



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLVIII Reunión Anual

Noviembre de 2013

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-1-5

OFERTA LABORAL DE LA MUJER Y
FECUNDIDAD. EVIDENCIA CAUSAL PARA
AMÉRICA LATINA

Tortarolo Darío

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

Darío Tortarolo *

C | E | D | L | A | S

Universidad Nacional de La Plata

Versión: 31 de agosto de 2013

Abstract

En este trabajo se estudia la relación causal entre la fecundidad y la participación laboral de la mujer. Se aplica la metodología de variables instrumentales utilizando información censal de 14 países de América Latina para las décadas de 1980, 1990 y 2000. Se utiliza 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 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 VI no logran identificar una relación causal. 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*). Si se considera un pool de microdatos de América Latina se obtiene un efecto causal negativo y significativo en la muestra de madres casadas. Esto podría sugerir un posible problema de poder estadístico en las estimaciones a nivel país.

Clasificación JEL: J13, J22

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

*Este trabajo es una versión de mi tesis de maestría adaptada a la presente reunión. Agradezco los comentarios recibidos en los seminarios de tesis y especialmente a mi director Guillermo Cruces. Cualquier error es mi responsabilidad. Email: dtortarolo@cedlas.org

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 (p. ej. Killingsworth y Heckman, 1986). 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 del promedio 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 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, al considerar a los países por separado en la figura 2, se observa que este hecho estilizado se repite en cada uno de ellos¹.

El principal problema que surge de estas correlaciones negativas simples y los estudios relacionados es que la endogeneidad de la fecundidad impide interpretar a la relación mencionada como un efecto causal. Incluso la relación negativa observada entre fecundidad y oferta laboral podría ser espuria. La pregunta inmediata que surge es si existe una relación causal entre estas variables, y en caso que exista, cuánto del aumento de la participación laboral de la mujer se explica por el efecto de la fecundidad. A su vez, en última instancia la relación entre estas variables es de interés político debido a que ambas se encuentran correlacionadas con el estado de pobreza de un hogar.

Sobre la base de estos argumentos, Angrist y Evans (1998) (AE de aquí en adelante) estimaron la relación causal entre la fecundidad y 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 con distinto sexo (Williamson, 1983). Este hecho estilizado ha sido documentado en numerosos estudios y lleva a que la probabilidad de concebir a un tercer hijo sea mayor para aquellas madres

¹Guinnane (2011) estudia el proceso de transición histórica de los países europeos y de Estados Unidos de una alta fecundidad a 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.

cuyos dos primeros hijos tienen el mismo sexo². Debido a que el sexo con el que nacen los 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 primer hijo, y de esta forma captar el efecto de pasar del segundo al tercer hijo. En un estudio más reciente, Cruces y Galiani (2007) (CG de aquí en adelante) explotaron la misma fuente de variación exógena en el tamaño familiar extendiendo la evidencia al caso de Argentina y México³. Agüero y Marks (2008) hicieron lo propio para un pool de seis países de América Latina (Bolivia, Colombia, Guatemala, Nicaragua, Perú y República Dominicana) explotando una fuente alternativa de variación exógena en el tamaño familiar basada en shocks de infertilidad que afectan el número de hijos que una mujer puede concebir⁴.

Hasta el momento, el estudio de CG constituye la única evidencia empírica para países de América Latina que utiliza la estrategia de identificación de AE. 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 (Naciones Unidas, 2002), resulta interesante extender la evidencia de manera exhaustiva para varios países de América Latina⁵. A su vez, la heterogeneidad existente entre los países bajo estudio es un motivo adicional de análisis donde se espera que existan diferencias entre ellos. En este sentido, el objetivo principal del trabajo es avanzar sobre esta línea de investigación, 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 Latina.

Las estimaciones por Mínimos Cuadrados muestran que la relación entre la oferta laboral de la mujer y el número de hijos es negativa y significativa para todos los países de América Latina. Sin embargo, las estimaciones mediante Variables Instrumentales no logran identificar una relación causal. Es decir, que 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

²Por ejemplo Ben-Porath y Welch (1976) encontraron para el Censo de 1970 de Estados Unidos que el 56% de las familias con dos hijos varones o dos hijas mujeres tuvieron un tercer hijo, mientras que el 51% con un hijo y una hija tuvieron un tercer hijo.

³Existen otros trabajos que utilizan variantes de esta estrategia de identificación, tal como Chun y Oh (2002) quienes explotan el hecho de que los hogares sur-coreanos tienen fuertes preferencias por concebir hijos varones debido a la superior performance laboral respecto a las mujeres. Los autores utilizan como instrumento de fecundidad al sexo del primer hijo. Si el sexo del primer hijo es mujer, los padres buscarán concebir otro niño. Mientras que, si el sexo del primer hijo es varón, la probabilidad de concebir otro hijo es menor.

⁴Agüero y Marks (2008) utilizan encuestas demográficas y de salud (DHS) con representatividad nacional de mediados de los 90s. Si bien utilizan el mismo indicador de la fuerza laboral que en este estudio, el de AE y el de CG, como instrumento del número de hijos los autores utilizan un indicador del estado de infertilidad para las mujeres en edad de concebir hijos. La infertilidad es *a priori* un fenómeno aleatorio no relacionado con las características de las madres (más allá de la edad). Esta estrategia empírica permite estudiar las diferencias en la oferta laboral entre mujeres sin hijos y mujeres con hijos, y de esta forma extiende la identificación del efecto causal de tener hijos sobre la oferta laboral de la mujer para una muestra más amplia.

⁵Como menciona Angrist (2004), en última instancia la validez externa de las estimaciones causales se alcanza mediante replicaciones en otras bases de datos.

instrumento *Same sex*). Al considerar una muestra de mujeres casadas para un pool de países en 1980, 1990 y 2000 se obtiene un efecto causal negativo y significativo. De cualquier forma, no se puede descartar un posible problema de poder en las estimaciones a nivel país, dado lo pequeños coeficientes de la primera etapa, R2 bajos y tamaños muestrales potencialmente insuficientes para identificar un efecto causal.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta un modelo teórico simple y se discute la estrategia de estimación. Luego de describir la fuente de datos y las estadísticas descriptivas en la sección 3, en la sección 4 se presentan los resultados y se discuten las amenazas a la validez del instrumento. Por último se brindan comentarios finales.

2. TEORÍA Y ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

2.1. Modelo Teórico

La relación entre la oferta laboral de la mujer y el número de hijos se puede representar a partir una versión adaptada del modelo estático sencillo de Browning (1992). La función de utilidad de la mujer se define como $U = u(x_m, x_h, o, l_f, h)$, donde x_m y x_h representan el nivel de consumo de la madre y de los hijos con precio p_x , o es el tiempo dedicado a ocio, l_f es el tiempo asignado a tareas del hogar, y h es el número de hijos con un costo 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 (tareas del hogar y cuidado de niños), ocio o y trabajo en el mercado l_m con remuneración w . Además la mujer tiene un ingreso del hogar exógeno 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, materiales escolares, etc.) como en el tiempo dedicado al cuidado de niños. La mujer resuelve el siguiente problema de maximización de utilidad:

$$\max_{x_m, x_h, o, l_f, h} U = u(x_m, x_h, o, l_f, h) \text{ s.a.} \quad (1)$$

$$I + wl_m = p_x(x_m + x_c) + p_h h \quad (\text{restricción presupuestaria}) \quad (2)$$

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

Si se combinan las dos restricciones se obtiene $I + wT = (wo + p_x(x_m + x_h)) + (p_h h + wl_f)$. Esta restricción 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, utilizando una función de utilidad explícita, se obtienen las demandas y la oferta laboral de la mujer.

Aun cuando el problema planteado es una versión demasiado general como para derivar las

demandas de los bienes, este modelo sencillo permite obtener la esencia de la relación teórica entre fecundidad y oferta laboral de la mujeres: 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)⁶. Además el modelo permite ilustrar la endogeneidad subyacente en la estimación empírica de la oferta laboral. A lo largo del trabajo se busca estudiar el efecto directo de los hijos h en la oferta laboral de la mujer $l_m^* = T - o^* - l_f^*$. Siguiendo a Browning (1992) el modelo (1)-(3) da como resultado una oferta laboral condicional (expresada en horas o mediante un indicador binario de participación) 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, o un indicador de más de h hijos en una muestra de mujeres con h ó más hijos).

El parámetro de interés es la respuesta de la oferta laboral a cambios en la variables de fecundidad, f_D . Sin embargo, este parámetro es difícil de recuperar utilizando los métodos estadísticos tradicionales. Si se ignora el efecto de la fecundidad en el resto de las variables presentes en K y se considera el efecto potencial de la fecundidad sobre los salarios, 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 licencias por maternidad sin goce de sueldo. Además el salario está determinado por 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 aun, 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) sugiere que la solución a este problema de endogeneidad consiste en encontrar una variable Z que genere variabilidad en fecundidad pero 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:

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

ya que la exogeneidad de Z respecto a w implica que $\partial w / \partial Z = 0$. De esta forma, se logra identificar

⁶Los modelos dinámicos en general encuentran 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.

el parámetro de interés, la respuesta de la oferta laboral a los cambios en la fecundidad.

