

Centre d'Estudis Demogràfics

**LAS MUJERES SIN HIJOS POR NIVEL EDUCATIVO EN
AMÉRICA LATINA, 1970-2000: UNA RECONSTRUCCIÓN
A PARTIR DE DATOS CENSALES**

Joan GARCÍA-ROMÁN; Antonio LÓPEZ-GAY;
Daniel DEVOLDER; Ron LESTHAEGHE; Albert ESTEVE

423

*PAPERS
DE
DEMOGRAFIA*

2013



Centre d'Estudis Demogràfics

**LAS MUJERES SIN HIJOS POR NIVEL EDUCATIVO EN
AMÉRICA LATINA, 1970-2000: UNA RECONSTRUCCIÓN
A PARTIR DE DATOS CENSALES**

Joan GARCÍA-ROMÁN; Antonio LÓPEZ-GAY;
Daniel DEVOLDER; Ron LESTHAEGHE; Albert ESTEVE

423

L'article es va presentar com a comunicació en el
V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población-ALAP.
Montevideo (Uruguay), 23-26 d'octubre de 2012.

Centre d'Estudis Demogràfics

2013

Resum.- *Les dones sense fills per nivell educatiu a Amèrica Llatina, 1970-2000: una reconstrucció a partir de dades censals*

L'objectiu d'aquest treball és examinar i corregir el problema de les dones que no declaren, en els censos de població, el nombre de fills que tenen. Es realitza per generar sèries temporals depurades que permetin l'estudi de l'evolució de la fecunditat, per nivell educatiu, a Amèrica Llatina. Les dades utilitzades provenen de les mostres de microdades harmonitzades pel projecte *Integrated Public Use of Microdata Series*. En concret, s'examinen 33 mostres censals entre 1970 i 2000 procedents de 12 països. El percentatge de dones que no declaren el nombre de fills, va d'un mínim de 0,04% a Argentina (1991) a un màxim del 19,4% a Equador (1982). El procediment per corregir aquesta situació, està basat en el mètode del-Badry. Aquest mètode parteix de la hipòtesi que les dones que no declaren el nombre de fills, solen ser dones que no en tenen i, per tant, s'espera que el nivell de no declaració sigui menor en aquelles edats (o grups) en què hi ha un menor nombre de dones amb fills. Efectivament, les dades demostren que hi ha una relació positiva entre la proporció de dones que no declaren si tenen fills i la proporció de dones sense fills, especialment en aquelles mostres on la "no declaración" és més evident. Les dades també mostren que la subestimació és més evident entre les dones amb menor escolarització.

Paraules clau.- Fecunditat, nivell educatiu, Amèrica Llatina, Censos de Població, mètode de "El-Badry".

Resumen.- *Las mujeres sin hijos por nivel educativo en América Latina, 1970-2000: una reconstrucción a partir de datos censales*

El objetivo de este trabajo es examinar y corregir el problema de las mujeres que no declaran el número de hijos que tienen en los censos de población. Todo ello con la finalidad de generar series temporales depuradas que permitan el estudio de la evolución de la fecundidad por nivel educativo en América Latina. Los datos utilizados provienen de las muestras de microdatos armonizadas por el proyecto *Integrated Public Use of Microdata Series*. En concreto, se examinan 33 muestras censales entre 1970 y 2000 procedentes de 12 países. El porcentaje de mujeres que no declaran el número de hijos oscila entre el 0,04% en Argentina (1991) al 19,4% en Ecuador (1982). El procedimiento para corregir esta situación, está basado en el método de El-Badry. Este método parte de la hipótesis de que las mujeres que no declaran suelen ser mujeres que no tiene hijos y, por tanto, se espera que el nivel de no declaración sea menor en aquellas edades (o grupos) en las que hay un menor número de mujeres con hijos. En efecto, los datos demuestran que existe una fuerte relación positiva entre la proporción de mujeres que no declaran y la proporción de mujeres sin hijos, especialmente en aquellas muestras donde la no declaración es más evidente. También muestran que la subestimación es más evidente entre las mujeres con menor escolarización.

Palabras clave.- Fecundidad, nivel educativo, América Latina, Censos de Población, método de "El-Badry".

Abstract.- *Childless Women by Educational Level in Latin America, 1970-2000: A Reconstruction Based on Census Data)*

The aim of this study is to examine and correct the problem of women who do not declare the number of children they have in the population census, with the final objective of generating refined time series that would permit study of the evolution of fertility by educational level in Latin America. The data used are from microdata samples harmonised by the Integrated Public Use of Microdata Series project. The study examines 33 census samples from 12 countries, dating from between 1970 and 2000. The percentages of women who do not declare how many children they have ranges from between 0.04% in Argentina (1991) and 19.4% in Ecuador (1982). The procedure for correcting the data is based on the E-Badry method, which starts out from the hypothesis that women who are shown as not responding tend to be childless, and it is therefore expected that the level of non-response would be lower in those ages (or groups) in which there is a smaller number of women with children. In fact, the data show a strong positive correlation between the proportion of women who do not respond and the proportion of childless women, especially in those samples where non-response is more evident. They also show that underestimation is more prevalent among women with lower levels of education.

Keywords.- Fertility, level of education, Latin America, Population Census, “El-Badry” method.

ÍNDICE

1.-	Introducción	1
2.-	El problema de las mujeres que no declaran el número de hijos que han tenido en los censos de América Latina	3
	2.1.- Las muestras censales de IPUMS	3
	2.2.- Variaciones por edad y nivel educativo en el porcentaje de Desconocidos	5
3.-	El método de El Badry: la solución al problema	9
	3.1.- El método de El Badry	9
	3.2.- Ejemplos gráficos de corrección en América Latina	9
	3.3.- La subestimación de las mujeres sin hijos: indicadores resumen	12
4.-	Las series temporales ajustadas	15
5.-	Resumen y conclusión	17
	Referencias bibliográficas	18

ÍNDICE DE CUADROS

1.-	Tamaño muestral, proporción de mujeres sin hijos, proporción de mujeres con número de hijos desconocido por país y año. Mujeres 15-49	4
2.-	Porcentaje de mujeres sin hijos, porcentaje de mujeres con número de hijos desconocido por grupo de edad, país y año	6
3.-	Proporción mujeres sin hijos, proporción de mujeres con número de hijos desconocido por nivel educativo, país y año. Mujeres 25-49	8
4.-	Intervalo de edad seleccionado y R2 por nivel educativo, país y año.....	13
5.-	Pendiente y nivel de ajuste por nivel educativo	14

