad_i + \beta_4 edad_i^2 + \beta_5 edadmar_i + \beta_6 edadmar_i^2 + \beta_7 cua_i + \beta_8 cuamar_i + \beta_9 hij_i + \beta_{10} sdo_i + \beta_{11} lccii_i + u_i$$

$$lfp_i = \beta_0 + \beta_1 lw\hat{a}_i + \beta_2 rtamar_i + \beta_3 inmfped_i + \beta_4 edad_i + \beta_5 edad_i^2 + \beta_6 edadmar_i + \beta_7 edadmar_i^2 + \beta_8 cua_i + \beta_9 cuamar_i + \beta_{10} hij_i + \beta_{11} sdo_i + \beta_{12} um_i + \beta_{13} lccii_i + u_i \quad [11]$$

$$sdo_i = \beta_0 + \beta_1 rtahog_i + \beta_2 inmfped_i + \beta_3 edad_i + \beta_4 edad_i^2 + \beta_5 edadmar_i + \beta_6 edadmar_i^2 + \beta_7 cua_i + \beta_8 cuamar_i + \beta_9 hij_i + \beta_{10} sdo_i + \beta_{11} lccii_i + u_i$$

Se llama la atención sobre el hecho de que cada una de las dos ecuaciones del sistema [9] tiene sentido por sí misma pero, además, tal sistema puede ser estimado conjuntamente si el coeficiente de correlación de los términos de error es distinto de 0:  $\rho \neq 0$ . A priori se espera un coeficiente de correlación estimado  $\rho$  (rho) positivo ya que cabe suponer que los aumentos no explicados en la probabilidad de contratación de servicio doméstico se correlacionen positivamente con la probabilidad de incorporación al mercado de trabajo por parte de la mujer española. La intuición es, lógicamente, reversible. En suma, cabe esperar complementariedad entre las decisiones.

A la hora de elegir el método de estimación, se repiten las consideraciones econométricas expuestas, pero adaptadas al marco *probit* bivalente. Como resultado, se opta por presentar el estimador bietápico (MC2E), basado en la técnica de variables instrumentales (VI), tal como es habitual en la literatura sobre la materia<sup>13</sup>. Con ello se evita el sesgo de atenuación que produciría el estimador de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Adicionalmente, se presentan errores estándar robustos a heteroscedasticidad.

### Fuentes estadísticas y construcción de las variables del modelo econométrico

Las opciones de participación en el mercado laboral y contratación de servicio doméstico están presuntamente relacionadas y obedecen a razones pertenecientes a ámbitos muy diversos de la vida del individuo y la

<sup>13</sup> HOCK *et al.* (2009), CORTÉS *et al.* (2009) y FARRÉ *et al.* (2009).

familia, de ahí la ingente cantidad de información requerida. En cambio, las necesidades informativas se enfrentan con la restricción estadística existente. En concreto, no hay en España una única fuente que provea toda la información necesaria para estimar el sistema [9]. Por ello, hay que acudir a fuentes diversas y asegurar la compatibilidad entre los datos obtenidos.

Para el caso de las variables dependientes dicotómicas, se han utilizado los microdatos de la Encuesta de Empleo del Tiempo (EET)<sup>14</sup> al objeto de construir una muestra aleatoria de 3.625 mujeres, referida a 2003. Tal muestra agrupa a las mujeres españolas cuya edad está comprendida entre 20 y 49 años y que pertenecen a hogares en los que hay dos cónyuges, con o sin descendencia.

En lo relativo a la variable salario observado en el mercado (*wa*), si se acudiera a la misma Encuesta de Estructura Salarial (EES) se incurriría en un problema de selección muestral no aleatoria. En concreto, la sección cruzada presentaría un truncamiento incidental debido a que el valor de los ingresos solo es observable si la persona trabaja. Al margen de esta complicación econométrica, desde un punto de vista teórico, a la hora de decidir sobre la participación en el mercado laboral, la variable de referencia es el salario que se observa en el mercado. El salario vigente en el mercado se obtiene a partir de la información contenida en la EES, donde figura el salario bruto anual (*wa*). Para la obtención de esa variable, se procede a la fusión de la EES con la EET<sup>15</sup>. El método es imputar a la muestra procedente de la EET los salarios brutos anuales estimados (*wá*) con información de la EES a partir del estimador MCO robusto a heteroscedasticidad.

En el caso de *imm*, *um* y *ccii* se siguen las mismas pautas que en el apartado 2. El resto de variables proceden de la EET. Debe tenerse presente que la información

relativa a las variables *rtahog*, *rtamar*, *cua*, y *cuamar* es de tipo ordinal.

#### 4. Estimación y resultados del modelo *probit* bivariante

La estimación bietápica del modelo de ecuaciones simultáneas [9] proporciona los resultados recogidos en el Cuadro 4. Se presentan cinco comentarios particulares, que son válidos también para las estimaciones de [10] y [11].

En primer lugar, el planeamiento teórico y econométrico resulta adecuado a juzgar por el buen encaje de los datos en el modelo, tal y como se deriva del contraste múltiple sobre la significatividad de todas las variables del modelo a partir del estadístico de Wald.

En segundo lugar, destaca la elevada significatividad estadística de casi todos los coeficientes estimados en ambas ecuaciones. Tal nivel de significatividad es superior al 1 por 100 en la mayoría de las variables. La excepción principal es la variable *edadmar*, que en ninguna de las estimaciones alcanza el 10 por 100.

En tercer lugar, el coeficiente de correlación estimado  $\rho$  toma un valor distinto de 0, con una significatividad estadística superior al 1 por 100 (test de Wald), lo que confirma la validez del modelo de ecuaciones simultáneas planteado ya que evidencia que *lfp* y *sdo* se determinan conjuntamente o, dicho de otra manera, la mujer toma la decisión de participación en el mercado de trabajo y la de contratación de servicio doméstico de manera conjunta. Adicionalmente, el resultado  $\rho > 0$  en los tres modelos es el esperado, confirmándose la complementariedad de las decisiones.

El cuarto de los comentarios acerca de las tres estimaciones presentadas se refiere a los signos de los regresores, los cuales son los esperados. En el caso de la inmigración, variable focal de la investigación, se relaciona positivamente con la probabilidad de que la mujer esté activa en el mercado laboral y con la probabilidad de que contrate servicio doméstico. El único signo que resulta contraintuitivo es el que relaciona la participación

<sup>14</sup> Instituto Nacional de Estadística (INE) (2003).

<sup>15</sup> Cabe observar que la EES y la EET no se refieren exactamente al mismo momento temporal, pero el desfase es únicamente de trimestres. La EET toma información del último trimestre de 2002 y de los tres primeros de 2003. La EES toma datos de 2002. Se asume que el desfase es mínimo y, en consecuencia, puede realizarse la fusión y posterior imputación.

