



**EL COLEGIO DE MÉXICO**  
**CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS**

**MAESTRÍA EN ECONOMÍA**

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE  
MAESTRO EN ECONOMÍA

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

**ANDRÉS MÉNDEZ RUIZ**

PROMOCIÓN 2010-2012

ASESOR:

RAYMUNDO MIGUEL CAMPOS VAZQUEZ

JUNIO DE 2012



***Agradecimientos:***

A mi asesor de tesis el Dr. Raymundo Miguel Campos, por su acompañamiento inteligente, estimulador y creativo a lo largo de mi trabajo.

Al Dr. Isidro Soloaga, por su apoyo y amistad que me abrieron la puerta para ampliar mis conocimientos de economía tanto en el aula como en la experiencia de trabajo más allá de la misma: en la vida.

A mis padres, Emma y Miguel, por su irrestricto apoyo y cariño.

A mi hermana Irene, por las experiencias compartidas en buenos y malos momentos y por sus buenos consejos.

A mis amigos Emilio, Luis y Raúl, acompañantes imprescindibles en el camino hacia este logro profesional.

A María José, que vino a traerme una belleza inesperada al final de este camino.



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

Andrés Méndez Ruiz

Junio, 2011

**Resumen**

¿Prefieren los padres mexicanos tener niñas o niños? En el presente artículo mostramos que, entre los padres mexicanos, el sexo de los hijos tiene efectos sobre las decisiones de estructura familiar y de fecundidad. En lo referente a las decisiones de estructura familiar, nuestros resultados indican que la probabilidad, de que el padre se encuentre ausente, es significativamente mayor en los hogares en los que el hijo primogénito es mujer. Esto implica que, en 2010, aproximadamente 54,400 hijas primogénitas de 12 años de edad o menos, y los hermanos de éstas, tendrían un padre presente en el hogar de haber nacido siendo varones. Además, encontramos que es 1.9% más probable que la madre sea la jefa del hogar en los hogares monoparentales en los que el primogénito es mujer. Esto quiere decir que, disuelta una pareja, los hijos varones tienen mayor probabilidad de quedar en custodia del padre. En lo que respecta a las decisiones de fecundidad, encontramos evidencia de que las familias, en las que el primogénito es mujer, tienen un mayor número de hijos. En 2010, aproximadamente 1,890,000 nacimientos adicionales son atribuibles a la presencia de una primogénita mujer en el hogar. También el tiempo transcurrido que tardan los padres en tener un segundo hijo se ve afectado por el sexo del primogénito. En 2010, aproximadamente 147, 900 hijas primogénitas mujeres hubieran permanecido siendo hijas únicas por lo menos una año adicional, si hubieran sido varones. ¿Qué subyace a los efectos del sexo de los hijos sobre las decisiones de estructura familiar y de fecundidad de los padres? Nuestros resultados tomados en conjunto nos sugieren que los efectos encontrados son resultado de la presencia de un sesgo por hijos varones, en las preferencias de los padres mexicanos.

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>7</b>
<b>2. Antecedentes</b>	<b>13</b>
2.1. Estructura familiar . . . . .	13
2.2. Fecundidad . . . . .	14
2.3. Ingresos y educación . . . . .	16
<b>3. Datos</b>	<b>18</b>
<b>4. Aleatoriedad del Sexo del Primer Hijo</b>	<b>23</b>
<b>5. Efectos del Sexo de los Hijos sobre la Estructura Familiar y la Fecundidad</b>	<b>24</b>
5.1. Efectos sobre Estructura Familiar . . . . .	24
5.1.1. Efecto del sexo de los hijos sobre la ausencia del padre en el hogar . . . . .	24
5.1.2. Efecto del sexo de los hijos sobre el matrimonio de la madre . . . . .	28
5.1.3. Efecto del sexo de los hijos sobre la disolución de la pareja . . . . .	29
5.1.4. Efecto del sexo de los hijos sobre la custodia . . . . .	31
5.1.5. Implicaciones e interpretación de los efectos del sexo de los hijos sobre la estructura familiar . . . . .	33
5.2. Efectos sobre Fecundidad . . . . .	34
5.2.1. Efecto del sexo de los hijos sobre el número de hijos en el hogar . . . . .	34
5.2.2. Efecto del sexo de los hijos sobre el tiempo transcurrido sin que nazca un segundo en el hogar . . . . .	38
5.2.3. Implicaciones e interpretación de los efectos del sexo de los hijos sobre la fecundidad . . . . .	43
<b>6. Efectos del Sexo de los Hijos sobre los Ingresos y la Educación</b>	<b>47</b>
6.1. Efecto del sexo de los hijos sobre los ingresos del hogar . . . . .	47
6.2. Efecto del sexo de los hijos sobre los logros educativos de los hijos . . . . .	49
<b>7. Conclusiones</b>	<b>50</b>

## 1. Introducción

En varios países se han realizado estudios para determinar si existe algún sesgo, en función del sexo, en las preferencias de los padres por sus hijos (Brockman 2001; Andersson et al 2006; Dahl & Moretti 2008; Song & Bugard 2008). Los resultados encontrados han corroborado que en la mayoría de los países existe una preferencia por una composición mixta de los hijos (Hank & Kohler 2000; Gray & Evans 2005). Esto, sin embargo, no excluye la posibilidad de que coexista una preferencia por uno de los sexos sobre el otro. Por lo general, en los países en desarrollo el sesgo es a favor de los hijos varones (Cai & Lavelly 2003; Bhaskar 2011). En cambio, el conjunto de los países desarrollados no presenta un patrón tan claro (Hank & Kohler 2000; Andersson et al. 2006), aunque predomina igualmente la preferencia por hijos de sexo masculino. Independientemente de su dirección, la presencia de sesgos tiene efectos directos sobre las decisiones de estructura familiar, las decisiones de fecundidad y la asignación intrafamiliar de recursos de los hogares. Los efectos sobre la estructura familiar y sobre la fecundidad tienen, a su vez, efectos sobre el ingreso de las familias y sobre la proporción de hombres y mujeres de la población (Bedard & Deschênes 2005; Dahl & Moretti 2008; Bhaskar 2011).

En México se ha documentado la existencia de preferencias por los hijos varones, sobre todo entre los padres de sexo masculino. Rojas (2006) encuentra, en un estudio sociodemográfico realizado en la Ciudad de México, un deseo generalizado por parte de los hombres entrevistados por tener al menos un hijo varón. En una investigación antropológica, Ruz (1998) señala que en los pueblos indios de México la preferencia de los hombres por los hijos varones parece ser generalizada. Sin embargo, existe muy poca evidencia empírica de corte cuantitativo sobre las preferencias de los padres mexicanos y hace falta un estudio más amplio sobre los efectos de las mismas. Nuestro interés es contribuir a llenar este vacío en la literatura.

En el presente artículo mostramos evidencia sobre las preferencias de los padres mexicanos. De acuerdo a Gray & Evans (2005) las preferencias por el sexo de los hijos pueden ser medidas de dos maneras: con datos sobre las intenciones o con datos sobre el comportamiento. Nosotros nos enfocamos en el análisis de datos del segundo tipo. De acuerdo a los hallazgos de Marleau & Saucier (2002) los datos sobre las intenciones de los padres son dependientes de la situación, es decir, las acciones posteriores realizadas por los encuestados no se corresponden necesariamente con lo que responden que harán. Por lo tanto, la ventaja de proceder

utilizando datos sobre el comportamiento es que los resultados obtenidos arrojan luz sobre las preferencias reales de los padres (Gray & Evans 2005).

Para establecer las preferencias de los padres mexicanos hacemos un análisis del efecto del sexo sobre algunas variables de estructura familiar y de fecundidad. La multiplicidad de efectos encontrados nos permite ir descartando otras posibles explicaciones de cada uno de los efectos en lo individual (Dahl & Moretti 2008). En lo que respecta a la metodología utilizada para estimar cada uno de los efectos del sexo se sigue principalmente lo realizado por Dahl & Moretti (2008), atendiendo las críticas que han recibido estos autores en estudios posteriores (Ichino et al. 2010). Además, se estiman efectos adicionales y, para ello, se sigue lo realizado en otros artículos de la literatura sobre las preferencias de los padres por el sexo de los hijos (Brockman 2001).

Nuestro primer paso es establecer si el sexo de los hijos tiene un efecto sobre la estructura familiar. Utilizando el enfoque de Dahl & Moretti (2008) medimos el impacto del sexo del hijo primogénito sobre la probabilidad de que no haya un padre en el hogar. Nosotros encontramos que la probabilidad de que haya un padre ausente, en una familia en la que el primer hijo es mujer, aumenta 2.3 % respecto a una familia en la que el primogénito es varón. Esto se traduce en que, en 2010, aproximadamente 54,400 hijas mayores de 12 años de edad o menos, y los hermanos de éstas, tendrían un padre viviendo bajo el mismo techo, si hubieran sido varones.

Las decisiones sobre estructura familiar que pueden provocar la ausencia de un padre en el hogar son: decisiones respecto al matrimonio, decisiones concernientes a la disolución de la pareja y decisiones sobre la custodia de los hijos. En nuestro estudio encontramos que el sexo del primer hijo no tiene un efecto estadísticamente significativo sobre las decisiones que conciernen al matrimonio y la disolución de la pareja. Sin embargo, el sexo del hijo primogénito sí es un determinante, después de separada una pareja, en la decisión de cuál de los padres se queda con la custodia de los hijos. Nuestros resultados indican que es 1.9 % más probable que la jefa del hogar sea mujer en los hogares monoparentales en los que el hijo mayor es mujer.

En segundo término nos interesa verificar si existe un efecto del sexo de los hijos sobre la fecundidad de las familias. Con dicha finalidad, medimos el efecto que el sexo del primer hijo



tiene sobre el nacimiento de un hijo adicional en el seno del hogar. Nosotros encontramos que en las familias, que tienen una hija primogénita mayor, el número de hijos aumenta en 0.8. Esta diferencia implica que, en 2010, 1,890,000 nacimientos adicionales fueron causados por hijas primogénitas mujeres en los hogares. Siguiendo a Dahl & Moretti (2008), este resultado nos permite argumentar que hay evidencia de un sesgo en las preferencias de los padres mexicanos. Dado que es muy probable que los padres planeen de antemano tener más de un hijo, estimamos también modelos adicionales que, por ejemplo, capturan el efecto de tener dos hijas, versus dos hijos, sobre la probabilidad del nacimiento de un hijo adicional. Si bien la interpretación de estos resultados se vuelve más complicada, dada la endogeneidad de las decisiones de fecundidad, no dejan de ser interesantes.

En la literatura hay modelos teóricos y evidencia empírica que muestran que la fecundidad y la estructura familiar afectan variables de interés económico, como por ejemplo la calidad de los hijos y los ingresos familiares. El modelo de Becker y Lewis (1973) predice que existe una disyuntiva entre la cantidad y la calidad<sup>1</sup> de los hijos, como es percibida por otros que no son los padres. Por su parte Ananat & Michaels (2007) encuentran evidencia de que la disolución del primer matrimonio de una mujer incrementa su probabilidad de vivir en la pobreza. Dado que nuestros resultados muestran un efecto del sexo sobre la estructura familiar y las decisiones de fecundidad, nos interesa estimar si el efecto sobre estas variables termina por afectar el ingreso de los hogares y la calidad de los hijos. Como variable de calidad de los hijos utilizamos su educación. Nosotros no encontramos un efecto estadísticamente distinto de cero del sexo del hijo primogénito sobre los ingresos familiares o la educación de los hijos.

Consideramos que otra pieza de evidencia interesante la proporcionan los resultados de los análisis de duración que conducimos. Es de esperarse que si los padres tienen un hijo del sexo preferido (o hijos del sexo preferido), tardarán más tiempo antes de tener un segundo hijo (o un tercero) (Brockmann 2001). Nosotros encontramos, en nuestros datos, un comportamiento similar de los hogares de nuestra muestra. Nuestros estimados Kaplan-Meier indican que después del nacimiento del primer hijo, conforme pasan los años, siempre es mayor el porcentaje de familias con un hijo primogénito varón que todavía no han tenido un segundo hijo. En 2010, considerando a los hogares en los que el hijo primogénito tiene a lo mucho 12

---

<sup>1</sup>

En este artículo medimos la calidad de los hijos por medio de una variable de capital humano: educación.

años de edad, 147,940 hijas primogénitas mujeres hubieran sido hijas únicas por lo menos un año adicional, de haber nacido siendo varones. El efecto se vuelve más evidente cuando se comparan las funciones de riesgo de transitar de dos a tres hijos, entre los hogares que tienen dos hijos varones y los que tienen dos mujeres. Los estimados semiparamétricos que calculamos, para poder incluir controles, muestran que la probabilidad de que nazca un segundo hijo, en cada año transcurrido, es 2% mayor para los hogares con una hija primogénita mujer.

Nuestros resultados principales los estimamos también con submuestras obtenidas de acuerdo a una serie de características observables de los hogares. Nos interesa sobre todo analizar cómo han evolucionado los efectos a lo largo del tiempo. Nosotros sólo encontramos un efecto significativo del sexo del hijo primogénito, sobre la ausencia del padre en el hogar, para el censo del año 2000; en los censos de 1990 y 2010 encontramos un efecto estadísticamente indistinto de cero. En lo que respecta al efecto sobre la custodia, nuestros hallazgos indican que en cada censo ha aumentado la probabilidad de que los hijos de un hogar queden en custodia de la madre cuando el hijo primogénito es mujer. Por otra parte, en lo concerniente a la fecundidad, encontramos que de censo en censo ha disminuido la diferencia del número total de hijos entre las familias que tienen una hija primogénita mujer y las que tienen un hijo primogénito varón.

Los datos que utilizamos para realizar todas nuestras estimaciones provienen de los Censos de Población y Vivienda de México de 1990, 2000 y 2010. Los censos incluyen información a nivel individual, hogar y vivienda. Abarcan la totalidad del territorio nacional y de las viviendas, y por lo tanto son representativos a nivel municipal, estatal y nacional. La muestra disponible es del diez por ciento del censo de cada año. Para el cálculo de nuestros resultados, nosotros tomamos en cuenta sólo a 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 los 12 años. La finalidad de esto es reducir la probabilidad de que el hijo primogénito del hogar se encuentre ausente a la hora del levantamiento del censo y que se considere al segundo hijo como el primero a la hora de realizar el análisis. Después de eliminar las observaciones que no cumplen con los criterios señalados, finalizamos con una muestra de 1,537,996 observaciones: 442,696 para 1990, 572,357 para 2000 y 522,943 para 2010.

El presente estudio es relevante, dado que hasta la fecha no se ha realizado una investigación similar sobre las preferencias de los padres mexicanos con respecto al sexo de sus hijos. Tenemos conocimiento sólo de algunos estimados del efecto del sexo de los hijos sobre algunas variables de estructura familiar y fecundidad, calculados con datos de hogares mexicanos. Éstos fueron incluidos en la versión en desarrollo de un artículo de Dahl & Moretti (2008), con la única finalidad de dar robustez a sus resultados referentes a Estados Unidos. Cabe mencionar que no figuraron en la versión final del artículo. Nosotros presentamos una gama mucho mayor de resultados que incluyen estimaciones para México del efecto del sexo de los hijos sobre variables de interés económico. Contamos con una base de datos más grande que incorpora el censo de 2010, y tomamos en cuenta críticas que se les han hecho a Dahl y Moretti (2008). Con la finalidad de enriquecer más la evidencia, incorporamos lo realizado por otros autores que han intentado establecer las preferencias que los padres tienen en referencia al sexo de sus hijos.