ÍNDICE DE FIGURAS

1.-	Relación entre la proporción de mujeres sin hijos e hijos desconocidos por edad. Mujeres 15-49	10
2.-	Proporción de mujeres sin hijos por nivel educativo país y año. Mujeres 25-29 ...	16

**LAS MUJERES SIN HIJOS POR NIVEL EDUCATIVO
EN AMÉRICA LATINA, 1970-2000:
UNA RECONSTRUCCIÓN A PARTIR DE DATOS CENSALES**

Joan GARCÍA-ROMÁN
jgarcia@ced.uab.es

Antonio LÓPEZ-GAY
alopez@ced.uab.es

Daniel DEVOLDER
ddevolder@ced.uab.es

Ron LESTHAEGHE
rlesthaeghe@yahoo.es

Albert ESTEVE
aesteve@ced.uab.es

1.- Introducción

La fecundidad de las mujeres en América Latina disminuyó considerablemente durante la segunda mitad del siglo XX, periodo en el que la mayoría de países de la región iniciaron y culminaron su transición demográfica (Guzmán et. al. 1996). La amplia difusión de los métodos anticonceptivos destaca como el determinante próximo más importante de esta caída (Heaton and Forste, 2002; Martine 1996). Factores como la expansión educativa, la incorporación de la mujer al mercado laboral y la urbanización contribuyeron en otro orden de causas a la disminución de la fecundidad. La nupcialidad tuvo un papel más bien discreto en este proceso (Guzmán et. al. 1996). La edad a la primera unión se mantuvo relativamente estable pero disminuyeron los matrimonios y aumentaron considerablemente las uniones libres (Esteve et al. 2011). Esto favoreció que la edad al primer hijo se mantuviera estable y que aumentaran los hijos fuera del matrimonio. Estudios recientes han mostrado la heterogeneidad que existe entre los grupos educativos. En el ámbito de la nupcialidad, López et al. (2011) mostraron cómo las mujeres seguían formando pareja a edades similares a pesar de haber permanecido más tiempo en el sistema educativo, contrarrestando de esta manera los efectos de la expansión educativa. Sólo entre las mujeres que habían alcanzado la universidad se observó un ligero retraso de la entrada en unión.

Con el objetivo de indagar si la estabilidad de la entrada al primer hijo también respondía a comportamientos heterogéneos por grupo educativos, recurrimos a los microdatos censales armonizados del proyecto Integrated Public Use of Microdata Series (IPUMS) para reconstruir las series de mujeres sin hijos por edad y nivel educativo entre 1960 y 2000 para todos los países de la región disponibles en IPUMS (Minnesota Population Center, 2011). Si el porcentaje de mujeres por edad se mantiene estable en el tiempo, esto indica que el calendario al primer hijo también lo es. Este porcentaje se obtiene de la pregunta 'hijos alguna vez nacidos', presente en la mayoría de censos de la región. Los datos mostraban, sin embargo, que había un porcentaje no desdeñable de mujeres que no declaraban el número de hijos que tenían. En 33 de las 42 muestras censales analizadas existen valores desconocidos. El análisis de las series de mujeres sin hijos por nivel educativo no podía realizarse sin una depuración previa de los datos.

En este contexto, este artículo documenta el proceso de corrección de las series de mujeres sin hijos para las 33 muestras censales en las que existe el problema. En primer lugar, documentamos los niveles de no declaración globales, por edad, nivel educativo. En segundo lugar, presentamos la propuesta de corrección basada en el método de El-Badry (El-Badry, 1961). Se trata de una corrección de los datos agregados que parte de la hipótesis de que las mujeres que no declararon son mujeres sin hijos. Si es así, los niveles de no declaración estarán correlacionados con los niveles de mujeres sin hijos. A partir de este razonamiento, comprobamos si efectivamente existe una relación entre el nivel de no declaración y el nivel de mujeres sin hijos para cada una de las muestras y nivel educativo. Finalmente, corregimos los datos observados en aquellas muestras y grupos educativos en los que la hipótesis de El-Badry se comprueba y calculamos un indicador resumen de subestimación para todas las muestras. A pesar de la antigüedad del método, se trata de la primera aplicación a gran escala y por nivel educativo que se ha encontrado en la literatura. El artículo concluye con las series corregidas de mujeres sin hijos en América Latina.

2.- El problema de las mujeres que no declaran el número de hijos que han tenido en los censos de América Latina

2.1.- Las muestras censales de IPUMS

El cuadro 1 muestra la lista de países y censos disponibles en IPUMS a 30 de junio de 2011 cuyas muestras contenían información sobre hijos alguna vez nacidos. En total son 42 muestras repartidas en 12 países que cubren las rondas censales de 1970 a 2000 con la única excepción de Perú donde sólo están disponibles las muestras de 1993 y 2007. Se han seleccionado las mujeres de 15 a 49 años. El cuadro 1 presenta dos columnas adicionales: la proporción de mujeres sin hijos y la proporción de mujeres cuyo número de hijos se desconoce. En 33 de las 42 muestras analizadas existen valores desconocidos. Puerto Rico es el único país que no tiene valores desconocidos en ninguno de los tres censos disponibles en IPUMS. Los porcentajes de valores desconocidos varían de forma considerable entre países y muestras. Ecuador 1992, Colombia 1973 y 1993, Argentina 1970 y Bolivia 1992 tienen proporciones de valores desconocidos superiores al 15%. En general, la proporción de valores desconocidos es inferior en los censos más recientes aunque no es siempre así. En Bolivia, por ejemplo, los microdatos censales del censo de 1976 no presentan valores desconocidos mientras que en los de 1992 y 2000 hay un 15% y un 10% respectivamente de mujeres cuyo número de hijos se desconoce. Es probable que en algunas muestras la ausencia de casos desconocidos se deba a una corrección de los datos, pero esta es una suposición que no es posible comprobar a partir de la información y documentación disponible sobre estas muestras. En 7 de las 33 muestras con valores desconocidos estos no superan el 2%. Dentro de este grupo, destaca Argentina 1991 con un 0.04 de los casos, Costa Rica 1973 (0.11) o Panamá 1970 (1.02).