**CUADRO 4**  
**COEFICIENTES ESTIMADOS DEL MODELO *PROBIT* BIVARIANTE (9)**

Variable	<i>lfp</i>		<i>Sdo</i>	
	Coef.	Robust std. err.	Coef.	Robust std. err.
<i>lwa</i> .....	0,2402***	0,0767		
<i>rtamar</i> .....	-0,1349***	0,0174		
<i>rtahog</i> .....			0,2582***	0,0254
<i>innm</i> .....	0,0371***	0,0083	0,0335***	0,0103
<i>edad</i> .....	-0,0490	0,0479	0,1315*	0,0699
<i>edad2</i> .....	0,0006	0,0007	-0,0018*	0,0009
<i>edadmar</i> .....	0,0389	0,0375	0,0150	0,0588
<i>edadmar2</i> .....	-0,0004	0,0005	-0,0000	0,0007
<i>cua</i> .....	0,3627***	0,0360	0,2823***	0,0348
<i>cuamar</i> .....	0,0776***	0,0272	0,1688***	0,0314
<i>hij</i> .....	-0,6469***	0,0703	0,4957***	0,1022
<i>sdoa</i> .....	0,7957***	0,0802	-0,0507	0,0962
<i>um</i> .....	-0,0165***	0,0045		
<i>lccii</i> .....	0,3007*	0,1547	0,2442	0,1915
<i>cons</i> .....	-4,0490**	1,5854	-8,7711***	1,7121

Número de observaciones: 3.625

Log likelihood = -3101.2964

Wald chi2(24)=1109.64

Prob > chi2: 0.0000

Coefficiente de correlación rho: 0.2962909 \*\*\*

NOTAS: \*significatividad estadística al 10 por 100; \*\* al 5 por 100 y \*\*\* al 1 por 100, utilizando el contraste robusto de la *t*.

FUENTE: Elaboración propia.

laboral con *lccii*, tal vez porque no sea un indicador suficientemente potente de las políticas públicas de conciliación de la vida personal y profesional.

Llama la atención que la edad tiene signo negativo, pero la edad al cuadrado lo tiene positivo, lo que refleja una relación entre la edad y la probabilidad de participación en el mercado laboral en forma de U. Ello implica que las mujeres empiezan a trabajar jóvenes. Luego dejan el mercado de trabajo en favor de la procreación y cuidado de los hijos, un resultado habitual en la literatura especializada<sup>16</sup>. Finalmente, a partir de cierto momento, las mujeres se reincorporan al mercado de trabajo antes de los 49 años, momento que es el final temporal de la muestra elegida<sup>17</sup>.

El quinto y último comentario se refiere a las variables ordinales del modelo: *rtamar*, *rtahog*, *cua* y *cuamar*, cuya información está clasificada en escalones, bien sean de renta o de títulos académicos conseguidos. En puridad económica, estas variables ordinales deberían ser tratadas mediante ficticias binarias para cada categoría o escalón a fin de contar con la interpretación más intuitiva y rigurosa posible de sus coeficientes estimados. Dado que las variables ordinales no son el referente de esta investigación, se ha optado por la presentación que prescinde del tratamiento de las ficticias binarias en aras de una mayor claridad en la exposición de resultados.

#### Los efectos parciales sobre la probabilidad de cada decisión

Más allá de los cinco comentarios efectuados, para conocer el impacto exacto que las variables independientes

<sup>16</sup> HOK y FURTADO (2009), CORTÉS y TESSADA (2009).

<sup>17</sup> Un análisis más exhaustivo de esta cuestión figura en MADRAZO (2012).

**CUADRO 5**  
**EFFECTOS MARGINALES PARCIALES SOBRE LA PROBABILIDAD DE PARTICIPAR EN EL MERCADO DE TRABAJO<sup>1</sup>**

Variable	Mujeres españolas con descendencia ( <i>hij</i> =1) <i>P</i> ( <i>lfp</i> = 1) = 0,60		Mujeres españolas sin descendencia ( <i>hij</i> =0) <i>P</i> ( <i>lfp</i> = 1) = 0,82	
	$\frac{\partial \hat{P}([\textit{lfp}] = 1   \bar{S})}{\partial s_k}$	Err. std.	$\frac{\partial \hat{P}([\textit{lfp}] = 1   \bar{S})}{\partial s_k}$	Err. std.
<i>lwa</i> .....	0,0926***	0,0297	0,0635***	0,0211
<i>rtamar</i> .....	-0,0520***	0,0065	-0,0357***	0,0048
<i>inm</i> .....	0,0143	0,0032	0,0098***	0,0022
<i>edad</i> .....	-0,0189	0,0185	-0,0130	0,0127
<i>edad2</i> .....	0,0002	0,0003	0,0002	0,0002
<i>edadmar</i> .....	0,0150	0,0145	0,0103	0,0098
<i>edadmar2</i> .....	-0,0001	0,0002	-0,0001	0,0001
<i>cua</i> .....	0,1399***	0,0136	0,0959***	0,0102
<i>cuamar</i> .....	0,0299***	0,0105	0,0205***	0,0072
<i>hij</i> .....	-0,2151***	0,0205	-0,2151***	0,0205
<i>sdo</i> .....	0,2518***	0,0205	0,1378***	0,0130
<i>um</i> .....	-0,0064***	0,0018	-0,0044***	0,0012
<i>lccii</i> .....	0,1160*	0,0597	0,0795*	0,0412
<i>rtahog</i> .....	0	0,0000	0	0,0000

NOTAS, <sup>1</sup> Para el cálculo de los efectos parciales se asigna a cada variable exógena su valor medio  $\bar{S}$ . \* significatividad estadística al 10 por 100, y \*\*\* al 1 por 100, utilizando el contraste de la *t*.

FUENTE: Elaboración propia.

de los tres modelos planteados [9], [10] y [11] tienen sobre la probabilidad de participar en el mercado laboral y de contratar servicio doméstico, se requiere operar con los resultados obtenidos hasta la fecha para derivar los efectos marginales parciales:

$$\frac{\partial \hat{P}([\textit{lfp}] = 1 | \bar{S})}{\partial s_k}; \frac{\delta \hat{P}([\textit{sdo}] = 1 | \bar{S})}{\delta s_k} \quad [12]$$

Tales efectos parciales para cada variable  $s_k$  se calculan a partir de los valores medios del resto de las variables contenidas en  $\bar{S}$ <sup>18</sup>. Así, partiendo de la estimación recogida en el Cuadro 4, se calculan los efectos parcia-

les marginales, tanto para mujeres con hijos como sin hijos a cargo, tal como se aprecia en el Cuadro 5.

El Cuadro 5 permite apreciar los efectos marginales parciales de todas las variables exógenas<sup>19</sup>. En el caso de la variable central de este trabajo, se obtiene que un aumento de un punto porcentual en *inm* incrementa la probabilidad de que la mujer con progenie participe en el mercado de trabajo en 1,43 puntos porcentuales, condicionado a que el resto de variables permanezca en sus valores de referencia. Para las mujeres sin descendencia, el aumento en la probabilidad de respuesta es de 0,98 puntos porcentuales<sup>20</sup>.