2.2. Modelo Empírico

En esta sección se presenta la estrategia empírica adoptada a lo largo del trabajo para identificar el efecto directo de la fecundidad sobre la oferta laboral femenina⁷. 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 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 Mínimos Cuadrados Ordinarios (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

⁷Se utiliza de forma alternada los trabajos de Imbens y Angrist (1994) y Angrist, Imbens y Rubin (1996).

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 el efecto causal cuando un tratamiento no es aleatorio mediante una variable instrumental Z que genera variación exógena en D , y que es “tan buena como asignada aleatoriamente” (Angrist, 2004). El instrumento de fecundidad utilizado en este trabajo es el indicador *Same sex* basado en el sexo de los primeros dos hijos de aquellas familias con dos o más 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 hijos⁸.

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. Esta segunda hipótesis se basa en el hecho estilizado que da cuenta del deseo de los padres de concebir al menos un hijo y una hija (Williamson, 1983). Cuando estas preferencias están presentes,

⁸Ver siguiente sección.

las madres cuyos dos primeros hijos son de igual sexo exhiben una mayor probabilidad de tener otro hijo en busca de la pareja. 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 ⁹:

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 pararían 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 *Same sex* satisfaga los supuestos 1-4, se logra identificar el ATE para el grupo de *compliers*, conocido como *Local Average Treatment Effect (LATE)* (Imbens

⁹Como estas definiciones están basadas en el estado de tratamiento potencial que es inobservable, no es posible asignar a un individuo a cualquiera de estos grupos a partir de características observables.

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 :

$$Y_i = \alpha + \beta D_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

En el presente trabajo se agregan algunas variables exógenas observables X como controles y consecuentemente se estima mediante el método de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MCO2)¹⁰. Por más que no exista relación entre el instrumento y otras variables exógenas, los controles permiten obtener estimaciones más precisas. Además debido a que el instrumento *Same sex* se puede expresar como una función del sexo de los primeros dos hijos, se encuentra potencialmente correlacionado con ambos, y el método MCO2 permite controlar por ello reduciendo la probabilidad de sesgo por variables omitidas¹¹. Finalmente, el método MCO2 permite estimar un modelo sobreidentificado al descomponer *Same sex* en dos instrumentos, $Twoboy = s_1 s_2$ y $Two girls = (1 - s_1)(1 - s_2)$. El modelo de regresión lineal cuando se incluyen controles sería:

$$Y_i = \alpha' X_i + \alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i} + \beta D_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

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 *Same sex* es el único instrumento, la ecuación de la primera etapa sería:

$$D_i = \delta' X_i + \delta_1 s_{1i} + \delta_2 s_{2i} + \gamma Z_i + \nu_i \quad (10)$$

¹⁰En este caso el instrumento Z debe satisfacer una versión extendida de los supuestos 1-4 condicionales en X .

¹¹Según AE se puede reescribir $Same sex = s_1 s_2 + (1 - s_1)(1 - s_2)$. 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 *Same sex* 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 *Same sex* 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.

La estrategia de identificación alternativa utilizando el modelo sobreidentificado 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:

$$D_i = \delta' X_i + \delta_1 s_{1i} + \gamma_0 Z_{1i} + \gamma_1 Z_{2i} + \nu_i \quad (11)$$

donde Z_1 y Z_2 representan los indicadores *Two boys* y *Two girls*. 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 Salvador, México, Nicaragua, Panamá, Perú, Uruguay y Venezuela) y Estados Unidos, obtenidos de IPUMS-International para las décadas de 1980, 1990 y 2000. 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 le anexó información de los hijos, y del esposo en caso que hubiera (ver apéndice A).

Antes de restringir los datos censales a las madres, si se calcula la tasa de participación laboral femenina a partir de la información provista por los censos de IPUMS, y se toma como proxy de fecundidad a la cantidad de hijos que cada madre tuvo (*children ever born*) se obtiene un patrón similar al obtenido con los datos de WDI, donde en promedio la participación de la mujer en el mercado laboral aumentó en las últimas tres décadas, y la concepción de niños por madre disminuyó (figuras 3 y 4).

En la tabla 1 se presentan las estadísticas descriptivas de las submuestras de madres por país para los tres años considerados. Uno de los primeros resultados 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. En 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%. A excepción de los países grandes como Argentina, Colombia, México, Brasil y Estados Unidos estas muestras podrían resultar insuficientes

para alcanzar la significatividad estadística de los parámetros estimados.

El promedio de la participación laboral de la mujer para América Latina en 1980 era de 20 %, 25 % en 1990 y 32 % en 2000, con una variabilidad entre países que se hace similar a medida que pasa 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 la muestra de madres para América Latina es 3.3, 3.1 y 2.8 para 1980, 1990 y 2000, respectivamente. Nuevamente, estos valores resultan superiores a los de Estados Unidos (aproximadamente 2.6 en los 3 censos). Finalmente, la variable de fecundidad de interés para este trabajo (la variable endógena en el modelo de regresión empírico de la oferta laboral) es el indicador *More than two children*, el cual es instrumentado mediante tres indicadores: *Same sex*, *Two boys* y *Two girls*. En el 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, la Tabla 1 también presenta 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 EEUU, aunque hay mucha variabilidad entre países.

4. RESULTADOS

Esta sección presenta las estimaciones del efecto causal de la fecundidad sobre la oferta laboral de la mujer. En el panel superior de las tablas 2.1 a 2.6 se presentan las primeras etapas y en el panel inferior de dichas tablas se presentan las estimaciones por MCO y las segundas etapas de VI. En todos los casos se incluye como variables de control la edad de la madre, edad en el primer parto, el sexo del primer hijo y el sexo del segundo hijo (para el modelo exactamente identificado). Los mismos coeficientes que aparecen en las tablas se reproducen de manera gráfica junto a los intervalos de confianza para la muestras de todas las madres con dos o más hijos a los efectos de lograr una comprensión visual de los efectos a lo largo de las tres décadas consideradas (el caso de mujeres casadas solo se presenta en las tablas)¹².

Primera etapa

El panel superior de la Tabla 2.1 presenta los coeficientes de regresiones individuales de *Same sex*, *Two boys* y *Two girls* utilizando *More than two children* como variable dependiente y algunos controles demográficos. En todos los países y los años considerados (menos para Panamá en 1980) la

¹²En todas las estimaciones se utilizan ponderadores muestrales. Ver apéndice B.

variable *Same sex* tiene una asociación positiva con el paso 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 una madre cuyos dos primeros hijos fueron de distinto sexo, dejando lo demás constante. En el año 2000 la probabilidad condicional para todos los países es aproximadamente de 2.7 puntos porcentuales con un mínimo de 1.3 puntos 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 puntos porcentuales. 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 CG¹³. Los resultados para 1980 y 1990 son similares, y además se observa que los coeficientes estimados de la primera etapa son relativamente constantes en el tiempo, para cada país.

En el panel superior de la tabla también se encuentra que en promedio para América Latina las madres que tuvieron su primeras dos hijas mujeres tienen una probabilidad 3 puntos porcentuales mayor de tener un tercer hijo. En el caso que los primeros dos hijos hayan sido varones, se tiene un resultado más bajo de 1.9 puntos. Este resultado, coincidente de nuevo con los de AE y CG, sugiere un leve sesgo en las preferencias hacia hijos de sexo masculino lo cual posiblemente se deba a factores culturales y por ende no constituye una amenaza a la exogeneidad del instrumento *Same sex*¹⁴. Al considerar los años 1980 y 1990 se repiten los resultados. Lo importante es que tanto *Two boys* como *Two girls* son positivas y estadísticamente significativas¹⁵.

Segunda etapa

En la primera fila del panel inferior de las tabla 2.1, 2.2 y 2.3, y en la figura 5 las estimaciones por MCO sugieren una relación negativa y significativa al 1 % entre la oferta laboral de la mujer y tener más de dos hijos. Un resultado robusto es que a nivel de cada país 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 que tienen más de dos hijos tienen una probabilidad de participar de la fuerza laboral en promedio 11.3 puntos menor respecto a las mujeres que tienen solo dos hijos, ceteris paribus. En el caso de Estados Unidos, esa probabilidad es de -14.8 puntos porcentuales para el año 2000, y también se observa en la figura que el efecto negativo es más fuerte

¹³Para una muestra censal de Estados Unidos en 1980, AE encontraron que las madres cuyos dos primeros hijos son del mismo sexo tienen 6 puntos porcentuales 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.

¹⁴Ver última sección del trabajo.

¹⁵En Bolivia, El Salvador y Panamá 2000 el coeficiente de *Two boys* 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.

que el resto de América Latina en todos los años¹⁶.

Las siguientes dos filas de las tablas contienen las estimaciones mediante VI para un modelo exactamente identificado y otro sobreidentificado¹⁷. Las mismas sugieren que el efecto sobre la oferta laboral de tener más de dos hijos para aquellas madres cuyos dos primeros hijos son de igual sexo no se puede distinguir de cero. En las figuras 6 y 7 se observa que los intervalos de confianza incluyen al cero. El resultado es robusto en todos los países y años considerados y constituye el principal resultado del trabajo. Solo en 3 países se encuentra un efecto negativo y estadísticamente significativo. En Estado Unidos 1980 tener más de dos hijos reduce la oferta laboral de las madres en 12 puntos porcentuales¹⁸, 14.5 puntos porcentuales en 1990 y 6.1 puntos porcentuales 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 sólo en Argentina se tiene un efecto negativo y significativo al 1 %. Llamativamente, el coeficiente estimado es más del doble que el de MCO. Finalmente, en el año 2000 sólo se tiene un resultado negativo para México, aunque sólo es 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 doble¹⁹.