De la observación conjunta de la proporción de mujeres sin hijos y la proporción de casos desconocidos se extrae la siguiente conclusión: existe una cierta complementariedad entre ambas proporciones. El aumento de la proporción de valores desconocidos suele ir acompañado de una disminución de igual magnitud en la proporción de mujeres sin hijos. Véase con un par de ejemplos. La proporción de mujeres sin hijos en Bolivia 1973 era del 34,4%.

Cuadro 1.- Tamaño muestral, proporción de mujeres sin hijos, proporción de mujeres con número de hijos desconocido por país y año. Mujeres 15-49

País	Año	Muestra	% sin hijos	% desconocidos
Argentina	1970	116246	26,07	16,90
	1980	644332	36,89	
	1991	1030021	37,44	0,04
	2001	900531	37,80	
Bolivia	1976	108128	34,37	
	1992	144741	20,88	15,29
	2001	200980	24,85	10,73
Brasil	1970	1180336	41,07	2,99
	1980	1469861	40,01	1,66
	1991	2235047	34,52	5,26
	2000	2802496	36,32	
Chile	1970	214988	27,36	0,06
	1982	300785	30,33	9,46
	1992	361773	27,12	7,28
	2002	410632	26,23	7,42
Colombia	1973	467178	24,93	18,29
	1985	696327	29,50	11,85
	1993	865465	21,07	15,75
	2005	1070022	33,65	1,48
Costa Rica	1973	42665	39,93	0,11
	1984	62044	24,80	11,95
	2000	102785	27,06	6,84
Ecuador	1974	143213	30,10	7,90
	1982	175561	17,08	19,44
	1990	238696	31,96	5,11
	2001	315087	31,35	3,41
México	1970	107620	38,60	
	1990	2097517	32,86	7,36
	2000	2670084	34,41	1,60
Perú	1993	555301	33,43	4,13
	2007	736343	28,65	8,06
Panamá	1970	33049	32,97	1,02
	1980	46644	23,77	12,70
	1990	59025	26,69	8,05
	2000	73186	31,01	1,45
Venezuela	1971	248469	36,47	9,69
	1990	437179	28,90	7,96
	2001	621004	31,84	2,85
Puerto Rico	1970	6494	39,34	
	1980	41304	36,20	
	1990	46708	36,30	

Fuente: IPUMS International.

En 1992 esta proporción había caído hasta el 20,88%, aproximadamente 14 puntos porcentuales menos. En cambio, la proporción de valores desconocidos había pasado de 0 a 15,29 %. La proporción de mujeres sin hijos aumenta 4 puntos porcentuales entre 1992 y 2002 mientras que la proporción de valores desconocidos disminuye 4,5 % puntos porcentuales en el mismo periodo.

El caso de Ecuador es parecido al de Bolivia. El censo de Ecuador de 1982 tiene un porcentaje de valores desconocidos superior al 19 %, que contrasta con los porcentajes inferiores de los censos de 1973 (7,9) y de 1990 (5,11). A su vez, el censo de 1982 tiene la proporción de mujeres sin hijos más baja de toda la serie (17,08). Una cifra muy inferior a la de los censos de 1974 (30,1) y de 1990 (31,96).

La complementariedad observada entre la proporción de mujeres sin hijos y la proporción de casos desconocidos sugiere que una fracción importante de los casos desconocidos corresponde a mujeres sin hijos. Si se consideran los valores desconocidos como mujeres sin hijos, la series temporales resultantes muestran una mayor estabilidad en el tiempo, que es coherente con la idea de que el calendario al primer hijo se ha mantenido estable durante este periodo.

2.2.- Variaciones por edad y nivel educativo en el porcentaje de desconocidos

El cuadro 2 muestra el porcentaje de mujeres sin hijos y el porcentaje de valores desconocidos por grupos de edad quinquenal de las mujeres de 15 a 49 años. En esta ocasión, sólo se muestran los resultados de las 33 muestras que tenían valores desconocidos en la variable 'hijos alguna vez nacidos'. De la observación de los datos se extraen dos conclusiones principales. En primer lugar que la proporción de valores desconocidos varía en función de la edad, siendo más habitual que esta proporción sea más elevada en las edades jóvenes y mucho menor en las edades más avanzadas. Por ejemplo, la proporción de valores desconocidos entre las mujeres de 15 a 19 en Argentina 1970 es del 34,5%, mientras que entre las mujeres de 45 a 49 años esta proporción es del 8,8%.

Cuadro 2.- Porcentaje de mujeres sin hijos, porcentaje de mujeres con número de hijos desconocido por grupo de edad, país y año