<sup>18</sup> Tales valores medios son:  
 $\bar{w} = 13,400$ ;  $\bar{inm} = 7,3$ ;  $\bar{inmped} = 5,8$ ;  $\bar{inmfped} = 2,7$ ;  $\bar{edad} = 37,0$ ;  
 $\bar{edadmar} = 39,7$ ;  $\bar{um} = 16,5$ ;  $\bar{ccii} = 611,5$

Para las variables ordinales y discretas:

$\bar{rtamar} = 1.000 - 1.250$  €;  $\bar{rhog} = 1.000 - 1.500$  €;  $\bar{cua} = \text{sec undaria}$ ;  
 $\bar{cuamar} = \text{sec undaria}$ ;  $\bar{sdo} = 0$ .

<sup>19</sup> En puridad econométrica, para calcular el efecto marginal parcial de las variables exógenas ordinales habría que convertirlas en binarias.

<sup>20</sup> La probabilidad de participar en el mercado de trabajo y de contratar servicio doméstico oscila, por la propia definición del modelo probit, entre 0 y 1. En cambio, para una interpretación más intuitiva de los resultados, se asume que la probabilidad oscila entre 0 y 100, así el efecto de las variables independientes será referido en términos de puntos porcentuales.

**CUADRO 6**  
**EFFECTOS MARGINALES PARCIALES SOBRE LA PROBABILIDAD DE CONTRATAR**  
**SERVICIO DOMÉSTICO<sup>1</sup>**

Variable	Mujeres españolas con descendencia ( <i>hij</i> =1) <i>P</i> ( <i>sdo</i> = 1) = 0,07		Mujeres españolas sin descendencia ( <i>hij</i> =0) <i>P</i> ( <i>sdo</i> = 1) = 0,02	
	$\frac{\partial \hat{P}(sdo = 1   \bar{S})}{\partial s_k}$	Err. std.	$\frac{\partial \hat{P}(sdo = 1   \bar{S})}{\partial s_k}$	Err. std.
<i>lwa</i> .....	0	0	0	0
<i>rtamar1</i> .....	0	0	0	0
<i>inm</i> .....	0,0045***	0,0015	0,0019***	0,0007
<i>edad</i> .....	0,0178*	0,0093	0,0076*	0,0043
<i>edad2</i> .....	-0,0002**	0,0001	-0,0001*	0,0001
<i>edadmar</i> .....	0,0020	0,0080	0,0009	0,0034
<i>edadmar2</i> .....	-4,85e-06	0,0001	-2,07e-06	0,0000
<i>cua</i> .....	0,0382***	0,0063	0,0163***	0,0037
<i>cuamar</i> .....	0,0229***	0,0051	0,0098***	0,0027
<i>hij</i> .....	0,0461***	0,0087	0,0461***	0,0087
<i>sdoa</i> .....	-0,0066***	0,0122	-0,0028	0,0050
<i>um</i> .....	0	0	0	0,0000
<i>lccii</i> .....	0,0330	0,0260	0,0141	0,0114
<i>rtahog</i> .....	0,0350***	0,0023	0,0149***	0,0027

NOTAS, <sup>1</sup> Para el cálculo de los efectos parciales se asigna a cada variable exógena su valor medio  $\bar{S}$ . \* significatividad estadística al 10 por 100, \*\* al 5 por 100 y \*\*\* al 1 por 100, utilizando el contraste de la *t*

FUENTE: Elaboración propia.

Absolutamente todos los coeficientes estimados del Cuadro 5 son mayores para las mujeres con descendencia que para las mujeres que no la tienen. En consecuencia, la decisión de las primeras muestra mayor sensibilidad. Su oferta laboral es más elástica, independientemente del factor con que se relacione. El resultado es lógico ya que las mujeres sin hijos tienen una propensión natural mucho mayor hacia el mercado de trabajo.

La inmigración es también un factor determinante de la decisión de contratar servicio doméstico, tanto por su significatividad estadística como económica. De hecho, un aumento de un punto porcentual en el peso de la población inmigrante en relación con la nativa genera un aumento en la probabilidad de contratación de servicio doméstico de casi medio punto porcentual para las mujeres con descendencia y casi 0,2 para las que no la tie-

nen, tal como se ve en el Cuadro 6. Al igual que ocurre con la variable *lfp*, los efectos de todas las variables sobre *sdo* son menores para las mujeres sin descendencia. Estas tienen una probabilidad mucho menor de contratar servicio doméstico, seguramente porque no lo necesitan. Así, la elasticidad de la demanda de servicio doméstico respecto a todos sus argumentos es menor para las mujeres sin prole. En el caso de la inmigración, la sensibilidad aludida es menos de la mitad para las mujeres sin hijos.

Cuando se enfocan los modelos [10] y [11], los efectos parciales de las variables independientes de estos modelos son muy similares a los descritos excepto, lógicamente, el efecto de *inmped* e *inmfped*. En el Cuadro 7 se presenta un resumen del efecto de las variables citadas sobre las variables dependientes de los modelos [11]

CUADRO 7

RESUMEN DEL EFECTO PARCIAL MARGINAL DE LA INMIGRACIÓN PROCEDENTE DE LOS PAÍSES EN DESARROLLO (*inmped*) Y DE LA INMIGRACIÓN FEMENINA DE TALES PAÍSES (*inmfped*) SOBRE LAS VARIABLES DEPENDIENTES DE LOS MODELOS [10] Y [11]

Efecto parcial sobre la probabilidad de incorporación al mercado laboral					
Variable	$\frac{\partial \hat{P}([\text{fjp}] = 1   \bar{S})}{\partial s_k}$	Std. err	Variable	$\frac{\partial \hat{P}([\text{fjp}] = 1   \bar{S})}{\partial s_k}$	Std. err
<i>inmped</i> (con progenie) . . . . .	0,0173***	0,0041	<i>inmfped</i> (con progenie) . . . . .	0,0334***	0,0084
<i>inmped</i> (sin progenie) . . . . .	0,0118***	0,0028	<i>inmfped</i> (sin progenie) . . . . .	0,0229***	0,0058

Efecto parcial sobre la probabilidad de contratación de servicio doméstico					
Variable	$\frac{\partial \hat{P}(sdo = 1   \bar{S})}{\partial s_k}$	Std. err	Variable	$\frac{\partial \hat{P}(sdo = 1   \bar{S})}{\partial s_k}$	Std. err
<i>inmped</i> (con progenie) . . . . .	0,0044***	0,0018	<i>inmfped</i> (con progenie) . . . . .	0,0080***	0,0035
<i>inmped</i> (sin progenie) . . . . .	0,0012***	0,0008	<i>inmfped</i> (sin progenie) . . . . .	0,0034***	0,0016

NOTAS: Para el cálculo de los efectos parciales se asigna a cada variable exógena su valor medio. \*\*\* Significatividad estadística al 1 por 100, utilizando el contraste de la *t*.

