

**¿NIÑA O NIÑO? UN ESTUDIO SOBRE  
LAS PREFERENCIAS DE LOS PADRES  
MEXICANOS POR EL SEXO DE SUS HIJOS\***

**Andrés Méndez Ruiz**

*Comisión Federal de Competencia*

**Raymundo M. Campos Vázquez**

*El Colegio de México*

*Resumen:* Entre los padres mexicanos el sexo de los hijos tiene efectos sobre las decisiones de estructura familiar y de fecundidad. Una primogénita mujer incrementa la probabilidad de que: el padre esté ausente, la custodia la tenga la madre en caso de disolución de la pareja, que aumente el número de hijos y transcurra menos tiempo antes del nacimiento de un hijo adicional. El conjunto de evidencia encontrada sugiere que estos efectos se deben a que los padres prefieren a los varones y no a otras razones que también podrían explicar algunos resultados por separado.

*Abstract:* Among Mexican parents child gender has an effect on family structure and fertility decisions. A first-born daughter increases the probability of father absence, of maternal custody in case of marital dissolution, of having more children and of a shorter elapsed period before a new child is born. The collection of evidence suggests that those effects are the result of a preference for sons among parents and not the result of other causes that could explain some of the results separately.

*Clasificación JEL/JEL Classification:* E24, J12, J13, J24, O54

*Palabras clave/keywords:* fecundidad, estructura familiar, preferencia por hijos, fertility, family structure, preference for sons, México

*Fecha de recepción:* 28 VIII 2012

*Fecha de aceptación:* 26 II 2013

---

\* Los comentarios del artículo no reflejan de ninguna forma la posición de la CFC. amendez@cfc.gob.mx. rmcampos@colmex.mx.

*Estudios Económicos, vol. 28, núm. 2, julio-diciembre 2013, páginas 217-248*

## 1. Introducción

Se han realizado varios estudios para determinar cuáles son las preferencias de los padres respecto al sexo de sus hijos (Brockman, 2001; Andersson et al 2006; Dahl y Moretti, 2008). Los resultados encontrados han establecido que en la mayoría de los países existe una preferencia por una combinación de un hijo de cada sexo (Hank y Kohler 2000; Gray y Evans 2005). Sin embargo, esto no excluye la posibilidad de que los padres prefieran a los hijos de un sexo en particular sobre los del opuesto.

En México se ha documentado la preferencia por los hijos varones; sobre todo entre los progenitores de sexo masculino. En un estudio antropológico realizado en la Ciudad de México, por ejemplo, Rojas (2006) encuentra un deseo generalizado entre los hombres entrevistados de tener al menos un hijo varón. No obstante, la evidencia empírica es muy escasa. Nuestro interés es contribuir a llenar este vacío en la literatura. Las preferencias por el sexo de los hijos pueden ser medidas de dos maneras: con datos sobre las intenciones o sobre el comportamiento (Gray y Evans 2005). De acuerdo con Marleau y Saucier (2002) los datos sobre las intenciones no son tan adecuados porque los encuestados no siempre se comportan conforme a sus respuestas. Por lo tanto, en nuestro análisis utilizamos datos sobre el comportamiento a fin de que nuestros resultados capturen las preferencias de facto de los padres.

Nuestra metodología se basa principalmente en Dahl y Moretti (2008) y en artículos posteriores que han hecho críticas notables a lo realizado por este par de autores (Ichino, Lindstrom y Viviano, 2010). En principio las diferencias en las decisiones de fecundidad y de estructura familiar de los hogares, con base en el sexo de los hijos, pueden explicarse por: preferencias sesgadas de los padres, ventajas comparativas de los padres para criar a los hijos dependiendo del sexo, ventajas tecnológicas dependientes del sexo, diferencias en los costos de crianza entre niños y niñas o un comportamiento altruista de los padres que hace que dediquen más recursos a los que más los necesitan. Sin embargo, el conjunto de los resultados presentados permite descartar algunas de las posibles explicaciones. En hogares que presentan un sesgo por alguno de los sexos esperamos que sea mayor la probabilidad de tener un hijo adicional, en caso de que no haya nacido aún el hijo del sexo predilecto. Este hecho, aunado a la evidencia relativa a las decisiones de estructura familiar, nos permite establecer que la explicación más plausible para nuestros resultados es la de las preferencias sesgadas de los padres.

Los datos para nuestro análisis provienen de los censos de población y vivienda de México de 1990, 2000 y 2010, publicados por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, INEGI. Estos incluyen información a nivel individual, hogar y vivienda, y son representativos a nivel municipal, estatal y nacional. La muestra disponible es de 10% del censo de cada año. En las estimaciones consideramos sólo a los hogares en los que alguno de los padres tiene entre 18 y 40 años de edad y los hijos no rebasan los 12 años de edad. De esta manera reducimos la probabilidad de que el hijo primogénito se encuentre ausente del hogar al momento del levantamiento del censo. Finalizamos con una muestra de 1 537 996 observaciones: 442 696 para 1990, 572 357 para 2000 y 522 943 para 2010.

El primer paso es establecer los efectos sobre la estructura familiar. De acuerdo con nuestros resultados la probabilidad de que haya un padre ausente en las familias con un hijo primogénito mujer aumenta 2.3% respecto a una familia con un primogénito varón. Esto implica que en 2010 aproximadamente 54 400 hijas primogénitas, de 12 años de edad o menos, vivirían con su padre de haber sido varones. En lo que concierne a las decisiones de matrimonio y de disolución de la pareja no hallamos un efecto significativo del sexo del primer hijo. Sin embargo, éste sí determina qué padre se queda con la custodia de los hijos en caso de que se separe la pareja: es 1.9% más probable que el jefe del hogar sea mujer en los hogares con un hijo primogénito mujer.

En segundo término estimamos el efecto del sexo de los hijos sobre las decisiones de fecundidad. Encontramos que en las familias con un hijo primogénito mujer el número de hijos aumenta en 0.8 hijos. Tan sólo en 2010 se pueden atribuir 1 890 000 nacimientos adicionales a hijas primogénitas mujeres en los hogares. Si seguimos a Dahl y Moretti (2008) este resultado nos permite argumentar a favor de un sesgo en las preferencias de los padres. Según Brockman (2001) los padres que tienen un hijo del sexo preferido tardan más tiempo antes de tener un segundo hijo. Nosotros encontramos que es mayor el porcentaje de familias con un hijo primogénito varón que todavía no han tenido un segundo hijo. En 2010, por ejemplo, aproximadamente 147 940 hijas primogénitas menores de 12 años hubieran sido hijas únicas por lo menos un año adicional, de haber sido varones. Este resultado respalda que los padres mexicanos prefieren a los varones.

Existe evidencia teórica y empírica que sugiere que la fecundidad y la estructura familiar afectan variables de interés económico (Becker y Lewis, 1973; Ananat y Michaels, 2008). Nuestros resultados muestran un efecto del sexo de los hijos sobre la estructura familiar y las

decisiones de fecundidad; por lo tanto, podría ser que el sexo de los hijos, vía estas variables, terminara por afectar el ingreso de los hogares y la educación de los hijos. Sin embargo, nosotros no encontramos evidencia que apunte en dicha dirección.

El presente estudio es relevante porque hasta la fecha no se ha realizado una investigación similar sobre las preferencias de los padres mexicanos con respecto al sexo de sus hijos. En la versión en desarrollo del artículo seminal de Dahl y Moretti (2008) se presentan para el caso mexicano algunos resultados relacionados. Sin embargo, nosotros presentamos una gama mucho más amplia de resultados, contamos con una base de datos que incorpora el censo de 2010, e incorporamos lo realizado por otros autores que han intentado establecer el tipo de preferencias que los padres tienen en referencia al sexo de sus hijos. Varios modelos teóricos que vinculan el comportamiento de los padres con las características de los hijos omiten la distinción entre hijos varones y mujeres. Por ejemplo, Becker y Lewis (1973) modelan la relación entre el número de hijos y la calidad de los mismos. Dado que el sexo de los hijos tiene un efecto sobre la fecundidad, incluirlo en la modelación podría resultar en predicciones más apegadas a la realidad. El presente artículo y la literatura en la que se suscribe apuntan hacia la necesidad de incorporar el sexo de los hijos en los modelos referentes a la distribución de recursos al interior del hogar.

Finalmente, el presente estudio contribuye a la literatura sobre las diversas hipótesis para explicar las diferencias en el comportamiento de los padres de acuerdo con el sexo de sus hijos. Nuestros resultados son consistentes con la teoría de las preferencias de hijos sobre hijas. Después de la introducción el artículo se organiza de la siguiente manera: la sección 2 hace una revisión de la literatura del sesgo de las preferencias de los padres y sus efectos, la tercera describe los datos y la aleatoriedad del sexo de los hijos, la cuarta se ocupa de los efectos sobre las decisiones de estructura familiar y fecundidad de los hogares, en la sección cinco se discuten las implicaciones de los resultados, la seis aborda los efectos sobre las variables de interés económico y en la siete se concluye.