País	Año	15-19		20-24		25-29		30-34		35-39		40-44		45-49	
		% s.h.	% desc.												
Argentina	1970	57,0	34,5	42,1	24,5	23,6	15,3	13,6	10,4	10,7	8,7	10,2	8,4	10,9	8,8
	1991	88,0	0,1	58,3	0,0	32,9	0,0	18,7	0,0	13,4	0,0	12,6	0,0	12,6	0,0
Bolivia	1992	57,3	31,1	25,8	21,1	10,4	10,9	4,9	7,4	3,6	5,7	3,5	5,5	3,1	5,9
	2001	58,7	27,6	35,2	12,3	17,4	6,3	9,0	3,8	5,7	3,3	4,8	3,0	4,7	2,9
Brazil	1970	91,7	0,4	52,2	6,3	25,4	4,3	15,1	2,9	11,6	2,3	11,4	2,3	11,4	2,1
	1980	89,3	0,7	53,1	1,3	26,1	2,9	15,3	2,1	10,9	1,8	9,8	1,7	9,5	1,8
	1991	80,5	7,9	49,9	5,3	27,6	4,2	15,6	4,0	10,5	4,2	9,3	4,9	9,0	5,4
Chile	1970	75,5	0,0	30,0	0,0	15,6	0,1	7,5	0,1	6,3	0,1	5,8	0,1	6,7	0,1
	1982	65,7	23,5	42,0	10,9	21,1	5,4	12,3	3,5	9,7	3,1	9,0	3,0	9,8	3,1
	1992	68,4	19,7	42,5	10,2	22,3	5,3	12,2	3,5	8,8	2,6	8,0	2,2	8,5	2,6
	2002	67,9	19,7	45,9	10,5	26,4	6,2	13,6	4,1	8,9	3,5	7,5	3,4	7,3	3,0
Colombia	1973	50,5	38,6	31,5	20,8	16,7	11,4	9,5	7,5	7,9	6,1	7,4	6,0	7,3	6,1
	1985	69,9	18,9	34,9	18,2	18,4	9,6	10,6	6,2	7,9	5,2	7,1	4,8	6,9	4,9
	1993	54,7	31,4	26,3	23,8	15,5	13,8	9,3	8,5	6,7	6,3	5,7	5,7	5,7	5,5
	2005	83,6	1,6	49,9	1,6	28,8	1,6	16,3	1,5	12,2	1,3	10,7	1,3	10,9	1,4
Costa Rica	1973	88,3	0,1	47,7	0,2	22,1	0,1	12,6	0,0	10,6	0,1	8,5	0,1	10,8	0,1
	1984	57,1	29,8	31,9	14,5	15,3	6,4	8,3	3,8	7,2	2,4	6,1	2,6	6,4	3,1
	2000	68,2	18,4	42,0	8,8	22,0	4,8	11,1	3,0	7,8	2,5	6,2	2,1	6,4	2,0
Ecuador	1974	72,3	14,4	35,5	8,8	15,4	5,5	9,3	4,7	7,1	4,1	6,7	4,4	7,3	4,7
	1982	39,7	45,9	21,6	23,0	10,1	11,4	5,4	6,5	4,3	5,3	3,9	4,9	3,8	4,6
	1990	76,8	9,8	42,5	6,6	20,7	4,1	11,0	2,6	7,4	2,2	6,7	2,3	6,9	2,3
	2001	81,7	1,9	41,1	5,0	21,2	4,2	12,1	3,3	8,7	3,1	7,4	3,1	7,3	3,1
Mexico	1990	74,5	15,1	44,1	8,5	20,8	4,8	10,6	3,6	7,4	3,3	6,6	3,3	6,5	3,2
	2000	84,5	3,7	50,1	2,2	26,5	1,3	13,6	0,7	8,6	0,5	6,9	0,5	6,4	0,5
Peru	1993	82,4	6,3	46,0	5,9	22,9	4,4	11,7	2,8	7,2	2,0	5,6	1,8	4,9	1,9
	2007	86,5	2,1	38,9	15,5	16,5	15,3	9,7	8,4	6,2	4,9	5,4	3,7	4,7	3,1
Panama	1970	81,0	2,1	39,8	1,1	17,6	0,7	9,9	0,5	8,0	0,5	9,0	0,6	8,8	0,4
	1980	59,0	27,5	29,6	16,1	13,4	8,8	7,2	5,1	4,9	4,0	4,4	3,9	4,3	3,9
	1990	62,8	21,4	37,3	10,0	19,9	4,8	10,0	2,6	6,5	2,0	4,7	1,7	5,3	1,2
	2000	79,3	3,4	44,5	1,8	25,2	1,3	14,7	0,9	9,8	0,6	7,6	0,5	6,2	0,5
Venezuela	1971	73,9	13,4	45,3	9,4	23,9	7,8	14,3	7,5	11,6	7,9	11,6	8,4	13,1	9,5
	1990	67,5	18,6	40,7	10,0	22,3	5,7	11,8	3,6	7,7	2,8	6,8	2,9	6,6	2,6
	2001	80,0	5,1	46,8	3,8	26,4	2,6	14,4	2,0	9,8	1,7	7,5	1,6	6,6	1,6

Fuente: IPUMS International.

Los países con un mayor nivel de valores desconocidos suelen presentar los contrastes por edad más elevados. Así, por ejemplo, en Ecuador 1974, con un 19,44% global de valores desconocidos, la proporción de casos desconocidos entre las mujeres de 15 a 19 años es 10 veces mayor que esa misma proporción entre las mujeres de 45 a 49 (45,9% y 4,6% respectivamente).

Las diferencias por edad suelen ser menores e incluso inexistente en aquellas muestras que tienen un valor total de desconocidos inferior. Por ejemplo en Costa Rica 1973 y en Argentina 1991 con un valor de desconocidos del 0,11% y 0,04% respectivamente, no hay una pauta por edad bien definida. En otras muestras, la caída en la proporción de valores desconocidos según la edad no se observa a partir de los 15-19 años sino a partir de los 20-24. Veamos el caso de Perú 2007. La proporción de desconocidos a la edad 15-19 es de 2,1% y a la edad 20-24 es de 15,5%. A partir de esta edad, la proporción disminuye hasta el 3,1% para las mujeres de 45 a 49 años.

La segunda conclusión es que se observa una fuerte correlación entre el valor de casos desconocidos y la proporción de mujeres sin hijos tal y como sugerían los datos del cuadro 1. Las pautas por edad aquí descritas estarían simplemente reflejando esta situación. A mayor edad, el número de mujeres sin hijos disminuye y el número de mujeres con valores desconocidos también. El coeficiente de correlación entre el número de mujeres sin hijos y el número de valores desconocidos es superior al 0,9 en 22 de las 33 muestras analizadas. Estos resultados avalan la hipótesis de que los valores desconocidos corresponden en parte a mujeres sin hijos que simplemente no respondieron a la pregunta sobre el número de hijos alguna vez nacidos.

El cuadro 3 muestra la proporción de mujeres sin hijos y la proporción de mujeres que no respondieron a la pregunta por nivel educativo. La variable nivel educativo se ha clasificado en 4 grupos: Menos de primaria, primaria completa, secundaria completa y universitaria completa. Las diferencias por nivel educativo no son tan evidentes como en la edad. En algunas muestras, la proporción de valores desconocidos aumenta según el nivel educativo. Las mujeres con menor nivel de instrucción tienen proporciones de valores desconocidos inferiores a los del resto de grupos, lo que puede explicarse por el menor número de mujeres sin hijos en este grupo. Si la proporción de mujeres sin hijos está correlacionada con la proporción de valores desconocidos, como se ha visto en el caso de la edad, es lógico esperar que los grupos educativos con un menor número de mujeres sin hijos, sean los que tengan un porcentaje menor de valores desconocidos. Esta relación, sin embargo, no se observa de forma

tan clara en el caso de la educación. Un posible argumento a favor de esta discrepancia es que las mujeres con más años de escolaridad respondan el cuestionario de forma correcta en una proporción mayor. Es decir, que la tendencia a dejar la pregunta sin responder podría ser menor. Esta relación se investigará con más detalle en las secciones que vienen a continuación.