FUENTE: Elaboración propia.

y [12]. Este cuadro contiene la evidencia empírica que valida la denominada hipótesis complementaria.

Efectivamente, como puede apreciarse, el efecto de la inmigración procedente de países en desarrollo produce un impacto mayor en la probabilidad de que la mujer nativa en edad fértil se incorpore al mercado de trabajo. El impacto causado por la inmigración femenina procedente de ese grupo de países, es decir, el tipo de inmigración que tiene mayor inclinación a emplearse en el servicio doméstico, es todavía superior. El efecto que produce *inmped* e *inmfped* es similar al que produce *imm* en cuanto a tendencias: la probabilidad de respuesta es positiva y mayor para las mujeres con descendencia. Como resulta intuitivo, la diferencia entre ambas variables radica en la intensidad del efecto. Así, para el caso de mujeres con progenie, el impacto sobre la probabilidad de respuesta de *inmped* es algo superior al de *imm* y el de *inmfped* lo dobla. Las diferencias son un poco más amplias en el caso de las mujeres sin descendencia.

Esta diferente intensidad en el impacto se repite parcialmente cuando se considera la probabilidad de contratación de servicio doméstico. El efecto de *inmped* es prácticamente igual que el de *imm*. En cambio, como resulta esperable en el marco de la segunda hipótesis, el efecto de *inmfped* prácticamente dobla al de las variables anteriormente citadas.

**Análisis de la probabilidad conjunta de ambas decisiones**

Las estimaciones recogidas en los Cuadros 5 y 6 permiten calcular la probabilidad asociada a cada escenario para los valores medios de las variables exógenas  $\bar{S}$ :

$$\hat{P}([\text{fjp}], [\text{sdo}] | \bar{S}) \quad [13]$$

Así, para las mujeres con progenie, se verifica en el Cuadro 8 que el escenario «trabajadora sin servicio do-

CUADRO 8

PROBABILIDAD ASOCIADA A LAS DISTINTAS OPCIONES PARA LAS MUJERES ESPAÑOLAS CON EDAD ENTRE 20 Y 49 AÑOS EN HOGAR CONYUGAL Y CON DESCENDENCIA<sup>1</sup>

	$P(lfp=0)=0,40$	$P(lfp=1)=0,60$
$P(sdo=0)=0,93$ .....	$P(\text{«ama de casa sin servicio doméstico»})=37,2$ por 100	$P(\text{«trabajadora sin servicio doméstico»})=55,8$ por 100
$P(sdo=1)=0,07$ .....	$P(\text{«ama de casa con servicio doméstico»})=2,8$ por 100	$P(\text{«conciliadora»})=4,2$ por 100

NOTA: <sup>1</sup> Para el cálculo de los efectos parciales se asigna a cada variable (1). Para el cálculo de las probabilidades se asigna a cada variable exógena del modelo (9) su valor medio  $\bar{S}$ .

FUENTE. Elaboración propia.

méstico» es el más probable. Se recuerda que para que tal escenario ocurra, la mujer debe disponer de centros de educación donde los niños pasen un tiempo equivalente y compatible con la jornada laboral de la mujer o una ayuda gratuita para las labores de la casa que juegue ese papel.

La llamada opción «ama de casa sin servicio doméstico» cuenta con una probabilidad del 37,2 por 100. Ello refleja que existe un buen número de mujeres que no trabajan y se dedican a las tareas del hogar. La financiación del consumo proviene de las rentas del marido u otro tipo de rentas. El «ama de casa con servicio doméstico» es una opción al alcance de pocas mujeres, tan solo del 2,8 por 100. Resulta lógico pensar que son pocos los hogares que pueden permitirse tener un miembro del mismo ocioso y, a la vez, tener renta suficiente como para financiar el consumo y el coste del servicio doméstico profesional. Finalmente, la alternativa «conciliadora» presenta una probabilidad asociada del 4,2 por 100.

Los resultados cambian bastante cuando se considera a las mujeres sin descendencia. En el Cuadro 9 se aprecia que la opción absolutamente dominante es la de «trabajadora sin servicio doméstico». En este caso, son mujeres activas que no utilizan servicio doméstico, presumiblemente porque la carga de trabajo de la casa es poco onerosa y fácilmente externalizable. El escenario «ama de casa con servicio doméstico» resulta muy poco probable

por el elevado coste de oportunidad de la inactividad para la mujer sin hijos. La probabilidad de la opción «conciliadora» es también muy baja por el mero hecho de que la mujer sin progenie no tiene necesidad de conciliar, ya que su carga de trabajo doméstico es más liviana.

El modelo presentado permite controlar la probabilidad de cada escenario no solo en función de la progenie sino en función de cualquiera de las variables exógenas, bien sean sociales, económicas o demográficas. Resulta de particular interés el regresor que alude a la formación.

$$\hat{P}([lfp], [sdo] | \bar{S}, cua) \quad [14]$$

El desarrollo de la fórmula [14] da lugar al Gráfico 1, que representa la distribución de la probabilidad de cada escenario en función del nivel de formación de la mujer, dados los valores  $\bar{S}$  del resto de variables exógenas. Conforme aumenta el nivel de formación, la probabilidad del escenario «ama de casa sin servicio doméstico» se reduce. Pasa del 66 por 100 de probabilidad para las mujeres sin educación primaria hasta el 13 por 100 para las mujeres con licenciatura. Claramente, el incentivo a participar en el mercado laboral es proporcional al nivel de formación, motivo por el cual este escenario presenta una acusada trayectoria decreciente.

CUADRO 9

PROBABILIDAD ASOCIADA A LAS DISTINTAS OPCIONES PARA LAS MUJERES ESPAÑOLAS CON EDAD ENTRE 20 Y 49 AÑOS EN HOGAR CONYUGAL Y SIN DESCENDENCIA<sup>1</sup>

	P( <i>lfp</i> =0)=0,18	P( <i>lfp</i> =1)=0,82
P( <i>sdo</i> =0)=0,98 .....	P(«ama de casa sin servicio doméstico»)=17,64 por 100	P(«trabajadora sin servicio doméstico»)=80,36 por 100
P( <i>sdo</i> =1)=0,02 .....	P(«ama de casa con servicio doméstico»)=0,36 por 100	P(«conciliadora»)=1,64 por 100

NOTA: <sup>1</sup> Para el cálculo de los efectos parciales se asigna a cada variable (1). Para el cálculo de las probabilidades se asigna a cada variable exógena del modelo (9) su valor medio  $\bar{S}$ .

FUENTE: Elaboración propia.

