



Maestría en Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de La Plata

TESIS DE MAESTRIA

ALUMNO
Darío Tortarolo

TITULO
Oferta laboral de la mujer y fecundidad. Evidencia causal para América Latina.

DIRECTOR
Guillermo Cruces

FECHA DE DEFENSA
11/22/2013

Oferta Laboral de la Mujer y Fecundidad.
Evidencia Causal para América Latina

Darío Tortarolo

Tesis de Maestría
Maestría en Economía
Universidad Nacional de La Plata

Director:
Guillermo Cruces

22 de Noviembre de 2013

Oferta Laboral de la Mujer y Fecundidad.

Evidencia Causal para América Latina*

Darío Tortarolo [†]

Resumen

En este trabajo se estudia la relación causal entre la fecundidad y la participación laboral de la mujer utilizando información censal de 14 países de América Latina y Estados Unidos para la década de 1980, 1990 y 2000. Se aplica el método de variables instrumentales (VI) utilizando como fuente de variación exógena del tamaño familiar a las preferencias de los padres por tener hijos con distinto sexo, propuesta inicialmente por Angrist y Evans (1998). Aun cuando las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios sugieren una relación negativa y estadísticamente significativa entre la concepción de hijos y la oferta laboral femenina a nivel de cada país, las estimaciones mediante VI no logran identificar una relación causal en la mayoría de ellos. El efecto promedio de pasar de una familia con dos hijos a más de dos es estadísticamente igual a cero para aquellas madres cuya decisión de fecundidad se ve alterada por el instrumento (*compliers*). El análisis de la calidad del instrumento utilizado revela un bajo poder explicativo sobre la fecundidad. Este problema de instrumentos débiles y la consecuente pérdida de eficiencia explican la imprecisión de los resultados en América Latina.

Abstract

In this paper I study the causal relationship between fertility and female labor supply using census data from the U.S. and 14 countries in Latin America for 1980, 1990 and 2000. Parental preferences regarding the sex composition of children is exploited as a source of exogenous variation in family size. Although OLS estimates suggest a statistically significant negative relationship in each country, instrumental variables estimates fail to identify a causal effect in most of them. The average effect of moving from a family with two children to more than two is statistically zero for the group of compliers. Quality indicators of the instrument reveal low explanatory power of sibling sex composition in the first-stage estimations. The noisy and imprecise IV estimates for Latin America in the second-stage can be attributed to the problem of weak instruments.

Clasificación JEL: J13, J22

Palabras Clave: Causalidad, Oferta laboral femenina, Fecundidad, América Latina.

*Agradezco a Guillermo Cruces por el apoyo, el aliento y la dirección a lo largo de este proceso; a Mariana Marchionni y a Irene Brambilla por los productivos intercambios; a los asistentes del seminario de avances por sus comentarios; y finalmente a Malena Arcidiácono por su apoyo y reiteradas lecturas de la tesis. Cualquier error que hubiera es mi responsabilidad.

[†]Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata. Email: dtortarolo@cedlas.org

Índice

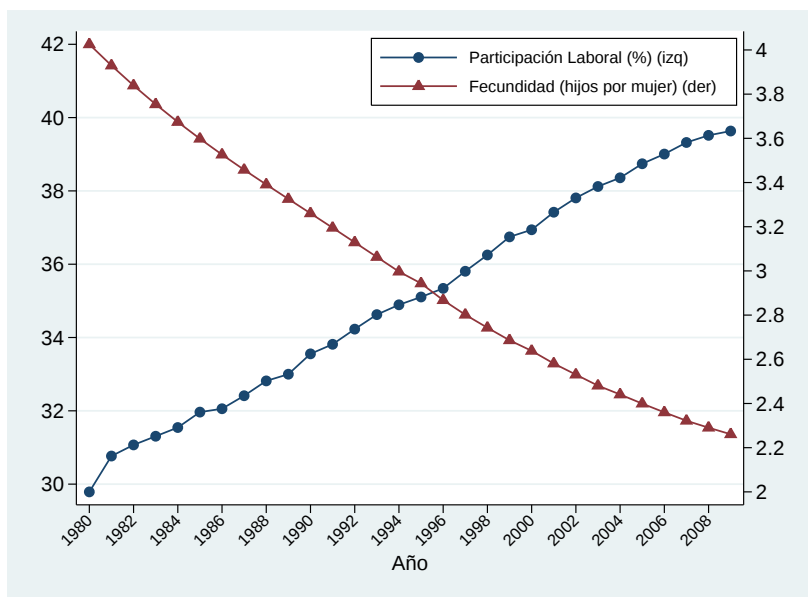
1. INTRODUCCIÓN	3
2. TEORÍA Y ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN	7
2.1. <i>Marco Teórico</i>	7
2.2. <i>Modelo Empírico</i>	8
3. DATOS Y ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS	12
4. VALIDEZ INTERNA DE LA ESTRATEGIA	15
5. RESULTADOS	21
5.1. <i>Estimación por MCO</i>	21
5.2. <i>Estimación por MCO2 - primera etapa</i>	22
5.3. <i>Estimación por MCO2 - segunda etapa</i>	30
5.4. <i>Posibles Explicaciones</i>	33
6. COMENTARIOS FINALES	35
7. REFERENCIAS	36
A. Apéndice	38
A.1. <i>Países y años utilizados</i>	38
A.2. <i>Matching de madres e hijos</i>	38
A.3. <i>Una nota sobre la inclusión de pesos muestrales</i>	39
A.4. <i>Tablas adicionales</i>	40

1. INTRODUCCIÓN

El aumento de la participación de la mujer en el mercado laboral ha sido uno de los hitos laborales más dinámicos a nivel mundial a lo largo del siglo pasado. Una gran cantidad de estudios teóricos y empíricos han intentado dar cuenta de las posibles explicaciones a tal aumento (Killingsworth y Heckman, 1986; Chioda, 2011). Muchos de ellos centraron sus argumentos en los determinantes por el lado de la demanda, mientras que otros lo hicieron por el lado de la oferta. En particular, una corriente de estos estudios se focalizó en la relación existente entre el fenómeno biológico de la concepción de hijos (fecundidad) y el fenómeno económico de la participación laboral de la mujer, encontrando en la mayoría de ellos una correlación negativa robusta.

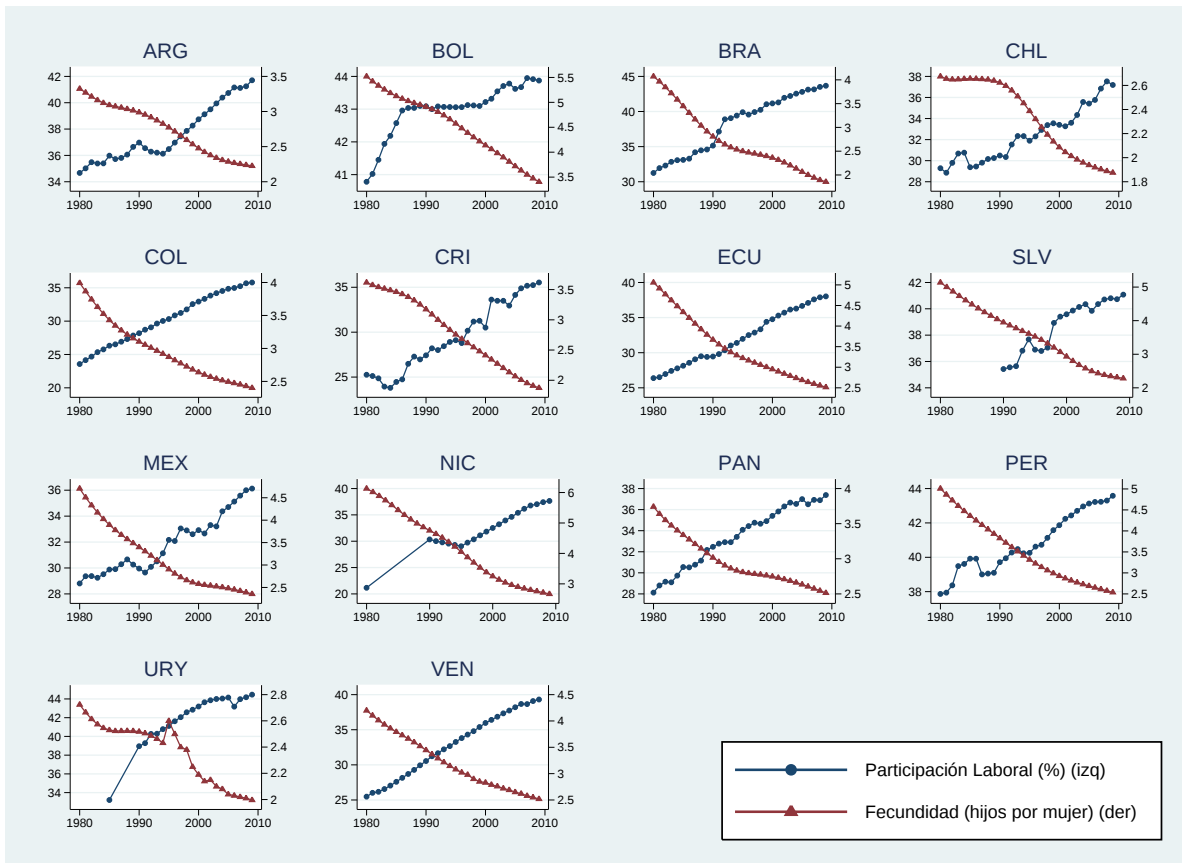
Utilizando datos de World Development Indicators (WDI) para varios países de América Latina en la figura 1 se representa la evolución de la *tasa de participación laboral femenina* (porcentaje de mujeres que trabaja o busca trabajo en relación con el total de población en edad de trabajar) y la *tasa de fecundidad* (nacimientos por mujer) para el promedio de América Latina en el período 1980-2009. Se observa una relación monótona creciente para la participación laboral, y una relación monótona decreciente para la fecundidad. En promedio, la participación laboral de la mujer aumentó un 30 %, mientras que la fecundidad disminuyó un 44 %. A su vez, en la figura 2 se observa que este hecho estilizado se repite en cada uno de los países por separado¹.

Figura 1: Participación Laboral y Fecundidad (América Latina)



¹Guinnane (2011) estudia el proceso de transición histórica de los países europeos y de Estados Unidos de una alta fecundidad a una baja fecundidad entre los siglos XIX y XX. Antes de la transición, las mujeres concebían hasta ocho hijos cada una, y la elasticidad de la fecundidad con respecto a los ingresos era positiva. Actualmente, muchas mujeres deciden no tener hijos, y la elasticidad de la fecundidad con respecto a los ingresos es cero o incluso negativa.

Figura 2: Participación Laboral y Fecundidad (por países)



Fuente: elaboración propia en base a WDI - Banco Mundial. Los países considerados, de izquierda a derecha son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, México, Nicaragua, Panamá, Perú, Uruguay y Venezuela. En el eje izquierdo “Participación Laboral femenina (% de la fuerza laboral total)” y en el eje derecho “Tasa de Fecundidad (nacimientos por mujer)”.

El principal problema que surge de estas correlaciones negativas simples y los estudios relacionados radica en la simultaneidad entre la fecundidad y la decisión laboral de la mujer que impide interpretar esta relación como un efecto causal. Incluso, podría ocurrir que la relación negativa observada entre fecundidad y oferta laboral sea espuria.

Sobre la base de estos argumentos, Angrist y Evans (1998) (AE de aquí en adelante) estimaron un efecto causal negativo de la fecundidad sobre la oferta laboral femenina para Estados Unidos explotando una fuente de variación exógena en el tamaño familiar: la preferencia de los padres por tener hijos de distinto sexo (Williamson, 1983). Este hecho estilizado ha sido documentado en numerosos estudios e indica que la probabilidad de concebir un tercer hijo es mayor para aquellas madres cuyos dos primeros hijos tienen el mismo sexo². Debido a que el sexo con el que nacen los

²Por ejemplo Ben-Porath y Welch (1976) encontraron para el censo de 1970 de Estados Unidos que el 56 % de las familias cuyos dos primeros hijos eran del mismo sexo tuvieron un tercer hijo, mientras que el 51 % con un varón y

hijos es un evento aleatorio, es posible utilizar como instrumento de la fecundidad una variable binaria que capte si el sexo del segundo hijo coincide con el del primero, y de esta forma medir el efecto de pasar del segundo al tercer hijo sobre la oferta laboral.

A partir de la investigación de AE varios trabajos buscaron extender la evidencia a otros países aplicando la misma fuente de variación exógena en el tamaño familiar. Iacovou (2001) y Van der Stoep (2008) utilizaron el mismo instrumento de AE para Reino Unido y Sudáfrica, respectivamente, y en ambos casos el efecto no resultó estadísticamente significativo. Daouli, Demoussis y Giannakopoulos (2009) hicieron lo propio para Grecia con un efecto causal negativo al 10 % sobre la probabilidad de trabajar en 1991, que desaparece en 2001. En Suecia, Hirvonen (2009) encontró un efecto negativo fuerte sobre los ingresos laborales de la mujer y un efecto más leve sobre la participación laboral en el corto plazo, que se disipan en el largo plazo. Cools (2012) obtuvo un resultado similar sobre los ingresos y la participación para el caso de Noruega, aunque el efecto sobre la participación laboral es impreciso y no se puede distinguir de cero. Cruces y Galiani (2007) encontraron un efecto causal negativo en Argentina y México. Finalmente, Chun y Oh (2002) para Corea del Sur y Agüero y Marks (2008) para un pool de seis países de América Latina utilizaron variantes de la estrategia de identificación de AE³. En el primer caso hallaron un efecto causal negativo fuerte sobre la oferta laboral, y en el segundo caso las estimaciones resultaron imprecisas. De todos estos trabajos se desprende que la evidencia causal entre fecundidad y oferta laboral dista de ser concluyente.

Hasta el momento, el estudio de Cruces y Galiani (2007) (CG de aquí en adelante) constituye la única evidencia causal para países de América Latina que utiliza la estrategia de identificación de AE. Además, teniendo en cuenta que las madres de los países de América Latina se caracterizan por tener más hijos, menores niveles de educación y bajo acceso a un mercado formal para el cuidado de niños respecto a los países desarrollados (Chioda, 2011), resulta interesante extender la evidencia para un conjunto más amplio de países. Asimismo, los cambios estructurales que han experimentado los hogares de América Latina en las últimas décadas y los efectos sobre la decisión laboral de la mujer y la asignación de los recursos al interior del hogar constituyen un motivo adicional para extender el análisis. En primer lugar, el aumento en la participación laboral femenina significó una nueva fuente de ingresos en el hogar. En segundo lugar, la inversión en educación creció sostenidamente con importantes consecuencias en términos de un mayor potencial de ingresos y mayores aspiraciones de la mujer en la sociedad. En tercer lugar, se dio un fenómeno extendido de políticas para reducir la pobreza que directa o indirectamente favorecen el acceso de

una mujer tuvieron un tercer hijo.

³Chun y Oh (2002) explotan las preferencias de los hogares sur-coreanos hacia hijos varones por su superior performance laboral respecto a las mujeres. Utilizan como instrumento de fecundidad al sexo del primer hijo bajo la hipótesis de que si es mujer buscarán concebir otro. En Agüero y Marks (2008) la fuente de variación exógena en el tamaño familiar está basada en shocks de infertilidad como evento aleatorio.

la mujer a mayores ingresos o activos, como los programas de microcréditos o de transferencias condicionales en los cuales la mujer está a cargo del manejo de los fondos (Chioda, 2011).

Por último, analizar la relación entre la fecundidad y la oferta laboral podría ser de interés político debido a que ambas variables están asociadas al estado de pobreza y bienestar de los hogares. Por ejemplo, en el caso que la fecundidad tenga un efecto negativo sobre la oferta laboral femenina, un esquema de subsidios al cuidado de niños podría relajar la restricción temporal de las madres y promover su reinserción en el mercado laboral y un ingreso extra en el hogar.

En este sentido, el objetivo principal del trabajo es avanzar sobre la línea de investigación mencionada, procurando determinar si el efecto causal negativo de la fecundidad sobre la participación laboral de la mujer encontrado para Estados Unidos, Argentina y México se extiende o no para otros países de América Latina⁴.

En el trabajo se utilizan muestras censales de 14 países de América Latina y Estados Unidos (como referencia de país desarrollado) para la década de 1980, 1990 y 2000, y se estima la relación entre las variables de interés por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Mínimos Cuadrados en dos Etapas (MCO2).

Aun cuando las estimaciones por MCO sugieren una relación negativa y estadísticamente significativa entre la concepción de hijos y la oferta laboral de la mujer a nivel de cada país, las estimaciones mediante MCO2 no logran identificar una relación causal en la mayoría de los países de América Latina. Es decir, el efecto promedio de pasar de una familia con dos hijos a más de dos es estadísticamente igual a cero para aquellas madres cuya decisión de fecundidad se ve alterada por el instrumento (*compliers*). Al considerar una muestra de mujeres casadas para un pool de países en 1980, 1990 y 2000 se obtiene un efecto causal negativo y estadísticamente significativo. De todos modos, a pesar de tener una primera etapa estimada con mucha precisión (y evidencia a favor de la restricción de exclusión) un análisis de la calidad del instrumento utilizado revela un bajo poder explicativo sobre la fecundidad. Este problema de instrumentos débiles conlleva una enorme pérdida de eficiencia en las estimaciones de la segunda etapa, con resultados poco precisos y una interpretación que podría carecer de sentido.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta un marco teórico simple y se introduce la estrategia de estimación. En la sección 3 se describe la fuente de datos y las estadísticas descriptivas. Posteriormente en la sección 4 se discute la validez interna de la estrategia adoptada y en la sección 5 se reportan los resultados de las estimaciones. Por último se brindan comentarios finales.

⁴Como menciona Angrist (2004), en última instancia la validez externa de los efectos causales se logra mediante replicaciones en otras bases de datos.