Cabe mencionar que en muchos modelos teóricos, que vinculan el comportamiento de los padres con las características de los hijos, se omite la distinción entre hijos varones y mujeres. Esto quiere decir que se les trata como si fueran sustitutos perfectos para los padres. Becker y Lewis (1973) modelan, por ejemplo, la relación entre el número de hijos nacidos en una familia y la calidad de los hijos. Dado que el sexo de los hijos tiene un efecto sobre la fecundidad, incluir la modelación de las preferencias de los padres por el sexo de sus hijos podría resultar en predicciones valiosas, más apegadas a la realidad. También el modelo de Becker y Tomes (1986) sobre las transferencias intergeneracionales de capital humano omite la modelación del sexo de los hijos. Por lo tanto, 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 mencionados, y en otros referentes a la distribución de recursos al interior del hogar.

Finalmente, el presente estudio se añade a la literatura sobre las diversas hipótesis para explicar las diferencias en la manera en que los padres se comportan con sus hijos dependiendo del sexo de los mismos (Lundberg 2005). De acuerdo a Dahl y Moretti (2008), las diferencias en la estructura familiar podrían ser explicadas por la existencia de 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. Nuestros resultados para el caso mexicano sugieren que en nuestro país son también las preferencias sesgadas de los padres las que explican las diferencias en su comportamiento, según sea el sexo de sus hijos. Nuestros resultados son consistentes con la teoría de las preferencias de hijos sobre hijas.

Las subsiguientes secciones del artículo se organizan 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 Sección 3 describe los datos, la Sección 4 discute la interpretación causal de los resultados, la Sección 5 se ocupa de los efectos sobre las decisiones de estructura familiar y fecundidad de los hogares, la Sección 6 aborda los efectos sobre las variables de interés económico, finalmente la Sección 7 concluye.

## 2. Antecedentes

### 2.1. Estructura familiar

Varios artículos han documentado empíricamente la existencia de un efecto del sexo de los hijos sobre la estructura familiar. Dahl y Moretti (2008) encuentran, utilizando una muestra de los Censos de Población de Estados Unidos de 1960 a 2000, que los hogares en los que el hijo primogénito es mujer tienen 3.1 % mayor probabilidad de vivir sin el padre. De acuerdo a sus estimados, en cualquier año 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 lo referente al efecto del sexo de los hijos sobre la estabilidad de la pareja, varios autores han encontrado que tener un hijo varón fortalece la unión de los padres. Dahl y Moretti (2008) encuentran que la probabilidad de separación o divorcio aumenta en 1.3 % cuando se pasa de una familia con un hijo primogénito varón a una familia con una hija primogénita mujer. En el mismo artículo, los autores encuentran que la probabilidad de la madre de nunca haberse casado, al momento del levantamiento del censo, incrementa en 1.4 %, si el primer hijo es mujer. Además, hallan evidencia de que la probabilidad de que la custodia del hijo la tenga el padre se reduce en 2.9 %, si el hijo primogénito es mujer.

Aprovechando la aleatoriedad del sexo del primer hijo y su relación con el divorcio, Bedard y Deschênes (2005) estiman con el método de variables instrumentales el efecto de la disolución marital sobre el estatus económico de las mujeres. Utilizando datos del Censo de Población de Estados Unidos de 1980, estos autores encuentran que el sexo del primer hijo es un instrumento relevante para la disolución marital, dado que la tasa de divorcios aumenta en 4 % para aquellas mujeres cuyo primer hijo es mujer. Ananat y Michaels (2008) encuentran, en un estudio similar que también utiliza datos del Censo de Población de Estados Unidos, que tener un hijo primogénito de sexo femenino incrementa en 3.7 % la probabilidad de que el primer matrimonio de una mujer termine.

En otro estudio, Ichino et al. (2010) encuentran para Estados Unidos, utilizando datos de los Censos de Población de 1960 a 2000, que la probabilidad de que la madre se encuentre casada al momento de la entrevista aumenta en 0.05 %, si el hijo primogénito es varón. En el mismo artículo los autores estiman que la probabilidad de que la madre se encuentre casada, si el primogénito es varón, incrementa en 0.13 % en Italia, 0.40 % en Gran Bretaña, y 0.15 %

en Suecia.

En contraste con la literatura hasta aquí señalada, Leigh (2009) no encuentra evidencia para Australia de que el sexo del primer hijo tenga un impacto significativo sobre las decisiones de matrimonio o divorcio. Sin embargo, este autor sí encuentra, entre las familias con dos hijos, que los padres con dos hijos del mismo sexo tienen 1.7 puntos porcentuales menos probabilidad de estar casados que los padres que tienen un hijo y una hija. Estos resultados son consistentes con la teoría de preferencias de los padres por una composición mixta del sexo de sus hijos, pero no son consistentes con la teoría de una preferencia de hijos sobre hijas.

## **2.2. Fecundidad**

De acuerdo a Gray y Evans (2004), en las sociedades en las que el número de hijos por familia es elevado, los padres pueden usualmente satisfacer sus preferencias por el sexo de sus hijos independientemente de cuáles sean éstas: preferencias por hijos, preferencias por hijas, o preferencias por una composición mixta del sexo de los hijos. En cambio, en las sociedades con una fecundidad baja, la preferencia de los padres por el sexo de sus hijos tiene el efecto de incrementar la fecundidad. Si los padres presentan preferencias por el sexo de sus hijos, después de tener determinado número de hijos, tendrán otro adicional con mayor probabilidad en el caso de que no haya logrado satisfacerlas; de lo contrario es más probable que no tengan más.

Los efectos del sexo de los hijos sobre las variables de estructura familiar podrían ser explicadas por la existencia de 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 (Dahl & Moretti 2008). Supongamos, por ejemplo, que encontramos que los padres con hijos varones

se ausentan menos de los hogares. Este resultado puede entenderse a la luz de cualquiera de las cinco explicaciones potenciales mencionadas.

La presencia de efectos del sexo de los hijos sobre las variables de fecundidad, permite descartar varias de estas explicaciones. Para entender cómo se pueden invalidar algunas de las explicaciones, continuemos con el ejemplo. Si los padres presentan un sesgo por varones, esperamos encontrar una mayor probabilidad de tener un hijo adicional en las familias en las que todos los hijos son de sexo femenino. En cambio, si los padres no tienen sesgo alguno y la menor ausencia de los padres en los hogares con hijos varones se debe a cualquiera de las otras explicaciones mencionadas, excepto la del comportamiento altruista de los padres, deberíamos observar que la probabilidad de tener un hijo adicional es menor en los hogares con sólo mujeres (Dahl & Moretti 2008).

En la mayoría de los países la evidencia sugiere que los padres prefieren por lo menos un hijo de cada sexo (Hank & Kohler 2000; Gray & Evans 2005; Lundberg 2005). Sin embargo, en la mayoría de los mismos también se ha encontrado una preferencia por uno de los sexos sobre el otro. Dahl y Moretti (2008) encuentran, con datos de una submuestra de mujeres casadas de los Censos de Población de Estados Unidos de 1960 a 2000, que la probabilidad de tener tres o más hijos aumenta en 0.6 % en los hogares con una hija primogénita mujer, respecto a los hogares con un hijo primogénito varón. Esto es consistente con la teoría de las preferencias de varones sobre mujeres.

Estimando la probabilidad de los padres de 17 países de Europa de tener un tercer hijo en función del sexo de los primeros dos, Hank y Kohler (2000) encuentran, para la mayoría de los países incluidos en su estudio, evidencia de una marcada preferencia de los padres por una composición mixta del sexo de sus hijos. Sin embargo, para tres países también encuentran evidencia consistente con una preferencia de las hijas mujeres sobre los hijos varones. Los resultados de estos autores para República Checa, Lituania y Portugal sugieren que los padres prefieren tener dos hijas antes que tener dos hijos.

Para los países nórdicos europeos también se ha encontrado evidencia consistente con una preferencia de los padres por hijas (Jacobsen et al. 1999). De acuerdo a Andersson et al. (2006) las familias con dos hijos varones tienen 10 % mayor probabilidad de tener otro hijo

en Suecia, Dinamarca y Noruega, siendo Finlandia la excepción; en este último país los padres exhiben preferencias por hijos varones en sus decisiones de fecundidad.

Ichino et al. (2010) plantean que el sexo de los hijos tiene un impacto sobre la fecundidad en dos direcciones contrarias. Por una parte, el número de hijos es mayor en los hogares en los que el primer hijo no es del sexo predilecto; los padres vuelven a embarazarse con mayor probabilidad, buscando que el proximo hijo sea del sexo de su preferencia. Por otra parte, el número de hijos disminuye cuando el primer hijo no es del sexo predilecto, dado que la pareja es más inestable y las madres separadas o divorciadas tienen menos hijos. Por lo tanto, de acuerdo a estos autores, el efecto del sexo del primer hijo es ambiguo en los países en los que las tasas de divorcio son elevadas.

Al estimar el efecto del sexo del primer hijo sobre el número de hijos de los hogares de Estados Unidos, utilizando los mismos datos que Dahl y Moretti (2008) pero incluyendo también a las madres divorciadas, Ichino et al. (2010) encuentran que el nacimiento de un hijo primogénito varón incrementa el número de hijos a lo largo de la vida de la madre. Estos autores establecen que la probabilidad de tener dos o más hijos es 0.5% mayor para las mujeres cuyo primer hijo es varón.

En lo que se refiere al tiempo transcurrido entre el nacimiento de un hijo y el siguiente, Brockmann (2001) señala que, en la presencia de preferencias por alguno de los sexos, uno debería encontrar un menor tiempo transcurrido entre el nacimiento del penúltimo hijo y el último hijo, en el grupo de mujeres que no tenía aún un hijo del sexo de su predilección después de nacido el penúltimo hijo.

### **2.3. Ingresos y educación**

El efecto del sexo de los hijos sobre la estructura familiar puede resultar en consecuencias económicas negativas para los hijos. Dahl y Moretti (2008) estiman que el ingreso de las familias con un hijo primogénito de sexo femenino en las que el padre se encuentra ausente,



en parte a causa del sexo del primer hijo, disminuye en 50 %. Ananat y Michaels (2008) aprovechan la aleatoriedad del sexo del primer hijo para instrumentar el estatus matrimonial de las mujeres. Estos autores estiman por medio de regresión cuantil el efecto causal de la disolución del matrimonio, sobre los ingresos de los hogares de las mujeres con hijos. Sus resultados sugieren que, en la parte baja de la distribución, las mujeres que se divorcian 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 a su edad, en relación a los segundos hijos de los hogares en los que el primogénito es varón.

### 3. Datos

Para implementar nuestra estrategia de identificación utilizamos datos de los Censos de Población y Vivienda de México. Los censos se levantan cada diez años. Nosotros vamos a utilizar los levantamientos de 1990, 2000 y 2010. La muestra disponible incluye el 10 % de cada levantamiento del censo. Los tres censos tienen como temáticas las Características de la Vivienda y las Características de la Población. Los censos de 2000 y 2010 incluyen la temática adicional de Migración. El censo incluye información a nivel individual, hogar y vivienda. Éste abarca la totalidad del territorio nacional y de las viviendas, así como a todas las personas, y por lo tanto tiene representatividad a nivel municipal, estatal y nacional.

Para nuestro análisis utilizamos como unidad de observación el hogar. Con la finalidad de reducir la probabilidad de que alguno de los hijos ya haya abandonado el hogar a la hora del levantamiento del censo, nos quedamos sólo con aquellos hogares 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. De nuestra muestra se eliminan además las observaciones de los hogares en los que el jefe de familia es viudo y las observaciones de hogares con padres (de sexo masculino) con hijos pero que nunca se casaron. También se eliminan los hogares en los que hubo partos múltiples. Finalizamos con una base de datos grande, de 1,537,996 observaciones. Del total, 442,696 observaciones corresponden al censo de 1990, 572,357 al censo del 2000, y 522,943 al censo del 2010.

A partir de los datos contenidos en los censos creamos las variables de resultado principales que necesitamos para nuestras estimaciones. La variable **padre ausente** es una variable indicadora que vale uno, si ni el jefe del hogar ni su pareja, en caso de que la tenga, son del sexo masculino. **Madre nunca casada** se define como una indicadora que es igual a uno si la madre de los hijos en el hogar nunca se ha casado o vive en unión libre al momento del levantamiento del censo.. **Hogar monoparental** es una variable que toma valor uno para aquellos hogares que sólo cuentan con una madre o padre. La variable **custodia materna** es una indicadora que vale uno, si los hijos viven en un hogar monoparental en donde el jefe es la madre, o cero si los hijos viven en la misma situación pero con un jefe de hogar varón. También generamos varias variables del **número de hijos** en el hogar y una variable del **tiempo transcurrido sin que nazca un segundo hijo** desde el nacimiento del primero. Por otra parte, la variable independiente principal es la de **hija primogénita mujer**; una

indicadora que vale uno, si el primer hijo en el hogar es de sexo femenino.

TABLA 1  
Estadísticas Descriptivas de la Muestra Total y por Año de Censo

Variable	Muestra 1990-2010	Muestra 1990	Muestra 2000	Muestra 2010
	(1)	(2)	(3)	(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 a 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)
Ingresos Totales Mensuales Por Trabajo	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

Nota: 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 la columna (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.

En la Tabla 1 se presentan estadísticas descriptivas de la muestra final y de la muestra desagregada por año de censo. En nuestra muestra encontramos ciertas tendencias a lo largo del tiempo en lo que se refiere a la estructura familiar y la fecundidad de los hogares. Podemos observar, por ejemplo, que el porcentaje de hogares sin un padre residente aumentó del 6 % en 1990 al 10 % en el 2010. En lo que se refiere a fecundidad, el número promedio de hijos por hogar disminuyó de encontrarse por arriba del nivel de reemplazo, con 2.35 hijos por hogar en 1990, a situarse por debajo, con 1.95 hijos por hogar en 2010. Por otra parte observamos que el tiempo promedio transcurrido en los hogares, desde el nacimiento del primer hijo, sin que nazca un segundo hijo ha aumentado de 2.71 años en 1990 a 3.58 años en 2010.

Las anteriores tendencias sugieren que en México la tasa de fecundidad está en descenso y la de disolución familiar en aumento. Bajas tasas de fecundidad e importantes tasas de separación de las parejas son características presentes predominantemente en países desarrollados (Gray & Evans 2004). Los datos sugieren un comportamiento de los hogares mexicanos cada vez más similar a lo observado en países desarrollados. Por este motivo, consideramos que resulta posible establecer las preferencias de los padres mexicanos por el sexo de sus hijos con estrategias similares a las implementadas en los países desarrollados.

En nuestros datos no encontramos evidencia de la realización de abortos selectivos en México. Se observa que en nuestra muestra los niños representan el 51 % de los nacimientos y las niñas el 49 %. De acuerdo a Landsburg (2007) las proporciones de varones y mujeres en los nacimientos no son exactamente 50-50; los niños representan el 51 % de los nacimientos. En la Tabla 1 encontramos estas proporciones de varones y mujeres entre los hijos primogénitos, entre los segundos hijos y entre los terceros hijos de los hogares. Esto es importante dado que podemos considerar el sexo del primer hijo como aleatorio, lo que es crucial a la hora de hacer inferencia causal con nuestros resultados.