## **2. Antecedentes**

### *2.1. Estructura familiar*

En varios artículos se ha documentado el efecto del sexo de los hijos sobre la estructura familiar. Dahl y Moretti (2008) encuentran, con

una muestra de los censos de población de Estados Unidos de 1960 a 2000, que los hogares con un hijo primogénito mujer tienen 3.1% mayor probabilidad de vivir sin el padre. En cualquier año de su muestra, alrededor de 52 000 hijas mujeres primogénitas de 12 años de edad o menos y sus hermanos vivirían con el padre, si hubieran sido varones. En el mismo artículo, Dahl y Moretti consideran que la probabilidad de separación o divorcio aumenta 1.3% cuando se pasa de una familia con un hijo primogénito varón a una familia con un hijo primogénito mujer. Por otra parte, sus resultados indican que la probabilidad de la madre de nunca haberse casado se incrementa 1.4%, si el primer hijo es mujer. Adicionalmente, encuentran que la probabilidad de que la custodia del hijo la tenga el padre se reduce 2.9%, si el hijo primogénito es mujer.

La aleatoriedad del sexo del primer hijo y su correlación con la disolución de la pareja sirven a Bedard y Deschênes (2005) para estimar con el método de variables instrumentales el efecto del divorcio sobre el nivel económico de las mujeres. Los autores establecen que el sexo del primer hijo es un instrumento relevante en tanto que la tasa de divorcio es 4% mayor entre las madres cuyo primer hijo es mujer.

## 2.2 Fecundidad

Los efectos del sexo de los hijos sobre la fecundidad permiten descartar explicaciones. Si los padres presentan un sesgo por varones o se comportan altruistamente, esperamos encontrar una mayor probabilidad de tener un hijo adicional en las familias en las que todos los hijos previos son mujeres. En cambio, si los efectos sobre la estructura familiar se deben a una de las otras explicaciones, deberíamos observar que la probabilidad de tener un hijo adicional es menor en los hogares con sólo mujeres (Dahl y Moretti 2008).

La evidencia existente sugiere que los padres prefieren, por lo menos, un hijo de cada sexo (Lundberg 2005). Esto no quiere decir que el sexo de los hijos sea indiferente a los padres. Para Estados Unidos, por ejemplo, Dahl y Moretti (2008) observan que la probabilidad de tener tres o más hijos aumenta 0.6% en los hogares con un hijo primogénito mujer. El resultado es consistente con la teoría de las preferencias por varones.

El sexo de los hijos impacta a la fecundidad en dos direcciones contrarias (Ichino, Lindstrom y Viviano, 2010). Por una parte, el número de hijos aumenta en los hogares en los que el primogénito no es del sexo preferido. Por otra, también podría ocurrir que el número

de hijos disminuye cuando el primer hijo no es del sexo predilecto. Lo que se debe a que la pareja se vuelve más inestable y las madres separadas tienen menos hijos. Por lo tanto, el efecto del sexo del primer hijo sobre la fecundidad es ambiguo en los países en los que las tasas de divorcio son elevadas.

Ichino, Lindstrom y Viviano (2010) estiman el efecto del sexo del primogénito sobre el número de hijos con los mismos datos que Dahl y Moretti (2008), pero incluyen también a las madres divorciadas. Su resultado es opuesto al de Dahl y Moretti (2008), encuentran que los primogénitos varones aumentan el número de hijos a lo largo de la vida de la madre.

De acuerdo con Brockman (2001) en presencia de preferencias por alguno de los sexos, el tiempo transcurrido entre el nacimiento del penúltimo y el último hijo disminuye entre las mujeres sin un hijo del sexo predilecto después de nacido el penúltimo hijo. Más adelante utilizamos esta hipótesis en nuestros resultados empíricos.

En la mayoría de los países en los que se han analizado las preferencias de los padres por el sexo de sus hijos, ellos prefieren a los varones. Sin embargo, hay excepciones, por ejemplo en los países nórdicos de Europa se ha encontrado un sesgo en las preferencias que favorece a las mujeres (Jacobsen, Moller y Engholm 1999). Por lo tanto, es imposible hacer extrapolaciones de otros países para el caso mexicano.

### 2.3. *Ingresos y educación*

El efecto del sexo de los hijos sobre la estructura familiar puede tener consecuencias económicas negativas para los hijos. Dahl y Moretti (2008) estiman que el ingreso de las familias con una hija primogénita mujer, en las que el padre está ausente, disminuye en 50%. Por su parte, Ananat y Michaels (2008) encuentran que en la parte baja de la distribución, las mujeres divorciadas experimentan importantes disminuciones del ingreso.

La ausencia del padre también puede afectar los logros educativos de los hijos de los hogares. Dahl y Moretti (2008) encuentran que los segundos hijos de los hogares en los que el primogénito es mujer tienen 0.36 puntos porcentuales menos probabilidad de ir en el grado escolar que les corresponde de acuerdo con su edad.

### 3. Datos

Se utilizaron datos de los censos de población y vivienda de México de 1990, 2000 y 2010. La muestra disponible incluye 10% de cada levantamiento. Los censos abarcan la totalidad del territorio nacional y, por lo tanto, tienen representatividad a nivel municipal, estatal y nacional.

La unidad de observación para nuestro análisis es el hogar. Para reducir la probabilidad de que algún hijo haya abandonado el hogar sólo se conservaron los hogares con padres entre 18 y 40 años de edad y con hijos presentes no mayores de 12 años. Enseguida eliminamos los hogares con un jefe de familia viudo y los hogares en los que el jefe de familia es varón pero nunca casado (estas restricciones son similares a las utilizadas en la literatura). Se finaliza con una base de datos de 1 537 996 observaciones. Del total, 442 696 observaciones corresponden al censo de 1990, 572 357 al de 2000 y 522 943 al censo de 2010.

En el cuadro 1 se presentan estadísticas descriptivas de la muestra final. Observamos que el porcentaje de hogares con padre ausente aumentó de 6% en 1990 a 10% en 2010. El promedio de hijos por hogar disminuyó al pasar de 2.35 hijos por hogar en 1990 a 1.95 en 2010. El tiempo promedio transcurrido sin un segundo hijo en el hogar aumentó de 2.71 años en 1990 a 3.58 años en 2010.

Las estadísticas anteriores sugieren que el comportamiento de los hogares mexicanos es cada vez más similar a lo observado en países desarrollados.<sup>1</sup> Por lo tanto, consideramos que es posible estimar las preferencias de los padres mexicanos por el sexo de sus hijos con estrategias similares a las instrumentadas en los países desarrollados.

En nuestros datos no hay evidencia de la realización de abortos selectivos. En el cuadro 1 se puede observar que los niños representan 51% de los nacimientos. De acuerdo con Landsburg (2008) esta proporción es la que ocurre naturalmente. Lo que implica que las proporciones de varones y mujeres en los nacimientos no son exactamente 50-50. De cualquier forma se puede considerar el sexo del primogénito como aleatorio. La ligera diferencia en el tamaño de nuestros dos grupos, padres con una primogénita mujer y padres con un primogénito varón, no altera el hecho de que sean estadísticamente idénticos.

El cuadro 2 presenta la diferencia de medias de varias características observables. Ninguna diferencia es estadísticamente distinta de

---

<sup>1</sup> De acuerdo con Gray y Evans (2005) bajas tasas de fecundidad y elevadas tasas de divorcio son características presentes predominantemente en países desarrollados.

cero. La aleatoriedad del sexo del primer hijo permite, por lo tanto, interpretar causalmente nuestros resultados.

**Cuadro 1**  
*Estadísticas descriptivas de la muestra total y por año de censo*

Variable	Muestras			
	1990-2010 (1)	1990 (2)	2000 (3)	2010 (4)
Edad del jefe del hogar	30.40 (5.01)	30.08 (4.94)	30.15 (5.00)	30.97 (5.03)
Edad del hijo mayor	6.30 (3.58)	6.21 (3.59)	6.16 (3.57)	6.53 (3.57)
Número de hijos por hogar	2.12 (1.06)	2.35 (1.21)	2.07 (1.01)	1.95 (0.91)
Tiempo en años sin segundo hijo	3.14 (2.31)	2.71 (2.02)	3.10 (2.25)	3.58 (2.54)
Hijo mayor mujer	0.49 (0.50)	0.49 (0.50)	0.49 (0.50)	0.49 (0.50)
Segundo hijo mujer	0.49 (0.50)	0.49 (0.50)	0.49 (0.50)	0.49 (0.50)
Tercer hijo mujer	0.49 (0.50)	0.49 (0.50)	0.49 (0.50)	0.49 (0.50)
Padre ausente en hogar	0.08 (0.27)	0.06 (0.25)	0.08 (0.27)	0.10 (0.30)
Hogar perteneciente grupo indígena	0.08 (0.27)	0.09 (0.29)	0.06 (0.25)	0.08 (0.27)
Hogar católico	0.88 (0.33)	0.90 (0.31)	0.89 (0.31)	0.84 (0.37)
Hogar rural	0.23 (0.42)	0.25 (0.43)	0.22 (0.41)	0.23 (0.42)
Casa propia	0.71 (0.45)	0.70 (0.46)	0.69 (0.46)	0.75 (0.43)

**Cuadro 1**  
(continuación)

Variable	Muestras			
	1990-2010 (1)	1990 (2)	2000 (3)	2010 (4)
Ingresos totales mensuales por trabajador	9049.17 (34764.49)	9557.29 (36123.47)	8648.05 (44552.93)	9061.57 (13630.73)
Número de observaciones	1 537 996	442 696	572 357	522 943

Notas: La muestra incluye a los hogares de los censos de población y vivienda de México de 1990, 2000 y 2010 en los que alguno de los padres tiene entre 18 y 40 años de edad y en los que los hijos presentes no rebasan la edad de 12 años. En las columnas (2), (3) y (4) se presentan las estadísticas descriptivas para las submuestras de cada uno de los censos. Las desviaciones estándar se presentan entre paréntesis. Los ingresos totales mensuales por trabajo se reportan en pesos reales, base enero de 2011 = 100.