2. TEORÍA Y ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

2.1. Marco Teórico

La relación entre la oferta laboral de la mujer y el número de hijos se puede representar a partir de una versión adaptada del modelo estático simple de Browning (1992). La función de utilidad de una madre se puede definir como $U = u(C, \theta, h)$, donde C representa el nivel de consumo de la madre y de los hijos con precio p_C , θ es el tiempo dedicado a ocio, y h es el número de hijos con un costo asociado de p_h por hijo. La función es creciente en todos sus argumentos. La mujer asigna su dotación de tiempo total T entre trabajo en el hogar $l_f = g(h)$ (tareas del hogar y cuidado de niños), ocio θ y trabajo en el mercado l_m con remuneración w . Además la mujer tiene un ingreso exógeno del hogar I . La lógica del modelo es que los hijos proveen utilidad a los padres, pero también entran en la restricción presupuestaria del hogar porque presuponen grandes costos, tanto en términos de bienes (comida, vestimenta, materiales escolares, etc.) como en términos de tiempo dedicado al cuidado de niños. Cada mujer resuelve el siguiente problema de maximización de utilidad:

$$\max_{C, \theta, h} U = u(C, \theta, h) \text{ s.a.} \quad (1)$$

$$I + wl_m = p_C C + p_h h \quad (\text{restricción presupuestaria}) \quad (2)$$

$$T = l_f + l_m + \theta \quad (\text{restricción temporal}) \quad (3)$$

Si se combinan las dos restricciones se obtiene $I + wT = (w\theta + p_C C) + (p_h h + wl_f)$, que representa la asignación del ingreso total del hogar entre la mujer y los hijos. A partir de las condiciones de primer y segundo orden del problema de optimización para una función de utilidad explícita es posible obtener las demandas y la oferta laboral de la mujer.

Aun cuando el problema planteado es una versión demasiado general como para derivar soluciones explícitas, este modelo sencillo permite estudiar la esencia de la relación teórica entre fecundidad y oferta laboral de la mujer: la función de utilidad y las restricciones presupuestarias implican un *trade-off* entre utilidad “pura” de los hijos, ingreso laboral y las necesidades de los hijos (tiempo y bienes)⁵. Además el modelo permite ilustrar la endogeneidad subyacente en la estimación empírica de la oferta laboral.

A lo largo de este trabajo se busca identificar el efecto directo de los hijos h sobre la oferta laboral de la mujer $l_m^* = T - \theta^* - l_f^*$. Siguiendo a Browning (1992) el modelo (1)-(3) da como resultado una oferta laboral condicional (expresada en horas -márgen intensivo- o mediante un

⁵Los modelos dinámicos en general predicen un efecto causal negativo de la fecundidad en la oferta laboral de corto plazo vía el tiempo requerido por los hijos en la restricción presupuestaria.

indicador binario de participación -márgen extensivo-) definida como $Y = f(K, D)$, donde K es un vector que contiene las variables del modelo y algunas características exógenas, y D es un indicador de fecundidad (número de hijos h , o un indicador de más de h hijos en una muestra de mujeres con h o más hijos). El parámetro de interés es la respuesta de la oferta laboral a cambios en la variable de fecundidad, f_D . Sin embargo, este parámetro es difícil de recuperar utilizando los métodos estadísticos tradicionales. A modo de ejemplo, si se ignora el efecto de la fecundidad en el resto de las variables presentes en K y se considera el efecto potencial sobre el salario, se tiene:

$$\frac{\partial Y}{\partial D} = \frac{\partial w}{\partial D} f_w + f_D \quad (4)$$

La concepción de hijos podría tener un efecto sobre los salarios ($\partial w / \partial D \neq 0$) por ejemplo debido a licencias por maternidad sin goce de sueldo. Además el salario está determinado por la habilidad y factores de motivación o ambición inobservables que podrían estar correlacionados con las decisiones de fecundidad a partir de las preferencias por ocio y cantidad de hijos en la función de utilidad U . Peor aún, si se toman en cuenta todas las variables del modelo, se agregarían las derivadas parciales de los componentes de K con respecto a D . Esta discusión sugiere que el indicador de fecundidad D es endógeno en el modelo de oferta laboral. Finalmente no se puede descartar que existan factores inobservables que expliquen ambas decisiones.

En este sentido, Willis (1987) sugirió que la solución a este problema de endogeneidad consiste en encontrar una variable Z que genere variabilidad en la fecundidad pero que no afecte directamente las decisiones de oferta laboral, lo cual permite la derivación de una forma reducida entre fecundidad y oferta laboral. Siguiendo con el ejemplo (4), si Z no está relacionada con factores asociados a $\partial w / \partial D$, luego:

$$\frac{\partial Y}{\partial Z} = \frac{\partial w}{\partial Z} f_w + \frac{\partial D}{\partial Z} f_D \Rightarrow f_D = \frac{\partial Y}{\partial Z} / \frac{\partial D}{\partial Z} \quad (5)$$

ya que la exogeneidad de Z respecto a w implica que $\partial w / \partial Z = 0$. De esta forma, se logra identificar el parámetro de interés, la respuesta de la oferta laboral a los cambios en la fecundidad.

2.2. Modelo Empírico

En esta subsección se presenta la estrategia empírica adoptada a lo largo del trabajo para identificar el efecto directo de la fecundidad sobre la oferta laboral femenina⁶. La estructura de resultados potenciales provee un marco general que da cuenta de los problemas de endogeneidad en la estimación de efectos causales, y a su vez permite interpretar al estimador de variables

⁶Se utilizan de forma alternada los trabajos de Imbens y Angrist (1994) y Angrist, Imbens y Rubin (1996).

instrumentales como un efecto causal.

La definición de efecto causal se basa en la noción de resultados potenciales Y_d (en contraposición de resultados observados) con respecto a un tratamiento binario D : Y_{0i} y Y_{1i} representan los resultados de un individuo i que habrían sido observados en dos situaciones alternativas $D_i = 0$ y $D_i = 1$, donde uno de ellos necesariamente es un contrafáctico. En el caso de fecundidad y oferta laboral de la mujer, si se considera por ejemplo como indicador de fecundidad D al hecho de tener dos hijos o más de dos hijos, la situación ocupacional de una mujer i con más de dos hijos ($D_i = 1$) es Y_{1i} , que a su vez coincide con el resultado observado Y_i , mientras que Y_{0i} representa la situación ocupacional contrafáctica de la misma mujer que habría sido observada si hubiera tenido solo dos hijos ($D_i = 0$).

El efecto causal del tratamiento D para la mujer i se define en términos de contrafácticos como la diferencia entre los dos resultados potenciales, $Y_{1i} - Y_{0i}$. Como no es posible observar Y_{1i} e Y_{0i} al mismo tiempo para la misma mujer i , no se puede computar el efecto causal a nivel individual. Consecuentemente, la identificación de los parámetros se referirá necesariamente al efecto causal promedio $E[Y_1 - Y_0]$, conocido como *average treatment effect* (ATE).

En base a este resultado, y a la ecuación (4) del modelo teórico, un primer intento de estimación sería comparar la situación ocupacional promedio entre mujeres con más de dos hijos, $E[Y|D = 1]$, y mujeres con dos hijos, $E[Y|D = 0]$, equivalente a una regresión de Y en D por MCO. Sin embargo, como se muestra a continuación esta comparación no permite identificar un efecto causal debido a la presencia de sesgo. Reescribiendo la diferencia de esperanzas en términos de resultados potenciales se tiene:

$$\begin{aligned} E[Y|D = 1] - E[Y|D = 0] &= E[Y_1|D = 1] - E[Y_0|D = 0] + E[Y_1 - Y_0] - E[Y_1 - Y_0] = \\ &= E[Y_1 - Y_0] + \underbrace{\{E[Y_0] - E[Y_0|D = 0]\} - \{E[Y_1] - E[Y_1|D = 1]\}}_{\text{sesgo}} \end{aligned} \quad (6)$$

Como el sesgo está compuesto de resultados contrafácticos no observables, no es posible distinguir el ATE de la diferencia simple de los resultados promedio. Los problemas de endogeneidad y selección hacen que el sesgo sea distinto de cero y por ende no es posible identificar el ATE. La decisión de concebir hijos suele estar afectada por la posibilidad de desarrollar una carrera profesional, por las preferencias y la división del trabajo en el hogar, entre otras, lo cual implica que las mujeres con más hijos posiblemente sean diferentes en términos de resultados potenciales a las mujeres con menos hijos. Entonces, podría ocurrir que las mujeres se auto-seleccionen en el tratamiento al pronosticar sus propios resultados potenciales. Por ejemplo, las madres que no pueden acceder al servicio de cuidado de niños, con fuertes preferencias por tener hijos, o con un desempeño potencialmente bajo

en el mercado laboral (empleo de mala calidad o con un salario bajo) podrían decidir trabajar en el hogar y tener hijos. Estas mujeres se auto-seleccionan en el tratamiento debido a que esperan un Y_1 relativamente bajo. En cambio, las mujeres que esperan un rendimiento alto en el mercado laboral probablemente se auto-seleccionen en una menor fecundidad (ausencia de tratamiento) porque esperan un Y_0 relativamente alto.

La manera tradicional de resolver este problema es mediante la asignación aleatoria del tratamiento, en cuyo caso las esperanzas de Y_1 e Y_0 son independientes de D . Como las mujeres no se auto-seleccionan en el tratamiento el sesgo es igual a 0, y el lado izquierdo de la ecuación (6) estima correctamente el ATE. Si bien no es posible pensar en un experimento con asignación aleatoria en el contexto del presente trabajo, el problema de selección y endogeneidad se resolverá mediante una configuración similar: el método de Variables Instrumentales (VI).

En línea con la idea de Willis (1987) planteada en el modelo teórico, Imbens y Angrist (1994) trasladan la intuición de la ecuación (5) a la estructura de resultados potenciales. Los autores muestran que es posible identificar un efecto causal cuando un tratamiento no es aleatorio mediante una variable instrumental Z que genere variación exógena en D , y que es “tan buena como asignada aleatoriamente” (Angrist, 2004). El instrumento de la fecundidad utilizado en este trabajo es el indicador *Mismo-sexo* basado en el sexo de los primeros dos hijos, propuesto inicialmente por Angrist y Evans (1998). En caso que los primeros dos hijos sean de igual sexo se tiene $Z = 1$ y si son de distinto sexo $Z = 0$. Por su parte, debido a que el instrumento utiliza información de mujeres con al menos dos hijos, se utiliza una muestra de madres con dos o más de dos hijos⁷.

La idoneidad del instrumento se basa en dos hipótesis: *i*) el sexo de los hijos es un evento aleatorio; y *ii*) la composición del sexo de los hijos altera la decisión de procrear debido a las preferencias de los padres por tener hijos de diferente sexo, pero no afecta directamente a la oferta laboral. Este segundo supuesto se basa en el hecho estilizado que da cuenta del deseo de los padres de concebir al menos un hijo y una hija en su ciclo de vida (Williamson, 1983). Cuando estas preferencias están presentes, las madres cuyos dos primeros hijos son de igual sexo tienen una mayor probabilidad de tener otro hijo. Bajo estas circunstancias, la composición sexual de los hijos constituye un instrumento que permite identificar el efecto de la fecundidad sobre la oferta laboral de las madres.

Dado un instrumento binario Z , D_z representa el tratamiento potencial que sería observado para diferentes valores del instrumento. En base a esta notación, se pueden redefinir los resultados potenciales en términos del tratamiento e instrumento como Y_{zd} . Siguiendo a Angrist *et al.* (1996) esta configuración permite dividir a la población en 4 grupos mutuamente excluyentes según los valores de D_z ⁸:

⁷En la siguiente sección y en el apéndice A.2 se discute con detalle el armado de la muestra.

⁸Como estas definiciones están basadas en el estado de tratamiento potencial que es inobservable, no es posible asignar

1. *Compliers*: $D_1 = 1$ y $D_0 = 0$. Son las mujeres que tendrían otro hijo si los dos primeros son de igual sexo, pero no lo harían si los primeros dos son de distinto sexo.
2. *Always takers*: $D_0 = 1$ y $D_1 = 1$. Son las mujeres que tendrían más de dos hijos independientemente del sexo de los primeros dos.
3. *Never takers*: $D_0 = 0$ y $D_1 = 0$. Son las mujeres que se detienen en dos hijos independientemente del sexo de los primeros dos.
4. *Defiers*: $D_0 = 1$ y $D_1 = 0$. Son las mujeres que dejan de procrear cuando el sexo de los primeros dos hijos es igual y tendrían más de dos cuando el sexo es distinto.

El estimador de variables instrumentales permite identificar un efecto causal para la subpoblación de *compliers* siempre que se cumplan los siguientes supuestos:

Supuesto 1 *Independencia*: el vector $(Y_{00}, Y_{10}, Y_{01}, Y_{11}, D_0, D_1)$ es independiente de Z .

Supuesto 2 *Exclusión*: $Y_{1d} = Y_{0d}$ para $d = 0$ y $d = 1$.

Supuesto 3 *Primera Etapa*: $0 < Pr(Z = 1) < 1$ y también $Pr(D_1 = 1) > Pr(D_0 = 1)$.

Supuesto 4 *Monotonicidad*: $D_1 \geq D_0$.

El supuesto 1 hace referencia al mecanismo de asignación del tratamiento respecto a Z , requiriendo que el instrumento sea asignado de manera aleatoria. El supuesto 2 implica que para un estado de fecundidad d dado, el resultado potencial Y_{zd} es siempre el mismo, independientemente del valor de Z . Esta restricción de exclusión significa que Z no afecta directamente a Y . La primera parte del supuesto 3 descarta la posibilidad de que el instrumento adopte valores extremos en la población, y la segunda parte garantiza que el instrumento afecte la probabilidad de concebir hijos. Finalmente, el supuesto 4 decarta la presencia de *defiers*.

En el caso en que el instrumento *Mismo-sexo* satisfaga los supuestos 1-4, se logra identificar el ATE para el grupo de *compliers*, conocido como *Local Average Treatment Effect* (LATE) (Imbens y Angrist, 1994):

$$E[Y_1 - Y_0 | D_0 = 0, D_1 = 1] = \frac{E[Y|Z = 1] - E[Y|Z = 0]}{E[D|Z = 1] - E[D|Z = 0]} \quad (7)$$

Este resultado está definido únicamente para *compliers* debido a que su condición de tratado se determina solamente por un factor aleatorio, el sexo de los primeros dos hijos. En este sentido, una limitación del LATE es que solo puede ser extrapolado como un efecto causal para toda la población si se asume homogeneidad en los resultados potenciales entre *compliers* y cualquier otro grupo. Bajo ese supuesto el LATE es igual al ATE $E[Y_1 - Y_0]$.

La forma más sencilla de estimar el parámetro LATE es mediante el estimador de Wald, utilizando Z_i como instrumento de D_i . En el presente trabajo se agregan algunas variables

a un individuo a cualquiera de estos grupos a partir de características observables.

exógenas observables X como controles y consecuentemente se estima mediante el método MCO2⁹. Aun cuando no exista relación entre el instrumento y otras variables exógenas, los controles permiten obtener estimaciones más precisas. Además debido a que el instrumento *Mismo-sexo* se puede expresar como una función del sexo de los primeros dos hijos, s_1 y s_2 , se encuentra potencialmente correlacionado con ambos, y el método MCO2 permite controlar por ello reduciendo la probabilidad de sesgo por variables omitidas¹⁰. Finalmente, el método MCO2 permite estimar un modelo sobreidentificado al descomponer *Mismo-sexo* en dos instrumentos, $Dos-varones = s_1 s_2$ y $Dos-mujeres = (1 - s_1)(1 - s_2)$. El modelo de regresión lineal cuando se incluyen controles sería:

$$Y_i = \alpha' X_i + \alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i} + \beta D_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

donde X es un vector de variables de control exógenas a la fecundidad como la edad de la madre y la edad en el primer parto. En el modelo con identificación exacta donde *Mismo-sexo* es el único instrumento, la ecuación de la primera etapa sería:

$$D_i = \delta' X_i + \delta_1 s_{1i} + \delta_2 s_{2i} + \gamma Z_i + \nu_i \quad (9)$$

Para el modelo sobreidentificado se debe excluir s_{1i} o s_{2i} ya que s_{1i} , s_{2i} , $s_{1i}s_{2i}$ y $(1 - s_1)(1 - s_2)$ son linealmente dependientes. En este caso la primera etapa sería:

$$D_i = \delta' X_i + \delta_1 s_{1i} + \gamma_0 Z_{1i} + \gamma_1 Z_{2i} + \nu_i \quad (10)$$

donde Z_1 y Z_2 representan los indicadores *Dos-varones* y *Dos-mujeres*. En definitiva, los parámetros de la primera etapa son γ , γ_0 y γ_1 . Por su parte, el parámetro de interés de la segunda etapa es β : el efecto promedio de D_i en Y_i para aquellas madres cuya fecundidad resultó alterada por el instrumento.

3. DATOS Y ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

La investigación se realizó en base a microdatos armonizados de 39 Censos Nacionales de 14 países de América Latina (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El

⁹En este caso el instrumento Z debe satisfacer una versión extendida de los supuestos 1-4 condicionales en X .

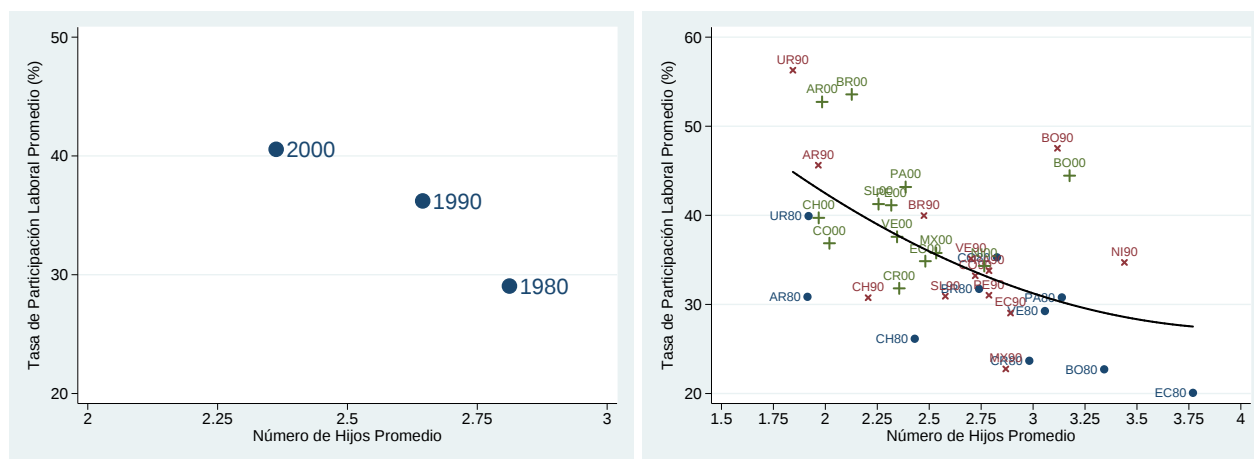
¹⁰Según AE se puede reescribir $Mismo-sexo = s_1 s_2 + (1 - s_1)(1 - s_2)$. Si los primeros dos hijos son varones se anula el segundo término y si son dos mujeres se anula el primer término. Los autores demuestran que una regresión de *Mismo-sexo* en cualquiera de los s_j genera una pendiente de $2E(s_j) - 1$, que es cero solo si $E(s_j) = 1/2$. En las estadísticas descriptivas se observa que la probabilidad de concebir un varón es en promedio 0.51 para todos los países, lo cual sugiere una leve asociación positiva entre *Mismo-sexo* y el sexo de cada hijo. Esta correlación es relevante solo si s_j afecta a la oferta laboral por otras razones distintas del tamaño familiar.