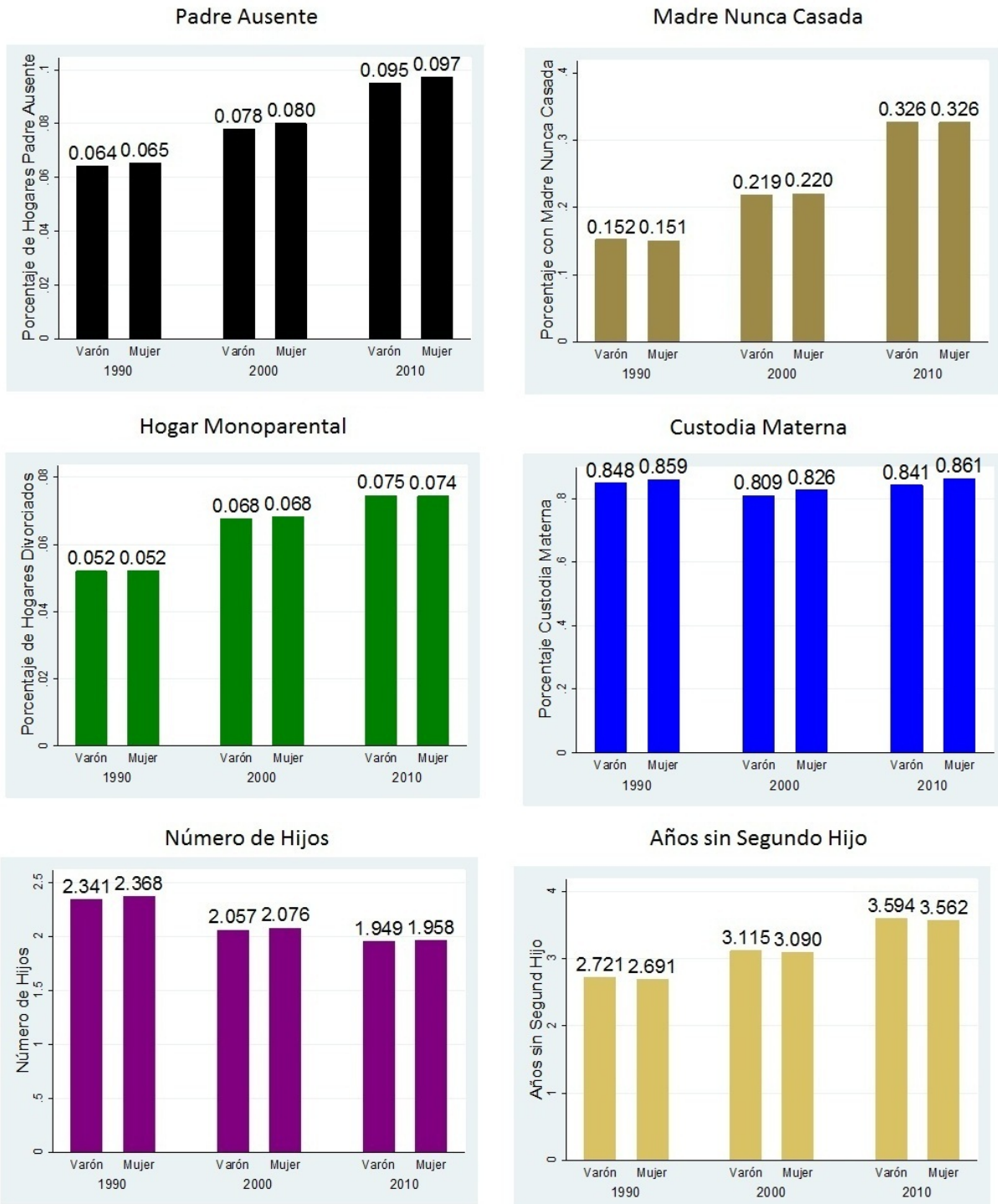
En la Tabla 2 se grafican algunas de las variables de resultado por año de censo y por separado para aquellos hogares con un hijo primogénito varón y aquellos con una hija primogénita mujer. Podemos observar que existen diferencias en función del sexo del primer hijo en las variables **padre ausente**, **custodia materna**, **número de hijos**, y **años transcurridos sin que nazca un segundo hijo**. Además, se observa la evolución de censo a censo de estas variables.

En los tres censos el porcentaje de padres ausentes es mayor en aquellos hogares en los que el primer hijo es mujer. En lo que respecta a la custodia de los hijos, es más frecuente que ésta recaiga sobre la madre cuando el hijo primogénito es mujer. Los porcentajes de madres nunca casadas y de hogares monoparentales aparecen en ambos grupos muy iguales. En los tres censos, el número de hijos es superior en los hogares en los que el primer hijo es mujer, si bien la diferencia entre ambos grupos se ha ido reduciendo con el paso del tiempo. Finalmente vemos que transcurre más tiempo sin que nazca un segundo hijo en los hogares con un hijo primogénito varón.

Estas diferencias entre ambos tipos de hogares nos hacen sospechar que las familias toman diferentes decisiones de fecundidad y estructura familiar en función del sexo del hijo primer hijo. En la próxima sección nos ocupamos de estimar el efecto causal del sexo de los hijos sobre las variables de resultado de la Tabla 2.

TABLA 2

Graficas de Barras de las Variables de Resultado Principales por Año de Censo y Sexo del Primer Hijo



Nota: La submuestra de cada censo incluye a los hogares 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. Se grafican las variables de resultado de mayor interés para el presente estudio, por año de censo y por separado para aquellos hogares con un hijo primogénito varón y aquellos con una hija primogénita mujer.

#### 4. Aleatoriedad del Sexo del Primer Hijo

Es fundamental para interpretar causalmente nuestros resultados que el sexo de los hijos sea aleatorio; sobre todo el sexo del primer hijo. Ya mostramos en la sección anterior evidencia en contra de que en México el aborto selectivo sea una práctica generalizada. La proporción de nacimientos de hijos varones e hijas mujeres observada en nuestra muestra es la “natural”. Esta proporción no es exactamente 50-50, pero debido al tamaño de la muestra esto no altera el hecho de que los dos grupos de hogares, con hija primogénita mujer y con hijo primogénito varón, sean estadísticamente idénticos. La Tabla 3 presenta la diferencia de medias de varias características observables pretratamiento. Ninguna diferencia es estadísticamente distinta de cero. La aleatoriedad del sexo del primer hijo permite, por lo tanto, interpretar causalmente nuestros resultados.

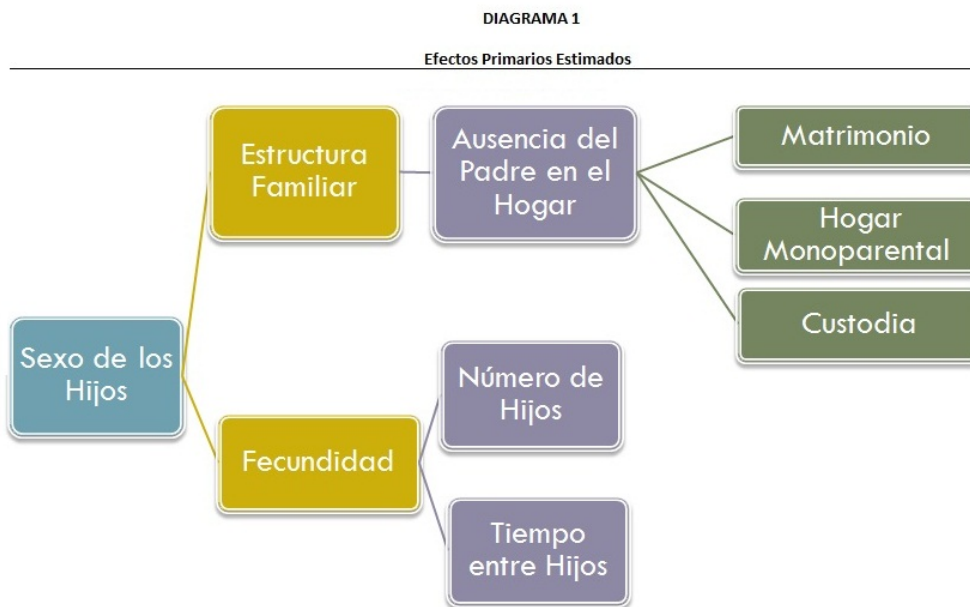
TABLA 3  
Diferencias de Medias de Características Observables Pretratamiento

Variable	Medias Por Sexo de Hijo Mayor		Diferencia de Medias
	Hijo Mayor	Hija Mayor	
Edad del Jefe del Hogar	30.40 (0.006)	30.39 (0.006)	0.01 (0.008)
Edad del Jefe al Nacimiento del Primer Hijo	24.10 (0.005)	24.10 (0.005)	0.00 (0.007)
Edad del Hijo Mayor	6.35 (0.004)	6.35 (0.004)	0.00 (0.006)
Hogar Perteneciente a Grupo Indígena	0.08 (0.000)	0.08 (0.000)	0.00 (0.001)
Hogar Católico	0.88 (0.000)	0.88 (0.000)	0.00 (0.001)
Hogar Rural	0.23 (0.000)	0.23 (0.000)	0.00 (0.000)
Casa Propia	0.71 (0.001)	0.71 (0.001)	0.00 (0.001)
Número de Observaciones	784,631	753,365	

Nota: Los errores estándar están entre paréntesis

## 5. Efectos del Sexo de los Hijos sobre la Estructura Familiar y la Fecundidad

A continuación presentamos una gama de efectos del sexo de los hijos sobre variables de estructura familiar, variables de decisiones de fecundidad de los hogares y variables de resultado económicas. Dividimos estos efectos en dos grupos. Denominamos efectos primarios a los efectos sobre la estructura familiar y las decisiones de fecundidad de los hogares. Denominamos como secundarios a los efectos del sexo de los hijos sobre variables de resultado económicas de los hogares que son afectadas posteriormente por la estructura familiar y las decisiones de fecundidad de los hogares. En el Diagrama 1 se presentan los efectos primarios que estimamos a continuación.



### 5.1. Efectos sobre Estructura Familiar

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

La primera estimación que realizamos, para cuantificar el efecto del sexo de los hijos sobre la estructura familiar, captura el efecto del sexo del primer hijo sobre la probabilidad de que



en el hogar no haya un padre presente. Implementamos un modelo de probabilidad lineal<sup>2</sup> de la siguiente forma:

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

en el que la variable de resultados  $PA_h$  es una indicadora que vale uno, si el padre se encuentra ausente del hogar. La variable independiente cuyo parámetro queremos recuperar,  $M_h$ , es una indicadora del sexo del hijo primogénito del hogar. Incluimos además un vector de variables de control del hogar,  $X_h$ , que incluye la edad del jefe del hogar, los años de educación del jefe del hogar, indicadores de la década de nacimiento del jefe del hogar, una indicadora que vale uno si el hogar es católico, una indicadora de pertenencia a un grupo indígena, una indicadora del tipo de población -rural o urbana-, indicadores de región de residencia, y una indicadora que vale uno si la casa es propiedad de un miembro del hogar.

En el cálculo del resultado utilizamos la totalidad de nuestra muestra, de 1,537,996 observaciones, obtenida de acuerdo a los criterios descritos en la sección 3. Esta muestra incluye hogares con un hijo o más. Entonces, dado que no se restringe la muestra para que todos los hogares tengan 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) de la Tabla 4<sup>3</sup> se presentan los resultados de esta primera especificación. El coeficiente indica que es 0.18 puntos porcentuales más probable que el padre se encuentre ausente de los hogares en los que el primer hijo es de sexo femenino. Con la finalidad de que la magnitud del efecto sea más comprensible, en la misma tabla también se reporta la probabilidad predicha promedio de que un hogar con un hijo primogénito varón tenga un

---

2

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) y Ichino et al. (2010). Estos autores implementan 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 a 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.

3

Los r cuadrados de la tabla pequeña son bajos. Sin embargo el interés central de nuestro análisis es establecer relaciones causales más que hacer predicciones con los modelos.

padre ausente. Así mismo se incluye el efecto porcentual que indica qué tanto incrementa dicha probabilidad, cuando el primer hijo en el hogar es mujer. En la columna (1) el efecto porcentual es de 2.3 %. Esto 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, si hubieran sido varones.

TABLA 4  
EFECTO DEL SEXO DEL PRIMER HIJO SOBRE VARIABLES DE ESTRUCTURA FAMILIAR

SEXO DEL PRIMER HIJO	PADRE AUSENTE EN EL HOGAR	MADRE NUNCA CASADA	HOGAR MONOPARENTAL (DIVORCIO)	CUSTODIA MATERNA
	(1)	(2)	(3)	(4)
MUJER	0.0018*** (0.0007)	-0.0002 (0.0010)	0.0001 (0.00063)	0.0155*** (0.0036)
Controles	X	X	X	X
Probabilidad Varones	0.0787	0.2470	0.0657	0.8243
Efecto Porcentual	2.3	-0.1	0.2	1.9
Observations	1,537,996	1,517,710	1,492,493	96,813
R-squared	0.006	0.093	0.003	0.015

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: Los errores estándar robustos 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 a 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 los que 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 aún más reducida que incluye sólo 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 la edad del jefe del hogar, los años de educación del jefe del hogar, indicadores 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 la hija primogénita del hogar es mujer.

En la Tabla A1 se estiman modelos adicionales del efecto del orden del sexo de los hijos de un hogar sobre la probabilidad de la ausencia del padre. Se calculan estimados de los efectos sin restringir la muestra y también restringiéndola, de tal forma que los hogares tengan el mismo número de hijos. Los coeficientes en el primer renglón de la tabla, para hogares con dos o más hijos, columna (3), hogares con tres o más hijos, columna (6), y hogares con cuatro o más hijos, columna (8), representan el incremento de la probabilidad, en puntos porcentuales, de que el padre esté ausente en los hogares en los que los primeros dos, tres, o cuatro hijos son

de sexo femenino, respecto a hogares en los que los primeros dos, tres o cuatro hijos son de sexo masculino, respectivamente. Estos coeficientes no son estadísticamente distintos de cero.

Más interesante es notar, también en la Tabla A1, que en los hogares con dos o más hijos, columna (3), en los que el primer hijo es varón y el segundo mujer, la probabilidad de que el padre se encuentre ausente es 0.27 puntos porcentuales menor que en los hogares en los que los primeros dos hijos son varones. Así mismo en los hogares con tres o más hijos, columna (6), la probabilidad de que el padre se encuentre ausente es 0.47 puntos porcentuales menor en los hogares en los que los primeros dos hijos son varones y el tercero mujer, en comparación con los hogares en los que los tres primeros hijos son varones.

En general se observa que la probabilidad, de la ausencia del padre, disminuye en las combinaciones en las que al menos uno de los hijos es varón y otro mujer; disminuye más aún en combinaciones de este tipo en las que el primer hijo es varón. Esto respalda la teoría de las preferencias por una composición mixta del sexo de los hijos.

Es importante mencionar que el número de hijos varones e hijas mujeres de un hogar, tras el nacimiento del primer hijo, no es aleatorio. Esto se debe a que el sexo del primer hijo afecta las decisiones de fecundidad posteriores de los hogares. Por lo tanto los resultados de la Tabla A1 de la columna (3) en adelante, aunque sean interesantes, son más difíciles de interpretar.

En la Tabla A6 se presentan los efectos del sexo del primer hijo, sobre la probabilidad de la ausencia del padre, por año de censo, por tipo de población y por religión. En la Tabla A7 se presentan estimados por nivel educativo del jefe del hogar y por década de nacimiento del jefe del hogar. Estos estimados son menos precisos que el de la Tabla 4; para calcularlos se utilizan submuestras con un número menor de observaciones. Notamos que 2000 es el único año del censo en el que se presenta un efecto estadísticamente significativo. Por tipo de población, el efecto sólo es estadísticamente distinto de cero para la submuestra de hogares que viven en una población de más de 2,500 habitantes (población urbana). Cuando se divide la muestra de acuerdo a hogares católicos y no católicos, se encuentra un efecto significativo exclusivamente en los católicos. El efecto porcentual calculado con estas tres submuestras es de 2.3 %.