**Cuadro 2**  
*Diferencias de medias de características observables pretratamiento*

Variable	Medias por sexo de hijo mayor		Diferencia de medias
	Hijo mayor	Hija mayor	
Edad del jefe del hogar	30.398 (0.006)	30.392 (0.006)	0.006 (0.008)
Edad del jefe al nacer el primer hijo	24.099 (0.005)	24.099 (0.005)	0.001 (0.007)
Edad del hijo mayor	6.299 (0.004)	6.293 (0.004)	0.006 (0.006)
Hogar perteneciente a grupo indígena	0.077 (0.000)	0.079 (0.000)	0.001 (0.001)
Hogar católico	0.875 (0.000)	0.876 (0.000)	0.000 (0.001)
Hogar rural	0.234 (0.000)	0.233 (0.000)	0.000 (0.000)

**Cuadro 2**  
(continuación)

Variable	Medias por sexo de hijo mayor		Diferencia de medias
	Hijo mayor	Hija mayor	
Casa propia	0.711 (0.001)	0.710 (0.001)	0.001 (0.001)
Núm. de observaciones	<b>784 631</b>	<b>753 365</b>	

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

#### 4. Efecto del sexo de los hijos sobre la estructura familiar y la fecundidad

Para estimar el efecto del sexo de los hijos sobre las decisiones de estructura familiar y de fecundidad instrumentamos modelos de probabilidad lineal<sup>2</sup> de la siguiente forma:

$$D_h = \beta_0 + \beta_1 M_h + \beta_2 X_h + \varepsilon \quad (E1)$$

en los que las variables de resultados de estructura familiar y fecundidad toman el lugar de  $D_h$ . La variable independiente cuyo parámetro queremos recuperar,  $M_h$ , es una indicadora del sexo del primogénito. Incluimos también un vector de variables de control del hogar:  $X_h$ .<sup>3</sup>

<sup>2</sup> Los efectos marginales calculados por medio de modelos *probit* son muy similares a los obtenidos por medio del modelo de probabilidad lineal, sólo cambia el estimado del efecto sobre el hogar monoparental que se vuelve ligeramente significativo. Sin embargo, decidimos quedarnos con los estimados del modelo de probabilidad lineal dado que nos interesa poder comparar nuestros estimados con los de Dahl y Moretti (2008) e Ichino, Lindstrom y Viviano (2010). Estos autores instrumentan modelos de probabilidad lineal para calcular sus resultados. Dahl y Moretti (2008) presentan una descomposición del efecto del sexo de los hijos sobre la probabilidad de la ausencia del padre en el hogar de acuerdo con las diferentes causas posibles de su ausencia. Para realizar esta descomposición los autores se aprovechan de la linealidad y, por ello, optan por los estimados de MCO.

<sup>3</sup> Las variables de control son indicadoras del censo al que pertenece la observación, la edad del jefe del hogar, los años de educación del jefe del hogar;

Los hogares en los que el primogénito es varón y aquellos en los que el primogénito es mujer son estadísticamente similares en sus observables, por lo que la inclusión de controles no es necesaria. Sin embargo, de acuerdo con Angrist y Pischke (2009) añadirlos puede generar estimados más precisos del efecto causal de interés. Los controles que incluimos tienen poder explicativo sobre las variables dependientes. Por lo tanto su inclusión reduce la varianza residual y, en consecuencia, también los errores estándar de las regresiones. Para mayor transparencia igual incluimos los resultados sin controles, se observa que son muy similares.

#### 4.1. Efectos sobre la estructura familiar

##### 4.1.1. Efecto del sexo de los hijos sobre la ausencia del padre en el hogar

Nuestra primera estimación captura el efecto del sexo del primogénito sobre la probabilidad que el padre esté ausente del hogar. Instrumentamos un modelo de probabilidad lineal de la forma de (E1) en el que la variable de resultados  $D_h$  es una indicadora que vale uno si el padre se encuentra ausente del hogar.

En nuestro cálculo utilizamos la totalidad de nuestras observaciones. Como no restringimos la muestra a hogares con el mismo número de hijos, el parámetro de interés,  $\beta_1$ , captura tanto los efectos directos del sexo del hijo sobre la ausencia del padre como también los efectos indirectos que operan vía las decisiones de fecundidad.

En la columna (1) del cuadro 3 se presenta el resultado de nuestra primera especificación. Se observa que es 0.18 puntos porcentuales más probable que el padre se encuentre ausente en hogares con una hija primogénita mujer. En el mismo cuadro reportamos también que el efecto porcentual es igual a 2.3 por ciento. Éste indica que tanto incrementa la probabilidad predicha promedio de que el padre esté ausente cuando se pasa de un hogar con un primogénito varón a uno con primogénito mujer. Lo que quiere decir que en 2010 aproximadamente 54 400 hijas primogénitas de 12 años de edad o menos y sus

---

indicadoras de la década de nacimiento del jefe del hogar, de religión católica, de pertenencia a un grupo indígena, del tipo de población, de la región de residencia y de la propiedad de la casa en manos de alguno de los miembros del hogar. Estimamos también modelos con interacciones entre las variables explicativas y los resultados son muy similares a los presentados en este artículo.

hermanos tendrían un padre viviendo bajo el mismo techo si hubieran sido varones.

#### 4.1.2. Efecto del sexo de los hijos sobre el matrimonio de la madre

La ausencia del padre puede responder a varias causas. Una posibilidad es que el padre nunca se haya casado con la madre y, por lo tanto, viva en otra parte. La decisión de contraer matrimonio de una pareja que espera un hijo<sup>4</sup> o de una pareja que ya lo tuvo, pero que aún no se ha casado, puede verse parcialmente determinada por el sexo del hijo.

**Cuadro 3**

*Efecto del sexo del primer hijo sobre variables de estructura familiar*

<i>Sexo primer hijo</i>	<i>Padre ausente en el hogar (1)</i>	<i>Madre nunca casada (2)</i>	<i>Hogar mono- parental (divorcio) (3)</i>	<i>Custodia materna (4)</i>
Mujer	0.0018*** (0.0006)	0.0001 (0.0010)	0.0001 (0.0005)	0.0167*** (0.0029)
Constante	0.0794*** (0.0025)	0.2337*** (0.0136)	0.0653*** (0.0019)	0.8303*** (0.0049)
Controles	No	No	No	No
Efecto porcent.	2.3	0.0	0.1	2.0
$R^2$	0.000	0.000	0.000	0.001
Mujer	0.0018*** (0.0006)	-0.0002 (0.0010)	0.0001 (0.0005)	0.0155*** (0.0030)
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí

<sup>4</sup> En este caso la pareja tendría que conocer el sexo del bebé en el vientre de la madre por medio de un ultrasonido.

**Cuadro 3**  
(continuación)

<i>Sexo primer hijo</i>	<i>Padre ausente en el hogar (1)</i>	<i>Madre nunca casada (2)</i>	<i>Hogar mono- parental (divorcio) (3)</i>	<i>Custodia materna (4)</i>
Probab. varones	0.0787	0.2470	0.0657	0.8243
Efecto porcent.	2.3	-0.1	0.2	1.9
$R^2$	0.006	0.096	0.003	0.017
<b>Observaciones</b>	1 537 996	1 517 710	1 492 493	96 813

Notas: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Los errores estándar robustos y agrupados a nivel censo-entidad federativa están entre paréntesis. Para calcular los estimados se utilizan datos de los censos de población y vivienda de México de 1990, 2000 y 2010. La muestra incluye los hogares en los que alguno de los padres tiene entre 18 y 40 años de edad y en los que los hijos no rebasan la edad de 12 años. No se incluyen en la muestra los hogares en donde su jefe es viudo. En la columna (1) la variable dependiente es una indicadora igual a 1 si el padre se encuentra ausente del hogar. En la columna (2) la variable dependiente es una indicadora igual a 1 si la madre del hogar nunca ha estado casada y la muestra se reduce para incluir sólo hogares en los que la madre se encuentra presente. En la columna (3) la muestra se restringe aún más para incluir sólo hogares en los que los padres hayan estado alguna vez casados y la variable dependiente es una indicadora igual a 1 si el hogar es monoparental. En la columna (4) se utiliza una muestra todavía más reducida que incluye únicamente a los hogares monoparentales y la variable dependiente es una indicadora igual a 1 si el jefe del hogar es la madre. Las variables de control son indicadoras del censo al que pertenece la observación, la edad del jefe del hogar, los años de educación del jefe del hogar, indicadoras de la década de nacimiento del jefe del hogar, de religión católica, de pertenencia a un grupo indígena, del tipo de población, de la región de residencia y de la propiedad de la casa en manos de alguno de los miembros del hogar. La probabilidad de los varones se calcula como la probabilidad predicha promedio de la variable de interés para las familias en las que el hijo primogénito es varón. Se calcula utilizando los coeficientes estimados sobre las variables de control. El efecto porcentual indica qué tanto incrementa la probabilidad cuando el hijo primogénito del hogar es mujer.