Salvador, México, Nicaragua, Panamá, Perú, Uruguay y Venezuela) y Estados Unidos, obtenidos de IPUMS-International para la década de 1980, 1990 y 2000¹¹. IPUMS codifica y documenta los datos sistemáticamente facilitando de esta manera la comparación de los resultados obtenidos entre países y años. Adicionalmente, al constituir la misma fuente de datos utilizada por AE y CG, permite comparar sus resultados con los aquí obtenidos. Para poder llevar a cabo las estimaciones se debió construir una base de datos paralela de madres con dos o más hijos a las cuales se les anexó información de los hijos. En el apéndice A.2 se explica con detalle este proceso.

En cuanto a las variables a utilizar en el estudio, la variable dependiente o de resultado utilizada en las estimaciones (*Trabajó por sueldo*) es una variable binaria que capta si la mujer trabajó en un empleo remunerado en la semana de referencia (típicamente la semana anterior al censo). El motivo de utilizar esta variable es que la misma se encuentra disponible para todos los países y períodos considerados, y además es la misma variable que utilizan AE y CG. Por otra parte, la variable de fecundidad (*Más de dos hijos*) es una variable binaria que capta si la mujer tuvo más de dos hijos dentro de la submuestra de mujeres con al menos dos hijos. La variable instrumental binaria utilizada como fuente de variación exógena del tamaño familiar (*Mismo-sexo*) capta si el sexo del segundo hijo coincide con el del primer hijo.

Antes de restringir los datos censales a la muestra de madres con dos o más hijos, es importante analizar la evolución de la tasa de participación laboral femenina y de la fecundidad (como proxy se toma la cantidad de hijos que tuvo cada madre) a partir de la información provista por los censos de IPUMS (figuras 3 y 4).

Figura 3: Participación laboral de la mujer y cantidad de hijos (América Latina)

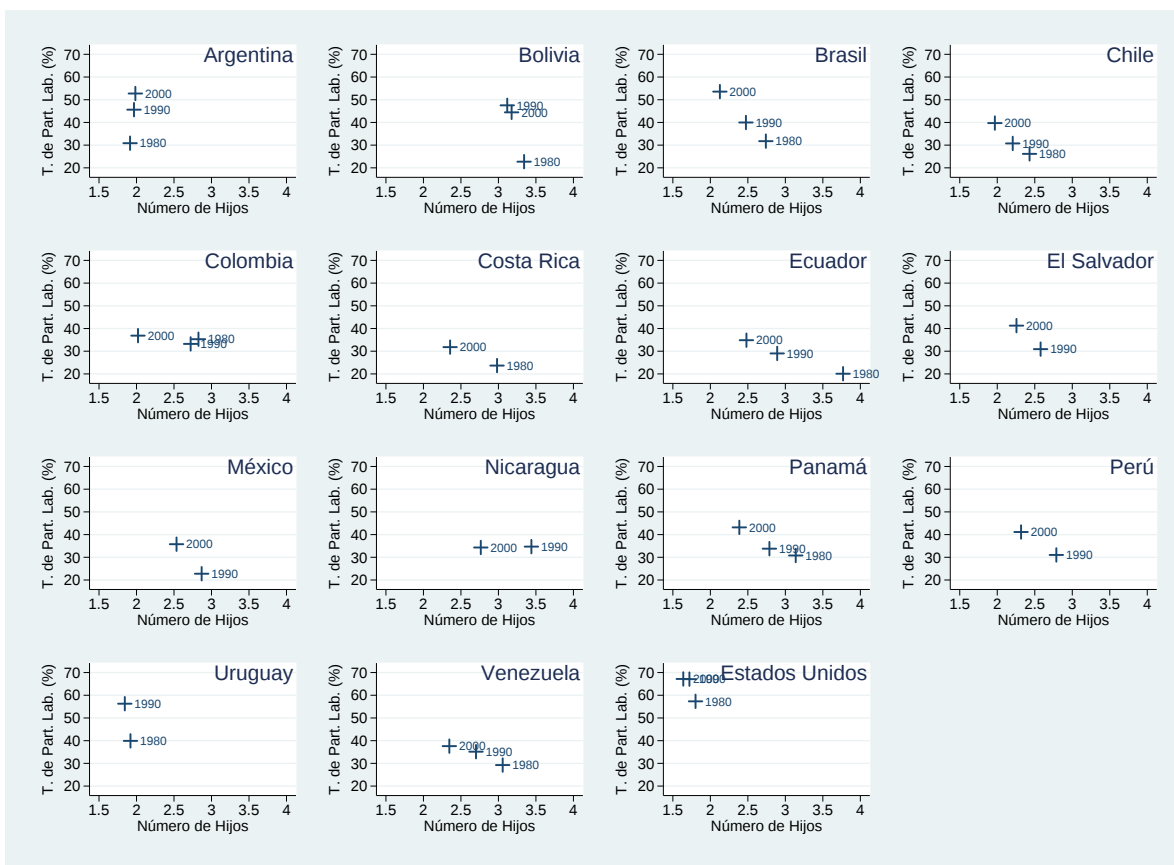


Fuente: elaboración propia en base a IPUMS International.

¹¹En general, los datos censales utilizados corresponden a muestras aleatorias del 10 % con excepción de Brasil y Estados Unidos donde las muestras son aproximadamente del 5 %. En el apéndice A.1 se resumen los países y años utilizados en cada caso.

El patrón obtenido coincide con los datos de WDI analizados anteriormente, donde en promedio la participación de la mujer en el mercado laboral aumentó en las últimas tres décadas, y la fecundidad disminuyó.

Figura 4: Participación laboral de la mujer y cantidad de hijos (por países)



Fuente: elaboración propia en base a IPUMS International.

Con respecto a las estadísticas descriptivas referidas a la submuestra de madres (apéndice A.4), el promedio de la participación laboral en América Latina era de 20 % en 1980, 25 % en 1990 y 32 % en 2000, con una variabilidad entre países que disminuye en el tiempo. A su vez, estos porcentajes resultan inferiores a los de Estados Unidos (46 % en 1980, 55 % en 1990 y 58 % en 2000). Con respecto a la fecundidad, el número promedio de hijos en América Latina era 3.3, 3.1 y 2.8 para 1980, 1990 y 2000, respectivamente, siendo superior al número promedio de hijos en Estados Unidos (aproximadamente 2.6 en los 3 censos). La variable de fecundidad de interés para este trabajo (la variable endógena en el modelo de regresión) es el indicador *Más de dos hijos*, el cual es instrumentado mediante tres indicadores: *Mismo-sexo*, *Dos-varones* y *Dos-mujeres*. En 1980 para el promedio de América Latina el 63 % de las madres con al menos dos hijos tuvo un tercer

hijo, 58 % lo hizo en 1990 y 50 % en 2000. En el caso de Estados Unidos el porcentaje es apenas del 41 %. También se reportan indicadores de si el primer y segundo hijo fueron varones. Finalmente, se reporta la edad de las madres, la edad en el primer parto, y los años de educación. Respecto a la educación, en promedio las madres de América Latina están menos educadas que en Estados Unidos, aunque hay mucha variabilidad entre países.

Un resultado adicional a remarcar es la variabilidad en el tamaño muestral de las submuestras de madres entre los países, en donde para los 2000 Panamá dispone 13,016 observaciones y México 559,994 observaciones. A excepción de los países grandes como Argentina, Colombia, México, Brasil y Estados Unidos estas muestras podrían constituir un problema al realizar las estimaciones por el método MCO2 por tratarse de un método que funciona bien en muestras grandes.

4. VALIDEZ INTERNA DE LA ESTRATEGIA

En esta sección se discute la validez interna de los supuestos 1-4 que podrían atentar contra la estrategia de identificación basada en el instrumento *Mismo-sexo*. El único de los supuestos que se puede verificar empíricamente de forma directa es el supuesto 3, el cual requiere que el instrumento y la variable endógena tengan una correlación estadísticamente distinta de cero. En el contexto de este trabajo se espera que esa relación sea positiva, es decir que la probabilidad de concebir un tercer hijo sea mayor para las madres cuyos dos primeros hijos son de igual sexo. Esta correlación constituye la primera etapa del método MCO2 y se reporta en la sección siguiente. Con respecto al resto de los supuestos, si bien no es posible testarlos formalmente, se provee evidencia para los países de América Latina que garantiza una mayor confiabilidad de los resultados del trabajo.

El supuesto 1 de independencia de *Mismo-sexo* con respecto a los resultados potenciales no se puede testear directamente, pues por definición los resultados potenciales no son observables. De todas formas, si el instrumento es aleatorio, no deberían existir diferencias sistemáticas en ciertas características demográficas de las madres con $Mismo-sexo = 1$ y $Mismo-sexo = 0$.

La tabla 1 presenta diferencia de medias en la edad, la edad en el primer parto, un indicador de si la madre es propietaria de la vivienda y el nivel educativo según *Mismo-sexo* para los censos del 2000¹². Salvo algunas excepciones menores, las diferencias no resultan estadísticamente significativas. En los países donde edad resulta significativa, ocurre lo contrario con edad en el primer parto, y viceversa, atenuando algún posible conflicto con esta variable. Más importante aún, las madres del grupo definido por *Mismo-sexo* son indistinguibles en términos del nivel educativo (salvo Bolivia y Brasil), siendo la educación un determinante importante del ingreso laboral¹³. De

¹²Los coeficientes corresponden a regresiones individuales de cada característica en función del instrumento. La variable propietario se suele considerar como una proxy del nivel socioeconómico del hogar.

¹³Según Chioda (2011) la correlación negativa entre la fecundidad y la probabilidad de ser parte de la fuerza laboral

cualquier forma, al estimar por MCO2 es posible incluir estos regresores y controlar cualquier efecto que tengan sobre el resultado de interés¹⁴.

Otra posible amenaza a la validez del supuesto 1 se relaciona con las preferencias de los padres en favor de tener hijos varones. En principio este tipo de preferencias no constituyen un impedimento para la estrategia empírica siempre que el sexo con el que nacen los hijos se considere un evento aleatorio. Bajo casos extremos de preferencias por los varones, la manipulación del instrumento podría correlacionar con los resultados potenciales invalidando la estrategia. Respecto a esto último, Das Gupta (2003) argumenta que en Corea y en China el aborto selectivo y el infanticidio atentan contra la aleatoriedad del sexo de los hijos, invalidando el supuesto 1 de independencia. Otras acciones similares en contra de las niñas se relacionan a la privación en el acceso a la salud o a la educación. A su vez, este tipo de preferencias extremas se relacionan con factores económicos correlacionados con la oferta laboral de los padres (la idea de que los varones contribuyen relativamente más al bienestar del hogar respecto a las mujeres), lo cual invalidaría la restricción de exclusión (supuesto 2).

Una forma de chequear el argumento de Das Gupta (2003) para América Latina es mediante un análisis del ratio del sexo por edad y de la matrícula escolar entre niños y niñas. En la figura 5 se observa que los ratios entre varones y mujeres de 0 a 4 años de los países de América Latina para el año 2000 son similares y en todos los casos mayores a uno. Estas proporciones levemente mayores a uno son una característica prácticamente universal en los países del mundo. El resultado interesante de la figura es que los ratios de América Latina son sustancialmente menores a los casos de preferencias extremas de China (CHN), India (IND) y Corea del Sur (KOR). Esta evidencia insinúa una ausencia de discriminación en contra de las mujeres en América Latina, en el sentido de un menor acceso a los servicios de salud o alimentación que resulten en mayores tasas de mortalidad.

exhibe una variación moderada entre los niveles educativos.

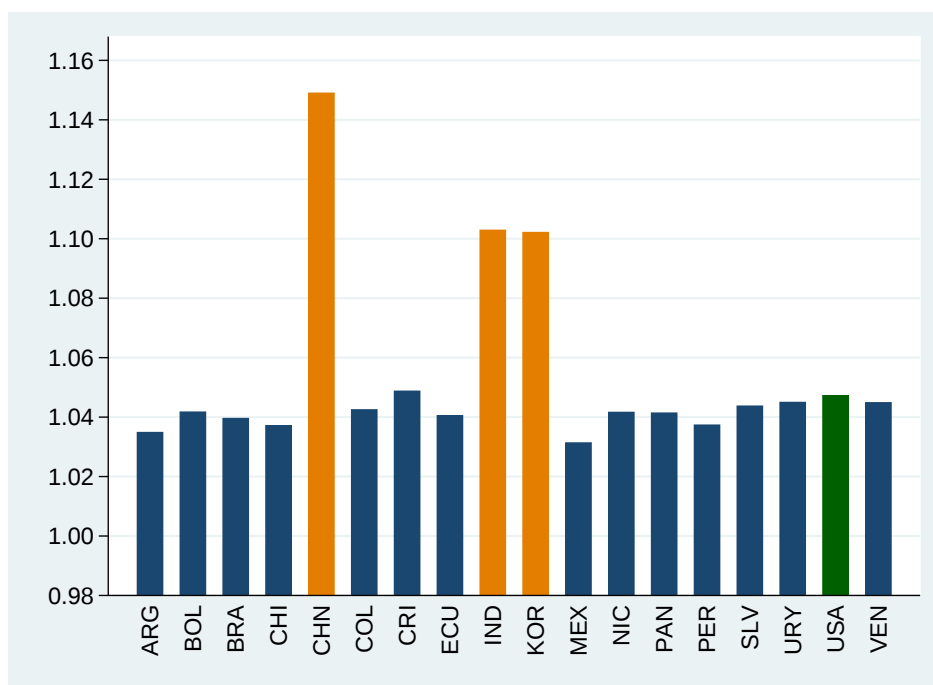
¹⁴Al analizar las diferencias en las características de las madres para el año 1980 y 1990 se obtienen las mismas conclusiones. Los resultados se encuentran a disposición.

Tabla 1. Diferencias de medias en características demográficas según *Mismo-sexo*. Censos del 2000

	Arg	Bol	Bra	Chi	Col	Cri	Ecu	Slv	Mex	Nic	Pan	Per	Ury	Ven	EEUU
Edad	-0.079*** (0.021)	-0.044 (0.041)	0.031*** (0.011)	-0.057* (0.030)	0.012 (0.019)	-0.023 (0.055)	0.021 (0.034)	0.020 (0.045)	0.012 (0.010)	0.009 (0.048)	-0.040 (0.068)	-0.015 (0.023)	-0.066 (0.072)	0.015 (0.024)	0.002 (0.011)
Edad 1er parto	0.003 (0.018)	0.029 (0.033)	0.011 (0.009)	-0.022 (0.028)	0.011 (0.015)	0.012 (0.045)	-0.018 (0.027)	0.040 (0.038)	0.008 (0.008)	0.042 (0.034)	-0.034 (0.057)	0.002 (0.019)	-0.065 (0.066)	0.036* (0.019)	0.002 (0.011)
Propietario	-0.002 (0.002)	-0.007 (0.005)	0.002 (0.001)	0.010*** (0.004)	0.002 (0.002)	0.001 (0.007)	-0.001 (0.004)	-0.004 (0.005)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.004)	-0.004 (0.007)	0.001 (0.003)	0.005 (0.010)	-0.003 (0.003)	0.002 (0.002)
Educación Baja	0.001 (0.002)	0.009* (0.005)	-0.002 (0.001)	0.002 (0.003)	-0.003 (0.002)	0.005 (0.006)	0.001 (0.004)	-0.007 (0.006)	0.000 (0.001)	0.005 (0.006)	-0.002 (0.007)	0.001 (0.003)	0.000 (0.007)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.000)
Educación Media	-0.001 (0.003)	-0.012** (0.005)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.004)	0.002 (0.002)	-0.005 (0.007)	-0.001 (0.004)	0.003 (0.006)	0.000 (0.001)	-0.005 (0.006)	0.000 (0.009)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.008)	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.001)
Educación Alta	0.000 (0.002)	0.004 (0.004)	0.002** (0.001)	-0.004 (0.004)	0.004 (0.002)	-0.001 (0.006)	-0.000 (0.004)	0.004 (0.005)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.004)	0.002 (0.008)	0.001 (0.003)	0.003 (0.006)	0.003 (0.003)	0.001 (0.001)
Observaciones	138,321	34,436	459,385	52,009	167,541	19,137	51,887	27,302	559,994	26,944	13,016	106,982	10,410	105,690	423,549

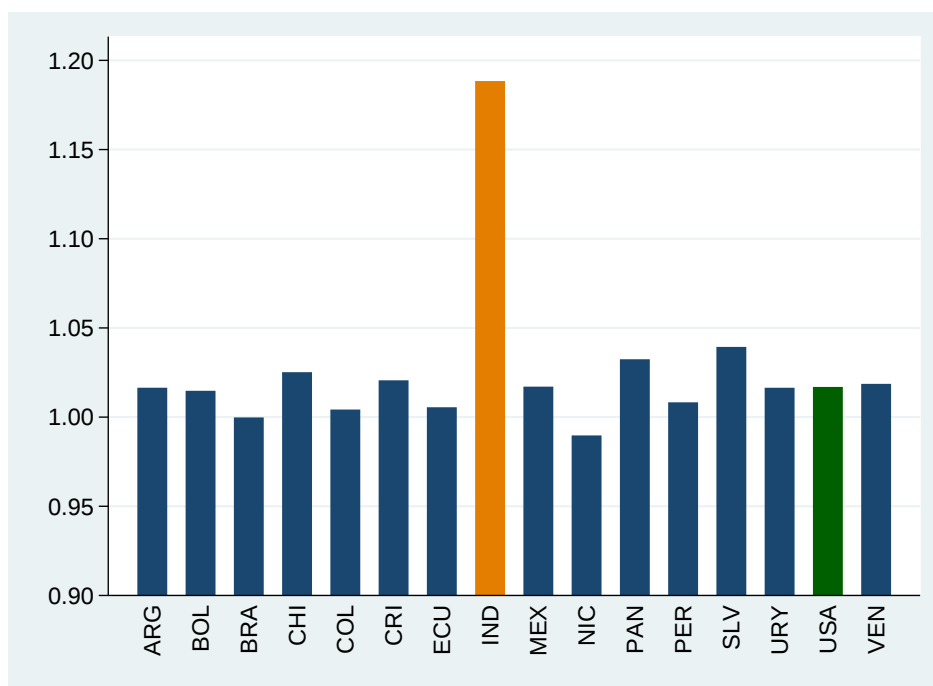
Fuente: elaboración propia en base a censos de IPUMS-International. Nota: diferencia de medias según *Mismo-sexo* y errores estándar (entre paréntesis). *** significativa al 1 %, ** significativa al 5 %, * significativa al 10 %. Las muestras corresponden a madres de 21 a 35 años de edad con dos o más hijos. Los resultados de Uruguay corresponden al censo de los 90s. Propietario es = 1 si la madre es dueña de la casa donde vive; Educación Baja es = 1 si el nivel educativo máximo de la madre es primaria incompleta o menos; Educación Media es = 1 si tiene primaria completa o secundaria incompleta; Educación Alta es = 1 si tiene secundaria completa o más.