Agüero y Marks (2008) encuentran un resultado similar en donde las estimaciones por MCO sugieren una relación negativa entre la cantidad de hijos y la oferta laboral de las madres, pero al utilizar la infertilidad como instrumento no encuentran evidencia causal. La estimación puntual mediante VI no se puede distinguir de cero. Los autores sugieren que el parámetro de MCO está sobreestimado y que el resultado es consistente con el caso donde existen variables omitidas, como el talento, que son factores importantes para explicar la oferta laboral y la fecundidad. Según

¹⁶Si bien es útil a los propósitos de comparación, se debe 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.

¹⁷El test de sobreidentificación de Sargan permite testear la hipótesis nula de que los instrumentos son válidos, es decir, no están correlacionados con el término de error, y que los instrumentos excluidos son correctamente excluidos de la ecuación estimada. 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.

¹⁸Este coeficiente estimado y el error estándar coinciden exactamente con el obtenido por Angrist y Evans (1998) para el año 1980.

¹⁹Es interesante notar que, aun 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 Cruces y Galiani (2007), pero no ocurre lo mismo con México 2000. Esto puede suceder por un problema de poder estadístico ya que estos autores utilizan una muestra censal más grande para Argentina que cubre el 50 % de la población mientras que en este trabajo se utiliza una muestra del 10 %. Por su parte, en el caso de México en ambos estudios se utiliza una muestra del 10.6 %. Si se comparan las dimensiones de las bases de datos de madres finales, para la muestra del 50 % de Argentina se tienen 599,941 madres y 182,824 en la muestra del 10 %, mientras que en México esas dimensiones son de 458,849 para el trabajo de CG y 558,610 en el presente trabajo. La mayor dimensión de la base de madres de México de este trabajo se puede explicar por el hecho de que se utiliza una variable adicional para identificar a más de una madre dentro de un hogar (*momloc*). En el trabajo de CG se restringe la base original a las mujeres que son jefe de hogar o esposas del jefe de hogar, pues la única variable que tienen para relacionar a los miembros de un hogar indica la relación de parentesco con el jefe.

los autores, es posible que la concepción del primer hijo tenga un impacto grande en las decisiones laborales de las mujeres y que el efecto se vaya atenuando en los partos subsiguientes.

Un panorama levemente 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 '80, '90 y '00, Argentina '90 y '00, México '90 y '00, Uruguay '80 y Nicaragua '00. Por su parte, en Ecuador '90 se obtiene un efecto positivo y significativo²⁰.

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 madres con dos o más hijos de todos los países de América Latina para los años 1980, 1990 y 2000 por separado, y otra para el agregado de países y años. En las tablas 3 y 4, y en las figuras 8 y ?? se resumen los resultados. En este caso las estimaciones por MCO coinciden en signo y magnitud con las encontradas de manera individual sugiriendo una relación negativa y significativa al 1%. Por su parte, las estimaciones mediante VI no se pueden distinguir de cero. Sin embargo, al considerar la muestra de madres casadas, las estimaciones sugieren que 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 que los estimados por MCO. Estos resultados generan cierta desconfianza de si la inexistencia del efecto por países es genuino o se debe a un problema de poder estadístico.

Respecto a esto último, si bien en la primera etapa se obtienen efectos positivos al 1% y robustos, en la práctica también sería deseable obtener correlaciones altas entre fecundidad y *Same sex*. Por ejemplo si menos del 1% de las mujeres 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 para ese grupo de *compliers*. En varios de los países considerados se obtienen tamaños muestrales pequeños que posiblemente no proveen variabilidad suficiente para aislar un efecto causal de los hijos sobre la oferta laboral. De hecho en las estimaciones de la primera etapa los R2 parciales son extremadamente bajos, es decir que la variabilidad del instrumento explica muy poco a la variabilidad de la fecundidad, y ese resultado es “heredado” por la segunda etapa. En definitiva, el efecto estimado tenderá a estar medido de forma imprecisa, resultado inevitable del método de Variables Instrumentales.

En resumen, 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 significativa para todos los países, al aplicar

²⁰Se 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 son negativo y significativos al 1% para Estados Unidos y se encuentran a disposición.

la estrategia de AE, las estimaciones mediante VI no logran identificar una relación causal. Es decir, que 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 *Same sex*). Al considerar la muestra de mujeres casadas para el pool de países se obtiene un efecto causal negativo y significativo.

Amenaza a la Validez del Instrumento

En esta sección del trabajo se discute la validez de los supuestos 1-4 que podrían atentar contra la estrategia de identificación basada en el instrumento *Same sex*²¹. Una condición necesaria para la aplicación del método de Variables Instrumentales es que D y Z estén correlacionados, tal como lo establece el supuesto 3, y que se demostró en la primera etapa de la sección anterior donde se obtuvieron correlaciones positivas y estadísticamente significativas entre la fecundidad y el indicador *Same sex*. Si bien no es posible hacer un test formal para el resto de los supuestos, se provee evidencia para los países de América Latina que garantiza una mayor confiabilidad en los resultados del trabajo.

El supuesto 1 de independencia de *Same sex* 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 verdaderamente es aleatorio, no deberían existir diferencias sistemáticas en ciertas características de las madres con $Same\ sex = 1$ y $Same\ sex = 0$.

La tabla 5 presenta las diferencias en la edad, edad en el primer parto, un indicador de si la madre es propietaria de la vivienda y el nivel educativo para el año 2000²². 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 aun, las madres del grupo definido por *Same sex* son indistinguibles en términos del nivel educativo (salvo Bolivia y Brasil), siendo la educación un determinante importante del ingreso y la oferta laboral. De cualquier forma, al estimar por MCO en dos etapas es posible incluir estos regresores y controlar cualquier efecto que tengan sobre el resultado de interés²³.

Otra posible amenaza a la validez del supuesto 1 se relaciona con la leve preferencia de los padres en favor de tener hijos varones, comentada anteriormente. En principio este tipo de preferencias

²¹En un paper reciente, Huber y Mellace (2011) desarrollaron un test para evaluar la validez de un instrumento en modelos con identificación exacta y lo aplicaron a la base de datos de AE encontrando evidencia a favor de la validez de *Same sex*.

²²Los coeficientes corresponden a regresiones individuales de cada característica en función del instrumento. La variable propietario es igual a 1 si la madre es propietaria o aun está pagando por la casa. Esta variable podría considerarse como una proxy del nivel socioeconómico del hogar.

²³Al 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.

no constituyen un impedimento siempre que el sexo con que nacen los hijos se considere un evento aleatorio. Bajo casos extremos de preferencias por los hijos, la manipulación del instrumento podría correlacionar con los resultados potenciales invalidando la estrategia. Respecto a esto último, Das Gupta (2003) argumenta que en Korea y en China el aborto selectivo y el infanticidio atentan contra la aleatoriedad del sexo de los hijos, invalidando el supuesto 1 de independencia. Este tipo de preferencias extremas se relacionan con factores económicos correlacionados con la oferta laboral de los padres (los hijos varones contribuyen relativamente más al bienestar del hogar respecto a las hijas 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 9 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 de los datos 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, India y Korea. Esta evidencia sugiere ausencia de discriminación contra las mujeres en el sentido de un menor acceso a los servicios de salud o alimentación que resulten en mayores tasas de mortalidad.

Otra manifestación de preferencias extremas por los hijos varones podría darse en campos diferentes a la salud o 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 varones. En la figura 10 se representa el ratio de la matrícula entre varones y mujeres en las escuelas primarias para el año 2000. Se observa que la matrícula entre varones y mujeres es similar para 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, respecto a la restricción de exclusión Rosenzweig y Wolpin (2000) utilizan un modelo simple de decisiones laborales y fecundidad donde argumentan que la composición del sexo de los hijos podría afectar directamente la utilidad marginal del ocio y el costo de criar un hijo (por las economías de escala que surgen al tener hijos de igual sexo como ropa, calzados, etc.), y en última instancia la oferta laboral por otro mecanismo diferente al cambio en la fecundidad (padres que ahorran al tener hijos de igual sexo y consecuentemente deciden trabajar menos). En el trabajo de CG para Argentina 1990 y México 2000 los autores encuentran que es poco probable que la composición del sexo de los hijos afecte de manera significativa el patrón de consumo de los hogares de esos países. En este sentido, un ejercicio interesante similar a la idea planteada en la tabla 5 sería comparar las participaciones presupuestarias promedio de una serie de rubros

para las madres con $Same\ sex = 1$ y $Same\ sex = 0$. Lo deseable es que la diferencia no resulte estadísticamente significativa. Incluso podría ocurrir que las madres con hijos de igual sexo gasten más en rubros clave como ropa y calzado contradiciendo de esta manera la presencia de ahorros tipo “hand-me-down” que efecten la oferta laboral. Lamentablemente, desarrollar este ejercicio implicaría utilizar las encuestas de gasto de los países de América Latina aquí considerados, lo cual excede los propósitos del trabajo.