Para calcular el efecto del sexo del primogénito sobre la probabilidad de que la madre nunca se haya casado estimamos un modelo

de probabilidad lineal de la forma de (E1). En esta segunda especificación la variable dependiente  $D_h$  es una indicadora igual a uno, si la madre del hogar no se ha casado al momento del levantamiento del censo.

Al calcular este segundo estimado se excluyen aquellos hogares en los que no hay una madre presente, reduciéndose la muestra, respecto a la original, a 1 517 710 observaciones. Para establecer si una madre se ha casado se aprovecha la variable de situación conyugal disponible en los tres censos utilizados para construir la muestra.

En la columna (2) del cuadro 3 se puede observar que la probabilidad de que la madre de un hogar nunca se haya casado disminuye en 0.02 puntos porcentuales en los hogares en los que el hijo primogénito es mujer. Sin embargo, el coeficiente estimado no es estadísticamente diferente de cero. Por tanto, concluimos que el sexo del hijo primogénito no afecta el estatus de matrimonio de la madre.

#### 4.1.3. Efecto del sexo de los hijos sobre la disolución de la pareja

Otro motivo por el cual puede ausentarse el padre del hogar es la disolución de la pareja. Para estimar el efecto del sexo de los hijos sobre la probabilidad de que vivan en un hogar monoparental<sup>5</sup> instrumentamos un modelo de probabilidad lineal como el de (E1). Ahora la variable dependiente,  $D_h$ , es una indicadora que vale uno para aquellos hogares en los que sólo hay un padre o sólo una madre y cero para aquellos en los que hay ambos.

---

<sup>5</sup> Podemos calcular el efecto sobre la probabilidad de vivir en un hogar monoparental con una submuestra de hogares de padres alguna vez casados, con la madre necesariamente presente. Nuestra variable de hogar monoparental ahora vale uno cuando la madre se encuentra viviendo sin el padre y vale cero cuando ambos, padre y madre, residen en el hogar. Esta submuestra difiere de la nuestra en que se omiten los hogares en los que sólo hay un padre y la madre se encuentra ausente. Con esta submuestra obtenemos el coeficiente 0.0011 (S. E. = 0.0005) y el efecto porcentual 1.9%. Estos resultados son muy similares a los presentados en la versión en desarrollo de 2004 del artículo de Dahl y Moretti (2008). Probablemente la razón por la que los coeficientes estimados con ambas submuestras difieran tanto se deba a que la proporción de hijos primogénitos varones viviendo en hogares monoparentales, en los que el jefe del hogar es varón, es mayor que la proporción de hijas primogénitas mujeres en la misma situación. Entonces, al incluir todos los hogares monoparentales en la muestra utilizada para los cálculos, se diluye la diferencia entre la proporción de hogares monoparentales con un hijo primogénito varón y la proporción con una hija primogénita mujer.

La muestra que utilizamos para obtener nuestro estimado incluye hogares con padres de entre 18 a 40 años de edad que hayan estado alguna vez casados y que tengan uno o más hijos menores de 12 años. Se define como nunca casados a los padres que al momento del levantamiento del censo se encuentran solteros o viven en unión libre. La exclusión de los padres nunca casados reduce la muestra utilizada en relación con la original a 1 492 493 observaciones.

En la columna (3) del cuadro 3 se presenta el resultado. El coeficiente indica que la probabilidad de vivir en un hogar monoparental aumenta en 0.01 puntos porcentuales para los hijos de hogares en los que el primogénito es mujer. No obstante, el estimado no es estadísticamente distinto de cero.

Al interpretar nuestro resultado hay que considerar que las parejas potenciales de los padres separados tienen también preferencias por el sexo de los hijos. Por lo tanto, la probabilidad de los padres de encontrar una nueva pareja depende parcialmente del sexo de los hijos. Esto implica que el estimado de la columna (3) incluye tanto el efecto del sexo del hijo sobre la disolución de la pareja como el efecto sobre la conformación de una nueva.<sup>6</sup>

#### 4.1.4. Efecto del sexo de los hijos sobre la custodia

Finalmente estimamos el efecto del sexo de los hijos sobre la decisión acerca de quién se queda con la custodia de los hijos en los casos en los que una pareja se ha disuelto. Con dicha finalidad estimamos un modelo de probabilidad lineal basado en (E1), en el que la variable dependiente,  $D_h$ , es una indicadora que vale uno si el jefe del hogar monoparental en el que viven los hijos es la madre y cero si es el padre.<sup>7</sup>

La muestra que se utiliza para calcular este efecto se reduce aún más respecto a las utilizadas para calcular los efectos anteriores. Ahora sólo se toman en cuenta los hogares monoparentales y nos queda una muestra de 96 813 observaciones. La mayoría de los hijos viven en hogares monoparentales en los que el jefe del hogar es la madre. No obstante, los hijos de un hogar monoparental en el que el primogénito es varón tienen mayor probabilidad de vivir con el padre.

---

<sup>6</sup> Para separar ambos efectos necesitaríamos datos de la historia conyugal completa de los padres (Dahl y Moretti, 2008).

<sup>7</sup> Por la manera en que se define custodia materna esta variable es un aproximado del tiempo que los padres pasan con sus hijos (Dahl y Moretti, 2008).

En la columna (3) del cuadro 3 se observa que 82.4% de los hijos de hogares monoparentales con un primogénito varón están bajo la custodia de la madre. Lo que quiere decir que sólo 17.6% están bajo la custodia del padre. Sin embargo, la probabilidad de estar bajo la custodia del padre es menor para los hogares en los que el primogénito es mujer, sólo 15.7% de estos hogares están bajo la custodia del padre.

También hemos calculado estimados con submuestras con base en el año del censo, no se incluyen en el presente trabajo por razones de espacio. Sin embargo, de acuerdo con dichos resultados en cada censo más reciente ha aumentado la probabilidad de que la custodia quede en manos de la madre cuando el primer hijo es mujer.

#### 4.2. *Efectos sobre fecundidad*

##### 4.2.1. Efecto del sexo de los hijos sobre el número de hijos en el hogar

De acuerdo con Ichino, Lindstrom y Viviano (2010) el sexo del primer hijo tiene dos efectos opuestos sobre la fecundidad. El nacimiento de un hijo del sexo menos preferido hace más probable que los padres continúen procreando. Por otra parte, la unión de la pareja se vuelve menos fuerte, esto tiene un efecto negativo sobre la fecundidad porque las madres separadas tienen menos hijos. Los estimados de Dahl y Moretti (2008) capturaron sólo el primer efecto porque utilizan una muestra que incluye únicamente mujeres casadas.

Con base en el señalamiento de Ichino, Lindstrom y Viviano (2010) a la hora de realizar nuestro análisis incluimos tanto a las mujeres casadas como a las separadas. Incluso se dió un paso adicional e incluimos también a las mujeres nunca casadas y con hijos. Además, como el análisis es a nivel hogar, no encontramos motivo para excluir a los hogares monoparentales con hijos en los que la madre está ausente.<sup>8</sup> Por lo tanto, nuestros estimados capturan los efectos directos del sexo del hijo sobre la fecundidad, pero también los efectos indirectos que operan vía las decisiones de estructura familiar.

Para estimar el efecto del sexo de los hijos sobre el número de hijos en el hogar instrumentamos varios modelos de probabilidad lineal

---

<sup>8</sup> Se considera que esta manera de proceder es más congruente porque en nuestras estimaciones sobre el efecto del sexo de los hijos en la probabilidad de vivir en un hogar monoparental se incluyó, también, a los hogares en los que el padre es el jefe del hogar.

de la forma de ( $E1$ ). Las variables de fecundidad que se consideraron fueron: el número total de hijos en el hogar, si en el hogar hay dos o más hijos, tres o más hijos, cuatro o más hijos y cinco o más hijos.

Debido a que muchas parejas desean tener, por lo menos, dos hijos independientemente de su sexo, el efecto del sexo del primer hijo sobre la probabilidad de un segundo debería de ser pequeña. El sexo del primer hijo puede, no obstante, todavía afectar la probabilidad de que un hogar tenga tres o más hijos, incluso si una pareja planeaba de antemano tener dos hijos (Dahl y Moretti, 2008).<sup>9</sup>

En el cuadro 4 se presentan los estimados del efecto del sexo del primer hijo sobre las diferentes variables de fecundidad consideradas. En la columna (1) se puede observar que los hogares en los que el hijo primogénito es varón tienen en promedio 2.18 hijos. En cambio, los hogares en los que el primer hijo es mujer tienen 0.8% más hijos. Esto implica que en 2010 las hijas primogénitas causaron, aproximadamente, 1 890 000 nacimientos adicionales en los hogares con hijos de doce años o menos.