Cuadro 3.- Proporción de mujeres sin hijos, proporción de mujeres con número de hijos desconocido por nivel educativo, país y año. Mujeres 25-49

País	Año	Sin estudios y menos primaria		Primaria completa		Secundaria completa		Universitaria completa	
		% s.h.	% desc.	% s.h.	% desc.	% s.h.	% desc.	% s.h.	% desc.
Argentina	1970	8,7	9,1	16,6	11,1	33,7	15,3	37,5	17,4
	1991	11,3	0,1	15,5	0,0	32,6	0,0	40,3	0,0
Bolivia	1992	3,6	7,6	4,7	6,3	11,6	8,8	19,1	12,1
	2001	5,2	4,2	5,5	3,4	15,5	4,3	30,3	6,2
Brasil	1970	14,1	2,8	25,3	3,8	34,9	4,7	46,0	5,6
	1980	11,5	2,0	22,6	2,4	33,9	2,8	40,8	3,4
	1991	10,0	5,0	16,6	3,8	28,6	3,5	36,4	3,1
Chile	1970	6,5	0,1	9,8	0,1	15,7	0,0	20,6	0,1
	1982	8,5	3,4	11,7	3,4	23,1	5,1	32,1	6,3
	1992	8,1	3,3	9,0	3,0	20,4	4,2	26,9	4,1
	2002	8,4	5,1	7,0	3,7	17,5	4,1	34,3	4,6
Colombia	1973	8,1	6,9	13,5	8,9	23,1	13,2	34,4	17,1
	1985	7,1	5,4	10,4	6,0	21,7	10,2	32,9	13,9
	1993	5,6	6,3	7,2	7,1	17,9	14,4	23,1	17,2
	2005	10,5	2,2	8,5	1,4	21,0	1,1	37,8	1,0
Costa Rica	1973	9,8	0,1	18,9	0,1	29,8	0,0	24,0	0,1
	1984	5,6	3,2	10,1	4,1	17,1	5,8	22,5	7,9
	2000	7,1	3,0	7,5	2,6	16,1	3,7	26,7	3,8
Ecuador	1974	6,7	5,1	14,3	3,4	27,5	5,8	36,7	8,7
	1982	3,8	4,9	6,2	7,5	13,4	13,9	20,0	20,2
	1990	6,8	2,5	9,2	2,3	20,5	3,8	30,1	5,5
	2001	7,8	4,5	8,2	3,0	17,6	3,0	29,6	3,6
Mexico	1990	6,9	3,9	11,2	3,4	22,2	4,0	35,0	5,0
	2000	7,7	0,6	10,9	0,7	20,6	0,9	34,6	1,2
Perú	1993	5,0	2,2	6,6	1,7	19,5	3,5	31,1	5,5
	2007	4,3	2,9	4,3	3,2	11,0	9,7	18,9	16,9
Panamá	1970	7,9	0,5	11,9	0,6	24,1	0,8	37,2	0,6
	1980	4,2	5,2	6,0	4,7	14,8	7,3	24,8	10,7
	1990	4,5	2,4	6,0	1,7	15,8	3,7	29,5	5,6
	2000	8,0	0,5	6,6	0,5	17,2	1,0	33,8	1,5
Venezuela	1971	12,8	9,1	20,1	6,3	39,0	5,3	41,8	2,7
	1990	6,4	4,2	10,9	3,2	28,4	5,6	30,7	4,5
	2001	7,5	2,7	9,3	1,8	29,9	1,7	36,3	3,4

Fuente.- IPUMS International.