La opción llamada «trabajadora sin servicio doméstico» muestra una tendencia contraria. La relación positiva entre la formación y la participación laboral es la que determina la tendencia creciente de este escenario. Por su lado, la opción «ama de casa con servicio doméstico» es un escenario que se caracteriza por su escasa probabilidad. Ello se debe a que la condición para que pueda darse, esto es, la existencia de una renta conyugal o de terceras fuentes muy alta, es verdaderamente restrictiva. Aun con bajos niveles de probabilidad, la trayectoria es creciente, alcanza un máximo en 3,19 por 100 para las mujeres con diplomatura y, finalmente, decrece. La trayectoria se explica porque las mujeres con mayor cualificación tienden a tener rentas conyugales más altas, que les permiten gozar de «ama de casa con servicio doméstico». Para las mujeres con licenciatura, a pesar de contar con elevadas rentas del cónyuge, el incentivo a participar en el mercado de trabajo es demasiado fuerte. Por ello, la probabilidad se torna decreciente en el último tramo de formación, tal como se observa en el Gráfico 1.

El escenario que muestra una extraordinaria sensibilidad a la formación académica es el «conciliador». La probabilidad de elegir este escenario es 22,5 veces mayor para las mujeres con licenciatura que para las mujeres sin estudios básicos. Evidentemente, el incentivo a participar en el mercado de trabajo de las mujeres altamente cuali-

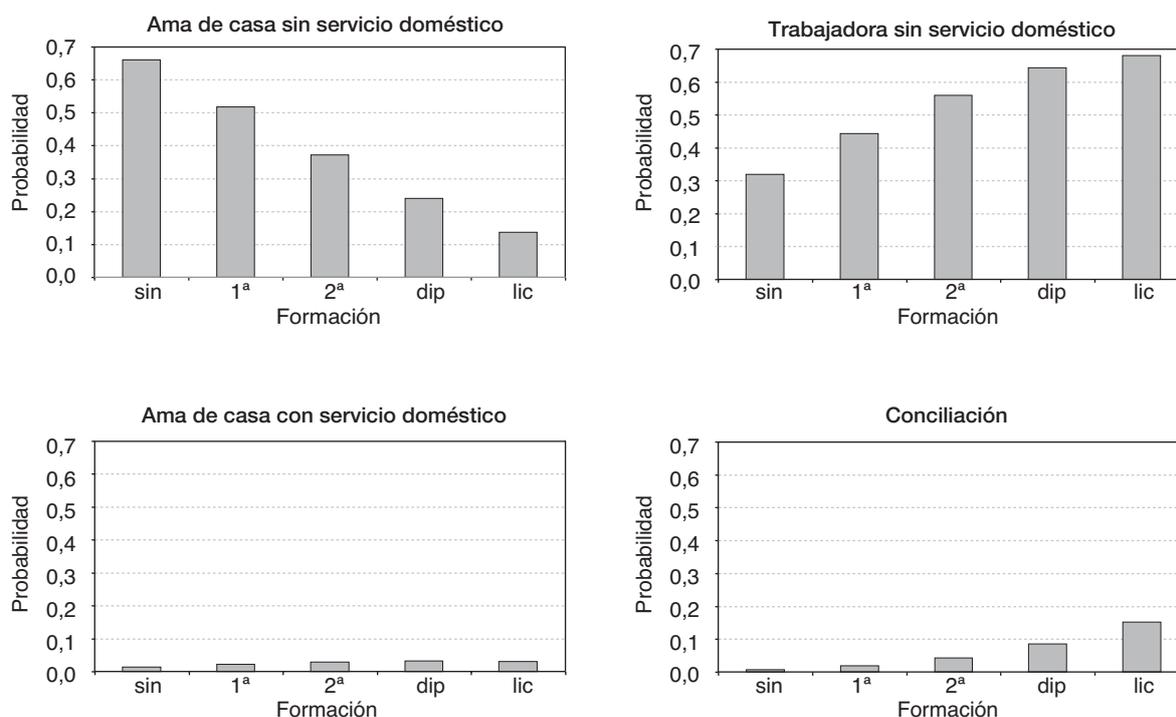
ficadas no encuentra cortapisa en el trabajo doméstico ya que este puede ser externalizado cuando la renta propia, o la conyugal, es elevada, tal como corresponde a los niveles de formación más cualificados.

Por ir un poco más lejos, se evalúa a continuación, en línea con el modelo teórico, cómo varía la probabilidad de cada escenario en función de la inmigración recibida para los valores medios de las variables exógenas.

$$\frac{\partial \hat{P}([\textit{lfp}], [\textit{sdo}]) \bar{S}}{\partial \textit{imm}} \quad [15]$$

Se adelanta que, como cabe esperar, la inmigración ha abierto a las mujeres españolas la puerta al escenario conciliador de la vida personal y profesional. En 1996, año base del estudio, la ratio de inmigración respecto a la población nativa era del 1,39 por 100. Para ese nivel inmigratorio, la probabilidad del escenario «conciliador» para las mujeres españolas era del 2,41 por 100, tal como se aprecia en el Cuadro 10. Esa probabilidad casi se dobla en 2003, cuando la ratio de inmigración ascendía al 7,3 por 100. En 2008, el cociente de la población inmigrante ascendía al 13,74 por 100 y la probabilidad de que las mujeres españolas escogieran el escenario conciliador se había elevado al 7,40 por 100. En consecuencia, la inmigración recibida en España entre 1996 y 2008

**GRÁFICO 1**  
**DISTRIBUCIÓN DE LA PROBABILIDAD DE CADA ESCENARIO EN FUNCIÓN DEL NIVEL DE FORMACIÓN DE LA MUJER**



FUENTE: Elaboración propia.

ha ocasionado que la probabilidad de que las mujeres españolas concilien su vida personal y laboral se multiplique por tres, desde una probabilidad del 2,41 por 100 en 1996 hasta una del 7,40 por 100 en 2008. Este resultado se fundamenta en la cláusula *ceteris paribus* que subyace en todo el análisis teórico y econométrico presentado.

El resto de los escenarios, descritos en el Cuadro 10, no resultan tan sensibles a los cambios en la inmigración, tal como se intuía. Sin entrar en pormenores, destaca el ligero aumento del escenario «trabajadora sin servicio doméstico» en detrimento del escenario «ama de casa sin servicio doméstico», cuya probabilidad se reduce del 44,54 al 29,22 por 100.

En suma, este trasvase de probabilidad entre escenarios, impulsado por la inmigración, es acorde con los cambios experimentados por la economía y sociedad española. La tendencia secular de incorporación de la mujer al mercado de trabajo, junto con la mejora de la oferta del servicio público de cuidado y enseñanza de los menores, entre otros factores, han actuado en el mismo sentido para que la mujer española emigre del escenario «ama de casa sin servicio doméstico» a un escenario en el que puede participar en el mercado laboral y dejar a sus hijos en centros de educación infantil o con servicio doméstico.