Figura 5: Ratio entre niños y niñas de 0 a 4 años, año 2000



Fuente: elaboración propia en base a datos de United Nations Population Division, World Population Prospects.

Figura 6: Ratio de la matrícula en escuelas primarias entre niños y niñas, año 2000



Fuente: elaboración propia en base a datos de UNESCO - Institute for Statistics.

Otra manifestación de preferencias extremas por los varones podría darse en campos diferentes a la salud o a la alimentación. Por ejemplo, en algunos países como India se da un fenómeno de segregación escolar en contra de las mujeres manifestado en matrículas escolares significativamente menores a la de los hombres. En la figura 6 se representa el ratio de la matrícula entre varones y mujeres en las escuelas primarias para el año 2000. Se observa que la matrícula no difiere por sexo en los países de América Latina y Estados Unidos (aproximadamente igual a 1). Nuevamente, al comparar con un país como India donde la discriminación contra las mujeres constituye un problema, los resultados de América Latina son notablemente menores.

Finalmente, con respecto a la restricción de exclusión Rosenzweig y Wolpin (2000) argumentan que la composición del sexo de los hijos podría afectar directamente la utilidad marginal del ocio y el costo de criar un hijo, y en última instancia afectaría la oferta laboral por otro mecanismo diferente al cambio en la fecundidad. Los autores encuentran que en India rural los hogares cuyos dos primeros hijos son de igual sexo tienen niveles de gasto significativamente menores en ciertos bienes con economías de escala como indumentaria y calzado, y por ende necesitarían trabajar menos respecto a los hogares con hijos de distinto sexo. Como estos bienes suelen tener una participación elevada en el gasto de los hogares indios, la composición sexual de los hijos podría terminar afectando la oferta laboral por otro mecanismo distinto a la fecundidad.

Una forma de chequear la hipótesis planteada por Rosenzweig y Wolpin (2000) es mediante la comparación del gasto en ciertos bienes para las madres cuyos dos primeros hijos son de igual y de distinto sexo. En el caso en que la diferencia en el gasto promedio resulte distinta de cero se tendría evidencia en contra de la restricción de exclusión.

En este sentido, sería deseable utilizar encuestas de gastos para los 14 países de América Latina aquí considerados. El problema es que las encuestas de hogares son poco frecuentes y a su vez la obtención de los datos y el procesamiento de los mismos excedería el propósito del trabajo. Frente a esta restricción se utilizaron dos encuestas, la Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares de Argentina 2004-2005 y la Encuesta de Calidad de Vida de Colombia 2003¹⁵. La tabla 2 reporta en la primera columna la participación presupuestaria de seis categorías de bienes en Argentina (panel superior) y cuatro categorías de bienes en Colombia (panel inferior)¹⁶. También se incluye la diferencia de esas variables para los hogares con hijos de igual sexo, con dos hijos varones y dos hijas mujeres respecto a los que tienen hijos de distinto sexo (columnas 3, 4 y 5, respectivamente).

¹⁵Las muestras utilizadas tienen representatividad nacional y fueron construidas según los criterios detallados en el Apéndice A.2

¹⁶En el caso de Argentina se incluyen dos categorías adicionales respecto a Colombia ya que fue posible discriminar el gasto en indumentaria y educación según niños y bebés.

Tabla 2. Diferencia en participaciones presupuestarias promedio según composición sexual de los hijos. Argentina 2005 y Colombia 2003.

		Primeros dos hijos		
	Participación (%)	Mismo-sexo	Dos-varones	Dos-mujeres
<i>Argentina</i>				
Alimentos y bebidas	34.0	0.002 (0.005)	-0.000 (0.006)	0.004 (0.006)
Indumentaria y calzado	9.4	0.000 (0.003)	-0.004 (0.003)	0.004 (0.003)
Indumentaria y calzado (niños)	2.9	0.003 (0.002)	0.000 (0.002)	0.004* (0.002)
Atención médica y salud	4.9	-0.000 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
Educación	4.8	0.002 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.004*** (0.002)
Educación (niños)	2.8	0.005 (0.003)	0.002 (0.004)	0.006 (0.004)
<i>Colombia</i>				
Alimentos y bebidas	28.8	0.002 (0.004)	0.000 (0.005)	0.003 (0.005)
Indumentaria y calzado	7.3	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	0.001 (0.002)
Atención médica y salud	2.1	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	-0.000 (0.002)
Educación	5.0	-0.001 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.002 (0.002)

Nota: diferencia de medias (media del grupo relevante menos la media del resto de la muestra) y errores estándar (entre paréntesis). *** significativa al 1 %, ** significativa al 5 %, * significativa al 10 %. La muestra corresponde a madres de 18 a 45 años de edad con dos o más hijos menores de 19 años. El número de observaciones en Argentina y Colombia asciende a 6815 y 5825, respectivamente. Para Argentina se utilizó la Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares, INDEC, 2004/2005, para Colombia se utilizó la Encuesta de Calidad de Vida 2003.

De acuerdo a los resultados de la tabla 2 la composición del sexo de los hijos no afecta de manera significativa el patrón de consumo de los hogares en Argentina y Colombia. Solo en dos casos la diferencia en la participación promedio resultó estadísticamente significativa: los hogares cuyos dos primeros hijos fueron mujeres tienen en promedio una participación presupuestaria 0.4 puntos porcentuales mayor en gastos educativos y en indumentaria para niños. De cualquier manera, el signo de esta diferencia implica que las madres con hijos de igual sexo gastan más en rubros clave como ropa y calzado contradiciendo de esta manera la presencia de ahorros por economías de escala¹⁷.

En definitiva, los resultados de esta sección constituyen evidencia importante en favor de la validez interna del indicador *Mismo-sexo* como instrumento de la fecundidad en el modelo de oferta laboral¹⁸.

¹⁷En un estudio más reciente Butikofer (2011) testeó la presencia de economías de escala en el consumo de las familias con hijos de igual sexo para un grupo de países pobres (donde se incluye a Nicaragua) y un grupo de países ricos (donde se incluye a México), con diferencias sistemáticas en el primer grupo pero no en el segundo.

¹⁸Huber y Mellace (2011) desarrollaron un test para evaluar la validez de una variable instrumental en modelos con identificación exacta y lo aplicaron a la base de datos de AE encontrando evidencia a favor de la validez de *Mismo-sexo*.

5. RESULTADOS

Esta sección presenta las estimaciones de la relación entre la fecundidad y la oferta laboral femenina (ecuación (8)) mediante MCO y VI. Se consideran especificaciones para todas las madres y para las madres casadas (o juntadas) por separado. En todos los casos se incluyen como variables de control a la edad de la madre, la edad en el primer parto, el sexo del primer hijo y el sexo del segundo hijo¹⁹. Los mismos coeficientes que aparecen en las tablas se reproducen de manera gráfica junto a los intervalos de confianza a los efectos de lograr una comprensión visual de los efectos a lo largo de las tres décadas consideradas²⁰.

5.1. Estimación por MCO

Como se mencionó en la sección 2, una primera aproximación a la relación empírica entre la oferta laboral de la mujer y el número de hijos se logra mediante una regresión por MCO de la variable *Trabajó por sueldo* y *Más de dos hijos*. En el panel A de las tablas 3.1 a 3.6 se presentan los resultados para todos los países. A su vez, dicha información se resume en la figura 7 con los coeficientes estimados para cada año y país y sus respectivos intervalos de confianza.

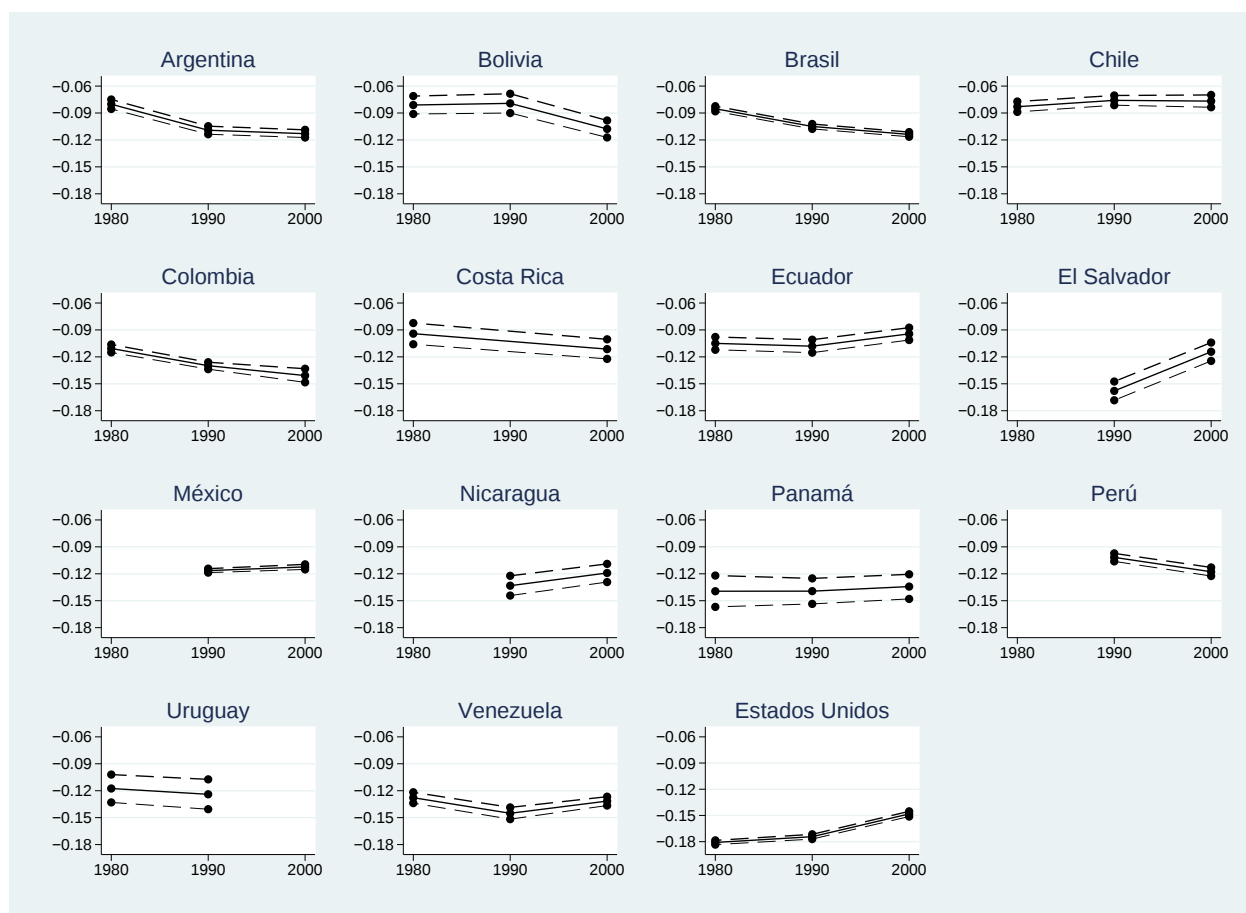
En todos los casos se tiene una relación negativa y estadísticamente significativa al 1 %. Un resultado robusto es que el efecto es relativamente constante en el tiempo y la magnitud es similar entre los países de América Latina. Para el promedio de América Latina en el año 2000 las mujeres con más de dos hijos tienen una probabilidad de participar de la fuerza laboral en promedio 11.3 puntos porcentuales (p.p.) menor respecto a las madres que tienen solo dos hijos, *ceteris paribus*. En el caso de Estados Unidos, esa probabilidad es de -14.8 p.p. para el año 2000, y también se observa en la figura que el efecto negativo es más fuerte que para el resto de América Latina en todos los años pero se vuelve menos negativo con el paso del tiempo²¹.

¹⁹Para el modelo sobreidentificado solo se incluye el sexo del primer hijo.

²⁰El caso sobreidentificado y el de mujeres casadas solo se presenta en las tablas.

²¹Si bien es útil a los propósitos de comparación, cabe aclarar que los coeficientes de MCO y VI no son necesariamente comparables pues el método de VI identifica un efecto causal para la subpoblación de *compliers*, y el coeficiente de MCO provee una estimación (potencialmente sesgada) del ATE para toda la población.

Figura 7: Estimaciones puntuales e Intervalos de Confianza al 90 % - MCO (todas)



Fuente: elaboración propia en base a IPUMS International. Nota: en el eje vertical se representa el coeficiente de *Más de dos hijos* (estimado por MCO).

5.2. Estimación por MCO2 - primera etapa

Como se mencionó en el análisis de la validez interna de la estrategia, una condición necesaria para poder identificar una relación causal es que la fecundidad y el instrumento *Mismo-sexo* estén correlacionados. La fila (1) de los paneles B y C de las tablas 3.1 a 3.6 presenta los coeficientes de *Mismo-sexo*, *Dos-varones* y *Dos-mujeres* utilizando *Más de dos hijos* como variable dependiente y algunos controles demográficos. En todos los países y los años considerados (menos para Panamá en 1980) la variable *Mismo-sexo* tiene una asociación positiva con la transición de dos a más hijos y es estadísticamente significativa al 1 %.

Las madres que concibieron dos hijos de igual sexo en promedio tienen una mayor probabilidad de tener un tercer hijo respecto a las madres cuyos dos primeros hijos fueron de distinto sexo, dejando lo demás constante. En el año 2000 la probabilidad condicional para todos los países de

América Latina es aproximadamente de 2.7 p.p. con un mínimo de 1.3 en Bolivia y un máximo de 3.4 en Colombia. En todos los años estos valores resultan inferiores a los encontrados para Estados Unidos, donde la probabilidad es aproximadamente 5 p.p. A su vez, los coeficientes de Estados Unidos 1980 y 1990 prácticamente coinciden con los encontrados por AE y lo mismo ocurre con Argentina 1991 y México 2000 en relación al trabajo de CG²². Los resultados para 1980 y 1990 son similares, y además se observa que los coeficientes estimados de la primera etapa para cada país se mantienen relativamente constantes en el tiempo.

En las tablas 3.1 a 3.6 también se encuentra que en promedio para América Latina las madres que tuvieron su primeras dos hijas mujeres tienen una probabilidad 3 p.p mayor de tener un tercer hijo, *ceteris paribus*. En el caso que los primeros dos hijos hayan sido varones, se tiene un resultado más bajo de 1.9 p.p. Este resultado, coincidente de nuevo con los de AE y CG, sugiere un leve sesgo en las preferencias hacia hijos de sexo masculino que como se discutió en la sección anterior posiblemente responda a factores culturales y por ende no constituye una amenaza a la exogeneidad del instrumento. Al considerar los censos de 1980 y 1990 se repiten los resultados. Lo importante es que tanto *Dos-varones* como *Dos-mujeres* son positivas y estadísticamente significativas²³.

²²Para una muestra censal de Estados Unidos del 5 % en 1980, AE encontraron que las madres cuyos dos primeros hijos son del mismo sexo tienen 6 p.p. más de probabilidad de tener un tercer hijo. En el trabajo de CG los valores son de 3.6 y 3.3 p.p. para Argentina 1991 y México 2000, respectivamente.

²³En Bolivia, El Salvador y Panamá 2000 el coeficiente de *Dos-varones* no resultó estadísticamente significativo lo cual indicaría una preferencia estricta por los hijos varones (Leung,1991). Lo mismo ocurre en Bolivia y Uruguay 1990. Por su parte en Nicaragua 1990 y Bolivia 1980 la evidencia sugiere preferencia estricta por las mujeres.

Tabla 3.1. Estimaciones del modelo de oferta laboral por MCO y MCO2. Año 1980s (TODAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	ECU	PAN	URY	VEN	USA
Panel A - MCO											
Más de dos hijos	-0.080*** (0.003)	-0.081*** (0.006)	-0.085*** (0.002)	-0.083*** (0.004)	-0.111*** (0.003)	-0.094*** (0.007)	-0.105*** (0.004)	-0.139*** (0.011)	-0.118*** (0.009)	-0.128*** (0.004)	-0.181*** (0.001)
Panel B - Variables Instrumentales											
(1) Mismo-sexo	0.046*** (0.003)	0.013*** (0.006)	0.023*** (0.002)	0.026*** (0.004)	0.031*** (0.003)	0.044*** (0.008)	0.014*** (0.004)	0.013 (0.008)	0.042*** (0.009)	0.027*** (0.003)	0.053*** (0.001)
(2) Más de dos hijos	0.072 (0.064)	0.208 (0.374)	-0.005 (0.066)	0.012 (0.122)	0.035 (0.076)	0.047 (0.145)	0.336 (0.266)	0.070 (0.740)	-0.306 (0.213)	0.062 (0.117)	-0.120*** (0.026)
Panel C - Variables Instrumentales - sobreidentificado											
(1) Dos-varones	0.029*** (0.005)	0.016** (0.008)	0.018*** (0.002)	0.012** (0.006)	0.027*** (0.004)	0.037*** (0.011)	0.010* (0.006)	0.006 (0.012)	0.027** (0.013)	0.020*** (0.004)	0.041*** (0.002)
(1) Dos-mujeres	0.057*** (0.005)	0.010 (0.008)	0.022*** (0.002)	0.033*** (0.006)	0.028*** (0.004)	0.045*** (0.011)	0.016*** (0.006)	0.017 (0.012)	0.051*** (0.013)	0.027*** (0.005)	0.058*** (0.002)
(2) Más de dos hijos	0.088 (0.066)	0.241 (0.389)	0.032 (0.076)	-0.037 (0.131)	0.061 (0.086)	0.046 (0.157)	0.392 (0.302)	0.344 (0.811)	-0.289 (0.219)	0.100 (0.136)	-0.118*** (0.028)
Sargan p-value	(0.746)	(0.792)	(0.044)	(0.288)	(0.026)	(0.256)	(0.356)	(0.515)	(0.694)	(0.262)	(0.058)
Observaciones	121,832	22,492	277,606	50,779	130,265	14,092	40,828	9,965	10,751	72,491	474,846
(3) R2-parcial	0.0025	0.0003	0.0007	0.0008	0.0012	0.0023	0.0003	0.0002	0.0021	0.0009	0.0032
(4) Estadístico F	180.7	5.7	193.6	41.7	159.2	33.1	11.8	2.0	22.3	68.8	1,548.3

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** significativa al 1 %, ** significativa al 5 %, * significativa al 10 %. Todas las regresiones incluyen como control la edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos. Las muestras corresponden a las enunciadas en el texto y apéndice. Todos los modelos incluyen pesos muestrales (Ver apéndice A.3.). (1) Coeficiente de la primera etapa donde la variable dependiente es *Más de dos hijos*; (2) Coeficiente de la segunda etapa donde la variable dependiente es *Trabajó por sueldo*; (3) Bondad del ajuste entre *Más de dos hijos* y *Mismo-sexo* cuando se controla por edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos; (4) Estadístico F de *Mismo-sexo* en la primera etapa.