Por nivel educativo, encontramos un incremento muy acentuado en la probabilidad de la ausencia del padre en los hogares en los que el primer hijo es mujer y el jefe del hogar tiene un nivel educativo de primaria o secundaria. Los efectos porcentuales son de 4.2% y 5.4% respectivamente. Por otra parte el efecto opera en dirección contraria en los hogares en los que el jefe del hogar tiene posgrado. En este tipo de hogares la probabilidad de un padre ausente disminuye en 17.9% en los hogares en los que el hijo primogénito es mujer. Finalmente, por década de nacimiento del jefe del hogar, el efecto es significativo para los hogares en los que su jefe nació en los 60's o en los 70's.

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

La ausencia de un padre en un hogar con hijos responde a varios motivos. Una posibilidad es que el padre nunca haya contraído nupcias con la madre y que por ello no viva bajo el mismo techo. La decisión de contraer matrimonio o no de una pareja que va a tener un hijo, y que conoce su sexo por medio de ultrasonido, o de una pareja que ya lo tuvo, pero que aún no se ha casado, puede verse parcialmente determinada por el sexo del hijo. Para calcular el efecto del sexo del hijo mayor, sobre la probabilidad de que la madre del hogar nunca se haya casado, estimamos el siguiente modelo de probabilidad lineal:

$$MNC_h = \beta_0 + \beta_1 M_h + \beta_2 X_h + \varepsilon \quad (E2)$$

en el que  $MNC_h$  es una indicadora que vale uno, si la madre del hogar no ha contraído matrimonio al momento del levantamiento del censo,  $M_h$  es una indicadora del sexo del hijo primogénito del hogar, y  $X_h$  es un vector de características del hogar, las mismas incluidas en la ecuación (E1).

La muestra para estimar el efecto del sexo del primer hijo sobre el matrimonio de la madre, incluye todos los hogares de los censos de 1990, 2000 y 2010 con una madre presente, de entre 18 y 40 años, y con uno o más hijos menores de 12 años. Dado que se excluyen aquellos

hogares en lo que sólo hay un padre de sexo masculino, se reduce 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 de los que se conforma nuestra muestra. Se considera que una madre nunca se ha casado, si es soltera o vive en unión libre al momento del levantamiento del censo.

En la columna (2) de la Tabla 4 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.

En la Tabla A2 se estiman modelos adicionales para cuantificar el efecto del orden del sexo de los hijos. La interpretación de estos últimos estimados es complicada debido a que, como ya lo habíamos mencionado, el número de hijos varones e hijas mujeres no es aleatorio después de nacido el primer hijo. Es interesante notar, de cualquier forma, que en la columna (3), en la que la muestra incluye sólo hogares con exactamente dos hijos, la probabilidad de que la madre nunca se haya casado se reduce, en 0.38 puntos porcentuales si el primer hijo es varón y la segunda hija mujer. Este resultado también respalda la teoría de la preferencia por una composición mixta del sexo de los hijos.

### **5.1.3. 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. En esta sección estimamos el efecto del sexo de los hijos sobre la probabilidad de que vivan en un hogar en el que sólo hay padre o sólo madre, es decir un hogar monoparental<sup>4</sup>. Con dicha finalidad, implementamos el siguiente modelo de probabilidad lineal:

---

<sup>4</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 difieren 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.

$$HM_h = \beta_0 + \beta_1 M_h + \beta_2 X_h + \varepsilon \quad (E3)$$

en el que  $HM_h$  es una indicadora que vale uno, si en el hogar sólo hay un padre o sólo una madre, y cero, si en el hogar viven la madre y el padre.  $M_h$  es una indicadora del sexo del primer hijo del hogar, y  $X_h$  es un vector de características del hogar, las mismas incluidas en las ecuaciones (E1) y (E2).

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. Para establecer si el padre y la madre de los hogares alguna vez estuvieron casados, se utiliza la variable de situación conyugal disponible en los tres censos. Se define como nunca casados a aquellos 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, respecto a la original, a 1,492,493 observaciones.

En la columna (3) se presenta el estimado del incremento de la probabilidad de que los hijos de un hogar, en el que el primer hijo es mujer, vivan en un hogar monoparental. Dado que para calcularlo no se restringe la muestra a hogares con el mismo número de hijos, el coeficiente captura los efectos directos del sexo del hijo primogénito sobre las decisiones de estructura familiar, y también los efectos indirectos sobre la estructura familiar que operan vía las decisiones de fecundidad. 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. Sin embargo, el estimado no es estadísticamente distinto de cero.

Lo siguiente hay que tenerlo en cuenta a la hora de interpretar nuestro resultado. Las parejas potenciales de los padres separados pueden presentar también preferencias por el sexo de los hijos. Esto quiere decir que el sexo de los hijos puede tener un efecto sobre la probabilidad de los padres de encontrar una nueva pareja. Dado que nuestros datos contienen información únicamente de la situación conyugal de los padres al momento del levantamiento del censo, 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. Para separar ambos efectos necesitaríamos datos de la historia conyugal completa de los padres (Dahl & Moretti 2008).

En la Tabla A3 se estiman modelos adicionales del efecto de varias combinaciones del sexo de los hijos sobre la probabilidad de que el hogar en el que habitan sea monoparental. Los modelos cuya variable independiente de interés son las combinaciones del sexo de dos o más hijos, aquellos a partir de la columna (3), son difíciles de interpretar dado que la variable independiente cuyo parámetro nos interesa estimar deja de ser aleatoria. Esto se debe a que el sexo del primer hijo tiene un efecto sobre el número y orden de los hijos que las familias tienen.

Tomando lo anterior en cuenta, es interesante notar que en los hogares con exactamente dos hijos, columna (3), y en los hogares con dos hijos o más, columna (4), la probabilidad de que los hijos habiten en un hogar monoparental disminuye cuando el primer hijo es varón y el segundo es mujer, respecto a hogares en los que los dos primeros son varones. Esta pieza de evidencia también sustenta a la teoría de que los padres prefieren tener al menos un hijo de cada sexo. Por otra parte, en los hogares con exactamente tres hijos, columna (5), y en los hogares con tres hijos o más, columna (6), la probabilidad disminuye, respecto a los hogares en los que los tres primeros son varones, cuando los dos primeros son varones y el tercero mujer, y cuando el primero es varón, el segundo mujer, y el tercero varón.

En la Tabla A7 se estima el efecto del sexo del primer hijo, sobre la probabilidad de vivir en un hogar monoparental, con submuestras construidas con base en ciertas características de los hogares. Resalta en esta tabla el resultado de la columna (7) para los hogares en los que el jefe del hogar tiene un nivel educativo de posgrado. En estos hogares la probabilidad de vivir en un hogar monoparental disminuye en 18.8 % cuando el primer hijo es mujer, respecto a los hogares en donde el primogénito es varón.

#### **5.1.4. 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. El modelo

de probabilidad que estimamos es el siguiente:

$$CM_h = \beta_0 + \beta_1 M_h + \beta_2 X_h + \varepsilon \quad (E4)$$

en el que custodia materna,  $CM_h$ , 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. La variable independiente  $M_h$ , cuyo parámetro  $\beta_1$  que nos interesa estimar, es una indicadora del sexo del primer hijo en el hogar, y  $X_h$  es el mismo vector de características del hogar que el incluido en la ecuación (E1).

La muestra que se utiliza para calcular este efecto se reduce aún más, respecto a las utilizadas para calcular los otros efectos sobre la estructura familiar. Esto se debe a que ahora sólo se toman en cuenta los hogares monoparentales para la estimación. La muestra se compone de 96,813 observaciones, e incluye sólo a hogares con hijos menores de 12 años y con un sólo padre de entre 18 y 40 años de edad. Por la manera en que se define custodia materna, ésta variable es un aproximado del tiempo que los padres pasan con sus hijos (Dahl & Moretti 2008).

En nuestra muestra la mayoría de los hijos viven en hogares monoparentales en los que el jefe del hogar es la madre. Sólo en 16 % de los hogares de este tipo el jefe del hogar es el padre. Sin embargo, los hijos de un hogar monoparental en el que el primogénito es varón tienen mayor probabilidad de vivir con el padre. En la columna (4) de la Tabla 4 observamos que 82.4 % de los hijos de hogares monoparentales, en los que el primer hijo es varón, están bajo la custodia de la madre. Esto quiere decir que 17.6 % están bajo la custodia del padre. Observamos también que la probabilidad de estar bajo la custodia de la madre aumenta en 1.9 % para los hogares en los que el primer hijo es mujer. Esto se traduce en que sólo 15.7 % de los hogares con una hija primogénita mujer están bajo la custodia del padre.

En la Tabla A4, a partir de la columna (3), se presentan estimados del efecto del orden de los hijos, en hogares que tienen más de un hijo. Para hogares monoparentales con dos o más hijos, columna (4), la probabilidad de que estén bajo la custodia del padre es menor cuando



por lo menos uno de los dos primeros hijos es mujer. Al interpretar estos resultados, como en las secciones anteriores, debemos tener en cuenta que el número de hijas e hijos, después de nacido el primero, no es aleatorio.

En las Tablas A6 y A7 se presentan estimados del efecto del sexo del primer hijo sobre los arreglos de custodia de acuerdo a ciertas características observables. En la columna (12) podemos notar que, en cada censo más reciente, aumenta la probabilidad de que la custodia quede en manos de la madre cuando el primer hijo es mujer. En 1990 la probabilidad es sólo 1.1% mayor respecto a los hogares en los que el primogénito es varón, y en 2010 en cambio es 2.3% mayor. Por tipo de población, observamos que el efecto es mayor en las poblaciones urbanas, y por religión es mayor el efecto en los hogares que no son católicos.

#### **5.1.5. Implicaciones e interpretación de los efectos del sexo de los hijos sobre la estructura familiar**

La evidencia hasta aquí presentada muestra la presencia de efectos del sexo de los hijos sobre la estructura familiar. Nuestros resultados sugieren que el sexo de los hijos sí afecta las decisiones sobre la estructura familiar de los padres mexicanos. Nosotros encontramos que los hogares, en los que el hijo mayor es varón, tienen menor probabilidad de tener un padre ausente, y que es más probable que la custodia recaiga sobre el padre, en caso de disolución de la pareja, cuando el primogénito del hogar es varón. ¿Qué subyace a los efectos encontrados? ¿Se trata de una cuestión de preferencias sesgadas de los padres en favor de los varones?

De acuerdo a Dahl y Moretti (2008), los efectos del sexo de los hijos sobre la estructura familiar pueden entenderse en razón de la existencia de 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. Cualquiera de estas cinco razones podría ser causa de las diferencias en

la estructura familiar, dependientes del sexo de los hijos, que hemos presentado. Para poder descartar algunas de estas causas posibles es necesario estimar efectos adicionales del sexo de los hijos en los hogares. En la siguiente sección estimamos efectos adicionales del sexo de los hijos sobre variables de fecundidad del hogar que nos permiten distinguir qué subyace a nuestros resultados encontrados.

Nuestros resultados también sugieren la presencia de una relación inversamente proporcional entre la magnitud del efecto del sexo de los hijos y el grado de educación del jefe del hogar. En los hogares en los que éste tiene primaria o secundaria se acentúa el efecto encontrado de que el primer hijo del hogar sea mujer, sobre la probabilidad de que el padre se encuentre ausente. En cambio en los hogares en los que su jefe tiene posgrado, un hijo primogénito mujer hace menos probable la ausencia del padre.

## **5.2. Efectos sobre Fecundidad**

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

En esta sección nos interesa medir el efecto del sexo de los hijos sobre las decisiones de fecundidad de los hogares. De acuerdo a Ichino et al. (2010) el sexo del primer hijo tiene dos efectos, en sentido opuesto, sobre la fecundidad. El nacimiento de una hija primogénita mujer tiene un efecto positivo sobre el número total de hijos, porque los padres continúan procreando hasta obtener un hijo varón. Por otra parte, el nacimiento de una hija primogénita vuelve más endeble la unión de la pareja, lo que tiene un efecto negativo sobre la fertilidad debido a que las madres separadas tienen un menor número de hijos. Estos autores señalan que Dahl y Moretti (2008) sólo capturan con sus estimados el primer efecto, dado que utilizan en sus estimaciones una muestra que incluye sólo a mujeres casadas.

Atendiendo a esta observación de Ichino et al. (2010), nosotros incluimos tanto a las mujeres casadas como a las separadas a la hora de estimar el efecto del sexo del primer hijo sobre la fecundidad. Nosotros damos incluso un paso más allá. Primero, notamos que el sexo del hijo también puede afectar la probabilidad de que la madre contraiga matrimonio y no sólo

de que se separe de su pareja. Esto sin duda también puede tener un efecto en el número de hijos en el hogar. Es por ello que en nuestras estimaciones nosotros incluimos, además, a las mujeres nunca casadas con hijos.

Luego, dado que nuestro análisis es a nivel hogar, no encontramos motivo para excluir del análisis los hogares monoparentales con hijos en los que la madre está ausente. Por ello los incluimos también en nuestras estimaciones del efecto del sexo de los hijos sobre la fecundidad de los hogares. Consideramos que esta manera de proceder es más congruente, dado que cuando estimamos el efecto del sexo de los hijos sobre la probabilidad de vivir en un hogar monoparental, incluimos también a los hogares monoparentales en los que el padre es el jefe del hogar. Nuestros estimados capturan, por lo tanto, 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, implementamos varios modelos de probabilidad lineal de la siguiente forma:

$$F_h = \beta_0 + \beta_1 M_h + \beta_2 X_h + \varepsilon \quad (E5)$$

en el que  $F_h$  es una variable de fecundidad del hogar,  $M_h$  es una indicadora que vale uno, si el primer hijo del hogar es mujer, y  $X_h$  es un vector de características del hogar. Las variables de fecundidad que consideramos, y que en la ecuación (E5) toman el lugar de  $F_h$ , son 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, sin embargo, todavía afectar la probabilidad de que un hogar tenga tres o más hijos, incluso si una pareja planeaba de antemano tener dos hijos (Dahl & Moretti 2008). Si se comparan dos hogares que buscaban 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, asumiendo que el orden del sexo de los hijos no importa, la única diferencia después de nacido el segundo hijo es que el primer hogar tiene una probabilidad de 50 % de tener dos hijos varones y el segundo hogar tiene una probabilidad de 50 % de tener dos hijos mujeres. Ambos hogares tienen una probabilidad de 50 % de tener un hijo de cada sexo. Es por lo anterior que un hogar con dos hijos mujeres tiene mayor probabilidad de tener un tercer hijo que un hogar con dos hijos varones. Este efecto puede vincularse al sexo del primer hijo que, como ya mostramos, es aleatorio.

En la Tabla 5 presentamos los estimados del efecto del sexo del primer hijo sobre las diferentes variables de fecundidad consideradas. En la columna (1) podemos observar que los hogares en los que la hija primogénita es mujer tienen en promedio 2.98 hijos. En cambio, los hogares en los que el primer hijo es varón tienen 2.18 solamente; es decir, 0.8 menos. Esto se traduce en que en 2010 las hijas primogénitas causaron aproximadamente 1, 890, 000 nacimientos adicionales en los hogares con hijos de doce años o menos.

En la columna (2) se presenta el estimado del efecto del sexo del hijo primogénito sobre la probabilidad de que el hogar tenga dos o más hijos. El coeficiente, que es positivo y estadísticamente significativo, indica que un hogar, en el que el primer hijo es mujer, tiene 0.25 puntos porcentuales mayor probabilidad de tener dos o más hijos. En la columna dos también se incluye el efecto porcentual. Éste indica que la probabilidad de tener dos o más hijos aumenta en 0.4 % en aquellos hogares en los que el hijo primogénito es mujer. Como era de esperarse, este efecto no es muy grande debido a que la mayoría de los hogares desean tener al menos dos hijos, independientemente de su sexo.