Por lo tanto, se tiene que las preferencias con una leve tendencia hacia hijos varones no parecerían ser una amenaza a la validez del instrumento, y estarían reflejando principalmente factores culturales. Los resultados de esta sección constituyen evidencia importante en favor de la exogeneidad del indicador $Same\ sex$ como instrumento de la fecundidad.

5. COMENTARIOS FINALES

A lo largo del trabajo se investiga la relación entre fecundidad y la oferta laboral de la mujer en 14 países América Latina y Estados Unidos como *benchmark* entre la década de 1980 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)). Los resultados sugieren que para la muestra de mujeres con al menos dos hijos, tener un tercer hijo no es una barrera para que la mujer participe en el mercado laboral. Sin embargo, al considerar el pool de países y años para la muestra de mujeres casadas se obtiene un efecto causal negativo y estadísticamente significativo. De cualquier forma, no se puede descartar un posible problema de poder en las estimaciones a nivel país, dado lo pequeños coeficientes de la primera etapa, R2 bajos y tamaños muestrales potencialmente insuficientes para identificar un efecto causal.

Los resultados para Estados Unidos, Argentina y México coinciden con los obtenidos por Angrist y Evans (1998) y Cruces y Galiani (2007) donde las mujeres que tienen más de dos hijos, debido a la preferencia por hijos con distinto sexo, tienen menos probabilidad de participar en el mercado laboral. Los resultados proveen poca evidencia en favor de que el aumento en la participación laboral de la mujer en América Latina en las últimas décadas se deba a la reducción en el tamaño familiar. De hecho, a pesar de encontrar evidencia causal negativa para Estados Unidos, Angrist y Evans (1998) estiman que la reducción en la fecundidad sólo logra explicar 2 puntos porcentuales del aumento en la participación laboral de la mujer acontecido en las últimas décadas. Un factor común tal como el poder y el creciente rol que adquirió la mujer en las últimas décadas podría estar explicando ambas tendencias.

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. (2004). Treatment Effect Heterogeneity in Theory and Practice, *The Economic Journal* 114 (March), C52-C83.
- BEN-PORATH, Y., WELCH, F., (1976). Do sex preferences really matter?. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 90 (issue 2), pp. 285-307.
- BROWNING, M. (1992). Children and Household Economic Behavior. *Journal of Economic Literature* Vol. XXX, pp. 1434-1475
- CHUN, H. Y OH, J., (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 GALIANI, S., (2007). Fertility and female labor supply in Latin America: New Causal evidence. *Labour Economics*, vol. 14 (issue 3), pp. 565-573.
- EBSENSTEIN, A. (2009). When is the Local Average Treatment Close to the Average? Evidence from Fertility and Labor Supply. *Journal of Human Resources*, 44(4): 955-975.
- 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 HECKMAN, J. J. (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.
- 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.
- IMBENS, G. W. Y ANGRIST, J. D. (1994). Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica*, 62(2), pp. 467-76.
- IMBENS, G. W. Y RUBIN D. B. (1997). Estimating Outcome Distributions for Compliers in Instrumental Variables Models. *The Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 4, Special Issue: Evaluation of Training and Other Social Programmes, pp. 555-574.
- 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.
- OLON G., S. J. HAIDER Y J. WOOLDRIDGE (2013). What Are We Weighting For?, NBER Working Papers 18859, National Bureau of Economic Research, Inc.
- 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, May.

WILLIAMSON, N. E. (1983). Parental sex preferences and sex selection, en N. G. Benette (ed.) *Sex Selection of Children*. New York: Academic Press.

WOOLDRIDGE, J. M. (1999). Asymptotic Properties of Weighted M-Estimators for Variable Probability Samples. *Econometrica*, 67(6): 1385-406.

Apéndice A. Matching de madres e hijos

Utilizando las muestras censales de cada país se construyeron nuevas base de datos para una submuestra de madres a las cuales se les incorporó información de sus hijos y del esposo en caso que haya. Los estudios anteriores tomaron la decisión de 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 mide la relación de parentesco con respecto al jefe del hogar. En el presente trabajo se logra avanzar en la precisión del armado de las bases al utilizar la variable armonizada *momloc* 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 y consecuentemente se han obtenido submuestras más grandes de lo estipulado.

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 optó por restringir la submuestra a aquellas madres que concibieron al menos dos hijos. Adicionalmente y como en el resto de los trabajos, 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 van independizando. Finalmente, la restricción de 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 todos los hijos de un hombre jefe de familia a una pareja que no sea la madre, se chequeó que el número reportado de hijos vivos coincida con el número de hijos en el hogar asignados a la mujer, dejando en la muestra sólo a aquellas mujeres cuyo número coincide. 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 *data entry*.

En cuanto a las variables a utilizar en el estudio, la principal variable dependiente o de resultado utilizada en las estimaciones (*Worked for pay*) 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 Angrist y Evans (1998) y Cruces y Galiani (2007). Por otra parte, la variable de fecundidad (*More than two children*) 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 (*Same Sex*) capta si el sexo del segundo hijo coincide con el del primer hijo. Asimismo, se utilizan otras variables de control en las regresiones, como la edad de la madre, edad en el primer parto y sexo de los hijos.

Apéndice B. Una nota sobre pesos muestrales

Solon, Haider and Wooldridge (2013) sugieren la utilización de ponderadores en dos situaciones: para *estimar estadísticas descriptivas* a nivel poblacional y para *estimar efectos causales*. La primera situación es obvia en el caso de la utilización de muestras censales. En la segunda situación, uno de los potenciales motivos es el de 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 de una regresión podrían resultar 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 este tipo de situación si se utilizan Variables Instrumentales, se requeriría usar pesos muestrales (inversa de la probabilidad de ser elegido) en las condiciones de ortogonalidad. En definitiva, en la presencia de muestreo endógeno, las estimaciones serán generalmente inconsistentes. En cambio si se utilizan pesos muestrales, la estimación será consistente. 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.²⁴

En nuestro caso, la mayoría de las muestras de IPUMS son “flat”: cada persona en la muestra representa un número fijo de personas en la población. No obstante, aproximadamente 30 % de las muestras utilizadas disponen de ponderadores en donde algunos registros representan más casos que otros. Esto significa que algunas personas con ciertas características son sobrerrepresentadas en las muestras, y otras son subrepresentadas. En todos los casos las bases de datos proveen una variable armonizada WTPER, donde cada registro de las bases no ponderadas recibe un idéntico peso. Por ejemplo, en Argentina 2001 todos los registros tienen un ponderador del 10 %, y en 1990

²⁴For example, suppose one estimates a linear regression model with a sample that overrepresents certain states (as in the Current Population Survey), but the model includes state dummy variables among the explanatory variables. Then, if the model is correctly specified, the error term is not related to the sampling criterion, and weighting is unnecessary. Moreover, if the error term was homoskedastic prior to weighting, the weighting will induce heteroskedasticity, with the usual consequence of imprecise estimation.

y 1980 ese ponderador es variable al interior de la muestra. Entonces en el caso de regresiones a nivel de cada país y año es importante utilizar weighting.

Para las estimaciones donde se utiliza un pool de madres de todo América Latina es más discutible si incluir o no los pesos muestrales. Sin embargo, es importante incluir dummies por país (y año) como variables explicativas, ya que los ponderadores se definen al interior del país, pero no entre países.

Figura 1: Fuerza Laboral y Fecundidad (América Latina)