**Cuadro 4**

*Efecto del sexo del primer hijo sobre variables de fecundidad*

<i>Sexo primer hijo</i>	<i>Núm. total hijos en el hogar (1)</i>	<i>2 ó más hijos en el hogar (2)</i>	<i>3 ó más hijos en el hogar (3)</i>	<i>4 ó más hijos en el hogar (4)</i>	<i>5 ó más hijos en el hogar (5)</i>
<b>Mujer</b>	.0187*** (.0022)	.0029*** (.0009)	.0078*** (.0011)	.0059*** (.0008)	.0017*** (.0004)
Constante	2.106*** (.0271)	.6815*** (.0062)	.2933*** (.0104)	.0920*** (.0067)	.0285*** (.0030)
Controles	No	No	No	No	No

<sup>9</sup> Si se comparan dos hogares que desean de antemano tener dos hijos, uno de ellos en el que el primer hijo fue varón y el otro en el que el primer hijo fue mujer, la única diferencia después de nacido el segundo es que el primer hogar tiene una probabilidad de 50% de tener dos hijos varones y el segundo hogar una probabilidad de 50% de tener dos hijas mujeres. Si los padres prefieren a los varones, un hogar con dos hijas mujeres tiene mayor probabilidad de tener un tercer hijo que uno con dos varones. Este efecto puede vincularse al sexo del primer hijo, que es aleatorio.

**Cuadro 4**  
(continuación)

<i>Sexo</i> <i>primer</i> <i>hijo</i>	<i>Núm. total</i> <i>hijos en</i> <i>el hogar</i> (1)	<i>2 ó más</i> <i>hijos en</i> <i>el hogar</i> (2)	<i>3 ó más</i> <i>hijos en</i> <i>el hogar</i> (3)	<i>4 ó más</i> <i>hijos en</i> <i>el hogar</i> (4)	<i>5 ó más</i> <i>hijos en</i> <i>el hogar</i> (5)
Efecto porcentual	.9	.4	2.7	6.4	6.0
$R^2$	.000	.000	.000	.000	.000
<b>Mujer</b>	.0166*** (.0020)	.0025*** (.0008)	.0071*** (.0011)	.0054*** (.0007)	.0015*** (.0003)
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Probab. varones	2.182	.697	.321	.113	.038
Efecto porcentual	.8	.4	2.2	4.8	3.9
$R^2$	.179	.099	.124	.106	.058
<b>Observaciones</b>	1 537 996	1 537 996	1 537 996	1 537 996	1 537 996

Notas: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Los errores estándar robustos y agrupados a nivel censo-entidad federativa están entre paréntesis. Para calcular los estimados se utilizan datos de los censos de población y vivienda de México de 1990, 2000 y 2010. La muestra incluye los hogares en los que alguno de los padres tiene entre 18 y 40 años de edad y en los que los hijos no rebasan la edad de 12 años. No se incluyen en la muestra los hogares en donde su jefe es viudo. En la columna (1) la variable dependiente es una variable del número total de hijos en el hogar. En la columna (2) la variable dependiente es una indicadora que vale 1 si en el hogar hay dos o más hijos. De la columna (3) a la (5) las variables dependientes se definen de manera similar. Las variables de control son indicadoras del censo al que pertenece la observación, la edad del jefe del hogar, los años de educación del jefe del hogar, indicadoras de la década de nacimiento del jefe del hogar, de religión católica, de pertenencia a un grupo indígena, del tipo de población, de la región de residencia y de la propiedad de la casa en manos de alguno de los miembros del hogar. La probabilidad de los varones se calcula como la probabilidad predicha promedio de la variable de interés, para las familias en las que el hijo primogénito es varón. Se calcula con los coeficientes estimados sobre las variables de control. El efecto porcentual indica qué tanto incrementa la probabilidad cuando la hija primogénita del hogar es mujer.

En la columna (2) se presenta el estimado del efecto del sexo del primogénito sobre la probabilidad de que el hogar tenga dos o más

hijos. Se observa que los hogares con una primogénita mujer tiene 0.25 puntos porcentuales mayor probabilidad de tener dos o más hijos. El efecto porcentual indica que la probabilidad de tener dos o más hijos aumenta en 0.4% en los hogares en los que el primogénito es mujer. Este efecto no es muy grande porque la mayoría de los hogares desean tener dos hijos, independientemente de su sexo.

En la columna (3) del cuadro 4 se observa que la probabilidad de que en un hogar haya tres o más hijos se incrementa en 0.71 puntos porcentuales en los hogares con una hija primogénita mujer. Lo que quiere decir que es 2.2% más probable que los hogares con una hija primogénita mujer tengan tres o más hijos. En la columna (4) y en la (5) se observa que los efectos también son positivos y estadísticamente significativos para la probabilidad de cuatro o más hijos y cinco o más hijos en el hogar.

#### 4.2.2. Efecto del sexo de los hijos sobre el tiempo transcurrido sin que nazca un segundo hijo en el hogar

El tiempo transcurrido entre el nacimiento de un hijo y el siguiente también puede estar determinado por el sexo de los hijos ya nacidos. Es de esperarse que los hogares con un hijo del sexo predilecto tarden más en tener un hijo adicional (Brockman, 2001).

El estimador Kaplan-Meier captura la probabilidad de que la duración, sin un segundo hijo, sea igual o exceda a determinado periodo (Kaplan y Meier, 1958). Se trata de un estimador no paramétrico, y lo utilizamos con fines descriptivos (Cameron y Trivedi, 2005). El estimador Kaplan-Meier es el análogo muestral de la función de supervivencia:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j|t_j \leq t} \frac{r_j - d_j}{r_j} \quad (E2)$$

En nuestro análisis,  $d_j$  es el número de hogares que tienen hijos en el tiempo  $t_j$ . Por otro lado,  $r_j$  son los hogares que en  $t_{j-}$ , es decir, justo antes del tiempo (año)  $t_j$  tienen la posibilidad o están en riesgo de tener un segundo hijo. Entonces,  $r_j$  puede ser representado por medio de la ecuación:  $r_j = \sum_{l|l \geq j} (d_l + m_l)$ . Cabe señalar que en la igualdad anterior  $m_j$  es el número de hogares censurados por

la derecha en el intervalo de tiempo  $[t_j, t_{j+1})$ . Es decir, se trata de aquellos hogares de nuestra muestra que transcurridos  $t_j$  años todavía no han tenido un segundo hijo, pero que ya no podemos observar de  $t_j$  en adelante. En el cuadro 5 se presentan los estimados Kaplan-Meier de las funciones de supervivencia de los hogares sin un segundo hijo. Estimamos por separado las funciones de aquellos hogares donde el primogénito es varón y de aquellos en donde el primer hijo es mujer. La representación gráfica del cuadro 5 se muestra en la gráfica 1.

En la gráfica 1 puede observarse que la función de supervivencia de los hogares en donde el hijo mayor es varón se ubica siempre por encima y a la derecha de la función de supervivencia de los hogares donde el hijo mayor es mujer. Además, las diferencias entre ambas curvas son estadísticamente significativas<sup>10</sup> ( $P = 0.000$ ). De acuerdo con Brockman (2001) esto puede interpretarse como evidencia de una predilección por hijos varones. Veamos, por ejemplo, lo que sucede en los hogares durante el segundo año después de nacido el primer hijo. Justo antes de este año, 744 366 hogares con un hijo primogénito varón todavía no habían tenido un segundo hijo. De estos hogares que estaban en riesgo de tener un segundo hijo, 110 030 en efecto lo tuvieron en el año 1. Si utilizamos (*E2*) se puede calcular que la probabilidad de que un hogar con un primogénito varón dure un año o más tiempo sin un segundo hijo es igual a 0.8522. Análogamente podemos calcular la probabilidad de que en un hogar con una primogénita mujer transcurra un año o más sin un segundo hijo. Vemos en el cuadro 5 que esta probabilidad es igual a 0.8486 y es menor que la probabilidad para los hogares en los que el primogénito es varón.

También realizamos la comparación del tiempo que tardan los hogares en tener un tercer hijo dependiendo del sexo de los dos primeros. Los estimados Kaplan-Meier para dicho ejercicio<sup>11</sup> muestran que la probabilidad de no tener un tercer hijo, transcurrido un determinado número de años, es menor para los hogares en los que los dos primeros hijos son mujeres. Las diferencias observadas entre los tipos de hogares son estadísticamente significativas.<sup>12</sup>

---

<sup>10</sup> Para establecer si la diferencia entre las dos curvas es estadísticamente significativa se realizó una prueba logaritmo del rango.