Tabla 3.2. Estimaciones del modelo de oferta laboral por MCO y MCO2. Año 1980s (CASADAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	ECU	PAN	URY	VEN	USA
Panel A - MCO											
Más de dos hijos	-0.065*** (0.003)	-0.056*** (0.006)	-0.066*** (0.002)	-0.065*** (0.003)	-0.089*** (0.003)	-0.076*** (0.007)	-0.092*** (0.004)	-0.125*** (0.011)	-0.114*** (0.010)	-0.100*** (0.004)	-0.168*** (0.002)
Panel B - Variables Instrumentales											
(1) Mismo-sexo	0.050*** (0.004)	0.012** (0.006)	0.025*** (0.002)	0.027*** (0.004)	0.033*** (0.003)	0.047*** (0.008)	0.018*** (0.004)	0.016* (0.009)	0.048*** (0.009)	0.029*** (0.003)	0.058*** (0.001)
(2) Más de dos hijos	0.030 (0.058)	0.079 (0.407)	-0.046 (0.060)	0.045 (0.115)	-0.060 (0.072)	0.048 (0.130)	0.321 (0.208)	-0.318 (0.628)	-0.315* (0.191)	-0.063 (0.103)	-0.120*** (0.027)
Panel C - Variables Instrumentales - sobreidentificado											
(1) Dos-varones	0.033*** (0.005)	0.014* (0.008)	0.019*** (0.002)	0.014** (0.006)	0.028*** (0.004)	0.041*** (0.011)	0.012** (0.006)	0.015 (0.012)	0.032*** (0.013)	0.025*** (0.005)	0.045*** (0.002)
(1) Dos-mujeres	0.061*** (0.005)	0.009 (0.008)	0.024*** (0.002)	0.034*** (0.006)	0.031*** (0.004)	0.047*** (0.012)	0.022*** (0.006)	0.014 (0.013)	0.057*** (0.013)	0.028*** (0.005)	0.064*** (0.002)
(2) Más de dos hijos	0.039 (0.060)	0.217 (0.435)	-0.019 (0.068)	0.013 (0.124)	-0.050 (0.080)	0.052 (0.138)	0.364 (0.224)	-0.345 (0.704)	-0.262 (0.195)	-0.043 (0.116)	-0.118*** (0.028)
Sargan p-value	(0.828)	(0.187)	(0.011)	(0.306)	(0.171)	(0.376)	(0.481)	(0.214)	(0.195)	(0.060)	(0.090)
Observaciones	114,575	20,794	262,814	46,504	116,481	12,305	37,737	8,604	9,913	63,176	398,171
(3) R2-parcial	0.0029	0.0002	0.0008	0.0009	0.0014	0.0027	0.0005	0.0003	0.0027	0.0012	0.0038
(4) Estadístico F	197.2	4.2	207.5	41.1	159.7	33.1	17.8	2.9	26.9	75.9	1,529.3

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** significativa al 1 %, ** significativa al 5 %, * significativa al 10 %. Todas las regresiones incluyen como control la edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos. Las muestras corresponden a las enunciadas en el texto y apéndice. Todos los modelos incluyen pesos muestrales (Ver apéndice A.3.). (1) Coeficiente de la primera etapa donde la variable dependiente es *Más de dos hijos*; (2) Coeficiente de la segunda etapa donde la variable dependiente es *Trabajó por sueldo*; (3) Bondad del ajuste entre *Más de dos hijos* y *Mismo-sexo* cuando se controla por edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos; (4) Estadístico F de *Mismo-sexo* en la primera etapa.

Tabla 3.3. Estimaciones del modelo de oferta laboral por MCO y MCO2. Año 1990s (TODAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	ECU	SLV	MEX	NIC	PAN	PER	URY	VEN	USA
Panel A - MCO														
Más de dos hijos	-0.109*** (0.003)	-0.079*** (0.007)	-0.105*** (0.002)	-0.076*** (0.003)	-0.130*** (0.002)	-0.108*** (0.004)	-0.158*** (0.006)	-0.116*** (0.001)	-0.133*** (0.007)	-0.139*** (0.009)	-0.102*** (0.003)	-0.124*** (0.010)	-0.145*** (0.004)	-0.174*** (0.002)
Panel B - Variables Instrumentales														
(1) Mismo-sexo	0.032*** (0.002)	0.014*** (0.005)	0.037*** (0.002)	0.033*** (0.004)	0.029*** (0.002)	0.028*** (0.004)	0.016*** (0.006)	0.028*** (0.001)	0.018*** (0.005)	0.045*** (0.008)	0.024*** (0.003)	0.028*** (0.009)	0.028*** (0.004)	0.052*** (0.002)
(2) Más de dos hijos	-0.269*** (0.078)	0.364 (0.465)	-0.033 (0.042)	0.072 (0.095)	0.060 (0.074)	0.194 (0.143)	0.102 (0.367)	-0.042 (0.039)	0.181 (0.310)	0.176 (0.181)	0.052 (0.096)	0.070 (0.311)	-0.149 (0.129)	-0.145*** (0.030)
Panel C - Variables Instrumentales - sobreidentificado														
(1) Dos-varones	0.019*** (0.003)	0.010 (0.007)	0.027*** (0.002)	0.032*** (0.005)	0.024*** (0.003)	0.024*** (0.006)	0.013* (0.008)	0.019*** (0.002)	0.020*** (0.007)	0.047*** (0.012)	0.024*** (0.004)	0.008 (0.013)	0.023*** (0.005)	0.048*** (0.002)
(1) Dos-mujeres	0.041*** (0.003)	0.017*** (0.007)	0.041*** (0.002)	0.026*** (0.005)	0.028*** (0.003)	0.029*** (0.006)	0.015* (0.009)	0.033*** (0.002)	0.011 (0.008)	0.037*** (0.012)	0.021*** (0.004)	0.042*** (0.013)	0.024*** (0.005)	0.049*** (0.002)
(2) Más de dos hijos	-0.272*** (0.079)	0.433 (0.517)	0.001 (0.045)	0.057 (0.105)	0.081 (0.084)	0.242 (0.154)	0.104 (0.425)	-0.026 (0.040)	0.136 (0.340)	0.169 (0.191)	0.055 (0.103)	0.247 (0.306)	-0.153 (0.155)	-0.151*** (0.032)
Sargan p-value	(0.438)	(0.710)	(0.000)	(0.074)	(0.030)	(0.116)	(0.168)	(0.033)	(0.473)	(0.592)	(0.827)	(0.372)	(0.104)	(0.986)
Observaciones	183,874	27,950	433,696	63,307	155,386	48,847	24,170	417,896	25,165	11,737	103,092	10,441	90,101	482,548
(3) R2-parcial	0.0012	0.0002	0.0016	0.0013	0.0010	0.0010	0.0003	0.0011	0.0005	0.0024	0.0008	0.0011	0.0009	0.0031
(4) Estadístico F	172.7	6.2	549.7	80.1	162.1	47.3	7.4	438.6	12.2	28.5	78.8	11.4	58.8	1,178.6

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** significativa al 1 %, ** significativa al 5 %, * significativa al 10 %. Todas las regresiones incluyen como control la edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos. Las muestras corresponden a las enunciadas en el texto y apéndice. Todos los modelos incluyen pesos muestrales (Ver apéndice A.3.). (1) Coeficiente de la primera etapa donde la variable dependiente es *Más de dos hijos*; (2) Coeficiente de la segunda etapa donde la variable dependiente es *Trabajó por sueldo*; (3) Bondad del ajuste entre *Más de dos hijos* y *Mismo-sexo* cuando se controla por edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos; (4) Estadístico F de *Mismo-sexo* en la primera etapa.

Tabla 3.4. Estimaciones del modelo de oferta laboral por MCO y MCO2. Año 1990s (CASADAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	ECU	SLV	MEX	NIC	PAN	PER	URY	VEN	USA
Panel A - MCO														
Más de dos hijos	-0.092*** (0.003)	-0.058*** (0.007)	-0.086*** (0.002)	-0.058*** (0.003)	-0.109*** (0.002)	-0.093*** (0.005)	-0.140*** (0.007)	-0.091*** (0.001)	-0.121*** (0.007)	-0.132*** (0.009)	-0.088*** (0.003)	-0.126*** (0.011)	-0.126*** (0.004)	-0.166*** (0.002)
Panel B - Variables Instrumentales														
(1) Mismo-sexo	0.033*** (0.003)	0.015*** (0.005)	0.039*** (0.002)	0.039*** (0.004)	0.033*** (0.002)	0.028*** (0.004)	0.026*** (0.006)	0.029*** (0.001)	0.022*** (0.006)	0.048*** (0.009)	0.027*** (0.003)	0.029*** (0.010)	0.030*** (0.004)	0.060*** (0.002)
(2) Más de dos hijos	-0.208*** (0.077)	0.185 (0.428)	-0.059 (0.040)	-0.001 (0.078)	0.074 (0.066)	0.328** (0.154)	-0.038 (0.218)	-0.058* (0.035)	0.076 (0.263)	0.110 (0.173)	-0.020 (0.086)	0.154 (0.306)	-0.003 (0.121)	-0.157*** (0.029)
Panel C - Variables Instrumentales - sobreidentificado														
(1) Dos-varones	0.019*** (0.004)	0.009 (0.007)	0.029*** (0.002)	0.037*** (0.005)	0.028*** (0.003)	0.023*** (0.006)	0.015* (0.009)	0.020*** (0.002)	0.023*** (0.008)	0.047*** (0.013)	0.026*** (0.004)	0.009 (0.013)	0.027*** (0.005)	0.055*** (0.002)
(1) Dos-mujeres	0.042*** (0.004)	0.019*** (0.007)	0.044*** (0.002)	0.033*** (0.006)	0.032*** (0.004)	0.030*** (0.006)	0.034*** (0.009)	0.034*** (0.002)	0.015* (0.008)	0.043*** (0.013)	0.024*** (0.004)	0.044*** (0.014)	0.025*** (0.006)	0.058*** (0.002)
(2) Más de dos hijos	-0.215*** (0.078)	0.234 (0.454)	-0.029 (0.042)	-0.012 (0.086)	0.088 (0.073)	0.402*** (0.167)	-0.042 (0.228)	-0.041 (0.037)	0.048 (0.286)	0.108 (0.184)	-0.021 (0.092)	0.245 (0.302)	0.038 (0.142)	-0.164*** (0.031)
Sargan p-value	(0.644)	(0.881)	(0.000)	(0.083)	(0.064)	(0.091)	(0.918)	(0.009)	(0.541)	(0.641)	(0.717)	(0.676)	(0.075)	(0.487)
Observaciones	168,990	26,035	387,639	56,771	134,890	44,720	20,513	394,750	20,510	9,954	94,911	9,260	75,631	380,951
(3) R2-parcial	0.0013	0.0003	0.0018	0.0017	0.0013	0.0010	0.0009	0.0012	0.0007	0.0028	0.0009	0.0013	0.0011	0.0041
(4) Estadístico F	167.2	6.6	565.8	98.6	181.3	42.8	17.6	455.3	14.9	28.0	90.0	12.0	61.5	1,266.6

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** significativa al 1 %, ** significativa al 5 %, * significativa al 10 %. Todas las regresiones incluyen como control la edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos. Las muestras corresponden a las enunciadas en el texto y apéndice. Todos los modelos incluyen pesos muestrales (Ver apéndice A.3.). (1) Coeficiente de la primera etapa donde la variable dependiente es *Más de dos hijos*; (2) Coeficiente de la segunda etapa donde la variable dependiente es *Trabajó por sueldo*; (3) Bondad del ajuste entre *Más de dos hijos* y *Mismo-sexo* cuando se controla por edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos; (4) Estadístico F de *Mismo-sexo* en la primera etapa.

Tabla 3.5. Estimaciones del modelo de oferta laboral por MCO y MCO2. Año 2000s (TODAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	ECU	SLV	MEX	NIC	PAN	PER	VEN	USA
Panel A - MCO														
Más de dos hijos	-0.113*** (0.003)	-0.108*** (0.006)	-0.114*** (0.002)	-0.077*** (0.004)	-0.141*** (0.005)	-0.111*** (0.007)	-0.094*** (0.004)	-0.114*** (0.006)	-0.112*** (0.002)	-0.119*** (0.006)	-0.134*** (0.008)	-0.118*** (0.003)	-0.132*** (0.003)	-0.148*** (0.002)
Panel B - Variables Instrumentales														
(1) Mismo-sexo	0.023*** (0.002)	0.013*** (0.005)	0.028*** (0.001)	0.026*** (0.004)	0.034*** (0.004)	0.032*** (0.007)	0.025*** (0.004)	0.022*** (0.006)	0.032*** (0.002)	0.023*** (0.006)	0.030*** (0.008)	0.026*** (0.003)	0.033*** (0.003)	0.048*** (0.002)
(2) Más de dos hijos	-0.088 (0.103)	0.105 (0.435)	-0.004 (0.053)	-0.224 (0.150)	0.039 (0.135)	-0.096 (0.192)	-0.058 (0.152)	-0.014 (0.258)	-0.092* (0.048)	-0.269 (0.238)	0.300 (0.285)	0.018 (0.107)	0.081 (0.087)	-0.061* (0.036)
Panel C - Variables Instrumentales - sobreidentificado														
(1) Dos-varones	0.013*** (0.003)	0.007 (0.007)	0.022*** (0.002)	0.018*** (0.006)	0.028*** (0.006)	0.030*** (0.009)	0.019*** (0.006)	0.007 (0.008)	0.021*** (0.002)	0.014* (0.008)	0.014 (0.011)	0.016*** (0.004)	0.030*** (0.004)	0.040*** (0.002)
(1) Dos-mujeres	0.027*** (0.004)	0.017*** (0.007)	0.029*** (0.002)	0.028*** (0.006)	0.031*** (0.006)	0.028*** (0.010)	0.026*** (0.006)	0.027*** (0.008)	0.039*** (0.002)	0.027*** (0.008)	0.039*** (0.012)	0.030*** (0.004)	0.028*** (0.004)	0.046*** (0.002)
(2) Más de dos hijos	-0.069 (0.112)	-0.102 (0.455)	0.012 (0.060)	-0.265 (0.169)	0.046 (0.152)	-0.118 (0.207)	0.008 (0.169)	-0.037 (0.290)	-0.076 (0.049)	-0.284 (0.270)	0.331 (0.293)	0.060 (0.115)	0.088 (0.098)	-0.056 (0.040)
Sargan p-value	(0.547)	(0.204)	(0.025)	(0.667)	(0.830)	(0.590)	(0.025)	(0.780)	(0.038)	(0.906)	(0.951)	(0.355)	(0.595)	(0.101)
Observaciones	138,750	34,515	460,870	52,121	168,170	19,200	52,043	27,423	561,315	27,037	13,043	107,253	106,088	425,546
(3) R2-parcial	0.0006	0.0002	0.0009	0.0008	0.0012	0.0012	0.0008	0.0006	0.0013	0.0007	0.0010	0.0008	0.0012	0.0026
(4) Estadístico F	85.7	6.2	363.7	43.0	63.5	22.5	39.4	16.2	407.7	18.3	13.0	81.0	131.5	835.0

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** significativa al 1 %, ** significativa al 5 %, * significativa al 10 %. Todas las regresiones incluyen como control la edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos. Las muestras corresponden a las enunciadas en el texto y apéndice. Todos los modelos incluyen pesos muestrales (Ver apéndice A.3.). (1) Coeficiente de la primera etapa donde la variable dependiente es *Más de dos hijos*; (2) Coeficiente de la segunda etapa donde la variable dependiente es *Trabajó por sueldo*; (3) Bondad del ajuste entre *Más de dos hijos* y *Mismo-sexo* cuando se controla por edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos; (4) Estadístico F de *Mismo-sexo* en la primera etapa.