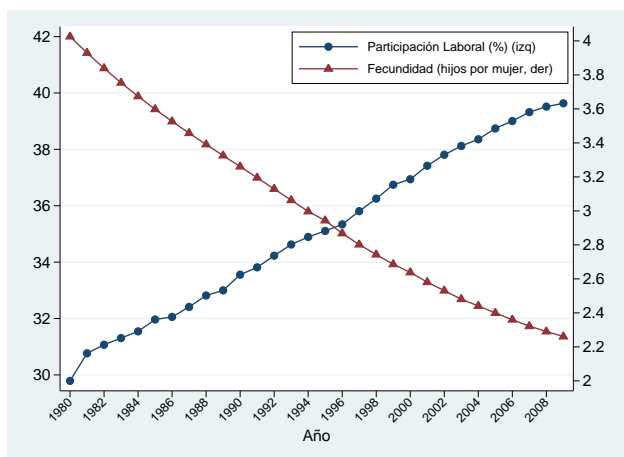
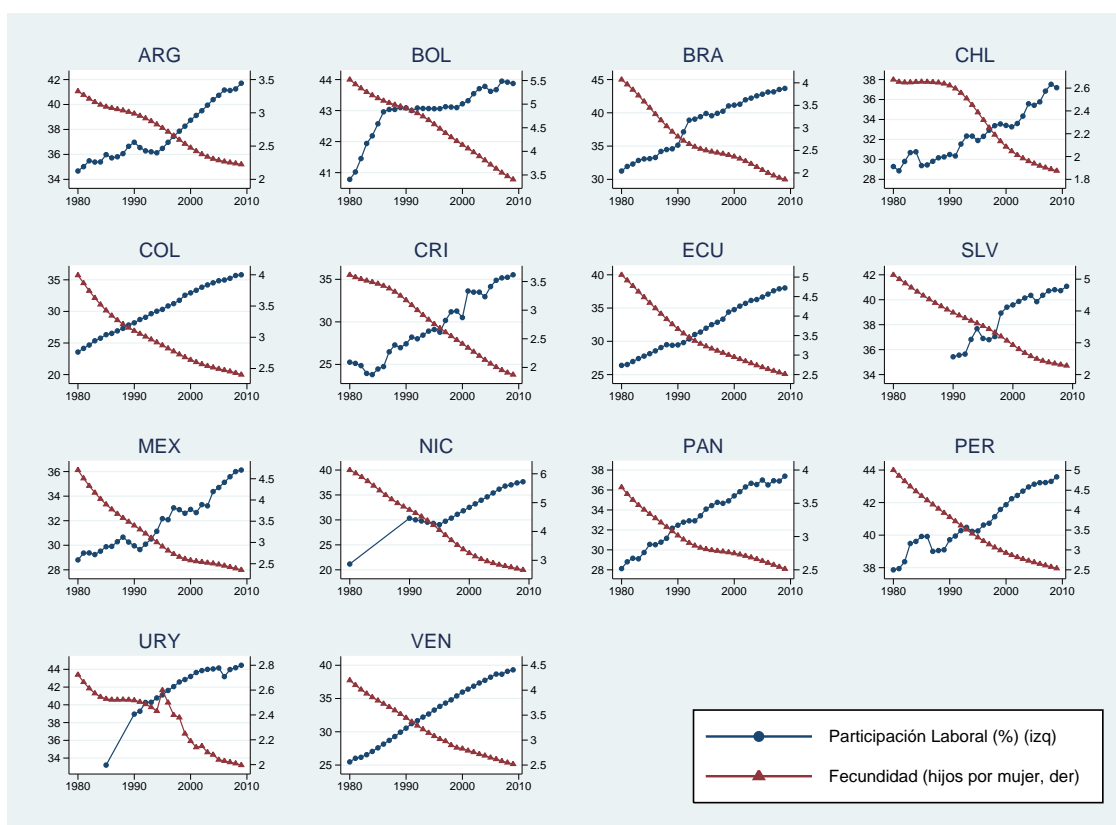


Figura 2: Fuerza Laboral y Fecundidad (por países)



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)”.

Figura 3: Tasa de Participación Laboral y Cantidad de hijos (América Latina)

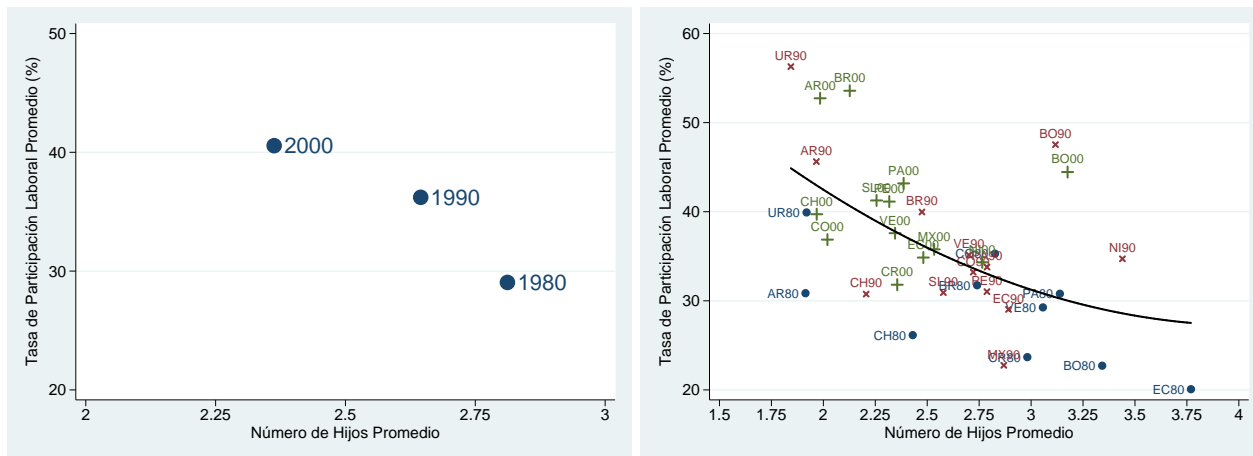
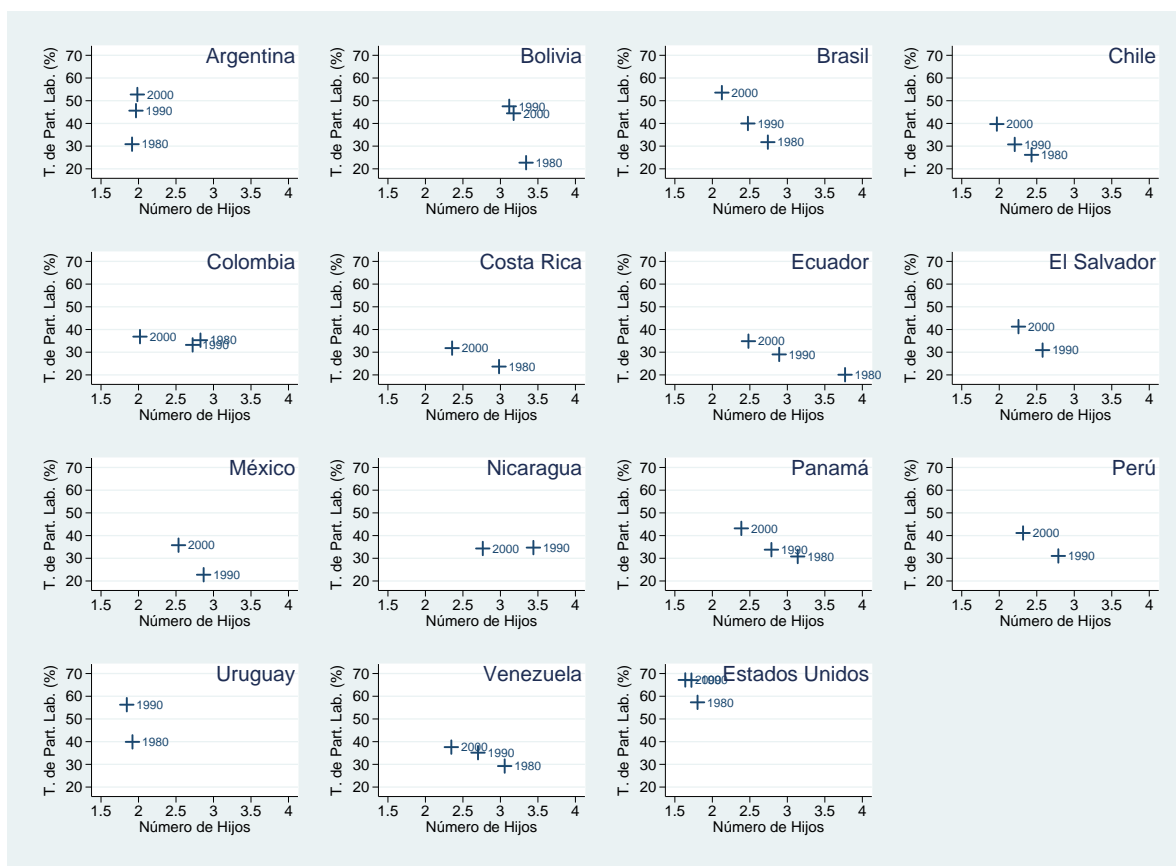


Figura 4: Tasa de Participación Laboral y Cantidad de hijos (por países)



Fuente: elaboración propia en base a IPUMS Internacional.

Figura 5: Estimaciones puntuales e Intervalos de Confianza al 90% - OLS (todas)

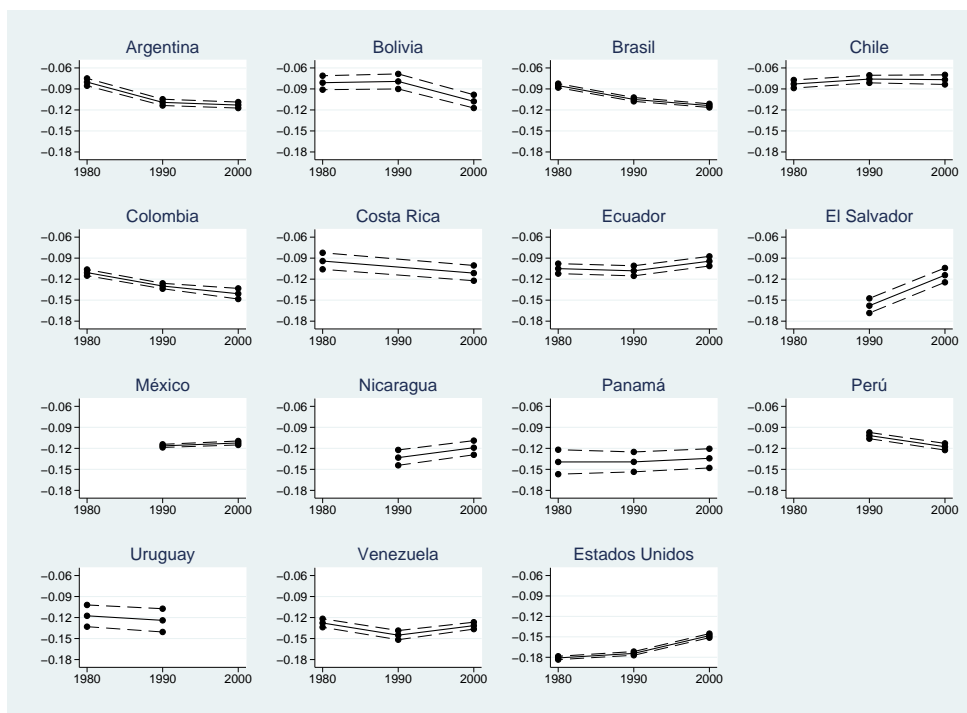


Figura 6: Estimaciones puntuales e Intervalos de Confianza al 90% - SAMESEX (todas)