TABLA 5  
EFECTO DEL SEXO DEL PRIMER HIJO SOBRE VARIABLES DE FECUNDIDAD

SEXO DEL PRIMER HIJO	NÚMERO TOTAL DE HIJOS EN EL HOGAR	DOS O MÁS HIJOS EN EL HOGAR	TRES O MÁS HIJOS EN EL HOGAR	CUATRO O MÁS HIJOS EN EL HOGAR	CINCO O MÁS HIJOS EN EL HOGAR
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
MUJER	0.0167*** (0.0021)	0.0025** (0.0011)	0.0071** (0.0010)	0.0054*** (0.0006)	0.0015** (0.0003)
Controles	X	X	X	X	X
Probabilidad Varones	2.181	0.697	0.320	0.112	0.037
Efecto Porcentual	0.8	0.4	2.2	4.8	4.1
Observations	1,537,996	1,537,996	1,537,996	1,537,996	1,537,996
R-squared	0.178	0.099	0.124	0.104	0.057

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: Los errores estándar robustos 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 a 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 los que 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 columna (5) las variables dependientes se definen de manera similar. Las variables de control son 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 la hija primogénita del hogar es mujer.

En la columna (3) de la Tabla 5, 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, respecto a los hogares con un hijo primogénito varón. Esto 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 la columna (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.

Hasta ahora nos hemos concentrado en el efecto del sexo del primer hijo con la finalidad de preservar la interpretación causal. Hemos ya aportado evidencia sobre la aleatoriedad del sexo del primer hijo en nuestra muestra. Sin embargo, las combinaciones del sexo de los hijos en los hogares con más de un hijo dejan de ser aleatorias. Esto se debe a que tanto las decisiones de estructura familiar, como las de fecundidad, son endógenas.

Tomando esto último en cuenta, los estimados del efecto de la composición del sexo de los hijos sobre el número de hijos en el hogar no dejan de ser interesantes. Es por ello que se presentan en la Tabla A5. Por ejemplo, en la columna (2) se puede observar que, en los hogares en los que los dos primeros hijos son mujeres, aumenta la probabilidad de un hijo

adicional en 1.63 puntos porcentuales, en relación a los hogares en los que los dos primeros hijos son varones. Por otra parte, en los hogares en los que el primer hijo es varón y el segundo mujer, y en los hogares en los que el primero es mujer y el segundo varón, se observa que la probabilidad de tener un hijo adicional disminuye en 2.64 puntos porcentuales, y 2.53 puntos porcentuales respectivamente. Al examinar el efecto del sexo de los tres primeros hijos, observamos que el tipo de hogar con mayor probabilidad de tener un hijo adicional es aquel en donde los tres primeros hijos son de sexo femenino.

En las Tablas A6 y A7 se presentan estimados del efecto del sexo del primer hijo sobre el número total de hijos, para diversos subgrupos de la muestra total. Podemos observar algunas tendencias interesantes en dichos resultados. Observamos, en la columna (13) de la Tabla A6, que los estimados por censo muestran una tendencia a la baja. El efecto porcentual se redujo en 50 % desde el censo de 1990 al censo del 2010. Por tipo de población, observamos que el efecto es del doble en las poblaciones rurales. En la Tabla A7 observamos que sólo en los hogares en los que el jefe del hogar tiene primaria o secundaria el efecto, de tener una hija primogénita mujer, es positivo y estadísticamente significativo. En los hogares en los que el jefe del hogar tiene preparatoria, universidad o posgrado, el efecto es estadísticamente indistinto de cero.

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

El sexo de los hijos no sólo afecta las decisiones de fecundidad en el hogar referentes al número de hijos. También el tiempo transcurrido entre el nacimiento de un hijo y el siguiente puede estar determinado por el sexo de los hijos ya nacidos. Si los hogares prefieren a los hijos de un determinado sexo, uno esperaría encontrar que los hogares, en los que ya hay un hijo del sexo predilecto, tardan más en tener un hijo adicional (Brockmann 2001).

El estimador Kaplan-Meier captura la probabilidad de que la duración, sin un segundo hijo, sea igual o exceda a determinado periodo de tiempo (Kaplan & Meier 1958). Se trata de un

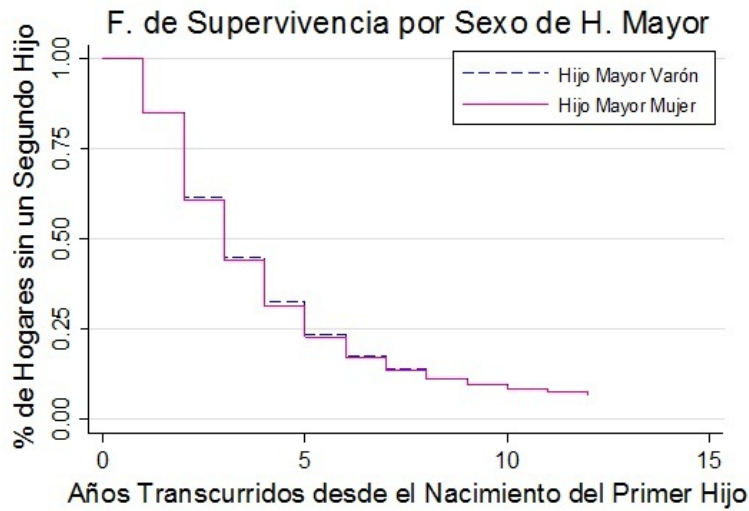
estimador no paramétrico, y lo utilizamos con fines descriptivos (Cameron & Trivedi 2005). El estimador Kaplan-Meier es el análogo muestral de la función de supervivencia:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j|t_j \leq t} \frac{r_j - d_j}{r_j} \quad (E6).$$

En nuestro análisis,  $d_j$  es el número de hogares que tienen hijos en el tiempo  $t_j$ . Por otra parte,  $r_j$  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 siguiente ecuación:  $r_j = \sum_{l|l \geq j} (d_l + m_l)$ . Cabe señalar que  $m_j$  es el número de hogares censurados por la derecha en el intervalo de tiempo  $[t_j, t_{j+1})$ ; 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 la Tabla 6 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 en los que el primogénito es varón y de aquellos en los que el primer hijo es mujer. Podemos observar que la función de supervivencia de los hogares en los que el mayor es varón se ubica siempre por encima y a la derecha de la función de supervivencia de los hogares en los que el mayor es mujer. De acuerdo a Brockmann (2001) esto puede interpretarse como evidencia de una predilección en los hogares por hijos varones.

TABLA 6  
DURACIÓN SIN SEGUNDO HIJO - ESTIMADOS DE SUPERVIVENCIA KAPLAN-MEIER



HIJO MAYOR						HIJA MAYOR					
AÑO	TOTAL COMIENZO	FALLADOS	CENS.	SUPERV.	ERROR EST.	AÑO	TOTAL COMIENZO	FALLADOS	CENS.	SUPERV.	ERROR EST.
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
1	744366	110030	42685	0.8522	0.0004	1	714294	108141	40494	0.8486	0.0004
2	591651	164835	36863	0.6148	0.0006	2	565659	161093	34796	0.6069	0.0006
3	389953	104575	29555	0.4499	0.0006	3	369770	101852	28018	0.4398	0.0006
4	258223	71313	22253	0.3245	0.0006	4	239901	68261	20783	0.3146	0.0006
5	162257	44480	16129	0.2355	0.0006	5	150857	41643	14967	0.2278	0.0006
6	101648	25387	11757	0.1767	0.0005	6	94247	23518	11112	0.1709	0.0005
7	64504	14000	9041	0.1384	0.0005	7	59617	12713	8541	0.1345	0.0005
8	41463	7489	7425	0.1134	0.0005	8	38363	6980	6815	0.1100	0.0005
9	26549	3924	6137	0.0966	0.0005	9	24568	3614	5596	0.0938	0.0005
10	16488	1959	5361	0.0851	0.0005	10	15358	1862	4855	0.0825	0.0005
11	9168	934	4217	0.0765	0.0005	11	8641	881	4065	0.0741	0.0005
12	4017	322	3695	0.0703	0.0006	12	3695	307	3388	0.0679	0.0006

Nota: Los errores estándar se presentan en 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 a los hogares en los que alguno de los padres tiene entre 18 y 40 años edad y en los que los hijos no rebasan la edad de 12 años. No se incluyen observaciones en las que 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. En las columnas (3) y (9), se muestra 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. En las columnas (5) y (11), se presentan 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.

Veamos, por ejemplo, lo que sucede en los hogares durante el segundo año transcurrido desde el nacimiento del primer hijo; esto es durante el año 1. 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, que es lo mismo que decir que fallaron en términos del lenguaje utilizado en análisis de supervivencia. Utilizando (*E6*), podemos constatar que esto quiere decir que la probabilidad de que un hogar, en el que el primogénito es varón, dure un año o más tiempo sin tener un segundo hijo, desde el nacimiento del primer hijo, es igual a 0.8522. De la misma manera, podemos calcular la probabilidad de que en un hogar, con una hija primogénita mujer, transcurra un año o más tiempo sin que nazca un segundo hijo. Vemos en la Tabla 6 que esta probabilidad es igual a 0.8486, y es menor que la probabilidad para los hogares en los que el primogénito es varón.

En la Tabla 6 observamos que la probabilidad de que un hogar con hija primogénita mujer no tenga un segundo hijo, transcurrido un determinado número de años, es siempre menor en los hogares en los que el primer hijo es mujer. Esto se traduce en que los hijos primogénitos varones tienen mayor probabilidad de gozar de la exclusividad de las atenciones de los padres y de los recursos del hogar por un periodo de tiempo más prolongado, antes de que nazca un segundo hijo. En 2010, por ejemplo, tomando en cuenta a los hogares en los que el hijo primogénito tiene a lo mucho 12 años de edad, 147,940 hijas primogénitas hubieran permanecido siendo hijas únicas por lo menos un años más, si hubieran sido varones.

También podemos comparar el tiempo que tardan los hogares en tener un tercer hijo dependiendo del sexo de los dos primeros. En los estimados Kaplan-Meier presentados en la Tabla A10 podemos observar que la probabilidad de no tener un tercer hijo, transcurrido un determinado número de años, es la menor para los hogares en los que los dos primeros hijos son mujeres. La probabilidad aumenta para los hogares en los que los primeros dos hijos son varones. Esto también puede verse gráficamente. La función de supervivencia de este último tipo de hogares se encuentra siempre por arriba y a la derecha de la de los hogares con dos hijas mujeres. Finalmente, también podemos observar en la Tabla A10 que la probabilidad de que en un hogar aún no haya nacido un tercer hijo, pasado determinado número de años, es mayor en los hogares en los que hay un hijo de cada uno de los sexos. Estos resultados nos sugieren que los padres tienen una preferencia por una composición mixta del sexo de los hijos, pero que además presentan una preferencia por los varones, sobre las mujeres.

Si bien el análisis que hemos hecho hasta ahora es interesante en términos descriptivos, el estimador Kaplan-Meier no nos permite incluir controles relevantes a nivel hogar. Con dicha

finalidad nos gustaría estimar un modelo de duración paramétrico. Sin embargo, en nuestro análisis es difícil conocer cómo depende del tiempo el proceso de transición a un segundo hijo. Existe, sin embargo, un método semiparamétrico que no requiere de una especificación completa de la distribución (Cameron & Trivedi 2005). El modelo de Cox de riesgos proporcionales nos permite dejar sin especificar la forma funcional del riesgo base, de tal manera que pueda tomar cualquier forma; no tenemos que especificar su relación con el tiempo. Por lo tanto, para incluir controles, vamos a estimar el modelo de Cox.

Vamos a construir nuestra función de riesgo de acuerdo al modelo de regresión de Cox como sigue:

$$\lambda_h(t \mid M_h, X_h, \beta_1, \beta_2) = \lambda_0(t) \exp(\beta_1 M_h + \beta_2 X_h) \quad (E7)$$

en el que 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 (E7) la forma funcional del riesgo base no ha sido especificada, y el modelo no tiene intercepto. Elegimos para los regresores  $M_h$  y  $X_h$  una forma funcional exponencial; esto permite que los coeficientes tengan una interpretación sencilla. Los cambios en los regresores pueden interpretarse como teniendo un efecto multiplicativo sobre el riesgo original. Esto quiere decir que necesitamos conocer  $\beta_1$  y  $\beta_2$ , pero no hace falta saber cuál es el riesgo basal  $\lambda_0(t)$  (Cameron & Trivedi 2005).

TABLA 7  
DURACIÓN SIN SEGUNDO HIJO - ESTIMADOS DEL MODELO DE COX

SEXO DEL PRIMER HIJO	COEFICIENTE	PUNTUACIÓN DE RIESGO
	(1)	(2)
MUJER	0.0200*** (0.0017)	1.0201*** (0.0017)
Controles	X	X
Observaciones	1,458,660	1,458,660

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: 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 los que alguno de los padres tiene entre 18 y 40 años edad y en los que los hijos no rebasan la edad de 12 años. No se incluyen observaciones en las que 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 columna (2) se presenta 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 de la Tabla 7 es más reducida que la original, debido a que 79,336 hogares no se observan por lo menos un año completo; es decir, el primer hijo del hogar tenía 0 años al momento del levantamiento del censo. En la Tabla 7 se observa, en la columna (1), que el coeficiente estimado de la variable indicadora del hijo primogénito mujer en el hogar es positiva y estadísticamente significativo. Esto implica que para los hogares, en los que el primer hijo es mujer, el tiempo sin un segundo hijo termina más pronto. En la columna (2) de la misma tabla se presenta el estimado de la puntuación de riesgo; se trata del exponencial del coeficiente de la columna (1). El impacto de que el primer hijo sea mujer en el riesgo del hogar está dado por  $1 - \exp(\beta)$ , dado que  $M_h$ , en la ecuación (E7), es una variable indicadora que toma valores 0 y 1 (Cameron & Trivedi 2005). Por lo tanto, esto quiere decir que en los hogares en los que la primera hija es mujer el riesgo incrementa en 2% sobre el riesgo base.

### 5.2.3. Implicaciones e interpretación de los efectos del sexo de los hijos sobre la fecundidad

En lo concerniente a las decisiones de fecundidad de los hogares, nuestros resultados sugieren que el sexo de los hijos también importa. Encontramos que en los hogares, en los que el primogénito es mujer, la probabilidad de tener un mayor número de hijos se incrementa. Como con nuestros resultados respecto a la estructura familiar, también nos interesa establecer qué subyace a este comportamiento diferente de los padres, según sea el sexo del hijo primogénito.

Los resultados que encontramos, referentes a las decisiones de fecundidad de los hogares, pueden entenderse en razón 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. Otra posibilidad, asumiendo que los padres consideren que los niños son más difíciles de criar que las niñas, es explicar nuestros resultados en base a un comportamiento altruista de los padres. Si esto es así, también es más probable que los padres tengan un hijo adicional cuando en el hogar no hay todavía un hijo varón (Dahl y Moretti 2008). Los padres buscarán tener por lo menos un hijo del sexo más difícil de cuidar, para satisfacer su altruismo.