Tabla 3.6. Estimaciones del modelo de oferta laboral por MCO y MCO2. Año 2000s (CASADAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	ECU	SLV	MEX	NIC	PAN	PER	VEN	USA
Panel A - MCO														
Más de dos hijos	-0.096*** (0.003)	-0.094*** (0.006)	-0.108*** (0.002)	-0.062*** (0.004)	-0.125*** (0.005)	-0.087*** (0.007)	-0.084*** (0.004)	-0.106*** (0.007)	-0.090*** (0.002)	-0.110*** (0.007)	-0.123*** (0.009)	-0.101*** (0.003)	-0.120*** (0.003)	-0.154*** (0.002)
Panel B - Variables Instrumentales														
(1) Mismo-sexo	0.032*** (0.003)	0.017*** (0.005)	0.031*** (0.002)	0.029*** (0.004)	0.038*** (0.005)	0.034*** (0.007)	0.025*** (0.004)	0.024*** (0.006)	0.034*** (0.002)	0.031*** (0.006)	0.037*** (0.009)	0.029*** (0.003)	0.034*** (0.003)	0.056*** (0.002)
(2) Más de dos hijos	-0.223** (0.096)	-0.026 (0.342)	0.006 (0.052)	-0.211 (0.142)	-0.080 (0.129)	0.024 (0.182)	-0.025 (0.157)	0.022 (0.265)	-0.096** (0.044)	-0.393** (0.196)	-0.055 (0.215)	0.016 (0.098)	0.033 (0.086)	-0.073** (0.036)
Panel C - Variables Instrumentales - sobreidentificado														
(1) Dos-varones	0.025*** (0.004)	0.009 (0.007)	0.024*** (0.002)	0.022*** (0.006)	0.029*** (0.006)	0.038*** (0.010)	0.019*** (0.006)	0.010 (0.009)	0.023*** (0.002)	0.021*** (0.008)	0.025** (0.012)	0.019*** (0.004)	0.032*** (0.004)	0.046*** (0.003)
(1) Dos-mujeres	0.035*** (0.005)	0.021*** (0.007)	0.032*** (0.002)	0.030*** (0.006)	0.039*** (0.007)	0.026*** (0.010)	0.025*** (0.006)	0.028*** (0.009)	0.042*** (0.002)	0.035*** (0.009)	0.043*** (0.013)	0.034*** (0.004)	0.030*** (0.004)	0.056*** (0.003)
(2) Más de dos hijos	-0.219** (0.103)	-0.103 (0.360)	0.020 (0.057)	-0.233 (0.158)	-0.113 (0.142)	0.009 (0.188)	0.039 (0.174)	0.016 (0.302)	-0.082* (0.046)	-0.412* (0.215)	-0.045 (0.227)	0.041 (0.104)	0.041 (0.095)	-0.068* (0.039)
Sargan p-value	(0.158)	(0.477)	(0.042)	(0.989)	(0.057)	(0.773)	(0.042)	(0.793)	(0.055)	(0.914)	(0.734)	(0.620)	(0.743)	(0.178)
Observaciones	82,246	31,207	400,605	44,028	139,063	16,422	46,527	21,636	517,595	22,315	11,157	96,117	88,179	312,210
(3) R2-parcial	0.0013	0.0003	0.0011	0.0010	0.0015	0.0013	0.0008	0.0007	0.0015	0.0012	0.0016	0.0009	0.0014	0.0035
(4) Estadístico F	103.4	9.7	371.5	43.9	63.6	22.1	35.1	14.5	430.3	26.4	17.5	90.8	121.9	843.5

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** significativa al 1 %, ** significativa al 5 %, * significativa al 10 %. Todas las regresiones incluyen como control la edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos. Las muestras corresponden a las enunciadas en el texto y apéndice. Todos los modelos incluyen pesos muestrales (Ver apéndice A.3.). (1) Coeficiente de la primera etapa donde la variable dependiente es *Más de dos hijos*; (2) Coeficiente de la segunda etapa donde la variable dependiente es *Trabajó por sueldo*; (3) Bondad del ajuste entre *Más de dos hijos* y *Mismo-sexo* cuando se controla por edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos; (4) Estadístico F de *Mismo-sexo* en la primera etapa.

5.3. Estimación por MCO2 - segunda etapa

Las estimaciones mediante VI para un modelo exactamente identificado y otro sobreidentificado se reportan en la fila (2) de los paneles B y C de las tablas 3.1 a 3.6. De manera general el efecto de tener más de dos hijos sobre la oferta laboral para aquellas madres cuyos dos primeros hijos son de igual sexo no se puede distinguir de cero. En la figura 8 se observa que los intervalos de confianza incluyen al cero. El resultado es robusto en prácticamente todos los países y años considerados y constituye el principal resultado del trabajo. Únicamente en 3 países se encuentra un efecto negativo y estadísticamente significativo. En Estados Unidos 1980 tener más de dos hijos reduce la oferta laboral de las madres en 12 p.p.²⁴, 14.5 p.p. en 1990 y 6.1 p.p. en 2000, aunque en este último año es significativo al 10 %. En el caso de los países de América Latina ningún efecto se puede distinguir de cero en 1980, mientras que en 1990 solo en Argentina se tiene un efecto negativo y significativo al 1 %. Finalmente, en el año 2000 solo se tiene un resultado negativo para México, aunque significativo al 10 %. En el caso de México 2000 los resultados coinciden en signo y magnitud con la relación causal negativa encontrada por CG, pero no ocurre lo mismo para Argentina 1991 donde el efecto, si bien es negativo, es más del doble²⁵.

Un panorama algo diferente se obtiene al considerar la muestra de madres casadas. En este caso, el efecto estimado por MCO es más bajo respecto a la muestra de madres casadas y solteras en conjunto. Los coeficientes de la primera etapa son más grandes y en la segunda etapa se encuentra un efecto negativo y estadísticamente significativo en Estados Unidos 1980, 1990 y 2000, Argentina 1990 y 2000, México 1990 y 2000, Uruguay 1980 y Nicaragua 2000. Por su parte, en Ecuador 1990 se obtiene un efecto positivo y significativo²⁶.

Los coeficientes estimados del modelo sobreidentificado no difieren mucho del caso en que se usa *Mismo-sexo* como único instrumento. En otras palabras, el uso de dos instrumentos no mejora ni la magnitud ni la precisión de los resultados²⁷.

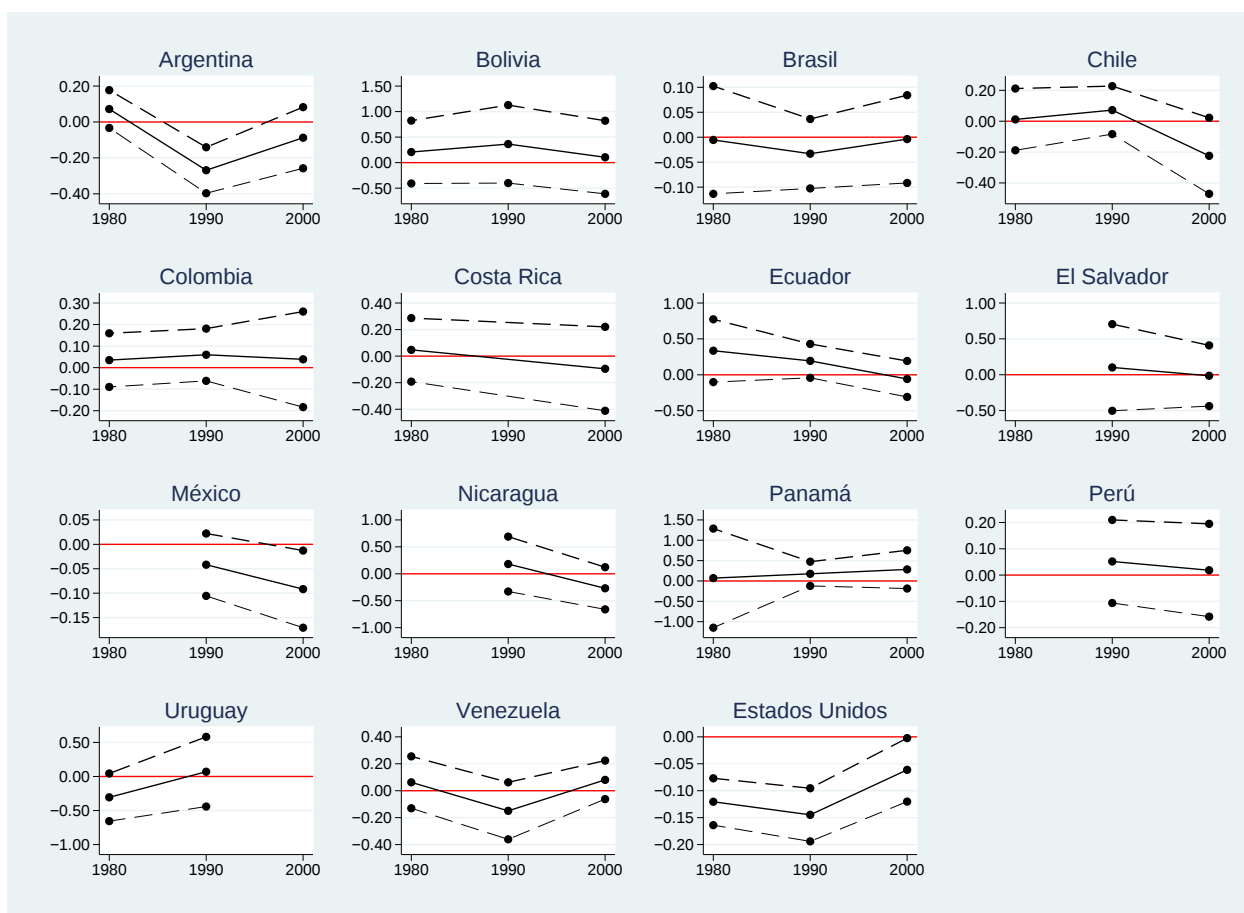
²⁴Este coeficiente estimado y el error estándar coinciden exactamente con el obtenido por AE para el año 1980.

²⁵Es interesante notar que, aún cuando se utilicen los mismos criterios para procesar las bases de datos, las mismas variables y la forma de construirlas, los resultados para Argentina 1991 difieren de los encontrados por CG, pero no ocurre lo mismo con México 2000. Esto puede responder a que los autores utilizan una muestra censal del 50 % para Argentina (599,941 madres) mientras que en este trabajo se utiliza una muestra del 10 % (182,824 madres). Por su parte, en el caso de México en ambos estudios se utiliza una muestra del 10.6 %, aunque en este trabajo se alcanza una mayor muestra de madres porque se utiliza una variable adicional para identificar a más de una madre dentro de un hogar (variable *momloc* de IPUMS) respecto a CG que solo consideran a las mujeres que son jefe de hogar o esposas del jefe de hogar.

²⁶Se probaron otras especificaciones considerando como variable dependiente a las horas trabajadas. En este caso solo se dispone información de horas en 7 países. Los resultados por MCO son negativos y significativos al 1 %, y en el caso de VI solo son negativos al 1 % para Estados Unidos. Vale aclarar que en este tipo de variables el error de medición se puede ver exacerbado al implementarse en escala censal. La tabla con los resultados se encuentra en el Apéndice A.4.

²⁷En el modelo sobreidentificado el test de Sargan permite analizar si la utilización de *Dos-varones* genera un resultado estadísticamente diferente a utilizar *Dos-mujeres* como único instrumento. Esta es también una manera de comprobar si el sexo de un hijo interfiere con la oferta laboral de los padres por razones distintas al tamaño

Figura 8: Estimaciones puntuales e Intervalos de Confianza al 90 % - VI Mismo-Sexo (todas)



Fuente: elaboración propia en base a IPUMS International. Nota: en el eje vertical se representa el efecto de *Más de dos hijos* sobre la probabilidad de trabajar (estimado por MCO2).

Un último ejercicio que se realizó fue el de replicar las estimaciones hechas de forma individual para cada país pero utilizando un pool de datos de las submuestras de madres para el conjunto de América Latina en cada década. Además se armó un pool agregado de países y años. En la tabla 4 y en la figura 9 se resumen los resultados. En la muestra de todas las madres las estimaciones por MCO coinciden en signo y magnitud con las encontradas de manera individual. Por su parte, las estimaciones mediante VI no se pueden distinguir de cero. Sin embargo, al considerar la muestra de madres casadas el efecto sobre la oferta laboral de tener más de dos hijos para aquellas madres cuya decisión de fecundidad se ve alterada por el instrumento (*compliers*) es negativo y estadísticamente significativo. Los coeficientes son aproximadamente la mitad de los estimados por MCO.

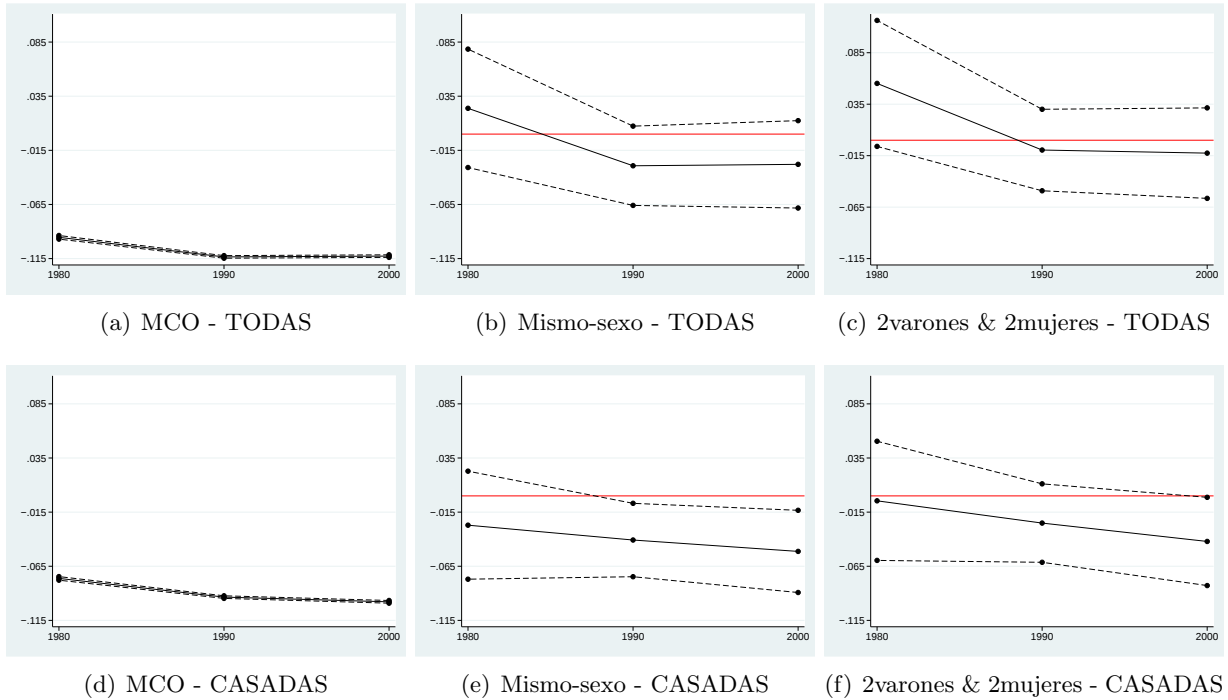
familiar. En la mayoría de los países y años considerados no es posible rechazar la hipótesis nula, evidencia a favor de la validez de los instrumentos.

Tabla 4. Estimaciones del modelo de oferta laboral por MCO y MCO2. Pool de países de América Latina (AL) (TODAS Y CASADAS)

	AL 1980	AL 1990	AL 2000	AL 80-90-00	AL 1980	AL 1990	AL 2000	AL 80-90-00
	TODAS				CASADAS			
Panel A - MCO								
Más de dos hijos	-0.095*** (0.001)	-0.113*** (0.001)	-0.113*** (0.001)	-0.110*** (0.000)	-0.076*** (0.001)	-0.093*** (0.001)	-0.098*** (0.001)	-0.092*** (0.000)
Panel B - Variables Instrumentales								
(1) Mismo-sexo	0.028*** (0.001)	0.029*** (0.001)	0.027*** (0.001)	0.028*** (0.000)	0.030*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.030*** (0.001)	0.030*** (0.000)
(2) Más de dos hijos	0.024 (0.033)	-0.029 (0.022)	-0.028 (0.025)	-0.019 (0.015)	-0.027 (0.030)	-0.041* (0.021)	-0.051** (0.023)	-0.042*** (0.014)
Panel C - Variables Instrumentales - sobreidentificado								
(1) Dos-varones	0.020*** (0.001)	0.022*** (0.001)	0.019*** (0.001)	0.020*** (0.001)	0.022*** (0.001)	0.024*** (0.001)	0.021*** (0.001)	0.022*** (0.001)
(1) Dos-mujeres	0.029*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.030*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.031*** (0.002)	0.034*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.033*** (0.001)
(2) Más de dos hijos	0.055 (0.037)	-0.010 (0.024)	-0.013 (0.027)	0.001 (0.016)	-0.005 (0.033)	-0.025 (0.022)	-0.042* (0.025)	-0.028* (0.015)
Sargan p-value	(0.004)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.005)	(0.000)
Observaciones	751,101	1,585,451	1,757,201	4,093,753	686,749	1,436,891	1,508,412	3,632,052
(3) R2-parcial	0.00095	0.00108	0.00087	0.00096	0.00111	0.00126	0.00106	0.00115

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. *** significativa al 1 %, ** significativa al 5 %, * significativa al 10 %. Todas las regresiones incluyen como control la edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos. Se incluyen dummies por país y año e interacciones como controles adicionales. Las muestras corresponden a las enunciadas en el texto y apéndice. (1) Coeficiente de la primera etapa donde la variable dependiente es *Más de dos hijos*; (2) Coeficiente de la segunda etapa donde la variable dependiente es *Trabajó por sueldo*; (3) Bondad del ajuste entre *Más de dos hijos* y *Mismo-sexo* cuando se controla por edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos.

Figura 9: Estimaciones puntuales e Intervalos de Confianza al 90 % - Pool América Latina



5.4. Posibles Explicaciones

Un conjunto de factores técnicos y sociales interrelacionados estarían explicando la ausencia de resultados en los países de América Latina. Los primeros tienen que ver con instrumentos débiles o de mala calidad, y los segundos se relacionan a los sistemas de bienestar y a las normas sociales de las familias Latinoamericanas.

La explicación técnica de la ausencia de efecto en las estimaciones de la segunda etapa de VI se encuentra en la calidad de la primera etapa. Una forma usual de analizar la calidad es partir del R2-parcial y el estadístico F del instrumento (Bound, Jaeger y Baker, 1995). El R2-parcial aísla el poder explicativo de *Mismo-sexo* sobre *Más de dos hijos* cuando se controla por edad, edad en el primer parto, el sexo del primer y del segundo hijo. El estadístico F en el caso con identificación exacta es simplemente el cuadrado del estadístico t, y en el caso sobreidentificado es un test de significatividad conjunta de *Dos-varones* y *Dos-mujeres*. A partir del trabajo de Staiger y Stock (1997) se suele concluir que un instrumento es débil cuando el estadístico F es menor a 10. No obstante, se trata de una regla arbitraria y los mismos autores remarcan que los instrumentos pueden ser débiles en muestras grandes incluso cuando el estadístico es significativo a los niveles convencionales.

En las últimas dos filas de las tablas 3.1 a 3.6 se reportan los dos estadísticos mencionados. Salvo algunas excepciones se observa que el estadístico F es superior al umbral arbitrario 10 lo cual podría responder a que se está trabajando con censos. El resultado a destacar es que el R2-parcial es extremadamente bajo en todos los casos, es decir que la variabilidad de *Mismo-sexo* contribuye muy poco a la variabilidad de la fecundidad, y ese resultado es “heredado” por la segunda etapa²⁸.