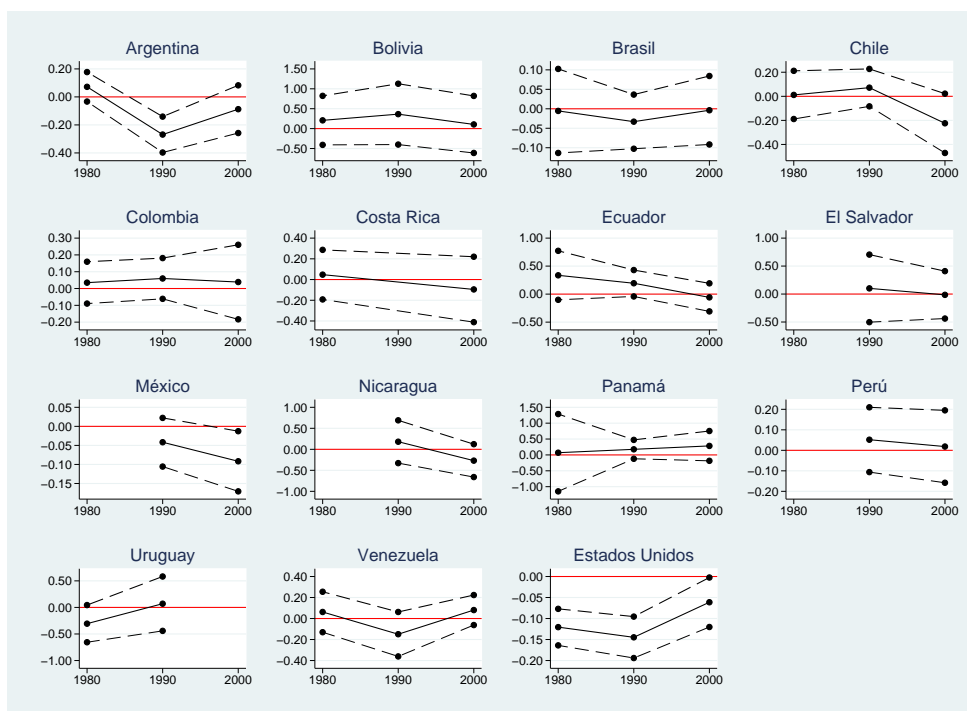


Figura 7: Estimaciones puntuales e IC al 90% - TWOBOYS-TWOGIRLS (todas)

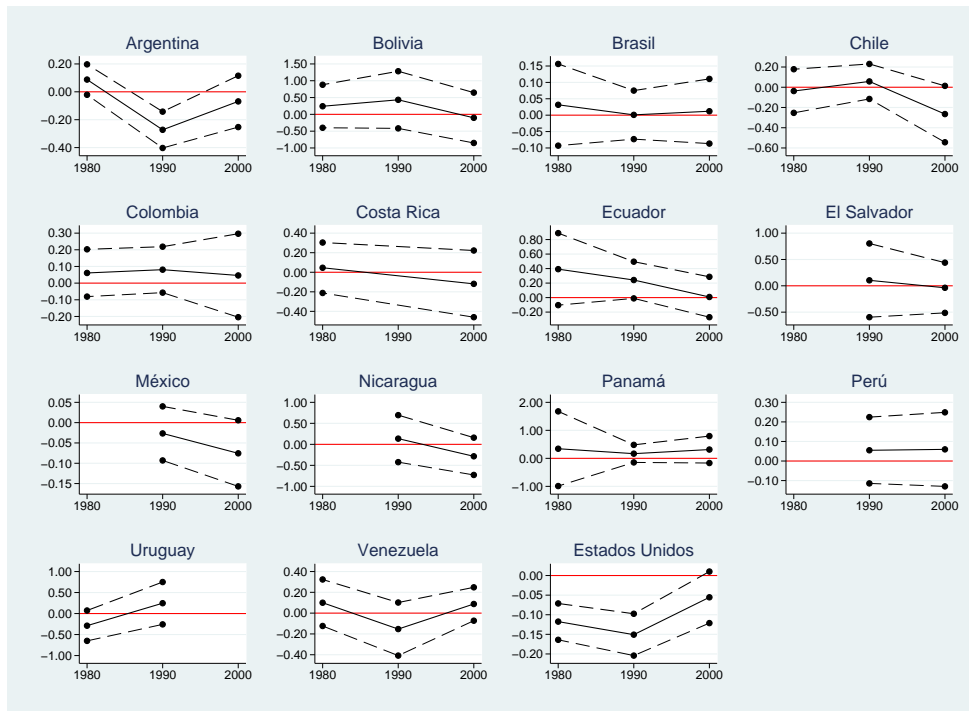


Figura 8: Estimaciones puntuales e Intervalos de Confianza al 90% - Pool LAC - Todas

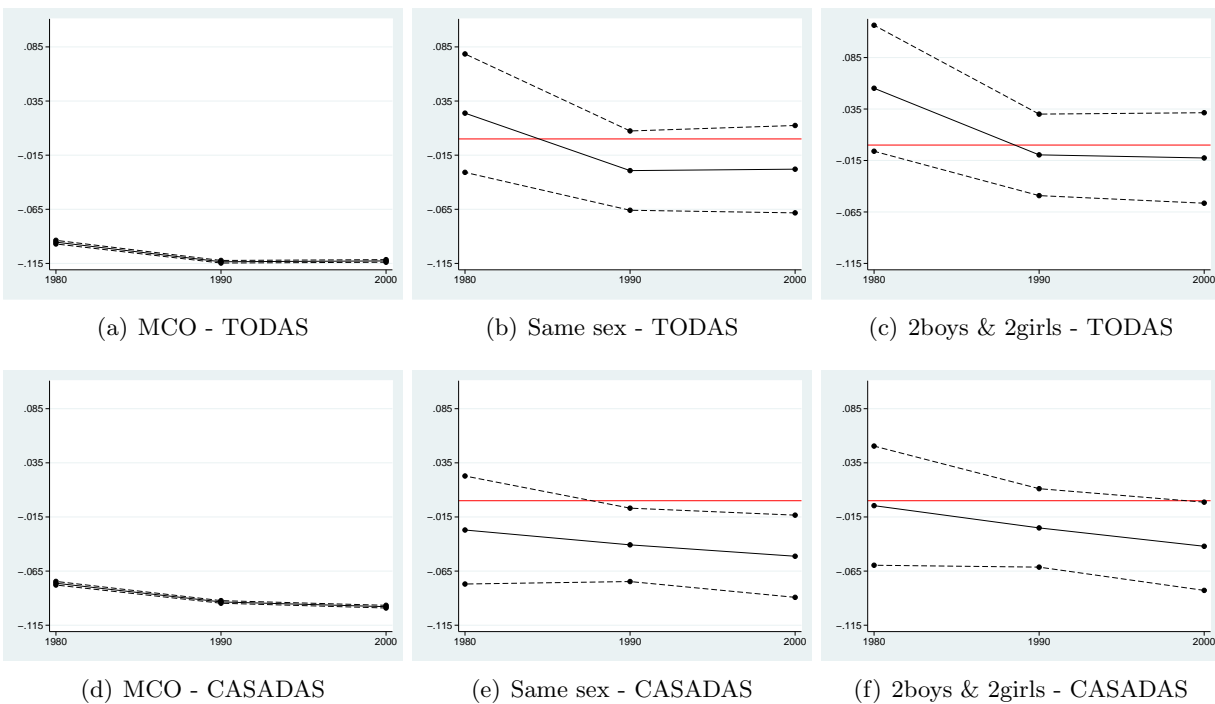


Tabla 1.1. Estadísticas descriptivas - Año 2000s

	Argentina	Bolivia	Brasil	Chile	Colombia	C. Rica	Ecuador	El Salv.	México	Nicaragua	Panamá	Perú	Venezuela	EEUU
Worked for pay	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	0.58
<i>(=1 if worked for pay)</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>(0.49)</i>
More than 2 children	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	0.42
<i>(=1 if mother had more than two children)</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>(0.49)</i>
Number of children	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	2.6
	<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>(0.9)</i>
Age	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	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>(3.6)</i>
Age at first birth	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	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>(3.7)</i>
Same sex	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	0.505
<i>(=1 if first two child were the same sex)</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>
Two boys	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	0.261
<i>(=1 if two child were boys, 0 otherwise)</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>
Two girls	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	0.240
<i>(=1 if two child were girls, 0 otherwise)</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>(0.425)</i>	<i>(0.428)</i>	<i>(0.427)</i>	<i>(0.427)</i>
Boy 1st	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	0.512
<i>(=1 if first child was a boy)</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>
Boy 2nd	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	0.509
<i>(=1 if second child was a boy)</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>
Years of schooling	9.0	6.6	5.9	10.1	7.3	7.3	7.6	6.2	7.4	5.4	8.4	7.8	7.8	.
	<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>(4.1)</i>	<i>(3.9)</i>	<i>(3.2)</i>	.
Observations	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