3.- El método de El Badry: la solución al problema

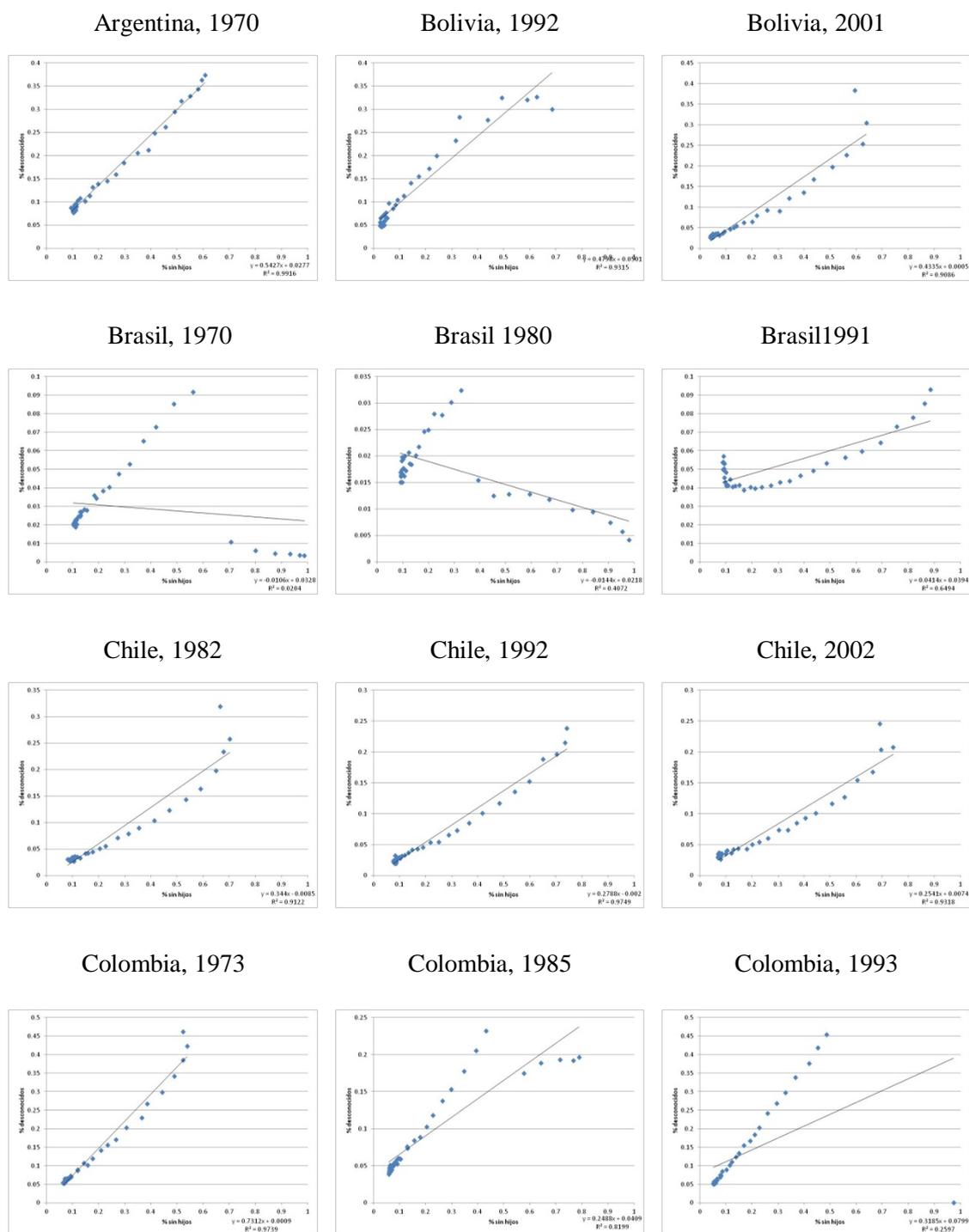
3.1.- El método de El Badry

Como se ha mostrado en los datos anteriores, en varios censos los agentes censales o los entrevistados omitieron registrar '0' hijos para las mujeres sin hijos dejando el número de hijos alguna vez nacidos como un valor desconocido. Esto implica que el número de mujeres sin hijos aparezca sub estimado y el número de mujeres con al menos un hijo sobre-estimado si no se tienen en cuenta los valores desconocidos. El método de Vicent-El Badry propone una solución a este problema (Feeney 1998). Este método permite calcular la proporción de mujeres sin hijos que no habrían informado del número de hijos jamás nacidos. Sin entrar en las formulaciones matemáticas (ver Feeney 1998 para más detalles), el método parte de la hipótesis de que son las mujeres sin hijos las que son más propensas a no dejar en blanco la respuesta de hijos alguna vez nacidos. Si esto es así, la proporción de valores desconocidos debería ser menor en aquellos grupos de edad en los que la proporción de mujeres sin hijos es también menor. El método examina el grado de correlación entre ambas variables y estima una recta de regresión con una constante, una pendiente y un ajuste. Estos datos se utilizan para estimar las proporciones esperadas y calcular el nivel de subestimación.

3.2.- Ejemplos gráficos de corrección en América Latina

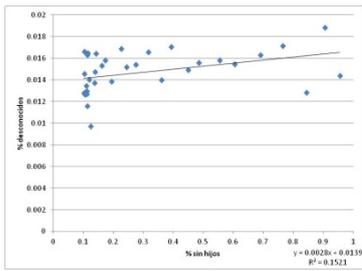
Los gráficos de la Figura 1 muestran para 27 muestras la relación entre ambos valores. En este caso, los gráficos agrupan a todos los niveles educativos. Las edades representadas son de 15 a 49. Existe una fuerte relación entre el nivel de mujeres sin hijos y el nivel de mujeres que no declararon el número de hijos habidos. No obstante, en algunos censos hay proporciones elevadas de mujeres sin hijos que no llevan asociadas niveles altos de valores desconocidos. Sistemáticamente, esto ocurre en las edades más jóvenes, normalmente entre los 15 y 19 años. A estas edades, obviamente, las proporciones de mujeres sin hijos son las más elevadas y en cambio en algunas muestras la proporción de valores desconocidos a estas edades es relativamente baja. Aunque las edades no aparecen representadas en el gráfico, en los casos de Brasil 1970, 1980 y Perú 2007 se puede apreciar claramente este fenómeno. En las tres muestras, son las mujeres de 15 a 19 años las que rompen la fuerte correlación entre valores desconocidos y mujeres sin hijos.

Figura 1.- Relación entre la proporción de mujeres sin hijos e hijos desconocidos por edad. Mujeres 15-49