El ejercicio probabilístico concluye con el análisis del efecto de la inmigración sobre la probabilidad de cada escenario

CUADRO 10

**PROBABILIDAD ASOCIADA A LAS DISTINTAS OPCIONES PARA LAS MUJERES ESPAÑOLAS CON EDAD ENTRE 20 Y 49 AÑOS Y CON DESCENDENCIA<sup>1</sup> COMPARACIÓN DE DISTINTOS ESCENARIOS**

Evaluación de la probabilidad asociada a los distintos escenarios para los niveles inmigratorios de 1996		
	$P(lfp=0)=0,4665$	$P(lfp=1)=0,5335$
$P(sdo=0)=0,9548$ .....	P(«ama de casa sin servicio doméstico»)=44,54 por 100	P(«trabajadora sin servicio doméstico»)=50,94 por 100
$P(sdo=1)=0,0452$ .....	P(«ama de casa con servicio doméstico»)=2,11 por 100	P(«conciliadora»)=2,41 por 100
Evaluación de la probabilidad asociada a los distintos escenarios para los niveles inmigratorios de 2003		
	$P(lfp=0)=0,3992$	$P(lfp=1)=0,6008$
$P(sdo=0)=0,93$ .....	P(«ama de casa sin servicio doméstico»)=37,2 por 100	P(«trabajadora sin servicio doméstico»)=55,8 por 100
$P(sdo=1)=0,07$ .....	P(«ama de casa con servicio doméstico»)=2,8 por 100	P(«conciliadora»)=4,2 por 100
Evaluación de la probabilidad asociada a los distintos escenarios para los niveles inmigratorios de 2008		
	$P(lfp=0)=0,3283$	$P(lfp=1)=0,6717$
	P(«ama de casa sin servicio doméstico»)=29,22 por 100	P(«trabajadora sin servicio doméstico»)=59,77 por 100
$P(sdo=1)=0,1101$ .....	P(«ama de casa con servicio doméstico»)=3,62 por 100	P(«conciliadora»)=7,40 por 100

NOTA: <sup>1</sup> Para el cálculo de las probabilidades se asigna a cada variable exógena del modelo [9] su valor medio  $\bar{S}$ , excepto la *inm*, que toma los valores medios de 1996, 2003 y 2008.  
**FUENTE: Elaboración propia.**

cuando las mujeres están clasificadas por sus niveles de formación, lo que equivale a una desagregación del Cuadro 10.

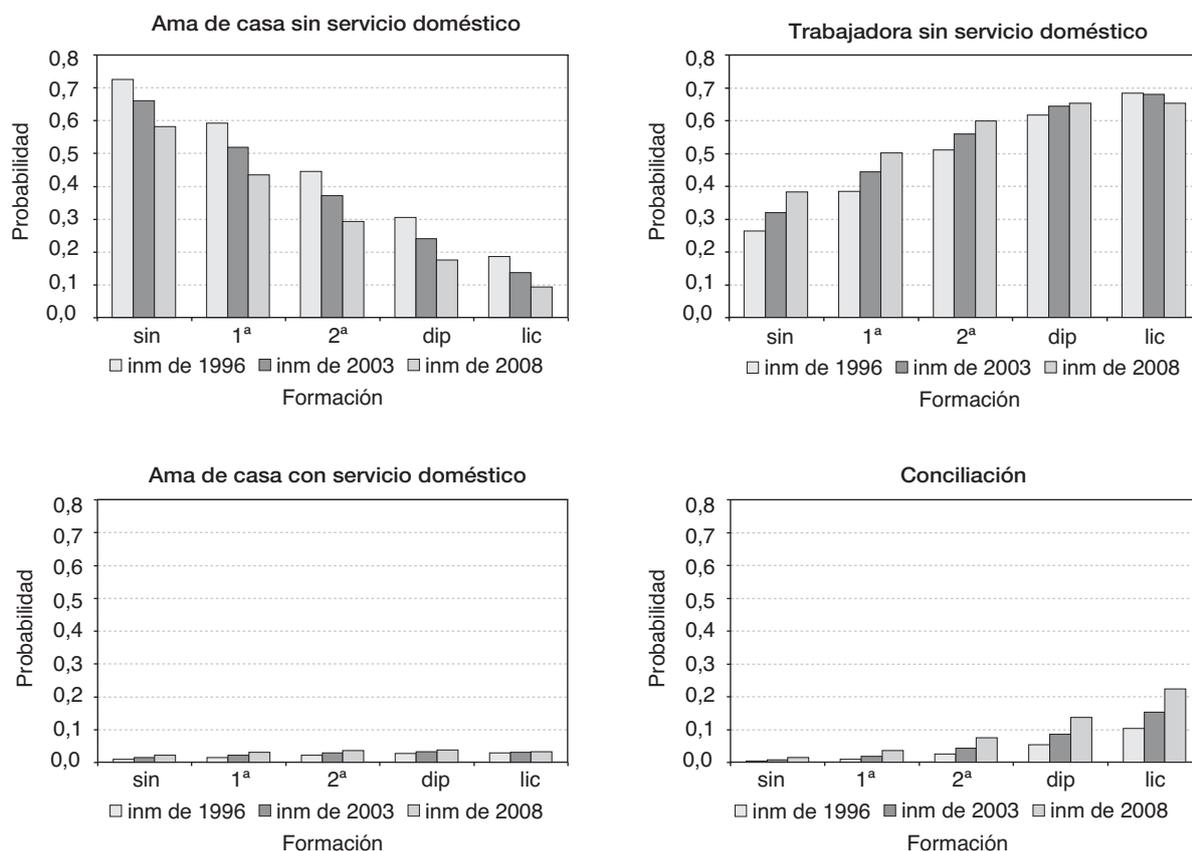
$$\frac{\partial \hat{P}([\textit{lfp}], [\textit{sdo}] | \bar{S}, \textit{cua})}{\partial \textit{inm}} \quad [16]$$

Tal como se aprecia en el Gráfico 2, se reduce la probabilidad del escenario «ama de casa sin servicio doméstico», para todos los niveles de formación. La mujer

española presenta una tendencia hacia la incorporación al mercado laboral. Las mujeres con mayor cualificación son las que han contratado servicio doméstico y, en consecuencia, se han sumado al escenario de la conciliación (panel inferior derecho). Esta opción es tanto más probable cuanto mayor es la inmigración y mayor es la cualificación de la mujer. Así, para los flujos inmigratorios de 2008, las mujeres españolas con licenciatura universitaria tienen una probabilidad de escoger el escena-

GRÁFICO 2

DISTRIBUCIÓN DE LA PROBABILIDAD DE CADA ESCENARIO EN FUNCIÓN DEL NIVEL DE FORMACIÓN DE LA MUJER PARA DISTINTOS DATOS INMIGRATORIOS



FUENTE: Elaboración propia.

rio «conciliador» del 22,32 por 100. Para las mujeres sin estudios tal probabilidad es solo del 1,45 por 100.