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 1.2. Estadísticas descriptivas - Año 1990s

	Argentina	Bolivia	Brasil	Chile	Colombia	Ecuador	El Salv.	México	Nicaragua	Panamá	Perú	Uruguay	Venezuela	EEUU
Worked for pay	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	0.55
<i>(=1 if worked for pay)</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>(0.50)</i>
More than 2 children	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	0.40
<i>(=1 if mother had more than two children)</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>
Number of children	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	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>(0.8)</i>
Age	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	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>(3.5)</i>
Age at first birth	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	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>(3.6)</i>
Same sex	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	0.504
<i>(=1 if first two child were the same sex)</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>
Two boys	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	0.261
<i>(=1 if two child were boys, 0 otherwise)</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>(0.439)</i>
Two girls	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
<i>(=1 if two child were girls, 0 otherwise)</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>
Boy 1st	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	0.513
<i>(=1 if first child was a boy)</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>
Boy 2nd	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	0.510
<i>(=1 if second child was a boy)</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>
Years of schooling	8.5	5.5	5.2	8.9	6.0	6.9	4.8	5.7	4.9	8.2	6.5	8.1	6.7	.
	<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>(4.3)</i>	<i>(4.1)</i>	<i>(3.1)</i>	<i>(3.8)</i>	.
Observations	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

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 1.3. Estadísticas descriptivas - Año 1980s

	Argentina	Bolivia	Brasil	Chile	Colombia	C. Rica	Ecuador	Panamá	Uruguay	Venezuela	EEUU
Worked for pay	0.20	0.15	0.20	0.16	0.26	0.18	0.14	0.27	0.33	0.23	0.46
<i>(=1 if worked for pay)</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>(0.50)</i>
More than 2 children	0.53	0.70	0.66	0.51	0.59	0.59	0.69	0.69	0.47	0.67	0.41
<i>(=1 if mother had more than two children)</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>(0.49)</i>
Number of children	2.93	3.34	3.43	2.84	3.08	3.07	3.42	3.42	2.80	3.44	2.59
	<i>(1.22)</i>	<i>(1.27)</i>	<i>(1.55)</i>	<i>(1.08)</i>	<i>(1.27)</i>	<i>(1.27)</i>	<i>(1.41)</i>	<i>(1.44)</i>	<i>(1.14)</i>	<i>(1.53)</i>	<i>(0.86)</i>
Age	29.63	29.22	29.24	29.55	29.10	29.01	28.85	29.12	29.85	28.83	30.05
	<i>(3.79)</i>	<i>(3.84)</i>	<i>(3.87)</i>	<i>(3.77)</i>	<i>(3.92)</i>	<i>(3.89)</i>	<i>(3.93)</i>	<i>(3.89)</i>	<i>(3.72)</i>	<i>(3.92)</i>	<i>(3.59)</i>
Age at first birth	21.48	20.49	20.65	20.46	20.14	20.07	20.14	19.80	21.07	20.04	20.84
	<i>(3.50)</i>	<i>(3.25)</i>	<i>(3.22)</i>	<i>(3.22)</i>	<i>(3.22)</i>	<i>(3.07)</i>	<i>(3.17)</i>	<i>(3.09)</i>	<i>(3.30)</i>	<i>(3.30)</i>	<i>(3.09)</i>
Same sex	0.51	0.50	0.50	0.51	0.51	0.50	0.50	0.51	0.51	0.51	0.50
<i>(=1 if first two child were the same sex)</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>(0.50)</i>
Two boys	0.26	0.26	0.25	0.26	0.26	0.26	0.26	0.27	0.26	0.26	0.26
<i>(=1 if two child were boys, 0 otherwise)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.44)</i>	<i>(0.44)</i>
Two girls	0.25	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24
<i>(=1 if two child were girls, 0 otherwise)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.42)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.43)</i>	<i>(0.43)</i>
Boy 1st	0.51	0.50	0.51	0.51	0.51	0.51	0.51	0.52	0.51	0.51	0.51
<i>(=1 if first child was a boy)</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>(0.50)</i>
Boy 2nd	0.50	0.51	0.51	0.50	0.51	0.51	0.51	0.52	0.51	0.51	0.51
<i>(=1 if second child was a boy)</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>(0.50)</i>
Years of schooling	7.13	2.64	3.54	7.48	5.37	6.62	5.33	6.44	8.12	5.79	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>(3.98)</i>	<i>(3.88)</i>	<i>(3.54)</i>	<i>(2.41)</i>
Observations	122,783	22,559	280,404	51,099	131,669	14,187	41,015	10,022	10,808	73,378	478,082

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 2.1. Primera y Segunda etapa. Año 1980s (TODAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	ECU	PAN	URY	VEN	USA
<i>Primera etapa-var dep: More than two children</i>											
Same sex	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)
Two boys	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)
Two girls	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)
<i>Segunda etapa-var instrumentada: More than two children</i>											
OLS	-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)
IV - Same sex	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)
IV - Two boys & Two girls	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
partial-R2 same sex	0.002	0.000	0.001	0.001	0.001	0.002	0.000	0.000	0.002	0.001	0.003

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. 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.

Tabla 2.2. Primera y Segunda etapa. Año 1980s (CASADAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	ECU	PAN	URY	VEN	USA
<i>First stage-dependent variable: More than two children</i>											
Same sex	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)
Two boys	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)
Two girls	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)
<i>Second stage-instrumented variable: More than two children</i>											
OLS	-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)
IV - Same sex	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)
IV - Two boys & Two girls	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
partial-R2 same sex	0.003	0.000	0.001	0.001	0.001	0.003	0.000	0.000	0.003	0.001	0.004

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. 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.

Tabla 2.3. Primera y Segunda etapa. Año 1990s (TODAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	ECU	SLV	MEX	NIC	PAN	PER	URY	VEN	USA
<i>First stage-dependent variable: More than two children</i>														
Same sex	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)
Two boys	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)
Two girls	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)
<i>Second stage-instrumented variable: More than two children</i>														
OLS	-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)
IV - Same sex	-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)
IV - Two boys & Two girls	-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)
Observations	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
partial-R2 samesex	0.001	0.000	0.002	0.001	0.001	0.001	0.000	0.001	0.000	0.002	0.001	0.001	0.001	0.003

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. 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.

Tabla 2.4. Primera y Segunda etapa. Año 1990s (CASADAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	ECU	SLV	MEX	NIC	PAN	PER	URY	VEN	USA
<i>First stage-dependent variable: More than two children</i>														
Same sex	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)
Two boys	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)
Two girls	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)
<i>Second stage-instrumented variable: More than two children</i>														
OLS	-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)
IV - Same sex	-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)
IV - Two boys & Two girls	-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)
Observations	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
partial-R2 samesex	0.001	0.000	0.002	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.003	0.001	0.001	0.001	0.004

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. 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.

Tabla 2.5. Primera y Segunda etapa. Año 2000s (TODAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	ECU	SLV	MEX	NIC	PAN	PER	VEN	USA
<i>First stage-dependent variable: More than two children</i>														
Same sex	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)
Two boys	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)
Two girls	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)
<i>Second stage-instrumented variable: More than two children</i>														
OLS	-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)
IV - Same sex	-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)
IV - Two boys & Two girls	-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)
Observations	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
partial-R2 samesex	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.003

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. 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.

Tabla 2.6. Primera y Segunda etapa. Año 2000s (CASADAS)

	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	ECU	SLV	MEX	NIC	PAN	PER	VEN	USA
<i>First stage-dependent variable: More than two children</i>														
Same sex	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)
Two boys	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)
Two girls	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)
<i>Second stage-instrumented variable: More than two children</i>														
OLS	-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)
IV - Same sex	-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)
IV - Two boys & Two girls	-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)
Observations	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
partial-R2 samesex	0.001	0.000	0.001	0.001	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001	0.001	0.004

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. 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.