<sup>11</sup> Los resultados no se incluyen aquí. Estos y el resto de los resultados que quedaron fuera del artículo por razones de espacio se presentaron para el dictamen del mismo.

<sup>12</sup> Se hizo la prueba del logaritmo del rango para establecer si las diferencias entre las funciones de supervivencia son estadísticamente significativas ( $P=0.000$ ).

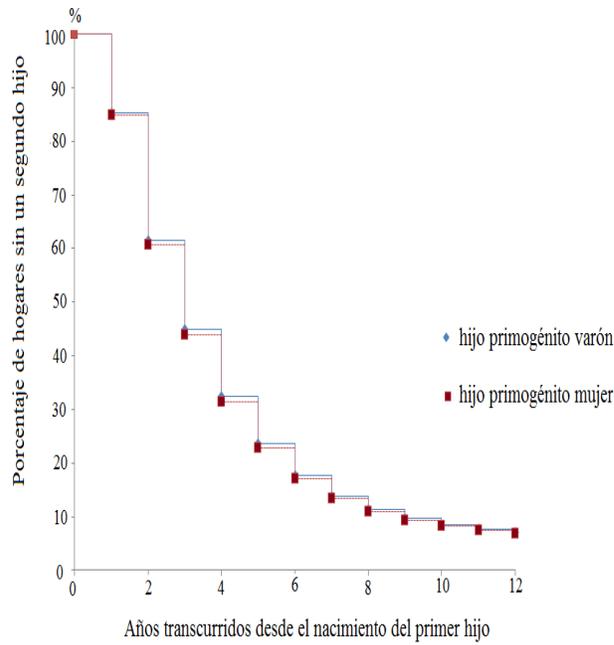
**Cuadro 5**  
*Duración sin segundo hijo*  
*estimados de supervivencia Kaplan-Meier*

<i>A) Hijo primogénito varón</i>					
<i>Año</i>	<i>Total comienzo</i>	<i>Fallados</i>	<i>Cens.</i>	<i>Superv.</i>	<i>Error estándar</i>
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1	744366	110030	42685	0.8522	0.0004
2	591651	164835	36863	0.6148	0.0006
3	389953	104575	29555	0.4499	0.0006
4	255823	71313	22253	0.3245	0.0006
5	162257	44480	16129	0.2355	0.0006
6	101648	25387	11757	0.1767	0.0005
7	64504	14000	9041	0.1384	0.0005
8	41463	7489	7425	0.1134	0.0005
9	26549	3924	6137	0.0966	0.0005
10	16488	1959	5361	0.0851	0.0005
11	9168	934	4217	0.0765	0.0005
12	4017	322	3695	0.0703	0.0006
<i>B) Hijo primogénito mujer</i>					
(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
1	714294	108141	40494	0.8486	0.0004
2	565659	161093	34796	0.6069	0.0006
3	369770	101852	28018	0.4398	0.0006
4	239901	68261	20783	0.3146	0.0006
5	150857	41643	14967	0.2278	0.0006
6	94247	23518	11112	0.1709	0.0005
7	59617	12713	8541	0.1345	0.0005
8	38363	6980	6815	0.1100	0.0005
9	24568	3614	5596	0.0938	0.0005
10	15358	1862	4855	0.0825	0.0005
11	8641	881	4065	0.0741	0.0005
12	3695	307	3388	0.0679	0.0006

Notas: Los errores estándar son las columnas (6) y (12). Para calcular los estimados se utilizan datos de los censos de población y vivienda de México de 1990, 2000 y 2010. La muestra incluye los hogares en donde alguno de los padres tiene entre 18 y 40 años edad y en donde los hijos no rebasan la edad de 12 años. No se incluyen

observaciones en donde el jefe del hogar es viudo. En las columnas (1) y (7) se muestra el número de años transcurridos desde el nacimiento del primer hijo. En las columnas (2) y (8) se presenta el número de hogares que están en riesgo al comienzo del año, es decir, aquellos que no han tenido un segundo hijo. Las columnas (3) y (9) muestran el número de hogares que tuvieron un segundo hijo durante el año. En las columnas (4) y (10) se presenta el número de hogares que dejaron de ser observados en el año y que todavía no habían tenido un segundo hijo. Las columnas (5) y (11) contienen los estimados no paramétricos de la función de supervivencia para los hogares con un hijo primogénito varón y para los hogares con una hija primogénita mujer.

**Gráfica 1**  
*Función de supervivencia por sexo de hijo primogénito*



Los resultados del análisis de duración hasta aquí presentados son interesantes en términos descriptivos. Sin embargo, el estimador Kaplan-Meier no permite incluir variables de control. Para poder

incluirlas instrumentamos adicionalmente el modelo de Cox de riesgos proporcionales.

La función de riesgo de acuerdo con el modelo de regresión de Cox se define como sigue:

$$\lambda_h (M_h, X_h, \beta_1, \beta_2) = \lambda_0 (t) \exp (\beta_1 M_h + \beta_2 X_h) \quad (E3)$$

donde la función  $\lambda_0(t)$  es el riesgo basal de tener un segundo hijo,  $M_h$  es una indicadora del sexo del primer hijo del hogar y  $X_h$  es un vector de variables de control a nivel hogar. Como se observa en la ecuación (E3) la forma funcional del riesgo base no ha sido especificada y el modelo no tiene intercepto.

Para los regresores  $M_h$  y  $X_h$  se eligió una forma funcional exponencial. De esta manera podemos interpretar los cambios en los regresores como efectos multiplicativos sobre el riesgo original. Esto quiere decir que es necesario conocer  $\beta_1$  y  $\beta_2$ , pero no hace falta saber cuál es el riesgo basal  $M_h$  y  $X_h$  (Cameron y Trivedi, 2005).

**Cuadro 6**

*Duración sin segundo hijo - estimados del modelo de Cox*

<i>Sexo del primer hijo</i>	<i>Coficiente (1)</i>	<i>Puntuación de riesgo (2)</i>
Mujer	0.0200*** (0.0017)	1.0201*** (0.0017)
Controles	x	x
Observaciones	1 458 660	1 458 660

Notas: \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ . Los errores estándar robustos se presentan entre paréntesis. Para calcular los estimados se utilizan datos de los censos de población y vivienda de México de 1990, 2000 y 2010. La muestra incluye a los hogares en donde alguno de los padres tiene entre 18 y 40 años edad y en donde los hijos no rebasan la edad de 12 años. No se incluyen observaciones en donde el jefe del hogar es viudo. La muestra es más reducida que la original debido a que 79 336 hogares no se observan, por lo menos, un año completo. En la columna (1) se presenta el coeficiente estimado, en la (2) el estimado de la puntuación de riesgo que es el exponencial del coeficiente de la columna (1). El impacto de que el primogénito del hogar sea mujer, en el riesgo del hogar, está dado por 1 menos el estimado de la puntuación de riesgo.

La muestra utilizada para calcular los estimados del cuadro 6 es más reducida que la original debido a que 79 336 hogares no son observados al menos un año completo.<sup>13</sup> En la columna (1) del cuadro 6 se nota que el coeficiente de la indicadora de hija primogénita mujer en el hogar es positiva y estadísticamente significativo. Lo que implica que, en los hogares donde el primer hijo es mujer, el tiempo sin un segundo hijo termina más pronto.

En la columna (2) del mismo cuadro se presenta el estimado de la puntuación de riesgo.<sup>14</sup> El impacto de que el primer hijo sea mujer en el riesgo del hogar está dado por  $1 - \exp(\beta)$ . Esto se debe a que  $M_h$  es una variable indicadora que toma valores 0 y 1 (Cameron y Trivedi, 2005). Por lo tanto, en los hogares en los que la primogénita es mujer el riesgo (un hijo adicional) incrementa en 2% sobre el riesgo base.

## 5. Implicaciones e interpretación de los efectos de los hijos sobre la estructura familiar y la fecundidad

Nuestros resultados sugieren que el sexo de los hijos afecta las decisiones sobre la estructura familiar de los padres mexicanos. Se encuentra que los hogares con un primogénito varón tienen menor probabilidad de que el padre esté ausente. Los resultados también indican que es más probable que el padre tenga la custodia de los hijos cuando el primogénito del hogar es varón.

De acuerdo con la evidencia presentada las decisiones de fecundidad también se ven afectadas por el sexo de los hijos. Encontramos que la probabilidad de tener un mayor número de hijos aumenta en los hogares en los que la primogénita es mujer. Además, los resultados sugieren que es más probable que el tiempo transcurrido entre el nacimiento del primer hijo y el segundo se acorte, si el primogénito es de sexo femenino.

¿Qué subyace en los efectos encontrados? ¿se trata de una cuestión de preferencias sesgadas de los padres en favor de los varones? De acuerdo con Dahl y Moretti (2008) los efectos del sexo de los hijos sobre la estructura familiar y la fecundidad pueden entenderse en razón de:

---

<sup>13</sup> El primer hijo del hogar tenía 0 años al momento del levantamiento del censo.

<sup>14</sup> Se trata simplemente del exponencial del coeficiente de la columna (1).