### 5. Conclusiones

Entre 1996 y 2008 unos 530.000 inmigrantes encontraron un empleo en el servicio doméstico, propiciando una notable expansión del sector. El acusado crecimiento de la oferta laboral ocasionó una reducción en términos reales en el precio de tal servicio. El modelo planteado y estimado en el apartado 2, permite afirmar, con un

grado de significatividad estadística del 10 por 100, que por cada punto porcentual de aumento en el peso de la población inmigrante respecto a la nativa, los salarios en el sector de servicio doméstico caen un 3 por 100, *ceteris paribus*. El efecto de la inmigración femenina oriunda de los PEDs (*immfped*) asciende al 8,77 por 100. En función de las semielasticidades citadas, entre 1996 y 2008 la inmigración recibida en España ha generado, bajo la cláusula *ceteris paribus*, una reducción de la retribución del servicio doméstico del 38 por 100 en términos reales.

Como consecuencia, la mujer española que opta entre las alternativas de participar en el mercado laboral o centrarse en el trabajo doméstico se encuentra con una caída en el salario de reserva o, lo que resulta equivalente, un aumento en el coste de oportunidad de dedicarse a las tareas de la casa. En línea con esta argumentación y para la muestra caracterizada en los apartados 3 y 4, las mujeres nativas con progenie responden a la inmigración recibida entre 1996 y 2008, aumentando la probabilidad de incorporarse al mercado de trabajo en 17,6 puntos e incrementando la de contratar servicio doméstico en 5,6 puntos porcentuales.

$$\frac{\partial \hat{P}([\text{lfp}] = 1 | \bar{S})}{\partial_{96,08} \text{imm}} = 17,7 (\text{ptos}); \quad \frac{\delta \hat{P}([\text{sdo}] = 1 | \bar{S})}{\delta_{96,08} \text{imm}} = 5,6 (\text{ptos}) \quad [17]$$

Para el caso de las mujeres sin progenie las variaciones en la probabilidad estimada son:

$$\frac{\partial \hat{P}([\text{lfp}] = 1 | \bar{S})}{\partial_{96,08} \text{imm}} = 12,1 (\text{ptos}); \quad \frac{\delta \hat{P}([\text{sdo}] = 1 | \bar{S})}{\delta_{96,08} \text{imm}} = 2,3 (\text{ptos})$$

Las elasticidades, como cabía esperar, son menores debido a que el *trade off* entre trabajo en la casa y en mercado es menos intenso para las mujeres sin descendencia ya que afrontan una necesidad de producción doméstica menos exigente.

Además de lo anterior, la estimación del modelo *probit* bivariable permite confirmar la hipótesis complementaria acerca del mayor efecto de las variables *inmped* e *inmfped*. Asimismo, la estimación del coeficiente de correlación de los términos de error,  $\rho=0,3$ (\*\*\*), evidencia la naturaleza complementaria de las decisiones de participación laboral y contratación de servicio doméstico profesional.

La probabilidad conjunta de sumarse al mercado de trabajo y contratar servicio doméstico responde a la inmigración también con signo positivo, sobre todo para las mujeres con progenie, y tanto más cuanto mayor es la cualificación de la mujer. Así, la inmigración recibida entre 1996 y 2008 ha hecho que la probabilidad de que las mujeres elijan esta opción «conciliadora» aumente desde el 2,4 por 100 hasta el 7,4 por 100. Para las mu-

eres con licenciatura el salto va desde el 10,2 al 22,3 por 100:

$$\frac{\partial \hat{P}([\text{lfp}] = 1, [\text{sdo}] = 1 | \bar{S})}{\partial_{96,08} \text{imm}} = 4,9 (\text{ptos});$$

$$\frac{\delta \hat{P}([\text{lfp}] = 1, [\text{sdo}] = 1 | \bar{S}, \text{cua} = \text{licenciatura})}{\delta_{96,08} \text{imm}} = 12,1 (\text{ptos})$$

La demostración de los resultados positivos de la inmigración recibida en España sobre la incorporación de las mujeres nativas al mercado laboral, especialmente de las más cualificadas, presenta beneficios económicos y sociales sistémicos. Aún cuando no han sido el objeto de este trabajo, se citan para finalizar algunos de esos beneficios, los cuales muestran la relevancia de las conclusiones alcanzadas, apuntan implicaciones para las políticas públicas y abren líneas de investigación:

- Expansión del potencial de crecimiento gracias a la incorporación al sistema productivo del inmigrante que se ocupa en el servicio doméstico y de la mujer nativa que previamente se centraba en las tareas domésticas. La elevada cualificación de la mujer española que ha seguido el proceso de integración en el mercado laboral redobla la importancia de este efecto sobre el potencial económico del sistema<sup>21</sup>.

- Al facilitar la conciliación de la vida personal y la profesional, la inmigración ha atenuado las desigualdades de género que se observan en el reparto de las tareas del hogar nativo.

- Si la procreación y el trabajo en el mercado son actividades sustitutivas, un incremento en la tasa de actividad femenina podría redundar en una menor fecundidad y, consiguientemente, agravaría el problema de envejecimiento de la población. Cabe observar que entre 1984 y 1991, años de expansión económica ininterrumpida en España, la tasa de actividad de las mujeres aumentó ocho puntos, pero el Índice Sintético de Fecundidad (ISF) cayó

<sup>21</sup> Puede consultarse KLASSEN y LAMANNA (2009) y OECD (2009) para verificar cómo mejoras en las tasas de actividad femeninas están positivamente relacionadas con el crecimiento económico.

de 1,73 hijos por mujer a 1,33. El efecto «conciliador» de la inmigración suaviza la disyuntiva entre la actividad laboral y la procreación<sup>22</sup>. A diferencia de lo ocurrido en los años ochenta, entre 1996 y 2008 la tasa de actividad mejoró en 16 puntos y el ISF pasó de 1,16 a 1,46.

— En un escenario español de crisis económica en el que los flujos migratorios netos se han vuelto negativos, se hacen imprescindibles políticas públicas que creen condiciones favorables a la conciliación de la vida laboral y la personal como garantía para el mantenimiento o la mejora de los beneficios citados.

### Referencias bibliográficas

[1] ALTONJI, J. G. y CARD, D. (1991): «*The Effects of immigration on the Labor Market Outcomes of the Less-Skilled Natives*». En ABOWD, J.M. y FREEMAN, R.B (1991). *Immigration, Trade and the Labor Market*. University of Chicago Press.

[2] AMUEDO-DORANTES, C. y DE LA RICA, S. (2009): «*¿Complementarios o Sustitutivos? Especialización de Inmigrantes y Nativos en Distintas Tareas en España*». En FEDEA. Efectos Económicos de la Inmigración en España.

[3] BARRET, A.; BERGIN, A. y NELLY, E. (2009): «*Estimating the Impact of Immigration on Wages in Ireland*». *IZA Discussion Paper No. 4472*.

[4] BARTEL, A.P. (1989): «*Where Do the New U.S. Immigrants Live?*» *Journal of Labor Economics* 7(4), pp. 371-91.