Tabla 3. Primera y Segunda etapa. Pool América Latina (TODAS)

	LA 1980	LA 1990	LA 2000	LA 80-90-00
<i>Primera etapa-var dep: More than two children</i>				
Same sex	0.028*** (0.001)	0.029*** (0.001)	0.027*** (0.001)	0.028*** (0.000)
Two boys	0.020*** (0.001)	0.022*** (0.001)	0.019*** (0.001)	0.020*** (0.001)
Two girls	0.029*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.030*** (0.001)	0.031*** (0.001)
<i>Segunda etapa-var instrumentada: More than two children</i>				
OLS	-0.095*** (0.001)	-0.113*** (0.001)	-0.113*** (0.001)	-0.110*** (0.000)
IV - Same sex	0.024 (0.033)	-0.029 (0.022)	-0.028 (0.025)	-0.019 (0.015)
IV - Two boys & Two girls	0.055 (0.037)	-0.010 (0.024)	-0.013 (0.027)	0.001 (0.016)
Sargan p-value	(0.004)	(0.000)	(0.001)	(0.000)
Observaciones	751,101	1,585,451	1,757,201	4,093,753

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. 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. Todos los modelos incluyen pesos muestrales. Las muestras corresponden a las enunciadas en el texto y apéndice.

Tabla 4. Primera y Segunda etapa. Pool América Latina (CASADAS)

	LA 1980	LA 1990	LA 2000	LA 80-90-00
<i>Primera etapa-var dep: More than two children</i>				
Same sex	0.030*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.030*** (0.001)	0.030*** (0.000)
Two boys	0.022*** (0.001)	0.024*** (0.001)	0.021*** (0.001)	0.022*** (0.001)
Two girls	0.031*** (0.002)	0.034*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.033*** (0.001)
<i>Segunda etapa-var instrumentada: More than two children</i>				
OLS	-0.076*** (0.001)	-0.093*** (0.001)	-0.098*** (0.001)	-0.092*** (0.000)
IV - Same sex	-0.027 (0.030)	-0.041* (0.021)	-0.051** (0.023)	-0.042*** (0.014)
IV - Two boys & Two girls	-0.005 (0.033)	-0.025 (0.022)	-0.042* (0.025)	-0.028* (0.015)
Sargan p-value	(0.001)	(0.000)	(0.005)	(0.000)
Observaciones	686,749	1,436,891	1,508,412	3,632,052

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. 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. Todos los modelos incluyen pesos muestrales. Las muestras corresponden a las enunciadas en el texto y apéndice.

Tabla 5. Diferencias en características demográficas según “*Same sex*”. Año 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 en el primer 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)
Primaria incompleta	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)
Primaria completa +	-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)
Superior incompleta +	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

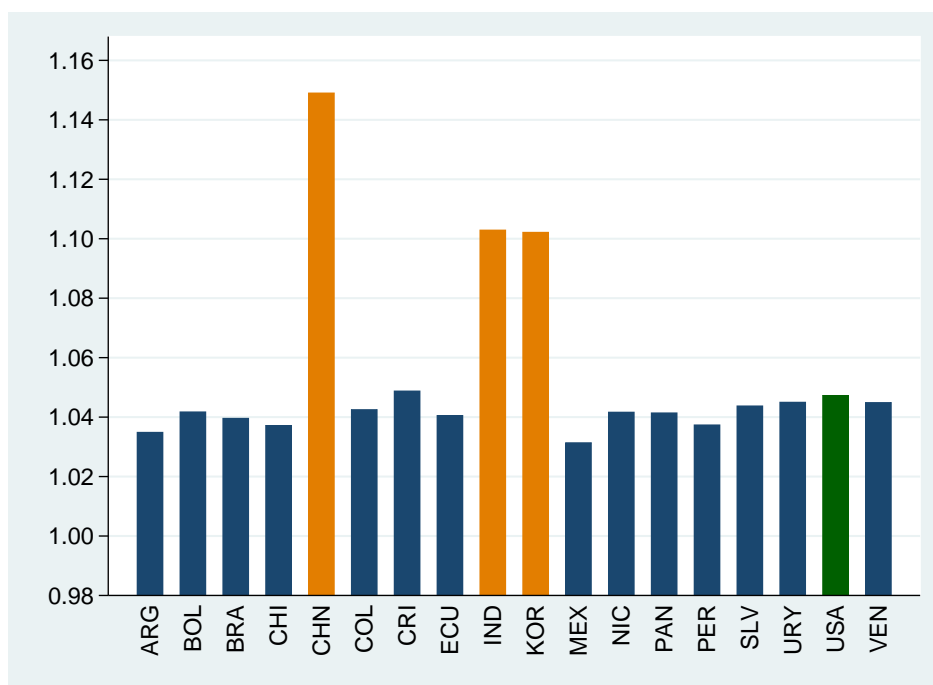
Nota: diferencia de medias según *Same sex* y errores estándar (entre paréntesis). ** * $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Las muestras corresponden a madres de 21 a 35 años de edad con dos o más hijos. Los resultados de Uruguay corresponden al censo de los 90s.

Tabla 6. Extrapolación del LATE a toda la muestra de madres con dos o más hijos.

	Arg	Bol	Bra	Chi	Col	Cri	Ecu	Slv	Mex	Nic	Pan	Per	Ury	Ven	LA	EEUU
<i>Año 1980</i>																
(1) Proporción de compliers	0.045	0.012	0.024	0.027	0.029	0.045	0.014	.	.	.	0.004	.	0.041	0.026	0.026	0.053
(2) Resultado esperado todos	0.196	0.151	0.198	0.157	0.260	0.176	0.137	.	.	.	0.267	.	0.332	0.226	0.204	0.462
(3) Resultado esperado compliers	0.162	0.061	0.169	0.168	0.199	0.211	0.168	.	.	.	1.578	.	0.198	0.233	0.176	0.458
(4) P-valor test (2)=(3)	0.307	0.670	0.374	0.864	0.128	0.618	0.798	.	.	.	0.765	.	0.226	0.904	0.145	0.797
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
<i>Año 1990</i>																
(1) Proporción de compliers	0.032	0.015	0.037	0.032	0.028	.	0.029	0.028	0.027	0.019	0.040	0.024	0.029	0.029	0.032	0.052
(2) Resultado esperado todos	0.331	0.319	0.300	0.187	0.251	.	0.232	0.291	0.147	0.281	0.247	0.173	0.436	0.268	0.250	0.555
(3) Resultado esperado compliers	0.273	0.236	0.296	0.083	0.264	.	0.312	0.034	0.124	0.193	0.105	0.227	0.453	0.275	0.238	0.593
(4) P-valor test (2)=(3)	0.145	0.696	0.850	0.037	0.737	.	0.232	0.033	0.239	0.558	0.172	0.266	0.913	0.906	0.318	0.012
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
<i>Año 2000</i>																
(1) Proporción de compliers	0.019	0.010	0.029	0.025	0.034	0.030	0.027	0.021	0.032	0.021	0.029	0.025	.	0.031	0.029	0.048
(2) Resultado esperado todos	0.281	0.379	0.378	0.268	0.315	0.238	0.277	0.365	0.266	0.319	0.275	0.283	.	0.317	0.320	0.580
(3) Resultado esperado compliers	0.265	0.108	0.328	0.243	0.363	0.116	0.311	0.161	0.231	0.149	0.026	0.459	.	0.351	0.296	0.596
(4) P-valor test (2)=(3)	0.806	0.485	0.062	0.743	0.469	0.251	0.640	0.178	0.155	0.216	0.102	0.003	.	0.446	0.098	0.383
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

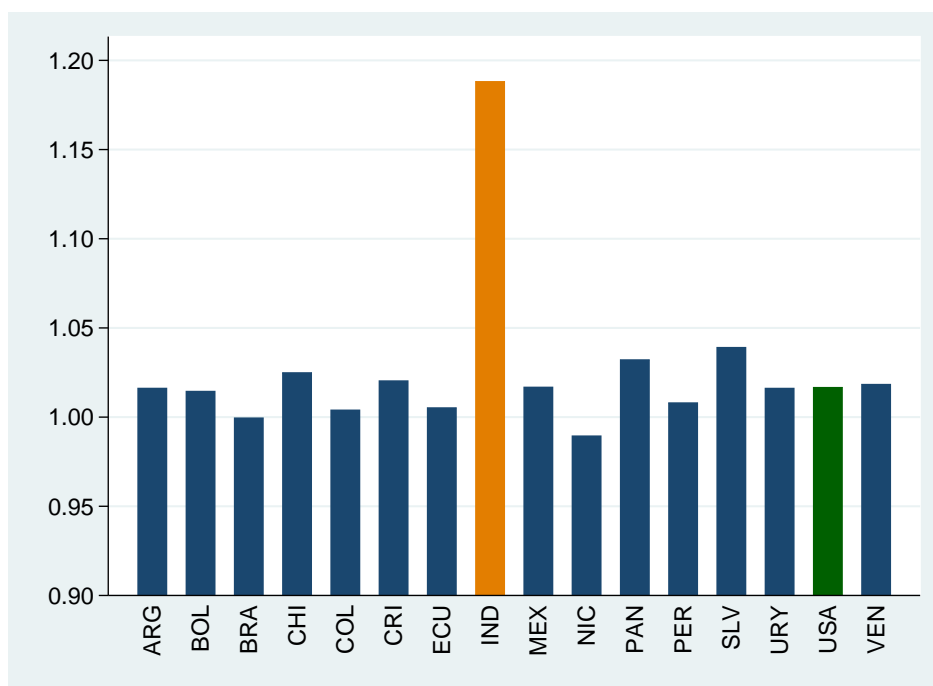
Fuente: elaboración propia en base a microdatos de IPUMS-Internacional.

Figura 9: 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 10: 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.