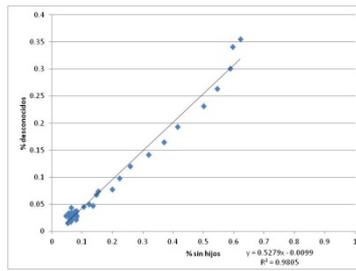


Continúa

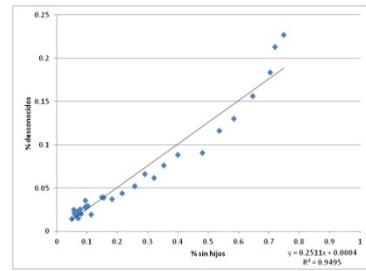
Colombia, 2005



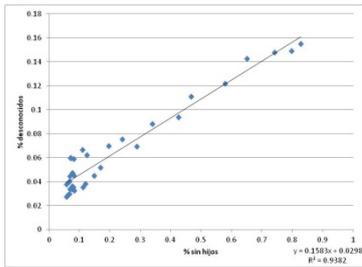
Costa Rica, 1984



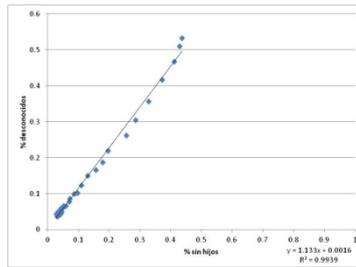
Costa Rica, 2000



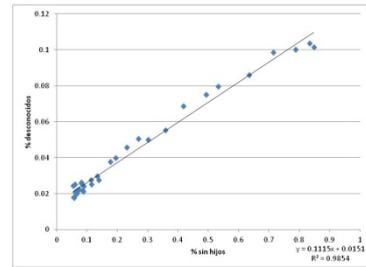
Ecuador, 1974



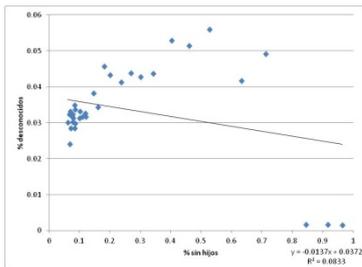
Ecuador, 1982



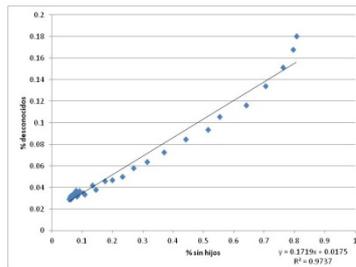
Ecuador, 1990



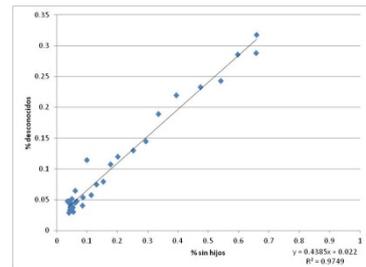
Ecuador, 2001



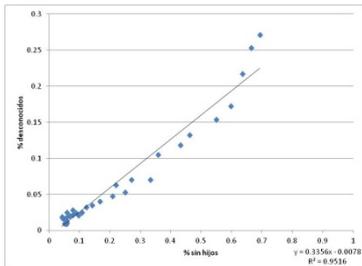
México, 1990



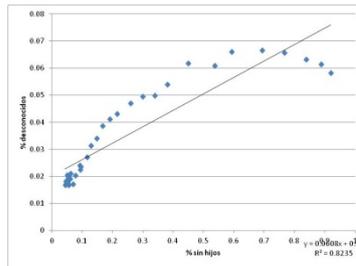
Panamá, 1980



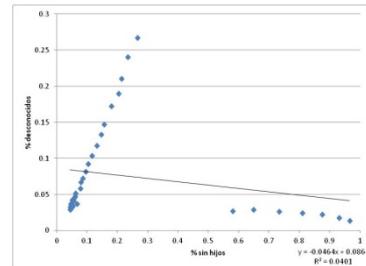
Panamá, 1990



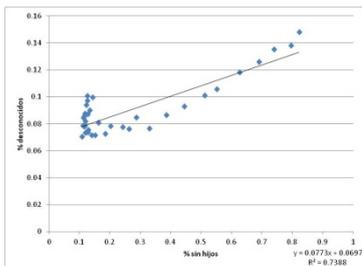
Perú, 1993



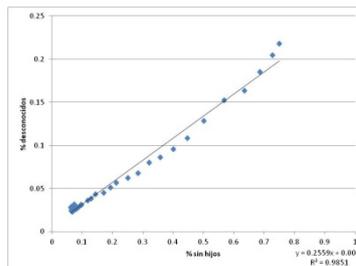
Perú, 2007



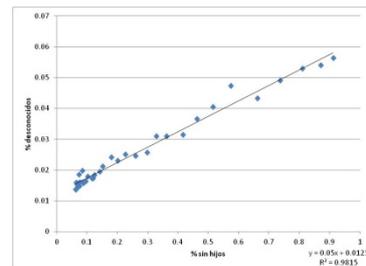
Venezuela, 1971



Venezuela, 1990



Venezuela, 2001



Para evitar este problema, se ha limitado el análisis a aquel grupo de edades en el que se obtiene un mejor ajuste. El cuadro 4 muestra para cada censo y nivel educativo el intervalo de edades que se ha utilizado para obtener el máximo grado de correlación entre la proporción de mujeres sin hijos y la proporción de valores desconocidos. Entre las mujeres universitarias, el límite inferior de edad es superior al del resto de grupos, por la sencilla razón de que no es hasta a los 21 o 22 años que se completan los estudios universitarios.

El cuadro 4 muestra el nivel de correlación entre la proporción de mujeres sin hijos y la proporción de valores desconocidos para cada muestra y nivel educativo. Las proporciones están calculadas por edades simples.

Cuando la proporción de valores desconocidos es cercana o inferior al 1%, el nivel de correlación entre ambas variables es muy bajo y típicamente no significativo. En estos casos, la prudencia aconseja no corregir los datos con este método. Para estas muestras no se ha indicado ningún intervalo de edad aunque sí se muestran los R^2 con el objetivo de mostrar los bajos niveles de correlación. Así pues, en Argentina 1991, Chile 1970, Costa Rica 1973 y Panamá 1970 no se realizará ningún tipo de ajuste. En otras muestras, esta restricción sólo aplica algunos grupos educativos. En Colombia 2005, por ejemplo, solo se ajustan los datos para las mujeres sin estudios y primaria incompleta.

3.3.- La subestimación de las mujeres sin hijos: indicadores resumen

El cuadro 5 muestra la pendiente y el nivel de subestimación estimado tras la aplicación del método de El-Badry para cada uno de los censos y niveles educativos analizados. Estos valores provienen de la recta de regresión entre los valores de mujeres sin hijos y valores desconocidos para aquellos grupos de edades que maximizaban la R^2 (ver cuadro 4). El indicador de ajuste indica la diferencia entre el nivel ajustado de mujeres sin hijos y el nivel observado en los datos. Un valor de 2 significa que el nivel de mujeres sin hijos es el doble del nivel indicado en los datos originales no ajustados.