Nuestros resultados de fecundidad no pueden entenderse en base a las otras tres explicaciones posibles de los resultados de estructura familiar. Si la madre y el padre sólo toman en consideración las respectivas ventajas comparativas de cada uno de ellos para criar a los hijos según su sexo, y valoran a los hijos de la misma manera independientemente de su sexo, las decisiones sucesivas de fecundidad no tienen por qué verse influenciadas por el sexo de los hijos previamente nacidos. Por otra parte, si los padres no presentan sesgo alguno en sus preferencias y las hijas son más caras que los hijos, entonces la probabilidad, controlando por el número de hijos, de tener un hijo adicional en un hogar con puras mujeres tiene que ser menor que en un hogar con puros varones. Esto se debe a restricciones presupuestarias (Dahl y Moretti 2008).

Finalmente, si el precio de un hijo varón es menor cuando el padre se encuentra viviendo en el hogar, en razón de una ventaja tecnológica de éste para criarlo, entonces la probabilidad de tener un hijo adicional en un hogar con sólo mujeres tiene que ser menor que en un hogar con sólo varones. Esto se debe a que los hogares, en los que el primogénito es mujer, toman en cuenta la mayor probabilidad de que el padre se ausente (Dahl y Moretti 2008). Esto implica

que el costo esperado un hijo adicional es mayor en los hogares en los que hay solamente hijas, en relación al costo esperado en hogares en los que todos los hijos son varones.

Al considerar simultáneamente las decisiones de estructura familiar y de fecundidad de los hogares, sólo dos de las explicaciones posibles, de las planteadas, tienen capacidad de explicar nuestros hallazgos. Los efectos que encontramos del sexo de los hijos, sobre las variables de estructura familiar y fecundidad, son sólo compatibles con la explicación de las preferencias de los padres y con la explicación del comportamiento altruista de los padres. Rojas (2006), utilizando la Encuesta Nacional de Salud Reproductiva con población masculina de 2003, encuentra que dos importantes razones señaladas por los hombres entrevistados para preferir tener hijos varones se encuentran: “porque los (hombres) sufren menos que las mujeres” y “porque las mujeres requieren más cuidado”.

Esta última pieza de evidencia nos sugiere que los padres mexicanos consideran que las hijas son más difíciles de cuidar. Entonces, siendo así, de acuerdo a la explicación del comportamiento altruista de los padres, esperamos encontrar que la probabilidad de tener un hijo adicional sea mayor en los hogares en los que todos los hijos son varones. Esto no se corresponde con la evidencia encontrada por nosotros. Por lo tanto, nuestros resultados en conjunto sugieren que los padres mexicanos presentan un sesgo en sus preferencias por los hijos de sexo masculino.

De acuerdo a Ichino et al. (2010), el sexo de los hijos afecta las decisiones de fecundidad en dos sentidos. El número de hijos es mayor en los hogares en los que el sexo del primer hijo no es el predilecto, dado que entonces los padres tienen con mayor probabilidad otro hijo, buscando que éste sea del sexo de su preferencia. Por otro lado, debido a que es más probable que el padre se encuentre ausente en los hogares en los que el hijo no es del sexo predilecto, el número de hijos en estos hogares disminuye; es menos probable que se embarace una madre de un hogar sin un padre residente.

Nuestros estimados del efecto del sexo del hijo primogénito sobre el número de hijos en el hogar recogen ambos efectos mencionados por Ichino et al. (2010); para calcular nuestros resultados incluimos tanto hogares biparentales como monoparentales. La evidencia presentada muestra que la presencia de un hijo primogénito mujer en el hogar tiene un efecto positivo sobre el número de hijos. Esto nos permite inferir que el efecto del sexo del hijo

menos predilecto sobre el número de hijos, que opera vía la ausencia del padre en el hogar y que es de signo negativo, es de menor magnitud<sup>5</sup> en valor absoluto que el efecto directo de signo positivo que actúa directamente, haciendo que los padres quieran un hijo adicional en caso de todavía no tener uno del sexo de su predilección.

Nuestros hallazgos también sugieren que el efecto del sexo de los hijos sobre el número de hijos se ha ido atenuando de censo en censo. Quizá esto se deba en alguna buena medida a que en general el número de hijos promedio en el hogar ha ido disminuyendo. Similarmente a lo que sucede con el efecto sobre la estructura familiar, nuestros resultados referentes a la fecundidad de las familias también sugieren que el efecto del sexo de los hijos es más fuerte entre los hogares en los que el padre sólo tiene primaria o secundaria; con mayor escolaridad el efecto se vuelve virtualmente cero.

Cabe mencionar que nuestros resultados de fecundidad, como también lo hacen los de estructura familiar, respaldan la teoría de las preferencias por una composición mixta del sexo de los hijos.

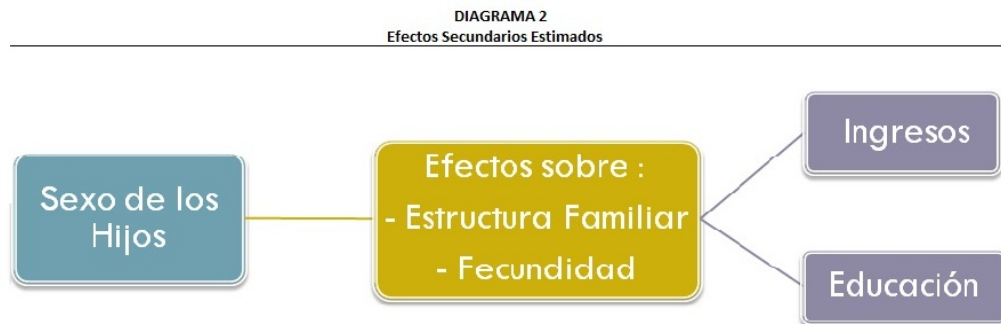
---

5

Cuando la magnitud del efecto negativo que opera vía la ausencia del padre es mayor, en valor absoluto, no podemos distinguir la dirección del efecto directo. Esto imposibilita discernir entre las diferentes explicaciones posibles de los efectos. Cuando esto sucede, el efecto del sexo de los hijos sobre la estructura familiar “esconde” el efecto sobre la fecundidad. Tenemos entonces que calcular nuestros estimados de fecundidad con una muestra que incluya sólo a hogares biparentales. Los estimados calculados con dicha muestra capturan principalmente el efecto directo.

## 6. Efectos del Sexo de los Hijos sobre los Ingresos y la Educación

Hemos encontrado que el sexo de los hijos sí tiene un efecto sobre la fecundidad y la estructura familiar de los hogares. Nos interesa ahora estimar, si a su vez el sexo de los hijos tiene efectos sobre los ingresos de los hogares o sobre los logros educativos de los hijos. A estos efectos los llamamos efectos secundarios. Esto se debe a que operan vía los efectos primarios que estimamos en la sección anterior. En el Diagrama 2 presentamos los efectos secundarios que estimamos a continuación.



### 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 & Michaels 2008; Dahl & Moretti 2008). En la sección anterior, nuestros resultados muestran que el sexo de los hijos sí tiene un efecto sobre la estructura familiar; en concreto sobre la ausencia del padre en el hogar. Por lo tanto, en la presente sección queremos establecer la presencia o ausencia de un efecto del sexo de los hijos sobre el ingreso de los hogares, utilizando nuestros datos.

Nuestro interés es capturar el efecto del sexo de los hijos que opera vía la ausencia del padre sobre el ingreso de los hogares. Es decir, queremos establecer el efecto del padre ausente sobre los ingresos de los hogares, en los que el padre se encuentra ausente debido a que

el hijo primogénito es mujer. El método de variables instrumentales nos permite estimar el efecto que buscamos. Siguiendo a 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 (ingreso del hogar).

En la columna (1) de la Tabla 8 nosotros presentamos el estimado por MCO del efecto del sexo del hijo primogénito sobre los ingresos de los hogares. Podemos observar que el efecto del sexo del hijo primogénito, sobre la variable de los ingreso del trabajo mensual del hogar, no es estadísticamente distinto de cero. Luego, en la columna (2) presentamos el efecto que a nosotros más nos interesa estimar; el efecto del sexo de los hijos que opera vía la ausencia del padre sobre los ingresos del hogar. Observamos que este resultado tampoco es estadísticamente distinto de cero.

TABLA 8  
EFECTO DEL SEXO DE LOS HIJOS SOBRE VARIABLES DE INTERÉS ECONÓMICO

	Ingreso del Trabajo Mensual del Hogar	Ingreso del Trabajo Mensual del Hogar	Segundo Hijo en Grado Correcto	Segundo Hijo en Grado Correcto	Segundo Hijo en Grado Correcto
	MCO	VI	MCO	VI	VI
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>HIJO MAYOR MUJER</b>	13.16 (74.35)		0.0027 (0.0023)		
<b>PADRE AUSENTE</b>		9089.98 (51,677.95)		1.4480 (1.6075)	
<b>NÚMERO DE HIJOS</b>					0.0972 (0.0831)
Controles	X	X	X	X	X
Observaciones	1,222,816	1,222,816	437,598	437,598	437,598
R-cuadrado	0.017	0.011	0.029	-0.589	0.008

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: 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 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 para todos los hogares se cuenta con datos de los ingreso 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 columna (2) se presenta el estimado de VI del efecto del padre ausente sobre la variable de ingresos del hogar. En la columna (3) se presenta 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 columna (4) se presenta 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. 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 posteriormente tiene un efecto sobre el nivel educativo de los hijos del hogar (Dahl y Moretti 2008). En la sección anterior, mostramos que el sexo del hijo primogénito sí es un determinante de la ausencia del padre en los hogares mexicanos. Por lo tanto, nos gustaría verificar si esta ausencia tiene a su vez un efecto sobre los logros educativos de los hijos. 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. Nuestros resultados también muestran que el sexo de los hijos tiene un efecto sobre la cantidad de hijos en el hogar. Queremos por ello establecer si este mayor número de hijos en el hogar tiene algún efecto ulterior sobre la calidad 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 a 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 implementamos 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. Instrumentamos luego, en una segunda especificación, el número de hijos en el hogar, por medio de la indicadora del sexo del primogénito.

En la columna (3) de la Tabla 8 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.

## 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. Nuestros 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. Esto 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 siendo varones.

Nosotros examinamos 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. Nuestros 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 a 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. Estas variables también son afectadas por el sexo de los hijos previamente nacidos. De acuerdo a nuestros 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. Esto implica 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 utilizamos 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 transcurrido que tardan los padres en tener un hijo adicional también varía, dependiendo 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. Nuestros cálculos arrojan que en 2010 aproximadamente 147,900 hijas primogénitas de 12 años de edad o menos hubieran permanecido siendo 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 encontramos son susceptibles de ser explicados de diversas maneras. Sin embargo, si combinamos estos resultados con los que se refieren a las decisiones de fecundidad de los hogares, logramos descartar varias de las posibles explicaciones. Los diferentes efectos que encontramos 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, nuestros 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 nuestros resultados también son compatibles con la teoría de las preferencias por una composición mixta del sexo de los hijos.

Nosotros no encontramos 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 tiene de sufrir cualesquiera consecuencias negativas que entrañe el ser del sexo menos predilecto por los padres.

## Referencias

- ANDERSSON, G. et al. (2006), "Gendering Family Composition: Sex Preferences for Children and Child-bearing Behavior in the Nordic Countries", *Demography*, **43** (2), 255-267.
- ANGRIST, J.D. y EVANS, W.N. (1998), "Children and Their Parents's Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size", *The American Economic Review*, **88** (3), 450-477.
- ANGRIST, J.D. y PISCHKE, J.-S. (2009), *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion* (New Jersey: Princeton University Press).
- BARNETT, R.C. y BARUCH, G.K., "Determinants of Fathers' Participation in Family Work", *Journal of Marriage and the Family*, **49** (1), 29-40.
- BECKER, G. S. y LEWIS, H. G. (1973), "On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children", *Journal of Political Economy*, **81** (2), S279-S288.
- BECKER, G. S. y TOMES, N. (1986), "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, **4** (3), S1-S39.
- BEDARD, K. y DESCHÊNES, O. (2005), "Sex Preferences, Marital Dissolution, and the Economic Status of Women", *The Journal of Human Resources*, **40** (2), 411-434.
- BHASKAR, V. (2011), "Sex Selection and Gender Balance", *American Economic Journal*, **3** (1), 214-244.
- BROCKMAN, H. (2001), "Girls Preferred?" Changing Patterns of Sex Preferences in the Two German States", *European Sociological Review*, **17** (2), 189-202.
- BRYANT, W. K. y ZICK, C. D. (1996), "An Examination of Parent-Child Shared Time", *Journal of Marriage and the Family*, **58** (1), 227-237.
- CAI, Y. y LAVELY, W. (2003), "China's Missing Girls: Numerical Estimates and Effects on Population Growth", *The China Review*, **3** (2), 13-29.
- CAMERON, A.C. y TRIVEDI P. K. (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications* (New York: Cambridge University Press, 2009)
- CHIAPPORI, P. A. (1988), "Nash-Bargained Household Decisions: A Comment", *International Economic Review*, **29** (4), 791-796.

- CHIAPPORI, P. A. (1992), "Collective Labor Supply and Welfare", *Journal of Political Economy*, **100** (3), 437-467.
- DAHL, G. B. y MORETTI, E. (2008), "The Demand for Sons", *The Review of Economic Studies*, **75** (4), 1085-1120.
- GINTHER, D. K. y POLLAK, R. A. (2004), "Family Structure and Children's Educational Outcomes: Blended Families, Stylized Facts, and Descriptive Regressions", *Demography*, **41** (4), 671-696.
- GRAY, E. y EVANS, A. (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 KOHLER, H.-P. (2000), "Gender Preferences for Children in Europe: Empirical Results from 17 FFS Countries", *Demographic Research*, **2** (1).
- HARRIS, K. M. y MORGAN, S. P. (1991), "Fathers, Sons, and Daughters: Differential Parental Involvement in Parenting", *Journal of Marriage and the Family*, **53** (1), 531-544.
- 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*, **5649**.
- JACOBSEN, R., MØLLER, H. y ENGHOLM, G. (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 MEIER, P. (1958), "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations", *Journal of the American Statistical Association*, **53**, 457-481.
- LANDSBURG, S. E. (2007), *Cuanto más Sexo más Seguro* (México D.F.: Santillana, 2007).
- LEIGH, A (2009), "Does Child Gender Affect Marital Status?", *Journal of Population Economics*, **22**, 351-366.
- LUNDBERG, S. (2005), "Sons, Daughters, and Parental Behavior", *Oxford Review of Economic Policy*, **21** (3), 340-356.
- MARLEAU, J. D., y SAUCIER, J. F. (2002), "Preference for a first-born boy in Western societies.", *Journal of Biosocial Science*, **34**, 13-27.
- MCDONALD, P. (2000), "Gender Equity in Theories of Fertility Transition", *Population and Development Review*, **26** (3), 427-439.
- MCDONALD, P. (2006), "Low Fertility and the State: The Efficacy of Policy", *Population and Development Review*, **32** (3), 485-510.

MILLS, M. y BEGALL, K. (2010), "Preferences for the Sex-Composition of Children in Europe: A Multilevel Examination of Its Effect on Progression to a Third Child", *Population Studies*, **64** (1), 77-95.

MORGAN, S.P. y POLLARD, M. (2002), "Emerging Parental Gender Indifference? Sex Composition of Children and the Third Birth" *American Sociological Review*, **67** (4), 23-45.

RINDFUSS, R. R., BREWSTER, K.L. y KAVEE, A. L. (1996), "Women, Work and Children: Behavioural and Attitudinal Change in the United States", *Population and Development Review*, **22** (3), 457-482.

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.

RUZ, M. H. (1998), "La Semilla del Hombre. Notas Etnológicas acerca de la Sexualidad y Reproducción Masculina entre los Mayas", en Lerner, S. (comp): "Varones, Sexualidad y Reproducción. Diversas Perspectivas Teórico-Methodológicas y Hallazgos de Investigación", El Colegio de México, México.