[5] BEAN, F. D.; LOWELL, B. L. y TAYLOR, L. J. (1988): «*Undocumented Mexican Immigrants and the Earnings of Other Workers in the United States*». *Demography*, nº 25 (1), pp. 35-52.

[6] BECKER, G. S. (1965): «*A Theory of the Allocation of time*». *Economics Journal*, 75, pp. 493-517.

[7] BLAU, D. y ROBINS, P. (1988): «*Child Care Costs and Family Labor Supply*» *Review of Economics and Statistics*, nº 70, pp 374-381.

[8] BORJAS, G. J. (1990): «*Self-Selection and the Earnings of Immigrants: Reply*». *American Economic Review*, nº 80, pp. 305-308.

[9] BORJAS, G. J. (1994): «*The Economics of Immigration*». *Journal of Economic Literature*, vol 32, pp. 1.667-1.717.

[10] BORJAS, G.J. (2003): «*The Labor Demand Curve Is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market*». *Quarterly Journal of Economics*, nº 118 (November), pp. 1.335-1.374.

[11] BREUSCH, T. S. y PAGAN, A. R. (1979): «*A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation*». *Econometrica*, nº 50, pp. 987-1.007.

[12] CARD, D. (2001): «*Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration*». *Journal of Labor Economics*, nº 19 (January), pp. 22-64.

[13] CARRASCO, R.; JIMENO, J. F. y ORTEGA, C. (2008): «*Los Efectos de la Inmigración sobre las Condiciones de los Trabajadores Nativos en el Mercado de Trabajo: Evidencia para España*». En DOLADO, J. J. y VÁZQUEZ, P. (eds) (2008). *Ensayos sobre los efectos económicos de la inmigración en España*. FEDEA.

[14] CONNELLY, R. (1992): «*The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation*» *Review of Economics and Statistics*, vol. 74 (1), pp. 83-90.

[15] CORTÉS, P. y PAN, J.Y. (2009): «*Outsourcing Household Production: The Demand for Foreign Domestic Helpers and Native Labor Supply in Hong Kong*». University of Chicago.

[16] CORTÉS, P. y TESSADA, J. (2009): «*Low-Skilled Immigration and the Labor Supply of Highly Educated Women*».

[17] DURBIN, J. (1970): «*Testing for Serial Correlation in Least Squares Regressions when some of the Regressors are Lagged Dependent Variables*». *Econometrica*, 38, pp. 410-421.

[18] FARRÉ, L.; GONZÁLEZ, L. y ORTEGA, F. (2009): «*Immigration, Family Responsibilities and the Labor Supply of Skilled Native Women*». *IZA Working Paper*, 4265.

[19] GENRE, V.; GÓMEZ SALVADOR, R. y LAMO, A. (2010): «*European Women: Why Do(n't) they Work?*». *Applied Economics*, nº 42, pp. 1.499-1.514.

[20] HARTOG, J. y ZORLU, A. (2002): «*The Effect of Immigration on Wages in Three European Countries*». *IZA Discussion Paper*, nº 642.

[21] HAUSMAN, J. A. (1978): «*Specification Test in Econometrics*». *Econometrica*, nº 46, pp. 1.251-1.271.

[22] HOCK, H. y FURTADO, D. (2009): «*Female Work and Fertility in the United States: Effects of Low-Skilled Immigrant Labor*». *Working Paper*, 20. University of Connecticut.

[23] HUNT, J. (1992): «*The impact of the 1962 Repatriates from Algeria on the French Labor Market*». *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 45, nº 3, pp 556-72.

[24] KLASSEN, S. y LAMANNA, F. (2009): «*The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for a Panel of Countries*». *Feminist Economics*, vol. 15, nº 3, pp. 91-132.

[25] LALONDE, R. J. y TOPEL R. H. (1991): «*Labor Market Adjustments to Increased Immigration*». En ABOWD, J.M. y FREEMAN, R.B. *Immigration, Trade and the Labor Market*. University of Chicago Press, pp. 167-199.

<sup>22</sup> GENRE *et al.* (2010) exponen que la participación laboral y la crianza de los hijos son actividades complementarias gracias a las medidas que permiten la conciliación de la vida personal y la profesional.

[26] MADRAZO, R. (2012): *Inmigración y Economía. El Nuevo Comportamiento Laboral de las Mujeres Españolas*. Universidad Nacional de Educación a Distancia (Tesis Doctoral). Madrid.

[27] MASSEY, D.S.; ARANGO, J.; HUGO, G.; KOUAOUCI, A.; PELLEGRINO, A. y TAYLOR, J.E. (1993): «Theories of International Migration: A Review and Appraisal» *Population and Development Review*, nº 19, pp 431-466.

[28] MUNSHI, K. (2003): «Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the US Labor Market», *Quarterly Journal of Economics*, nº 118, pp 549-597.

[29] OECD (2009): *Factbook*.

[30] ORRENIUS, P. M. y ZAVODNY, M. (2006): «Does Immigration Affect Wages? A Look at Occupation-Level Evidence». *IZA Discussion Paper*, nº 2.481.

[31] OTTAVIANO, G. y PERI, G. (2006): «Rethinking the Effects of Immigration on Wages». *NBER Working Paper*, 12.497.

[32] PISCHKE, J. S. y VELLING, J. (1997): «Wage and Employment Effects of Immigration to Germany: An Analysis Based on Local Labor Markets». Massachusetts Institute of Technology.

[33] RIBAR, D.C. (1995): «A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women». *Journal of Labor Economics*, vol. 13, nº 3, pp 558-597.

[34] SANDELL, R. (2009): «Redes sociales y la inmigración española: un análisis de la inmigración a España 1997-2006». FEDEA, Fundación de Estudios de Economía Aplicada.

[35] UNITED NATIONS (2009): United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. *International Migration, 2009 Wallchart* (United Nations publication, Sales No. E.09.XIII.8).

[36] WROHLICH, K. (2006): «Labor Supply and Child Care Choices in a Rationed Child Care Market». *IZA Discussion Paper*, nº 2.053.

# ECONOMISTAS

COLEGIO DE  
MADRID



La revista **Economistas** es la publicación del **Colegio de Economistas de Madrid**. Su periodicidad es trimestral, con tres números ordinarios y uno extraordinario.

Los números **ordinarios** son monográficos.

El número **extraordinario** recoge el análisis y la valoración de la economía española en el año anterior y sus perspectivas para el año en curso. Se presenta como un plural y completo balance del año, realizado por un amplio grupo de especialistas y estructurado en diez áreas del ámbito económico.

#### **Información, ventas y suscripciones:**

Colegio de Economistas de Madrid  
Flora, 1 - 28013 Madrid  
Tel. 91 559 46 02 Fax 91 559 29 16  
[revista.economistas@cemad.es](mailto:revista.economistas@cemad.es)  
[www.revistaeconomistas.com](http://www.revistaeconomistas.com)