- Ventajas comparativas de los padres para criar a los hijos de acuerdo con el sexo,
- Ventajas tecnológicas dependientes del sexo,
- Diferencias en los costos de crianza entre niños y niñas,
- Un comportamiento altruista de los padres que hace que dediquen más recursos a los que más los necesitan, o
- La existencia de preferencias sesgadas de los padres.

A continuación se expondrá cómo es posible descartar, con la combinación de nuestros resultados, algunas de las explicaciones anteriores.

#### 5.1. *Ventajas comparativas de los padres para criar a los hijos de acuerdo con el sexo*

La evidencia encontrada del efecto del sexo de los hijos sobre las decisiones de estructura familiar puede entenderse como consecuencia de la existencia de ventajas comparativas de los padres para criar a los hijos según su sexo. De esta manera es posible explicar la mayor probabilidad de ausencia del padre y la mayor probabilidad de que la custodia esté en manos de la madre en los hogares en donde la primogénita es mujer.

Sin embargo, a la luz de nuestros resultados sobre las decisiones de fecundidad, esta explicación queda descartada. Las decisiones sucesivas de fecundidad no tienen por qué verse influenciadas por el sexo de los hijos previamente nacidos. Hemos demostrado empíricamente que ese no es el caso para México.

#### 5.2. *Ventajas tecnológicas dependientes del sexo*

Otra posible explicación de nuestros resultados relativos a las decisiones de estructura familiar es la existencia de ventajas tecnológicas para criar a los hijos según su sexo. Quiere decir que los costos de crianza de los hijos son menores en presencia del padre de su mismo sexo. Esto explicaría la menor probabilidad de ausencia del padre en aquellos hogares en los que el hijo primogénito es varón, por ejemplo.

No obstante, la evidencia sobre las decisiones de fecundidad contradice esta explicación. La mayor probabilidad de que el padre se ausente en los hogares en los que hay solamente hijas incrementa el

costo esperado de un hijo adicional (Dahl y Moretti, 2008). Por lo tanto, bajo tal explicación, se espera que la probabilidad de tener otro hijo sea menor en hogares sólo con mujeres. Esto es opuesto a nuestros resultados.

### 5.3. *Diferencias en los costos de crianza entre niños y niñas*

Una explicación alternativa de la evidencia encontrada sobre las decisiones de estructura familiar es que el costo de crianza de las hijas sea mayor. De presentarse, esta situación genera incentivos para que el padre se ausente más frecuentemente de aquellos hogares en los que hay hijas y que luche menos por la custodia de las hijas en caso de separación.

Por otra parte, si las hijas son más caras que los hijos la probabilidad, con el control por número de hijos, de tener un hijo adicional en un hogar con sólo mujeres tiene que ser menor que en un hogar con sólo varones. Lo que se debe a restricciones presupuestarias. De nueva cuenta, nuestros resultados anulan la validez de dicha explicación.

### 5.4. *Comportamiento altruista de los padres*

Si se asume que los padres consideren que los niños son más difíciles de criar que las niñas, otra posibilidad es explicar nuestros resultados a la luz de un comportamiento altruista de los padres. Bajo esta explicación, esperamos que el padre se encuentre viviendo bajo el mismo techo que sus hijos, con mayor probabilidad cuando el primogénito es varón.

Además, también es más probable que los padres tengan un hijo adicional cuando todavía no han tenido un hijo varón. Los padres buscarán tener un hijo del sexo más difícil de cuidar para satisfacer su altruismo.

Sin embargo, Rojas (2006) con base en la encuesta nacional de salud reproductiva, con población masculina de 2003, observa que hay dos razones destacadas por los hombres entrevistados para preferir los hijos varones: “porque (los hombres) sufren menos que las mujeres” y “porque las mujeres requieren más cuidado”.

La anterior pieza de evidencia sugiere que los padres mexicanos consideran que las hijas son más difíciles de cuidar. Si es así, con base en la explicación del comportamiento altruista de los padres, esperamos encontrar que la probabilidad de tener un hijo adicional es

mayor en los hogares en donde únicamente hay hijos varones. Lo que no se corresponde con la evidencia encontrada por nosotros.

### 5.5. *Preferencias sesgadas de los padres*

La única explicación que no entra en conflicto con ninguno de nuestros resultados es la de la existencia de un sesgo por los varones en las preferencias. Esto permite explicar los resultados sobre las decisiones de estructura familiar. Si los padres prefieren a los varones tendrían menores incentivos de permanecer en el hogar y de luchar por la custodia, en caso de que la primogénita sea mujer.

Además, los resultados referentes a las decisiones de fecundidad de los hogares también pueden entenderse a la luz de la existencia de preferencias sesgadas de los padres. Si los padres prefieren a los varones y todavía no han concebido un hijo de sexo masculino es más probable que tengan un hijo adicional para intentar satisfacer sus preferencias. Por lo tanto, nuestros resultados, en conjunto, sugieren que los padres mexicanos presentan un sesgo en sus preferencias por los hijos de sexo masculino.

## 6. Efectos del sexo de los hijos sobre los ingresos y la educación

El sexo de los hijos tiene un efecto sobre la fecundidad y la estructura familiar de los hogares. Nos interesa estimar ahora si el sexo de los hijos repercute, vía las decisiones de fecundidad y la estructura familiar de los hogares, sobre los ingresos familiares o sobre los logros educativos de los hijos.

### 6.1. *Efecto del sexo de los hijos sobre los ingresos del hogar*

En la literatura se ha documentado que la ausencia del padre tiene un efecto negativo sobre el ingreso del hogar (Ananat y Michaels, 2008; Dahl y Moretti, 2008). Los resultados que obtuvimos muestran un efecto del sexo de los hijos sobre la estructura familiar; en concreto sobre la ausencia del padre en el hogar. Por lo tanto, nos interesa establecer la relación del sexo de los hijos con los ingresos de los hogares.

Lo que queremos estimar en específico es el efecto del padre ausente sobre los ingresos de los hogares, en donde el padre está ausente, en parte, debido a que el hijo primogénito es mujer. El método de variables instrumentales<sup>15</sup> nos permite estimar el efecto que buscamos.

En la columna (1) del cuadro 7 presentamos el estimado por MCO del efecto del sexo del hijo primogénito sobre los ingresos de los hogares. Podemos observar que el coeficiente de la variable de ingreso del trabajo mensual del hogar no es estadísticamente distinto de cero. Luego, en la columna (2), presentamos el efecto que más nos interesa: el del sexo de los hijos que opera vía la ausencia del padre. Observamos que este resultado tampoco es estadísticamente distinto de cero. En resumen, los resultados implican que la ausencia del padre debido al sexo del hijo primogénito no afecta los ingresos del hogar.

**Cuadro 7**  
*Efecto del sexo de los hijos sobre*  
*variables de interés económico*

	<i>Ingreso del trabajo mensual del hogar</i>		<i>Segundo hijo en grado correcto</i>		
	<i>MCO</i> (1)	<i>VI</i> (2)	<i>MCO</i> (3)	<i>VI</i> (4)	<i>VI</i> (5)
Hijo mayor mujer	13.16 (74.35)		0.0027 (0.0023)		
Padre ausente		9089.98 (51,677.95)		1.4480 (1.6075)	
Número de hijos					0.0972 (0.0831)
Controles	X	X	X	X	X
Observaciones	1 222 816	1 222 816	437 598	437 598	437 598

Notas: \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ . Los errores estándar robustos se presentan entre paréntesis. Para calcular los estimados se utilizan datos de los censos de población

<sup>15</sup> De acuerdo con Angrist y Pischke (2009) se puede pensar que las variables instrumentales inician una cadena causal donde el instrumento (sexo del primer hijo) afecta a la variable instrumentada (padre ausente), y luego esta última afecta, a su vez, la variable de resultados (ingresos del hogar).

y vivienda de México de 1990, 2000 y 2010. La muestra incluye los hogares en los que alguno de los padres tiene entre 18 y 40 años de edad y en los que los hijos no rebasan la edad de 12 años. La muestra es más reducida que la original debido a que no se cuenta para todos los hogares con datos de los ingresos del trabajo mensual del hogar y del nivel educativo del segundo hijo. En la columna (1) se presenta el estimado de MCO del efecto del sexo del hijo primogénito sobre la variable de ingresos del hogar; en la (2) el estimado de VI del efecto del padre ausente sobre la variable de ingresos del hogar; en la (3) el estimado de MCO del efecto del sexo del hijo primogénito sobre la probabilidad de que el segundo hijo vaya en el grado escolar que le corresponde; en la (4) el estimado de VI del efecto del padre ausente sobre la variable de que el segundo hijo vaya en el grado escolar que le corresponde y en la columna (5) se presenta el estimado de VI del efecto del número de hijos en el hogar sobre la probabilidad de que el segundo hijo vaya en el grado escolar que le corresponde.