SONG, S. y BUGARD, S. A. (2008), "Does Son Preference Influence Children's Growth in Height? A Comparative Study of Chinese and Filipino Children", *Population Studies*, **62** (3), 305-320.

TABLA A1  
EFECTO MARGINAL SOBRE LA PROBABILIDAD DE PADRE AUSENTE EN EL HOGAR

SEXO DEL PRIMER HIJO	HOGARES CON 1 HIJO	HOGARES CON MÁS DE 1 HIJO	ORDEN DEL SEXO DE LOS PRIMEROS DOS HIJOS	HOGARES CON 2 HIJOS	HOGARES CON MÁS DE 2 HIJOS	ORDEN DEL SEXO DE LOS PRIMEROS TRES HIJOS	HOGARES CON 3 HIJOS	HOGARES CON MÁS DE 3 HIJOS	MEZCLA DEL SEXO DE LOS PRIMEROS 4 HIJOS	HOGARES CON 4 HIJOS	HOGARES CON MÁS DE 4 HIJOS
	(1)	(2)		(3)	(4)		(5)	(6)		(7)	(8)
MUJER	0.0015 (0.0014)	0.0018*** (0.0007)	MUJER, MUJER	0.0012 (0.0015)	0.0016 (0.0010)	M, M, M	-0.0027 (0.0026)	-0.0002 (0.0021)	4 M	-0.0009 (0.0053)	-0.0017 (0.0043)
			VARÓN, MUJER	-0.0027* (0.0014)	-0.0014 (0.0010)	V, V, M	-0.0046* (0.0026)	-0.0037* (0.0020)	2 M, 2 V	-0.0037 (0.0042)	-0.0054 (0.0035)
			MUJER, VARÓN	0.0002 (0.0016)	0.0008 (0.0011)	V, M, V	-0.0059** (0.0026)	-0.0025 (0.0021)	3 M, 1 V	0.0034 (0.0046)	0.0007 (0.0037)
						M, V, V	-0.0003 (0.0026)	0.0006 (0.0020)	1 M, 3 V	-0.0003 (0.0045)	-0.0023 (0.0036)
						V, M, M	-0.0015 (0.0027)	-0.0010 (0.0021)			
						M, V, M	-0.0031 (0.0027)	-0.0019 (0.0021)			
						M, M, V	0.0024 (0.0028)	0.0013 (0.0021)			
Probabilidad Varones	0.1028	0.0787		0.0747	0.0715		-3.9485	-0.2788		0.0674	0.0689
Efecto Porcentual	1.4	2.3		1.6	2.2		0.1	0.1		-1.3	-2.4
Observations	457,884	1,537,996		575,944	1,080,112		326,706	504,168		120,125	177,462
R-squared	0.012	0.006		0.008	0.011		0.018	0.019		0.023	0.025

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: Los errores estándar 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 a 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 variable dependiente es una indicadora que vale 1 si el padre se encuentra ausente del hogar al momento del levantamiento del censo. La categoría excluida es la de todos los hijos varones. La probabilidad de los varones se calcula como la probabilidad predicha promedio de la variable de interés, para las familias en las que todos los hijos son varones. Se calcula utilizando los coeficientes estimados sobre las variables de control. El efecto porcentual indica qué tanto incrementa la probabilidad cuando todas las hijas del hogar son mujeres. Las variables de control son la edad del jefe del hogar, los años de educación del jefe del hogar, indicadores 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.

TABLA A2  
EFECTO MARGINAL SOBRE LA PROBABILIDAD DE MADRE NUNCA CASADA

SEXO DEL PRIMER HIJO	HOGARES CON 1 HIJO	HOGARES CON MÁS DE 1 HIJO	ORDEN DEL SEXO DE LOS PRIMEROS DOS HIJOS	HOGARES CON 2 HIJOS	HOGARES CON MÁS DE 2 HIJOS	ORDEN DEL SEXO DE LOS PRIMEROS TRES HIJOS	HOGARES CON 3 HIJOS	HOGARES CON MÁS DE 3 HIJOS	MEZCLA DEL SEXO DE LOS PRIMEROS 4 HIJOS	HOGARES CON 4 HIJOS	HOGARES CON MÁS DE 4 HIJOS
	(1)	(2)		(3)	(4)		(5)	(6)		(7)	(8)
MUJER	-0.0008 (0.0020)	-0.0002 (0.0010)	MUJER, MUJER	0.0021 (0.0024)	0.0000 (0.0017)	M, M, M	0.0020 (0.0039)	-0.0001 (0.0031)	4 M	0.0006 (0.0086)	0.0010 (0.0068)
			VARÓN, MUJER	-0.0038* (0.0023)	-0.0007 (0.0016)	V, V, M	0.0073* (0.0042)	0.0055* (0.0033)	2 M, 2 V	0.0086 (0.0068)	0.0080 (0.0054)
			MUJER, VARÓN	-0.0030 (0.0022)	-0.0003 (0.0016)	V, M, V	0.0080* (0.0041)	0.0064** (0.0033)	3 M, 1 V	0.0046 (0.0070)	0.0050 (0.0055)
						M, V, V	0.0081** (0.0039)	0.0078** (0.0031)	1 M, 3 V	0.0080 (0.0070)	0.0095* (0.0055)
						V, M, M	0.0048 (0.0040)	0.0058* (0.0032)			
						M, V, M	0.0082** (0.0042)	0.0043 (0.0032)			
						M, M, V	-0.0002 (0.0040)	0.0009 (0.0032)			
Probabilidad Varones Efecto Porcentual	0.2929 -0.3	0.2470 -0.1		0.2348 0.9	0.2273 0.0		0.2158 0.9	0.2173 0.0		0.2199 0.3	0.2207 0.5
Observations	450,750	1,517,710		568,800	1,066,960		322,787	498,160		118,671	175,373
R-squared	0.089	0.093		0.096	0.093		0.095	0.092		0.089	0.089

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: Los errores estándar 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 a 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 variable dependiente es una indicadora que vale 1 si la madre del hogar nunca se ha casado al momento del levantamiento del censo. La categoría excluida es la de todos los hijos varones. La probabilidad de los varones se calcula como la probabilidad predicha promedio de la variable de interés, para las familias en las que todos los hijos son varones. Se calcula utilizando los coeficientes estimados sobre las variables de control. El efecto porcentual indica qué tanto incrementa la probabilidad cuando todas las hijas del hogar son mujeres. Las variables de control son la edad del jefe del hogar, los años de educación del jefe del hogar, indicadores 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.



TABLA A3

EFFECTO MARGINAL SOBRE LA PROBABILIDAD DE HOGAR MONOPARENTAL

SEXO DEL PRIMER HIJO	HOGARES CON 1 HIJO	HOGARES CON 1 HIJO O MÁS	ORDEN DEL SEXO DE LOS PRIMEROS DOS HIJOS	HOGARES CON 2 HIJOS	HOGARES CON 2 HIJOS O MÁS	ORDEN DEL SEXO DE LOS PRIMEROS TRES HIJOS	HOGARES CON 3 HIJOS	HOGARES CON 3 HIJOS O MÁS	MEZCLA DEL SEXO DE LOS PRIMEROS 4 HIJOS	HOGARES CON 4 HIJOS	HOGARES CON 4 HIJOS O MÁS
	(1)	(2)		(3)	(4)		(5)	(6)		(7)	(8)
MUJER	-0.0032*** (0.0012)	0.0001 (0.0006)	MUJER, MUJER	0.0003 (0.0014)	0.0007 (0.0010)	M, M, M	-0.0047* (0.0025)	-0.0014 (0.0019)	4 M	0.0026 (0.0049)	0.0006 (0.0041)
			VARÓN, MUJER	-0.0026* (0.0014)	-0.0021** (0.0010)	V, V, M	-0.0042* (0.0025)	-0.003311* (0.0019)	2 M, 2 V	-0.0027 (0.0038)	-0.0046 (0.0032)
			MUJER, VARÓN	0.0000 (0.0016)	0.0004 (0.0011)	V, M, V	-0.0071*** (0.0025)	-0.0041** (0.0020)	3 M, 1 V	0.0023 (0.0041)	-0.0002 (0.0034)
						M, V, V	0.0001 (0.0025)	0.0004 (0.0020)	1 M, 3 V	-0.0001 (0.0040)	-0.0022 (0.0034)
						V, M, M	-0.0026 (0.0026)	-0.0021 (0.0020)			
						M, V, M	-0.0038 (0.0025)	-0.0023 (0.0020)			
						M, M, V	0.0020 (0.0026)	0.0010 (0.0020)			
Probabilidad Varones	0.0783	0.0657		0.0651	0.0639		0.0634	0.0628		0.0614	0.0631
Efecto Porcentual	-4.1	0.2		0.4	1.1		-7.4	-2.2		4.3	0.9
Observations	437,068	1,492,493		561,207	1,055,425		320,080	494,218		117,727	174,138
R-squared	0.008	0.003		0.004	0.006		0.009	0.011		0.016	0.017

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: Los errores estándar 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 a 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 variable dependiente es una indicadora que vale 1 si en el hogar sólo vive uno de los padres. La categoría excluida es la de todos los hijos varones. La probabilidad de los varones se calcula como la probabilidad predicha promedio de la variable de interés, para las familias en las que todos los hijos son varones. Se calcula utilizando los coeficientes estimados sobre las variables de control. El efecto porcentual indica qué tanto incrementa la probabilidad cuando todas las hijas del hogar son mujeres. Las variables de control son la edad del jefe del hogar, los años de educación del jefe del hogar, indicadores 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.

TABLA A4

## EFECTO MARGINAL SOBRE LA PROBABILIDAD DE CUSTODIA MATERNA

SEXO DEL PRIMER HIJO	HOGARES CON 1 HIJO	HOGARES CON 1 HIJO O MÁS	ORDEN DEL SEXO DE LOS PRIMEROS DOS HIJOS	HOGARES CON 2 HIJOS	HOGARES CON 2 HIJOS O MÁS	ORDEN DEL SEXO DE LOS PRIMEROS TRES HIJOS	HOGARES CON 3 HIJOS	HOGARES CON 3 HIJOS O MÁS	MEZCLA DEL SEXO DE LOS PRIMERO 4 HIJOS	HOGARES CON 4 HIJOS	HOGARES CON 4 HIJOS O MÁS
	(1)	(2)		(3)	(4)		(5)	(6)		(7)	(8)
MUJER	0.0340*** (0.0066)	0.0155*** (0.0036)	MUJER, MUJER	0.0130 (0.0085)	0.0130** (0.0059)	M, M, M	0.0081 (0.0140)	0.0077 (0.0112)	4 M	-0.0232 (0.0299)	-0.0133 (0.0268)
			VARÓN, MUJER	0.010 (0.0080)	0.01187** (0.0058)	V, V, M	-0.0171 (0.0151)	-0.0115 (0.0120)	2 M, 2 V	-0.0036 (0.0202)	0.0013 (0.0203)
			MUJER, VARÓN	0.0080 (0.0082)	0.0091 (0.0006)	V, M, V	0.0147 (0.0140)	0.017 (0.0112)	3 M, 1 V	-0.0064 (0.0212)	0.0063 (0.0207)
						M, V, V	-0.0025 (0.0154)	-0.0003 (0.0121)	1 M, 3 V	-0.0028 (0.0211)	0.0061 (0.0208)
						V, M, M	-0.0027 (0.0147)	0.003 (0.0116)			
						M, V, M	0.0145 (0.0144)	0.012 (0.0115)			
						M, M, V	0.0125 (0.0139)	0.0087 (0.0112)			
Probabilidad Varones	0.7958	0.8243		0.8224	0.8232		0.8142	0.8161		0.8270	0.8172
Efecto Porcentual	4.3	1.9		1.6	1.6		1.0	0.9		-2.8	-1.6
Observations	30,487	96,813		36,014	66,326		19,991	30,312		7,202	10,321
R-squared	0.013	0.015		0.019	0.024		0.040	0.039		0.036	0.039

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Nota: Los errores estándar 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 a 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 variable dependiente es una indicadora que vale 1 si el hogar jefe del hogar monoparental es mujer. La categoría excluida es la de todos los hijos varones. La probabilidad de los varones se calcula como la probabilidad predicha promedio de la variable de interés, para las familias en las que todos los hijos son varones. Se calcula utilizando los coeficientes estimados sobre las variables de control. El efecto porcentual indica qué tanto incrementa la probabilidad cuando todas las hijas del hogar son mujeres. Las variables de control son la edad del jefe del hogar, los años de educación del jefe del hogar, indicadores 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.

TABLA A5

## EFECTO MARGINAL SOBRE LA PROBABILIDAD DE UN HIJO ADICIONAL

HOGARES CON 1 O MÁS HIJOS		HOGARES CON 2 O MÁS HIJOS		HOGARES CON 3 O MÁS HIJOS		HOGARES CON 4 O MÁS HIJOS	
SEXO DEL PRIMER HIJO	POR LO MENOS 1 HIJO MÁS (2+)	ORDEN DEL SEXO DE LOS PRIMEROS DOS HIJOS	POR LO MENOS 1 HIJO MÁS (3+)	ORDEN DEL SEXO DE LOS PRIMEROS TRES HIJOS	POR LO MENOS 1 HIJO MÁS (4+)	MEZCLA DEL SEXO DE LOS PRIMEROS 4 HIJOS	POR LO MENOS 1 HIJO MÁS (5+)
	(1)		(2)		(3)		(4)
MUJER	0.0025** (0.0011)	MUJER, MUJER	0.0163*** (0.0019)	M, M, M	0.0214*** (0.0033)	4 M	0.0172** (0.0073)
		VARÓN, MUJER	-0.0264*** (0.0020)	V, V, M	-0.0260*** (0.0033)	2 M, 2 V	-0.0170*** (0.0056)
		MUJER, VARÓN	-0.0253*** (0.0019)	V, M, V	-0.0200*** (0.0036)	3 M, 1 V	0.0003 (0.0058)
				M, V, V	-0.0169*** (0.0032)	1 M, 3 V	-0.0131** (0.0058)
				V, M, M	-0.0094*** (0.0033)		
				M, V, M	-0.0116*** (0.0033)		
				M, M, V	-0.0075** (0.0032)		
Probabilidad Varones	0.6966		0.4707		0.3526		0.2781
Efecto Porcentual	0.4		3.5		6.1		6.2
Observations	1,537,996		1,080,112		504,168		177,462
R-squared	0.099		0.097		0.105		0.061

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: Los errores estándar 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 a 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. En la columna (1) la variable dependiente es una indicadora igual a 1 si la familia tiene dos o más hijos; en la columna (2) la variable dependiente es una indicadora igual a 1 si la familia tiene tres o más hijos; en la columna (3) la variable dependiente es una indicadora igual a 1 si la familia tiene cuatro o más hijos; y en la columna (4) la variable dependiente es una indicadora igual a 1 si la familia tiene cinco o más hijos. La categoría excluida es la de todos los hijos varones. La probabilidad de los varones se calcula como la probabilidad predicha promedio de la variable de interés, para las familias en las que todos los hijos son varones. Se calcula utilizando los coeficientes estimados sobre las variables de control. El efecto porcentual indica qué tanto incrementa la probabilidad cuando todas las hijas del hogar son mujeres.