La consecuencia de tener instrumentos débiles en la mayoría de los países es que la pérdida de precisión inherente del método de VI respecto a MCO resulta agravada, lo cual se verifica en los enormes intervalos de confianza de la figura 8 respecto a la figura 7²⁹. Ante esta pérdida de eficiencia la interpretación de los resultados podría carecer de sentido.

Resta aclarar por qué a pesar de que el poder explicativo del instrumento es bajo hay tres países donde se logra identificar un efecto causal negativo. Este resultado posiblemente responde a la magnitud de los coeficientes de *Mismo-sexo*. El punto es que aun cuando las correlaciones entre fecundidad y *Mismo-sexo* resultaron positivas y muy precisas en todos los países, en la práctica

²⁸Los pequeños tamaños muestrales en ciertos países podrían implicar un problema adicional al estimar por VI. Sin embargo, es poco probable que ésta sea la causa por la cual no se logra aislar un efecto causal de los hijos sobre la oferta laboral. De hecho Brasil, Colombia y Perú son países con tamaños muestrales considerables donde no se logra identificar un efecto. Lo mismo ocurre con el pool de países y años donde la muestra es de más de 4 millones de madres.

²⁹La varianza del coeficiente estimado por VI se puede expresar como $V(\beta_{VI}) = V(\beta_{MCO})/R_{x,z}^2$, donde $R_{x,z}^2$ es el R2-parcial de la primera etapa. Cuando el poder explicativo del instrumento es bajo, el error estándar de la segunda etapa se magnifica (Wooldridge, 2009).

también es deseable que los coeficientes sean altos. Por ejemplo si menos del 1 % de las madres en la muestra tuvieran un hijo adicional debido a que los dos primeros fueron de igual sexo, sería muy difícil detectar el efecto de tener ese hijo adicional sobre la oferta laboral para ese grupo de *compliers*. Al analizar el caso de Estados Unidos, los coeficientes de la primera etapa (aproximadamente 6 p.p.) son mayores a los de América Latina (aproximadamente 3 p.p.). Además a pesar de que el estadístico F de los países de América Latina es mayor al umbral mencionado, el de Estados Unidos es notablemente mayor al del resto de los países y lo mismo ocurre con el R2-parcial. Es por eso que con una primera etapa más fuerte en Estados Unidos se logra identificar un efecto causal. Un mecanismo similar opera en el caso de Argentina y México, aunque con menor fuerza.

En cuanto a las estimaciones con el pool de países y años, el efecto negativo en la muestra de madres casadas puede reflejar una restricción presupuestaria menos operativa respecto a la muestra de todas las mujeres. Es decir, las casadas tienen la opción de unificar recursos con los cónyuges y ese efecto ingreso torna más elástica su oferta laboral y por ende disminuye su probabilidad de trabajar.

Con respecto a la explicación social, una primera etapa débil para los países de América Latina se puede relacionar a factores socioculturales. Si bien la evidencia señala que el tamaño de las familias Latinoamericanas se ha reducido en las últimas décadas, el tamaño óptimo o de equilibrio aún se encuentra por encima de los países más desarrollados (Chioda, 2011). Entonces, las mujeres con preferencias por familias numerosas pueden no estar preocupadas por el sexo de sus dos primeros hijos porque eventualmente es posible que terminen teniendo hijos de distinto sexo. En ese caso, el margen relevante donde las preferencias por tener hijos de distinto sexo operan con más fuerza podría darse en paridades superiores³⁰.

Más allá del problema de instrumentos débiles y la baja precisión de las estimaciones, existen otros factores que hacen más inelástica la oferta laboral de las madres y que podrían explicar la menor respuesta de la participación laboral a la fecundidad en los países de América Latina respecto a Estados Unidos.

En primer lugar, los hogares de América Latina normalmente disponen de ingresos familiares en promedio más bajos que los países desarrollados. Por lo tanto, la necesidad económica de la mujer de trabajar para complementar esos ingresos es más operativa (Chioda, 2011). En segundo lugar, en los países en desarrollo con grandes sectores rurales posiblemente sea más fácil para las madres combinar el trabajo con la crianza de un hijo porque la separación física entre la actividad laboral y la tarea del hogar es menor respecto a lo que ocurre en los países industrializados (Van der Stoep, 2008). En tercer lugar, como los hogares son más numerosos es más probable que algún miembro provea ayuda a las madres o cuide de sus hijos evitando de esta forma que las madres

³⁰En la práctica esto implica trabajar con muestras de madres de tres o más hijos e implica un trade-off entre correlaciones más fuertes en la primera etapa al costo de trabajar con muestras más pequeñas.

interrumpan sus actividades laborales (Wong y Levine, 1992). En los países avanzados esto último podría verse compensado por el mayor acceso al servicio formal de cuidado de niños (guarderías o salas cuna). Finalmente, las licencias parentales aparecen como una alternativa importante para conciliar las responsabilidades familiares con las actividades laborales. Los países de América Latina en promedio cuentan con tres meses de licencia por maternidad, en todos los casos se trata de licencias remuneradas y en su mayoría financiadas por la seguridad social (CEPAL, 2011). En cambio, en Estados Unidos la cobertura se limita a solo 12 semanas no remuneradas para las mujeres que trabajan a tiempo completo en las empresas con un mínimo de cincuenta empleados.

6. COMENTARIOS FINALES

A lo largo del trabajo se investiga la relación causal entre la fecundidad y la oferta laboral de la mujer en 14 países de América Latina y Estados Unidos para la década de 1980, 1990 y 2000. Se utiliza la preferencia de los padres por tener hijos con distinto sexo como instrumento de la fecundidad (estrategia de identificación usada en primera instancia por Angrist y Evans (1998)).

Si bien las estimaciones mediante MCO muestran que la relación entre la oferta laboral de la mujer y el número de hijos es negativa y estadísticamente significativa para todos los países y años, las estimaciones mediante MCO2 no logran identificar una relación causal en la mayoría de ellos. Es decir, el efecto promedio de pasar de una familia con dos hijos a más de dos es estadísticamente igual a cero (para aquellas madres cuyo tratamiento se ve alterado por el instrumento *Mismo-sexo*). Los resultados para Estados Unidos, Argentina y México coinciden con los obtenidos por Angrist y Evans (1998) y Cruces y Galiani (2007). Al considerar una muestra agregada de mujeres casadas de todo América Latina se obtiene un efecto causal negativo al 1% de la fecundidad sobre la probabilidad de trabajar.

A pesar de que es poco probable que la composición sexual de los hijos como instrumento de la fecundidad viole la restricción de exclusión en los países de América Latina, el instrumento *Mismo-sexo* no cumple satisfactoriamente con la primera etapa y en consecuencia se tiene un grupo de *compliers* pequeño en relación a lo que ocurre en otros países como Estados Unidos. A partir del análisis del R2-parcial y el estadístico F se encuentra que *Mismo-sexo* tiene un bajo poder explicativo sobre la probabilidad de concebir un tercer hijo. Este problema de instrumentos débiles conlleva una enorme pérdida de eficiencia en las estimaciones de la segunda etapa, con resultados poco precisos y una interpretación que podría carecer de sentido.

7. REFERENCIAS

- AGÜERO, J. M. Y M. MARKS (2008). Motherhood and Female Labor Force Participation: Evidence from Infertility Shocks. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 98(2): 500-504.
- ANGRIST, J. Y W. EVANS (1998). Children and their parents' labor supply: evidence from exogenous variation in family size. *American Economic Review*, vol. 88 (issue 3), pp. 450-577.
- ANGRIST, J.D., G.W. IMBENS Y D.B. RUBIN (1996). Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables, *Journal of the American Statistical Association*, 91, 444-472.
- ANGRIST, J. (2004). Treatment Effect Heterogeneity in Theory and Practice, *The Economic Journal* 114 (March), C52-C83.
- BEN-PORATH, Y. Y F. WELCH, (1976). Do sex preferences really matter?. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 90 (issue 2), pp. 285-307.
- BOUND J., D. A. JAEGER Y R. M. BAKER (1995). Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogeneous Explanatory Variable is Weak, *Journal of the American Statistical Association* , Vol. 90, No. 430, pp. 443-450.
- BROWNING, M. (1992). Children and Household Economic Behavior. *Journal of Economic Literature* Vol. XXX, pp. 1434-1475.
- BÜTIKOFER, A. (2011). Sibling Sex Composition and Cost of Children. mimeo.
- CEPAL/UNICEF (2011). Cuidado infantil y licencias parentales. Boletín de la infancia y adolescencia sobre el avance de los Objetivos de Desarrollo del Milenio, Num. 12.
- CHIODA, L. (2011). Work and Family: Latin American and Caribbean Women in Search of a New Balance. World Bank, Washington DC.
- CHUN, H. Y J. OH (2002). An instrumental variable estimate of the effect of fertility on the labour force participation of married woman. *Applied Economics Letters*, vol. 9, pp. 631-634.
- CRUCES, G. Y S. GALIANI (2007). Fertility and female labor supply in Latin America: New Causal evidence. *Labour Economics*, vol. 14 (issue 3), pp. 565-573.
- DAOULI J., M. DEMOUSSIS Y N. GIANNAKOPOULOS (2009). Sibling-sex composition and its effects on fertility and labor supply of Greek mothers. *Economics Letters* 102(3), 189-191.
- DAS GUPTA, M. (2009). Family systems, political systems, and Asia's' missing girls': the construction of son preference and its unraveling, Policy Research Working Paper Series 5148, The World Bank.
- GUINNANE, T. W. (2011). The Historical Fertility Transition: A Guide for Economists. *Journal of Economic Literature*, 49:3, 589-614 <http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/jel.49.3.589>
- KILLINGSWORTH, M. R. Y J. J. HECKMAN (1986). Female Labor Supply: A Survey, in Orley Ashenfelter and Richard Layard, eds., *Handbook of labor economics*, Vol. 1. Amsterdam: North-Holland, pp. 103-204.
- HIRVONEN, L. (2009). The effect of children on earnings using exogenous variation in family size: Swedish evidence. Working Paper Series 2/2009, Swedish Institute for Social Research.

- HUBER M. Y G. MELLACE (2011a). Testing instrument validity for LATE identification based on inequality moment constraints, *University of St Gallen, Dept. of Economics Discussion Paper* no. 2011-43.
- IACOVOU, M. (2001). Fertility and female labour supply. ISER Working Paper Series 2001-19, Institute for Social and Economic Research.
- IMBENS, G. W. Y ANGRIST, J. D. (1994). Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica*, 62(2), pp. 467-76.
- LEUNG, S.F., (1991). A stochastic dynamic analysis of parental sex preferences and fertility. *Quarterly Journal of Economics* 106 (4), 1063– 1088.
- MINNESOTA POPULATION CENTER. *Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.2* [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota, 2013.
- ROSENZWEIG, M. R., Y K. I. WOLPIN (2000): Natural “Natural Experiments” in Economics, *Journal of Economic Literature*, 38, 827-874.
- SOLON G., S. J. HAIDER Y J. WOOLDRIDGE (2013). What Are We Weighting For?, NBER Working Papers 18859, National Bureau of Economic Research, Inc.
- STAIGER D. Y J. H. STOCK (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica* , Vol. 65, No. 3, pp. 557-586.
- VAN DER STOEP, G. (2008). Identifying Motherhood and its Effect on Female Labour Force Participation in South Africa: An Analysis of Survey Data. *MCom thesis, University of KwaZulu-Natal, Durban*.
- WILLIS, R. J. (1987). What Have We Learned from the Economics of the Family?, *American Economic Review, American Economic Association*, vol. 77(2), pages 68-81.
- WILLIAMSON, N. E. (1983). Parental sex preferences and sex selection, en N. G. Benette (ed.) *Sex Selection of Children*. New York: Academic Press.
- WONG, R. AND LEVINE, R. (1992). The effect of household structure on women’s economic activity and fertility: Evidence from recent mothers in urban Mexico. *Economic Development and Cultural Change* 41(1):89-102.
- WOOLDRIDGE, J. M. (1999). Asymptotic Properties of Weighted M-Estimators for Variable Probability Samples. *Econometrica*, 67(6): 1385-406.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2009). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 4e. Mason, OH: South-Western CENGAGE Learning.

A. Apéndice

A.1. Países y años utilizados

Tabla A.1. Países, años y fuente oficial de los censos.

País	Año de Censo	Fracción (%)	Institución
Argentina	ARG 1980, 1991, 2001	10	Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC)
Bolivia	BOL 1976, 1992, 2001	10	National Institute of Statistics, Ministry of Planning and Coordination
Brasil	BRA 1980, 1991, 2000	5-6	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
Chile	CHL 1982, 1992, 2002	10	Instituto Nacional de Estadísticas
Colombia	COL 1985, 1993, 2005	10	Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE)
Costa Rica	CRI 1984, 2000	10	Instituto Nacional de Estadística y Censos
Ecuador	ECU 1982, 1990, 2001	10	Instituto Nacional de Estadística y Censos
El Salvador	SLV 1992, 2007	10	General Directorate of Statistics and Censuses
México	MEX 1990, 2000	10-10.6	Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI)
Nicaragua	NIC 1995, 2005	10	National Institute of Statistics and Censuses
Panamá	PAN 1980, 1990, 2000	10	Contraloría General de la República, Dirección de Estadística y Censo
Perú	PER 1993, 2007	10	National Institute of Statistics and Computing
Uruguay	URY 1985, 1996	10	National Institute of Statistics
Venezuela	VEN 1981, 1990, 2001	10	Oficina Central de Estadística e Informática
Estados Unidos	USA 1980, 1990, 2000	5	U.S. Census Bureau

Fuente: IPUMS-International.

A.2. Matching de madres e hijos

Para llevar a cabo el trabajo fue necesario construir submuestras de madres a las cuales se les anexó información de los hijos. Otros estudios tuvieron que restringir la muestra a mujeres que son jefe de hogar o esposas del jefe de hogar debido a que la variable que relaciona a los miembros de un hogar capta la relación de parentesco con respecto al jefe. En este trabajo se logra avanzar en la precisión del armado de las bases al utilizar la variable armonizada *momloc* de IPUMS que indica, para los hijos, el código de identificación de sus madres. De esta manera, para aquellos hogares con más de una madre, fue posible identificar a sus hijos separadamente obteniendo muestras más grandes respecto a una situación donde solo se utiliza la relación de parentesco con el jefe de hogar.

Debido a que la estrategia de identificación consiste en utilizar una variable que capte si el sexo del segundo hijo coincide con el del hijo mayor, se restringió la submuestra a aquellas madres que concibieron al menos dos hijos. Adicionalmente y como en el resto de los trabajos afines, se consideró pertinente acotar la muestra a madres de entre 21 y 35 años cuyo hijo mayor tenía menos de 18 años al momento del censo, y el segundo hijo tenía al menos 1 año de edad. Por un lado, esto se debe a que pocas mujeres menores de 21 años tienen dos hijos, y por otro lado, es normal que un hijo con más de 18 años se marche del hogar de los padres por razones educativas o laborales, y los censos no hacen un seguimiento de los hijos a medida que se independizan. Finalmente, la restricción a madres menores de 35 años hace que el corte de 18 años para los hijos mayores no genere selección en la muestra.

Para evitar asignar los hijos del jefe de familia a una pareja que no sea la madre se chequeó que el número reportado de hijos vivos coincida con los hijos asignados a la mujer en el hogar, dejando en la muestra solo a aquellas mujeres cuyos números coinciden. Finalmente se descartaron aquellas observaciones en donde la edad de la madre y esposo en el primer parto era menor a 14 años, bajo la premisa de que esos casos posiblemente constituyan errores de entrada de datos.

A.3. *Una nota sobre la inclusión de pesos muestrales*

Solon, Haider and Wooldridge (2013) sugieren la utilización de pesos muestrales en dos situaciones: para calcular *estadísticas descriptivas* a nivel poblacional y para estimar *efectos causales*. La primera situación es obvia cuando se trabaja con muestras poblacionales. En el segundo caso, el objetivo es obtener estimaciones consistentes cuando el muestreo es endógeno. Si la muestra es sistemáticamente no-representativa de la población en una manera conocida (p. ej. sobremuestreo de la población de bajos ingresos en un contexto de ecuaciones de Mincer), las estimaciones podrían ser inconsistentes. El muestreo en ese caso es endógeno porque el criterio de muestreo, el ingreso de la población, está correlacionado con el término de error de la regresión. En caso de utilizar Variables Instrumentales se deben incluir pesos muestrales (inversa de la probabilidad de ser elegido) en las condiciones de ortogonalidad para obtener estimaciones consistentes. Un punto importante respecto a esto último que señala Wooldridge (1999) es que, si la probabilidad muestral varía exógenamente en vez de endógenamente, el uso de ponderadores muestrales podría ser innecesario para consistencia y costoso en términos de eficiencia para la precisión.³¹

En el presente trabajo, la mayoría de las muestras de IPUMS son “flat”, es decir, cada persona en la muestra representa un número fijo de personas en la población. Solo el 30 % de las muestras censales utilizadas tienen ponderadores con registros que representan más casos que otros. Esto significa que algunas personas con ciertas características son sobrerrepresentados en las muestras, y otras son subrepresentadas. En todos los casos las bases de datos proveen la variable armonizada WTPER. Por ejemplo, en Argentina 2001 todos los registros tienen un ponderador del 10 %, y en 1990 y 1980 ese ponderador es variable al interior de la muestra. Entonces para las regresiones a nivel de cada país y año es importante incluir pesos muestrales. Para las estimaciones del pool de madres de América Latina es menos obvia la inclusión de pesos muestrales ya que los ponderadores se definen al interior del país pero no entre países. Sin embargo, es importante incluir dummies por país (y año) como variables explicativas.

³¹Solon *et al.* (2013) proveen un ejemplo donde se estima un modelo de regresión lineal que incluye dummies por estados para una muestra que sobrerrepresenta ciertos estados de EEUU. Entonces, si el modelo está correctamente especificado, el término de error no está relacionado con el criterio de muestreo, y el uso de pesos muestrales es innecesario. Incluso, si el término de error es homoscedástico antes del uso de los pesos, su inclusión inducirá heteroscedasticidad e imprecisión en las estimaciones.