## 6.2. *Efecto del sexo de los hijos sobre los logros educativos de los hijos*

En otros estudios se ha encontrado evidencia empírica de que el sexo de los hijos afecta la estructura familiar y que ésta ulteriormente tiene un efecto sobre el nivel educativo de los hijos del hogar (Dahl y Moretti, 2008). Por otra parte, el modelo teórico de Becker y Lewis (1973) sugiere que, conforme aumenta el tamaño de las familias, aminora la calidad de los hijos. A la luz de lo anterior, nos gustaría verificar si la ausencia del padre y la mayor cantidad de hijos ramifican en un efecto sobre los logros educativos de los hijos.

Como variable de calidad y logros educativos utilizamos una indicadora de que el segundo hijo del hogar vaya en el grado escolar que le corresponde de acuerdo con su edad. Utilizamos una variable de educación relacionada con el segundo hijo, en lugar de con el primer hijo, dado que los logros educativos pueden guardar relación directa con el sexo de los hijos (Dahl y Moretti, 2008).

De nueva cuenta utilizamos el método de variables instrumentales para obtener los estimados que nos interesan. Para ver cómo afecta el sexo del hijo primogénito la probabilidad de que el segundo hijo del hogar vaya en el grado escolar que le corresponde utilizamos la indicadora de hija primogénita mujer como instrumento de la indicadora del padre ausente en el hogar. Después instrumentamos, en una segunda especificación, el número de hijos en el hogar por medio de la indicadora del sexo del primogénito.

En la columna (3) del cuadro 7 presentamos el estimado por MCO del efecto del sexo del primer hijo sobre la probabilidad de que el segundo hijo vaya en el grado escolar que le corresponde. Podemos

observar que este efecto no es estadísticamente distinto de cero. En la columna (4) presentamos el efecto del sexo del hijo primogénito, que opera vía la ausencia del padre, sobre la probabilidad del segundo hijo de ir en el grado escolar que le corresponde. Finalmente, en la columna (5) presentamos el efecto del sexo del primer hijo, que actúa por medio del número de hijos en el hogar. Observamos que tampoco estos estimados son estadísticamente distintos de cero. Por tanto, también concluimos que el sexo del hijo primogénito no afecta la escolaridad del segundo hijo en los hogares en México.

## 7. Conclusiones

En este artículo se muestra que las decisiones de estructura familiar y de fecundidad de los padres mexicanos se ven afectadas por el sexo de sus hijos. Los resultados indican que la probabilidad de que el padre se encuentre ausente es 2.3% mayor en los hogares en los que el hijo primogénito es mujer, en comparación con los hogares en los que el hijo primogénito es varón. Lo que quiere decir que en 2010 aproximadamente 54 400 hijas primogénitas de 12 años de edad o menos, y los hermanos de éstas, tendrían un padre viviendo bajo el mismo techo de haber nacido varones.

Se examinó el efecto del sexo de los hijos sobre tres decisiones concernientes a la estructura familiar de los hogares que pueden causar la ausencia del padre: matrimonio de la madre, disolución de la pareja y custodia de los hijos. Los resultados muestran que la probabilidad de que una madre nunca se case y la probabilidad de que el hogar sea monoparental no se ven afectadas por el sexo de los hijos. Sin embargo, el sexo de los hijos sí es un determinante de las decisiones sobre la asignación de la custodia que toman los padres en caso de disolverse la pareja. De acuerdo con nuestros estimados es 1.9% más probable que el jefe de un hogar monoparental sea la madre cuando el hijo primogénito es de sexo femenino. Esto implica que una vez disuelta una pareja los hijos varones tienen mayor probabilidad de quedar en custodia del padre.

Dos variables que reflejan las decisiones de fecundidad de los hogares son el número de hijos en el hogar y el tiempo transcurrido entre el nacimiento de un hijo y el siguiente. Dichas variables también son afectadas por el sexo de los hijos previamente nacidos. Con base en los resultados, en los hogares en los que el primogénito es mujer el número total de hijos se incrementa en 0.8 respecto a los hogares en los que el primogénito es varón. Lo que significa que en 2010

aproximadamente 1 890 000 nacimientos adicionales son atribuibles a la presencia de una hija primogénita mujer en el hogar. Para calcular nuestros estimados del efecto del sexo de los hijos sobre el número total de hijos en el hogar se utilizó una muestra que comprende tanto a los hogares monoparentales como a los biparentales. Esto nos permite establecer que entre los padres mexicanos el sexo de los hijos tiene un efecto que actúa principalmente de manera directa sobre la cantidad de hijos en el hogar. El efecto indirecto que opera vía la estructura del hogar es de menor magnitud.

El tiempo que tardan los padres en tener un hijo adicional también varía, depende del sexo de los hijos previamente nacidos. Nuestros estimados indican que la probabilidad de que nazca un segundo hijo, después de transcurrido un determinado número de años, es 2% mayor en los hogares con una hija primogénita mujer. Los cálculos nos arrojan que en 2010 aproximadamente 147 900 hijas primogénitas de 12 años de edad o menos hubieran permanecido como hijas únicas, por lo menos un año adicional, si hubieran sido varones.

Los efectos del sexo de los hijos sobre las variables de estructura familiar que se encontraron son susceptibles de ser explicados de diversas maneras. No obstante, si combinamos estos resultados con los que se refieren a las decisiones de fecundidad de los hogares, se logra descartar varias de las posibles explicaciones. Los diferentes efectos que se encontraron del sexo de los hijos sobre las decisiones de fecundidad y de estructura familiar de los hogares son, en conjunto, consistentes con la explicación de las preferencias sesgadas de los padres. En concreto, los resultados sugieren que los padres mexicanos prefieren a los hijos varones. Cabe señalar que nuestros hallazgos sugieren, además, que los padres mexicanos prefieren tener por lo menos un hijo de cada sexo, por lo que los resultados también son compatibles con la teoría de las preferencias, por una composición mixta del sexo de los hijos.

No se encontró que el sexo de los hijos tenga un efecto sobre los ingresos del hogar o los logros educativos de los hijos. Sin embargo, consideramos que la ausencia del padre y la presencia de un mayor número de hijos en el hogar implican una desventaja. Queda como asignatura pendiente establecer qué consecuencias económicas y psicológicas ulteriores tienen las preferencias sesgadas de los padres mexicanos por el sexo de sus hijos. Lo que sugiere fuertemente este estudio es que son los hijos de sexo femenino de los hogares los que mayor probabilidad tienen de sufrir consecuencias negativas que entraña el ser del sexo menos preferido por los padres.

## Referencias

- Ananat, E. y G. Michaels. 2008. The Effect of Marital Breakup on the Income Distribution of Women with Children, *The Journal of Human Resources*, 43(3): 611-629.
- Andersson, G. *et al.* 2006. Gendering Family Composition: Sex Preferences for Children and Childbearing Behavior in the Nordic Countries, *Demography*, 43(2): 255-267.
- Angrist, J.D. y J.S. Pischke. 2009. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, 1a. ed., Princeton University Press.
- Becker, G. S. y H.G. Lewis. 1973. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children, *Journal of Political Economy*, 81(2): S279-S288.
- Bedard, K. y O. Deschênes. 2005. Sex Preferences, Marital Dissolution, and the Economic Status of Women, *The Journal of Human Resources*, 40(2): 411-434.
- Brockman, H. 2001. Girls Preferred? Changing Patterns of Sex Preferences in the Two German States, *European Sociological Review*, 17(2): 189-202.
- Cameron, A.C. y P.K. Trivedi. 2005. *Microeconometrics: Methods and Applications*, 1a. ed., Cambridge University Press.
- Dahl, G. B. y E. Moretti. 2008. The Demand for Sons, *The Review of Economic Studies*, 75(4): 1085-1120.
- Gray, E. y A. Evans. 2005. Parity Progression in Australia: What Role Does Sex of Existing Children Play?, *Australian Journal of Social Issues*, 40(4): 505-520.
- Hank, K. y H.P. Kohler. 2000. Gender Preferences for Children in Europe: Empirical Results from 17 FFS Countries, *Demographic Research*, 2(1), <[www.demographic-research.org/Volumes/Vol2/1/](http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol2/1/)>.
- Ichino, A., Lindström, E.-A. y Viviano, E. 2010. Hidden Consequences of a First-Born Boy For Mothers: New Evidence and Critical Assessment of the Literature, IZA Discussion Paper, núm. 5649.
- INEGI. *Censo de población y vivienda*, México, varios años.
- Jacobsen, R., H. Møller y G. Engholm. 1999. Fertility Rates in Denmark in Relation to the Sexes of Preceding Children in the Family, *Human Reproduction*, 14(4): 1127-1130.
- Kaplan, E.L. y P. Meier. 1958. Nonparametric Estimation from Incomplete Observations, *Journal of the American Statistical Association*, 53: 457-481.
- Landsburg, S.E. 2008. *Cuanto más sexo más seguro*, 1a ed., Taurus.
- Lundberg, S. 2005. Sons, Daughters, and Parental Behavior, *Oxford Review of Economic Policy*, 21(3): 340-356.
- Marleau, J.D. y J.F. Saucier. 2002. Preference for a first-born boy in Western societies, *Journal of Biosocial Science*, 34: 13-27.
- Rojas, O. 2006. La importancia de tener un hijo varón y algunos cambios en la relación padre-hijo en México, *Papeles de Población*, 48: 181-204.