TABLA A6  
ESTIMADOS DESAGREGADOS POR CARACTERÍSTICAS

	Padre Ausente			Madre Nunca Casada			Hogar Monoparental			Custodia Materna			Fecundidad (No. De Hijos)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	Coficiente	Pr. Varones	E. Porcentual	Coficiente	Pr. Varones	E. Porcentual	Coficiente	Pr. Varones	E. Porcentual	Coficiente	Pr. Varones	E. Porcentual	Coficiente	Pr. Varones	E. Porcentual
<u>Año del Censo</u>															
1990	0.0008 (0.0007)	0.0817	1.0	-0.0015 (0.0011)	0.1896	-0.8	0.0000 (0.0007)	0.0634	0.0	0.0092* (0.0047)	0.8480	1.1	0.0233*** (0.0033)	2.2517	1.0
2000	0.0022** (0.0009)	0.0942	2.3	0.0011 (0.0014)	0.2570	0.4	0.000 (0.0009)	0.0799	0.6	0.0166*** (0.0050)	0.8047	2.1	0.0171*** (0.0031)	2.0749	0.8
2010	0.0022 (0.0017)	0.1132	1.9	-0.0009 (0.0025)	0.3603	-0.3	-0.0002 (0.0015)	0.0765	-0.3	0.0189** (0.0074)	0.8348	2.3	0.0090* (0.0046)	1.8790	0.5
<u>Tipo de Población</u>															
URBANO	0.0019** (0.0008)	0.0817	2.3	0.0001 (0.0012)	0.2441	0.0	0.0001 (0.0008)	0.0663	0.2	0.0163*** (0.0043)	0.8273	2.0	0.0129*** (0.0024)	2.1198	0.6
RURAL	0.0015 (0.0011)	0.0698	2.1	-0.0011 (0.0018)	0.2514	-0.4	0.0000 (0.0010)	0.0617	0.1	0.0122** (0.0057)	0.8032	1.5	0.0288*** (0.0045)	2.2793	1.3
<u>Religión</u>															
NO CATÓLICO	0.0021 (0.0020)	0.0783	2.7	-0.0028 (0.0031)	0.2577	-1.1	0.0004 (0.0019)	0.0674	0.5	0.0305*** (0.0116)	0.7970	3.8	0.0228*** (0.0063)	2.1875	1.0
CATÓLICO	0.0018** (0.0007)	0.0794	2.3	0.0002 (0.0011)	0.2459	0.1	0.0001 (0.0007)	0.0660	0.1	0.0131*** (0.0037)	0.8290	1.6	0.0157*** (0.0023)	2.1798	0.7

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: Los errores estándar se presentan entre paréntesis. Cada entrada es un modelo diferente. Los modelos en la columna (1), (4), (7) y (10) son análogos a los modelos en la columna (1), (2), (3), y (4) de la Tabla 4, respectivamente. El modelo en la columna (13) es análogo al modelo en la columna (1) de la Tabla 5.

TABLA A7  
ESTIMADOS DESAGREGADOS POR CARACTERÍSTICAS

	Padre Ausente			Madre Nunca Casada			Hogar Monoparental			Custodia Materna			Fecundidad (No. De Hijos)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	Coficiente	Pr. Varones	E. Porcentual	Coficiente	Pr. Varones	E. Porcentual	Coficiente	Pr. Varones	E. Porcentual	Coficiente	Pr. Varones	E. Porcentual	Coficiente	Pr. Varones	E. Porcentual
<u>Educación del Jefe del Hogar</u>															
PRIMARIA	0.0034*** (0.0001)	0.0807	4.2	0.0000 (0.0016)	0.2974	0.0	0.0011 (0.0009)	0.0674	1.7	0.0154*** (0.0051)	0.8264	1.9	0.0330*** (0.0039)	2.3738	1.4
SECUNDARIA	0.0038*** (0.0013)	0.0701	5.4	0.0007 (0.0021)	0.2385	0.3	0.0012 (0.0011)	0.0588	2.0	0.0167** (0.0069)	0.8068	2.1	0.0156*** (0.0040)	2.1048	0.7
PREPARATORIA	-0.0021 (0.0017)	0.0823	-2.6	0.0006 (0.0025)	0.2018	0.3	-0.0026 (0.0016)	0.0645	-4.0	0.0172* (0.0090)	0.8225	2.1	0.0008 (0.0049)	1.9210	0.0
UNIVERSIDAD	0.0017 (0.0023)	0.0799	2.1	-0.0023 (0.0026)	0.1582	-1.4	0.0002 (0.0022)	0.0642	0.3	0.0224** (0.0111)	0.8205	2.7	0.0038 (0.0052)	1.7507	0.2
POSGRADO	-0.0132** (0.0065)	0.0738	-17.9	-0.0062 (0.0076)	0.1398	-4.4	-0.0122** (0.0062)	0.0646	-18.9	-0.0020 (0.0351)	0.8028	-0.2	-0.0026 (0.0177)	1.7359	-0.1
<u>Década de Nacimiento del Jefe</u>															
1950	0.0011 (0.0010)	0.0504	2.2	-0.0005 (0.00145)	0.1071	-0.5	-0.0007 (0.0010)	0.0442	-1.6	0.0237*** (0.0079)	0.8337	2.8	0.0280*** (0.0052)	2.7225	1.0
1960	0.0015* (0.0008)	0.0671	2.2	0.0000 (0.00122)	0.1733	0.0	0.0001 (0.0008)	0.0596	0.2	0.0155*** (0.0052)	0.8118	1.9	0.0235*** (0.0032)	2.2569	1.0
1970	0.0025** (0.0013)	0.0845	3.0	0.0011 (0.00189)	0.2674	0.4	-0.0001 (0.0012)	0.0442	-0.2	0.0200*** (0.0062)	0.8186	2.4	0.0073* (0.0038)	2.0655	0.4
1980	0.0011 (0.0025)	0.0970	1.1	-0.0048 (0.00376)	0.3565	-1.3	0.0014 (0.0022)	0.0756	1.8	0.0023 (0.0094)	0.8687	0.3	0.0132** (0.0061)	2.1941	0.6
1990	0.003776 (0.0139)	-0.1093	-3.5	0.0093 (0.01822)	-0.0202	-45.9	-0.0003 (0.0108)	0.0634	-0.5	-0.0191 (0.0253)	0.9822	-1.9	0.0301 (0.0252)	2.3123	1.3

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: Los errores estándar se presentan entre paréntesis. Cada entrada es un modelo diferente. Los modelos en la columna (1), (4), (7) y (10) son análogos a los modelos en la columna (1), (2), (3), y (4) de la Tabla 4, respectivamente. El modelo en la columna (13) es análogo al modelo en la columna (1) de la Tabla 5.

TABLA A8

## HOGARES QUE TIENEN PADRES ENTRE 18 y 50 AÑOS

VARIABLES	RESULTADOS DE ESTRUCTURA FAMILIAR				RESULTADOS DE FECUNDIDAD				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	PADRE AUSENTE	MADRE NUNCA CASADA	HOGAR MONOPAR ENTAL	CUSTODIA MATERNA	NÚMERO TOTAL DE HIJOS	DOS O MÁS HIJOS	TRES O MÁS HIJOS	CUATRO O MÁS HIJOS	CINCO O MÁS HIJOS
<b>hija_mayor</b>	<b>0.0017***</b> (0.0007)	<b>0.0002</b> (0.00099)	<b>-0.0003</b> (0.00060)	<b>0.0198***</b> (0.00352)	<b>0.0161***</b> (0.0021)	<b>0.0024*</b> (0.0011)	<b>0.0066***</b> (0.0010)	<b>0.0053***</b> (0.0005)	<b>0.0015***</b> (0.0003)
Probabilidad Varones	0.0784	0.2495	0.0659	0.8163	2.1734	0.6919	0.3173	0.1118	0.0378
Efecto Porcentual	2.2	0.1	-0.5	2.4	0.7	0.3	2.1	4.7	4.0
Observations	1,704,582	1,681,481	1,653,975	107,189	1,704,582	1,704,582	1,704,582	1,704,582	1,704,582
R-squared	0.006	0.086	0.003	0.016	0.132	0.058	0.095	0.091	0.051

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: Los errores estándar 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 los que alguno de los padres tiene entre 18 y 50 años de edad y en los que los hijos no rebasan la edad de 12 años. Los modelos en la columna (1), (2), (3) y (4) son análogos a los modelos en la columna (1), (2), (3) y (4) de la Tabla 4, respectivamente. Los modelos en la columna (5), (6), (7), (8), (9) son análogos a los modelos en la columna (1), (2), (3), (4) y (5) de la Tabla 5, respectivamente.



TABLA A9

**HOGARES QUE TIENEN HIJOS MENORES DE 10 AÑOS**

VARIABLES	RESULTADOS DE ESTRUCTURA FAMILIAR				RESULTADOS DE FECUNDIDAD				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	PADRE AUSENTE	MADRE NUNCA CASADA	HOGAR MONOPAREN TAL	CUSTODIA MATERNA	NÚMERO TOTAL DE HIJOS	DOS O MÁS HIJOS	TRES O MÁS HIJOS	CUATRO O MÁS HIJOS	CINCO O MÁS HIJOS
<b>hija_mayor</b>	<b>0.0008</b> <b>(0.0007)</b>	<b>-0.0002</b> <b>(0.0011)</b>	<b>-0.0006</b> <b>(0.0006)</b>	<b>0.0113***</b> <b>(0.0042)</b>	<b>0.0146***</b> <b>(0.0022)</b>	<b>0.0026**</b> <b>(0.0012)</b>	<b>0.0063***</b> <b>(0.0010)</b>	<b>0.0044***</b> <b>(0.0005)</b>	<b>0.0010***</b> <b>(0.0002)</b>
Probabilidad Varones	0.0743	0.2557	0.0603	0.8300	2.0183	0.6532	0.2626	0.0775	0.0202
Efecto Porcentual	1.1	-0.1	-0.9	1.4	0.7	0.4	2.4	5.7	4.9
Observations	1,297,738	1,281,073	1,259,697	75,159	1,297,738	1,297,738	1,297,738	1,297,738	1,297,738
R-squared	0.006	0.095	0.003	0.017	0.136	0.080	0.095	0.071	0.030

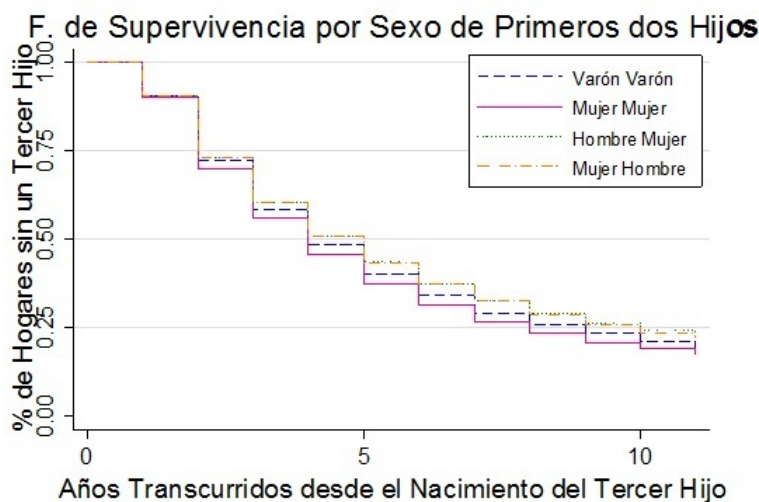
**HOGARES QUE TIENEN HIJOS MENORES DE 15 AÑOS**

VARIABLES	RESULTADOS DE ESTRUCTURA FAMILIAR				RESULTADOS DE FECUNDIDAD				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	PADRE AUSENTE	MADRE NUNCA CASADA	HOGAR MONOPAREN TAL	CUSTODIA MATERNA	NÚMERO TOTAL DE HIJOS	DOS O MÁS HIJOS	TRES O MÁS HIJOS	CUATRO O MÁS HIJOS	CINCO O MÁS HIJOS
<b>hija_mayor</b>	<b>0.0037***</b> <b>(0.0007)</b>	<b>-0.0002</b> <b>(0.0010)</b>	<b>0.0016**</b> <b>(0.0006)</b>	<b>0.0191***</b> <b>(0.0030)</b>	<b>0.0222***</b> <b>(0.0021)</b>	<b>0.0029***</b> <b>(0.0010)</b>	<b>0.0089***</b> <b>(0.0010)</b>	<b>0.0069***</b> <b>(0.0006)</b>	<b>0.0024***</b> <b>(0.0004)</b>
Probabilidad Varones	0.0869	0.2380	0.0743	0.8339	2.3834	0.7374	0.3843	0.1590	0.0650
Efecto Porcentual	4.3	-0.1	2.2	2.3	0.9	0.4	2.3	4.3	3.7
Observations	1,845,974	1,820,406	1,789,814	132,728	1,845,974	1,845,974	1,845,974	1,845,974	1,845,974
R-squared	0.007	0.089	0.004	0.012	0.234	0.120	0.161	0.150	0.100

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Nota: Los errores estándar 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. En el panel superior, la muestra incluye a 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 10 años. En el panel inferior, la muestra incluye a 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 15 años. Los modelos en la columna (1), (2), (3) y (4) son análogos a los modelos en la columna (1), (2), (3) y (4) de la Tabla 4, respectivamente. Los modelos en la columna (5), (6), (7), (8), (9) son análogos a los modelos en la columna (1), (2), (3), (4) y (5) de la Tabla 5, respectivamente.

TABLA A10  
 DURACIÓN SIN TERCER HIJO - ESTIMADOS DE SOBREVIVENCIA KAPLAN-MEIER



VARÓN VARÓN			MUJER MUJER			VARÓN MUJER			MUJER VARÓN		
AÑO	SUPERV.	ERROR EST.	AÑO	SUPERV.	ERROR EST.	AÑO	SUPERV.	ERROR EST.	AÑO	SUPERV.	ERROR EST.
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
1	0.9055	0.0006	1	0.8997	0.0006	1	0.9074	0.0006	1	0.9060	0.0006
2	0.7208	0.0009	2	0.7009	0.0010	2	0.7287	0.0009	2	0.7283	0.0009
3	0.5858	0.0011	3	0.5610	0.0011	3	0.6050	0.0011	3	0.6041	0.0011
4	0.4846	0.0011	4	0.4564	0.0012	4	0.5102	0.0012	4	0.5102	0.0012
5	0.4024	0.0012	5	0.3744	0.0012	5	0.4351	0.0012	5	0.4335	0.0012
6	0.3400	0.0012	6	0.3126	0.0012	6	0.3745	0.0013	6	0.3716	0.0013
7	0.2925	0.0013	7	0.2661	0.0013	7	0.3276	0.0014	7	0.3249	0.0013
8	0.2576	0.0014	8	0.2333	0.0014	8	0.2905	0.0015	8	0.2877	0.0015
9	0.2335	0.0015	9	0.2071	0.0016	9	0.2643	0.0016	9	0.2581	0.0016
10	0.2122	0.0019	10	0.1889	0.0019	10	0.2417	0.0020	10	0.2356	0.0020
11	0.1955	0.0027	11	0.1741	0.0027	11	0.2240	0.0029	11	0.2206	0.0027

Nota: Los errores estándar se presentan en las columnas (3), (6), (9) 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 a los hogares en los que alguno de los padres tiene entre 18 y 40 años edad y en los que los hijos no rebasan la edad de 12 años. No se incluyen observaciones en las que el jefe del hogar es viudo. En las columnas (1), (4), (7) y (10) se muestra el número de años transcurridos desde el nacimiento del segundo hijo. En las columnas (2), (5), (8) y (11), se presentan los estimados no paramétricos de la función de supervivencia para los hogares con dos hijos varones, con dos hijas mujeres, con un hijo primogénito varón y un segundo hijo mujer, y con una hija primogénita mujer y con un segundo hijo varón, respectivamente.