A.4. Tablas adicionales

Tabla A.4.1. Estadísticas descriptivas - Año 1980s

	Argent.	Bolivia	Brasil	Chile	Colomb.	C. Rica	Ecuador	Panamá	Uruguay	Venez.	LA	EEUU
Trabajó por sueldo	0.20	0.15	0.20	0.16	0.26	0.18	0.14	0.27	0.33	0.23	0.20	0.46
<i>(=1 si trabajó por un salario)</i>	<i>(0.40)</i>	<i>(0.36)</i>	<i>(0.40)</i>	<i>(0.36)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.38)</i>	<i>(0.34)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.47)</i>	<i>(0.42)</i>	<i>(0.40)</i>	<i>(0.50)</i>
Más de dos hijos	0.53	0.70	0.66	0.51	0.59	0.59	0.69	0.68	0.47	0.67	0.63	0.41
<i>(=1 si tuvo más de 2 hijos)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.46)</i>	<i>(0.47)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.49)</i>	<i>(0.49)</i>	<i>(0.46)</i>	<i>(0.46)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.47)</i>	<i>(0.48)</i>	<i>(0.49)</i>
Número de hijos	2.9	3.3	3.4	2.8	3.1	3.1	3.4	3.4	2.8	3.4	3.3	2.6
	<i>(1.2)</i>	<i>(1.3)</i>	<i>(1.5)</i>	<i>(1.1)</i>	<i>(1.3)</i>	<i>(1.3)</i>	<i>(1.4)</i>	<i>(1.4)</i>	<i>(1.1)</i>	<i>(1.5)</i>	<i>(1.5)</i>	<i>(0.9)</i>
Edad	29.6	29.2	29.2	29.6	29.1	29.0	28.9	29.1	29.9	28.8	29.2	30.1
	<i>(3.8)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.7)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.6)</i>
Edad en 1er parto	21.5	20.5	20.7	20.5	20.1	20.1	20.1	19.8	21.1	20.0	20.6	20.8
	<i>(3.5)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.3)</i>	<i>(3.3)</i>	<i>(3.3)</i>	<i>(3.1)</i>
Mismo-sexo	0.508	0.498	0.497	0.509	0.510	0.502	0.502	0.506	0.508	0.507	0.502	0.504
<i>(=1 si ambos fueron de igual sexo)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>
Dos-varones	0.258	0.255	0.254	0.261	0.261	0.260	0.261	0.267	0.262	0.263	0.257	0.261
<i>(=1 si ambos fueron varones)</i>	<i>(0.437)</i>	<i>(0.436)</i>	<i>(0.436)</i>	<i>(0.439)</i>	<i>(0.439)</i>	<i>(0.438)</i>	<i>(0.439)</i>	<i>(0.442)</i>	<i>(0.440)</i>	<i>(0.440)</i>	<i>(0.437)</i>	<i>(0.439)</i>
Dos-mujeres	0.247	0.241	0.238	0.245	0.243	0.238	0.239	0.236	0.243	0.238	0.240	0.240
<i>(=1 si ambos fueron mujeres)</i>	<i>(0.431)</i>	<i>(0.428)</i>	<i>(0.426)</i>	<i>(0.430)</i>	<i>(0.429)</i>	<i>(0.426)</i>	<i>(0.427)</i>	<i>(0.424)</i>	<i>(0.429)</i>	<i>(0.426)</i>	<i>(0.427)</i>	<i>(0.427)</i>
Varón-1	0.509	0.504	0.511	0.514	0.512	0.511	0.511	0.516	0.509	0.513	0.511	0.512
<i>(=1 si primer hijo fue varón)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>
Varón-2	0.502	0.509	0.505	0.504	0.507	0.511	0.511	0.516	0.510	0.512	0.506	0.510
<i>(=1 si segundo hijo fue varón)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>
Años de educación	7.13	2.64	3.54	7.48	5.37	6.62	5.33	6.43	8.12	5.79	4.72	11.96
	<i>(3.92)</i>	<i>(3.35)</i>	<i>(3.47)</i>	<i>(3.73)</i>	<i>(3.62)</i>	<i>(3.60)</i>	<i>(4.01)</i>	<i>(3.97)</i>	<i>(3.88)</i>	<i>(3.54)</i>	<i>(3.89)</i>	<i>(2.41)</i>
Observaciones	122,344	22,524	279,047	50,984	130,980	14,147	40,927	9,996	10,782	72,966	754,697	476,582

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de IPUMS-Internacional. Nota: promedio y desvío estándar (entre paréntesis). Las muestras corresponden a madres de 21 a 35 años de edad con dos o más hijos.

Tabla A.4.2. Estadísticas descriptivas - Año 1990s

	Argent.	Bolivia	Brasil	Chile	Colomb.	Ecuador	El Salv.	México	Nicarag.	Panamá	Perú	Uruguay	Venez.	LA	EEUU
Trabajó por sueldo	0.33	0.32	0.30	0.19	0.25	0.23	0.29	0.15	0.28	0.25	0.17	0.44	0.27	0.25	0.55
<i>(=1 si trabajó por un salario)</i>	<i>(0.47)</i>	<i>(0.47)</i>	<i>(0.46)</i>	<i>(0.39)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.42)</i>	<i>(0.45)</i>	<i>(0.35)</i>	<i>(0.45)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.38)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.50)</i>
Más de dos hijos	0.57	0.68	0.54	0.42	0.53	0.62	0.61	0.66	0.69	0.60	0.61	0.44	0.61	0.58	0.40
<i>(=1 si tuvo más de 2 hijos)</i>	<i>(0.49)</i>	<i>(0.47)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.49)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.48)</i>	<i>(0.49)</i>	<i>(0.48)</i>	<i>(0.46)</i>	<i>(0.49)</i>	<i>(0.49)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.49)</i>	<i>(0.49)</i>	<i>(0.49)</i>
Número de hijos	3.0	3.3	2.9	2.6	2.9	3.2	3.1	3.3	3.5	3.1	3.1	2.7	3.2	3.1	2.6
	<i>(1.2)</i>	<i>(1.3)</i>	<i>(1.2)</i>	<i>(0.8)</i>	<i>(1.1)</i>	<i>(1.3)</i>	<i>(1.2)</i>	<i>(1.4)</i>	<i>(1.5)</i>	<i>(1.2)</i>	<i>(1.2)</i>	<i>(1.1)</i>	<i>(1.3)</i>	<i>(1.3)</i>	<i>(0.8)</i>
Edad	29.8	29.4	29.6	30.0	29.5	29.3	29.1	29.3	28.5	29.2	29.4	30.2	29.4	29.5	30.4
	<i>(3.8)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(3.6)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(4.1)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(3.7)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(3.5)</i>
Edad en 1er parto	20.8	20.3	20.5	20.8	20.1	20.1	19.6	19.8	19.1	19.9	20.3	21.0	20.0	20.3	21.4
	<i>(3.4)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.3)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.0)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.4)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.6)</i>
Mismo-sexo	0.508	0.497	0.492	0.504	0.510	0.504	0.509	0.503	0.508	0.509	0.505	0.502	0.506	0.500	0.504
<i>(=1 si ambos fueron de igual sexo)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>
Dos-varones	0.257	0.254	0.255	0.262	0.263	0.263	0.282	0.257	0.262	0.266	0.256	0.254	0.260	0.258	0.261
<i>(=1 si ambos fueron varones)</i>	<i>(0.437)</i>	<i>(0.436)</i>	<i>(0.436)</i>	<i>(0.440)</i>	<i>(0.440)</i>	<i>(0.440)</i>	<i>(0.450)</i>	<i>(0.437)</i>	<i>(0.440)</i>	<i>(0.442)</i>	<i>(0.436)</i>	<i>(0.435)</i>	<i>(0.438)</i>	<i>(0.437)</i>	<i>(0.439)</i>
Dos-mujeres	0.248	0.240	0.234	0.238	0.244	0.239	0.224	0.243	0.241	0.239	0.247	0.246	0.240	0.239	0.239
<i>(=1 si ambos fueron mujeres)</i>	<i>(0.432)</i>	<i>(0.427)</i>	<i>(0.423)</i>	<i>(0.426)</i>	<i>(0.429)</i>	<i>(0.426)</i>	<i>(0.417)</i>	<i>(0.429)</i>	<i>(0.428)</i>	<i>(0.427)</i>	<i>(0.431)</i>	<i>(0.430)</i>	<i>(0.427)</i>	<i>(0.427)</i>	<i>(0.427)</i>
Varón-1	0.505	0.507	0.512	0.511	0.513	0.513	0.543	0.509	0.514	0.515	0.505	0.508	0.515	0.511	0.513
<i>(=1 si primer hijo fue varón)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.498)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>
Varón-2	0.505	0.507	0.509	0.513	0.506	0.511	0.514	0.506	0.507	0.512	0.503	0.499	0.505	0.507	0.510
<i>(=1 si segundo hijo fue varón)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>
Años de educación	8.5	5.5	5.2	8.9	6.0	6.9	4.8	5.7	4.9	8.0	6.5	8.1	6.7	6.0	.
	<i>(3.9)</i>	<i>(4.4)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.4)</i>	<i>(3.4)</i>	<i>(4.5)</i>	<i>(4.3)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(4.1)</i>	<i>(4.1)</i>	<i>(4.1)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(4.0)</i>	.
Observaciones	183,366	27,899	432,303	63,097	154,817	48,737	24,090	416,856	25,035	11,691	102,864	10,410	89,508	1,590,673	481,039

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de IPUMS-Internacional. Nota: promedio y desvío estándar (entre paréntesis). Las muestras corresponden a madres de 21 a 35 años de edad con dos o más hijos.

Tabla A.4.3 Estadísticas descriptivas - Año 2000s

	Argent.	Bolivia	Brasil	Chile	Colomb.	C. Rica	Ecuador	El Salv.	México	Nicarag.	Panamá	Perú	Venez.	LA	EEUU
Trabajó por sueldo	0.28	0.38	0.38	0.27	0.31	0.24	0.28	0.36	0.27	0.32	0.27	0.28	0.32	0.32	0.58
<i>(=1 si trabajó por un salario)</i>	<i>(0.45)</i>	<i>(0.49)</i>	<i>(0.48)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.46)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.45)</i>	<i>(0.48)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.47)</i>	<i>(0.45)</i>	<i>(0.45)</i>	<i>(0.47)</i>	<i>(0.47)</i>	<i>(0.49)</i>
Más de dos hijos	0.55	0.62	0.46	0.34	0.47	0.52	0.53	0.50	0.55	0.56	0.55	0.46	0.54	0.50	0.42
<i>(=1 si tuvo más de 2 hijos)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.49)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.48)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.50)</i>	<i>(0.49)</i>
Número de hijos	3.0	3.1	2.7	2.5	2.7	2.8	2.9	2.8	2.9	3.0	3.0	2.7	2.9	2.8	2.6
	<i>(1.3)</i>	<i>(1.2)</i>	<i>(1.0)</i>	<i>(0.7)</i>	<i>(1.0)</i>	<i>(1.0)</i>	<i>(1.1)</i>	<i>(1.0)</i>	<i>(1.1)</i>	<i>(1.2)</i>	<i>(1.2)</i>	<i>(1.0)</i>	<i>(1.1)</i>	<i>(1.1)</i>	<i>(0.9)</i>
Edad	29.7	29.3	29.6	30.6	29.6	29.9	29.3	29.7	29.5	28.9	29.5	29.9	29.5	29.6	30.4
	<i>(3.8)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.4)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.7)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(4.0)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.7)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(3.6)</i>
Edad en 1er parto	20.3	20.2	20.1	20.6	19.9	20.0	19.9	19.5	20.1	19.0	20.0	20.1	19.8	20.1	21.5
	<i>(3.4)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(2.9)</i>	<i>(3.3)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.7)</i>
Mismo-sexo	0.521	0.504	0.501	0.502	0.502	0.503	0.508	0.509	0.502	0.508	0.500	0.507	0.504	0.504	0.505
<i>(=1 si ambos fueron de igual sexo)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>
Dos-varones	0.267	0.262	0.259	0.260	0.262	0.262	0.262	0.258	0.258	0.261	0.261	0.262	0.260	0.260	0.261
<i>(=1 si ambos fueron varones)</i>	<i>(0.443)</i>	<i>(0.440)</i>	<i>(0.438)</i>	<i>(0.439)</i>	<i>(0.440)</i>	<i>(0.439)</i>	<i>(0.440)</i>	<i>(0.438)</i>	<i>(0.438)</i>	<i>(0.439)</i>	<i>(0.439)</i>	<i>(0.440)</i>	<i>(0.439)</i>	<i>(0.439)</i>	<i>(0.439)</i>
Dos-mujeres	0.251	0.239	0.239	0.239	0.237	0.238	0.243	0.246	0.241	0.242	0.236	0.242	0.240	0.241	0.240
<i>(=1 si ambos fueron mujeres)</i>	<i>(0.433)</i>	<i>(0.427)</i>	<i>(0.426)</i>	<i>(0.427)</i>	<i>(0.425)</i>	<i>(0.426)</i>	<i>(0.429)</i>	<i>(0.431)</i>	<i>(0.428)</i>	<i>(0.429)</i>	<i>(0.424)</i>	<i>(0.428)</i>	<i>(0.427)</i>	<i>(0.427)</i>	<i>(0.427)</i>
Varón-1	0.508	0.510	0.512	0.514	0.515	0.512	0.512	0.508	0.510	0.515	0.517	0.510	0.512	0.511	0.512
<i>(=1 si primer hijo fue varón)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>
Varón-2	0.508	0.512	0.508	0.507	0.510	0.511	0.507	0.505	0.507	0.505	0.508	0.510	0.508	0.508	0.509
<i>(=1 si segundo hijo fue varón)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>	<i>(0.500)</i>
Años de educación	9.0	6.6	5.9	10.1	7.3	7.3	7.6	6.2	7.4	5.4	8.3	7.8	7.8	7.0	.
	<i>(3.6)</i>	<i>(4.4)</i>	<i>(3.7)</i>	<i>(3.5)</i>	<i>(4.0)</i>	<i>(3.5)</i>	<i>(4.4)</i>	<i>(4.5)</i>	<i>(3.8)</i>	<i>(4.1)</i>	<i>(4.0)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.2)</i>	<i>(3.9)</i>	.
Observaciones	138,321	34,436	459,385	52,009	167,541	19,137	51,887	27,302	559,994	26,944	13,016	106,982	105,690	1,762,644	423,549

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de IPUMS-Internacional. Nota: promedio y desvío estándar (entre paréntesis). Las muestras corresponden a madres de 21 a 35 años de edad con dos o más hijos.

Tabla A.4.4 Estimaciones del modelo de oferta laboral por MCO y MCO2. Horas como variable dependiente (TODAS)

	bra00	bra91	ecu01	ecu90	slv07	slv92	mex00	mex90	nic05	nic95	ven01	ven81	usa00	usa90	usa80
Panel A - MCO															
Más de dos hijos	-1.544*** (0.087)	-1.215*** (0.091)	-1.870*** (0.287)	-2.037*** (0.274)	-0.783** (0.349)	-0.554 (0.379)	-1.531*** (0.141)	-0.254* (0.139)	-1.710*** (0.441)	-0.343 (0.505)	-0.548*** (0.185)	-1.272*** (0.220)	-1.487*** (0.052)	-1.886*** (0.055)	-1.194*** (0.052)
Panel B - Variables Instrumentales															
(1) Mismo-sexo	0.028*** (0.001)	0.037*** (0.002)	0.025*** (0.004)	0.028*** (0.004)	0.022*** (0.006)	0.016*** (0.006)	0.032*** (0.002)	0.028*** (0.001)	0.023*** (0.006)	0.018*** (0.005)	0.033*** (0.003)	0.027*** (0.003)	0.048*** (0.002)	0.052*** (0.002)	0.053*** (0.001)
(2) Más de dos hijos	-1.054 (3.184)	-1.738 (2.323)	-7.658 (9.901)	1.273 (9.032)	10.744 (22.335)	-127.122 (973.962)	-0.206 (4.671)	1.060 (5.587)	71.067 (75.664)	-7.711 (35.424)	7.940 (4.872)	0.736 (8.210)	-1.960** (0.991)	-0.683 (0.925)	-0.436 (0.923)
Panel C - Variables Instrumentales - sobreidentificado															
(1) Dos-varones	0.022*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.019*** (0.006)	0.024*** (0.006)	0.007 (0.008)	0.013* (0.008)	0.021*** (0.002)	0.019*** (0.002)	0.014* (0.008)	0.020*** (0.007)	0.030*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.040*** (0.002)	0.048*** (0.002)	0.041*** (0.002)
(1) Dos-mujeres	0.029*** (0.002)	0.041*** (0.002)	0.026*** (0.006)	0.029*** (0.006)	0.027*** (0.008)	0.015* (0.009)	0.039*** (0.002)	0.033*** (0.002)	0.027*** (0.008)	0.011 (0.008)	0.028*** (0.004)	0.027*** (0.005)	0.046*** (0.002)	0.049*** (0.002)	0.058*** (0.002)
(2) Más de dos hijos	-1.053 (3.667)	-1.096 (2.435)	-9.403 (11.309)	2.629 (9.237)	-17.073 (29.677)	-24.779 (68.175)	3.534 (4.755)	2.273 (6.092)	89.275 (120.399)	-37.227 (49.165)	9.549* (5.474)	1.387 (9.845)	-2.191** (1.106)	-0.699 (0.999)	-0.288 (0.981)
Sargan p-value	(0.394)	(0.112)	(0.123)	(0.553)	(0.048)	(0.543)	(0.083)	(0.454)	(0.765)	(0.565)	(0.179)	(0.208)	(0.280)	(0.437)	(0.515)
Observaciones	184,640	132,729	18,043	13,453	11,026	6,660	142,112	61,059	8,840	6,597	38,020	18,415	298,243	320,405	268,736
(3) R2-parcial	0.0007	0.0016	0.0009	0.0010	0.0003	0.0000	0.0009	0.0006	0.0001	0.0002	0.0015	0.0007	0.0027	0.0033	0.0031
(4) Estadístico F	119.7	169.7	15.6	12.9	2.9	0.0	82.6	38.3	1.2	1.4	57.3	13.7	607.3	841.9	834.3

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** significativa al 1 %, ** significativa al 5 %, * significativa al 10 %. Todas las regresiones incluyen como control la edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos. Las muestras corresponden a las enunciadas en el texto y apéndice. Todos los modelos incluyen pesos muestrales. (1) Coeficiente de la primera etapa donde la variable dependiente es *Más de dos hijos*; (2) Coeficiente de la segunda etapa donde la variable dependiente es *Horas trabajadas* en la semana previa al censo; (3) Bondad del ajuste entre *Más de dos hijos* y *Mismo-sexo* cuando se controla por edad, edad en el primer parto, y el sexo de los primeros dos hijos; (4) Estadístico F de *Mismo-sexo* en la primera etapa.