Cuadro 4.- Intervalo de edad seleccionado y R2 por nivel educativo, país y año

País	Año	Sin estudios y menos primaria			Primaria completa			Secundaria completa			Universitaria completa		
		% desc. (20-44)	Corregido	R2	% desc. (20-44)	Corregido	R2	% desc. (20-44)	Corregido	R2	% desc. (20-44)	Corregido	R2
Argentina	1970	11,12	20-44	0,9065	15,19	20-44	0,9822	21,83	20-44	0,5389	20,63	20-44	0,6955
	1991	0,13		0,059	0,02		0,3815	0,02		0,0004	0,05		0,0943
Bolivia	1992	10,72	20-44	0,9708	10,66	20-44	0,9795	13,61	20-44	0,9235	14,58	21-44	0,656
	2001	5,53	20-44	0,9549	5,41	20-44	0,9713	8,72	20-44	0,972	7,33	22-43	0,8816
Brasil	1970	3,63	21-44	0,9925	5,67	21-44	0,9751	6,72	21-44	0,9579	6,93	22-44	0,5097
	1980	1,89	25-39	0,9145	1,88	25-44	0,7764	2,11	25-44	0,8515	3,17	25-39	0,5174
	1991	4,99	20-39	0,7193	4,21	20-39	0,9047	3,94	20-39	0,873	3,27	23-39	0,6128
Chile	1970	0,09		0,0567	0,05		0,0373	0,03		0,0044	0,06		0,0002
	1982	4,26	20-44	0,9665	5,37	20-44	0,988	8,60	20-44	0,9661	6,89	22-44	0,5771
	1992	4,29	20-44	0,9108	4,03	20-44	0,982	6,64	20-44	0,9831	6,69	24-44	0,9026
	2002	6,01	20-44	0,7589	4,62	20-44	0,9803	6,20	20-44	0,9879	6,17	24-44	0,7551
Colombia	1973	9,48	20-44	0,9929	14,51	20-44	0,9817	21,39	20-44	0,9639	21,45	20-39	0,6229
	1985	7,17	20-44	0,99	9,94	20-44	0,9943	16,33	20-44	0,984	16,84	22-44	0,9214
	1993	8,57	20-44	0,9798	10,63	20-44	0,9972	20,36	20-44	0,9907	20,39	21-44	0,8264
	2005	2,49	20-44	0,7122	1,52		0,2148	1,10		0,0579	0,96		0,0072
Costa Rica	1973	0,07		0,2012	0,16		0,0101	0,09		0,1252	0,10		0,0171
	1984	4,34	20-44	0,8609	7,46	20-44	0,9543	12,99	20-39	0,8758	11,49	21-39	0,821
	2000	3,83	20-39	0,7607	3,59	20-44	0,9355	6,26	20-44	0,9552	5,62	21-44	0,8484
Ecuador	1974	5,90	20-39	0,6718	5,20	20-44	0,9502	9,40	20-39	0,817	9,40		0,0013
	1982	7,19	20-44	0,9723	12,80	20-44	0,9833	23,78	20-44	0,9659	22,88	25-42	0,6201
	1990	3,20	20-44	0,9729	3,44	20-44	0,9724	5,35	20-44	0,9482	5,73	22-39	0,75999
	2001	5,02	20-44	0,6585	3,46	20-39	0,8868	3,54	20-44	0,7802	3,75	25-44	0,5588
Mexico	1990	4,81	20-44	0,9914	4,93	20-44	0,9947	6,52	20-44	0,9892	5,98	22-44	0,8789
	2000	0,78	20-44	0,9643	1,07	20-44	0,9829	1,60	20-44	0,9758	1,58	21-44	0,9303
Panamá	1970	0,61		0,0312	0,79		0,2212	1,16		0,4612	1,08		0,0728
	1980	7,05	20-44	0,8104	6,98	20-44	0,8921	13,71	20-44	0,924	12,85	25-39	0,3026
	1990	3,17	20-44	0,5773	3,46	20-44	0,9686	7,16	20-44	0,9322	6,98	25-44	0,7941
	2000	0,48		0,002	0,65	20-44	0,5868	1,42	20-44	0,7856	2,01	20-44	0,7717
Perú	1993	3,18	20-44	0,977	2,91	20-39	0,9667	4,31	20-44	0,7161	5,89	20-44	0,4224
	2007	4,00	22-44	0,9375	4,34	22-44	0,972	12,73	22-44	0,996	20,40	22-44	0,9835
Venezuela	1971	9,15	20-39	0,5939	7,21	20-39	0,7134	8,25	20-39	0,8637	3,35		0,2628
	1990	5,49	20-44	0,9671	4,94	20-44	0,988	7,86	20-44	0,9516	5,38	21-44	0,6918
	2001	3,62	20-44	0,8106	2,25	20-44	0,943	2,22	20-44	0,9618	4,36		0,1218

Cuadro 5.- Pendiente y nivel de ajuste por nivel educativo

País	Año	Sin estudios y menos primaria		Primaria completa		Secundaria completa		Universitaria completa	
		pendiente	ajuste	pendiente	ajuste	pendiente	ajuste	pendiente	ajuste
Argentina	1970	0,6799	1,6799	0,4959	1,4959	0,2799	1,2799	0,3924	1,3924
	1991	0,0027	1,0027	0,0006	1,0006	0,0000	1,0000	0,0009	1,0009
Bolivia	1992	1,5452	2,5452	0,8289	1,8289	0,3933	1,3933	0,6072	1,6072
	2001	0,4802	1,4802	0,4377	1,4377	0,2717	1,2717	0,1779	1,1779
Brasil	1970	0,1599	1,1599	0,1809	1,1809	0,1558	1,1558	0,1802	1,1802
	1980	0,0892	1,0892	0,0714	1,0714	0,0587	1,0587	0,0530	1,0530
	1991	0,0315	1,0315	0,0370	1,0370	0,0369	1,0369	0,0367	1,0367
Chile	1970	-0,0021	0,9979	-0,0009	0,9991	-0,0004	0,9996	0,0001	1,0001
	1982	0,2750	1,2750	0,2570	1,2570	0,2397	1,2397	0,1293	1,1293
	1992	0,4099	1,4099	0,2383	1,2383	0,2126	1,2126	0,1568	1,1568
	2002	0,2573	1,2573	0,2007	1,2007	0,1889	1,1889	0,1175	1,1175
Colombia	1973	0,6420	1,6420	0,6347	1,6347	0,5466	1,5466	0,4744	1,4744
	1985	0,5362	1,5362	0,5054	1,5054	0,4682	1,4682	0,3839	1,3839
	1993	0,9003	1,9003	0,8749	1,8749	0,8974	1,8974	0,8722	1,8722
	2005	0,0645	1,0645	0,0205	1,0205	0,0021	1,0021	0,0011	1,0011
Costa Rica	1973	0,0051	1,0051	-0,0013	0,9987	0,0023	1,0023	-0,0017	0,9983
	1984	0,5459	1,5459	0,4572	1,4572	0,4372	1,4372	0,5355	1,5355
	2000	0,2153	1,2153	0,1799	1,1799	0,1825	1,1825	0,1574	1,1574
Ecuador	1974	0,1946	1,1946	0,1801	1,1801	0,1910	1,1910	-0,0111	0,9889
	1982	1,0592	2,0592	0,9958	1,9958	1,0161	2,0161	0,8436	1,8436
	1990	0,1977	1,1977	0,1431	1,1431	0,1069	1,1069	0,0958	1,0958
	2001	0,1100	1,1100	0,0704	1,0704	0,0424	1,0424	0,0639	1,0639
Mexico	1990	0,2349	1,2349	0,1579	1,1579	0,1243	1,1243	0,0852	1,0852
	2000	0,0519	1,0519	0,0427	1,0427	0,0370	1,0370	0,0322	1,0322
Panamá	1970	0,0099	1,0099	0,0209	1,0209	0,0277	1,0277	0,0228	1,0228
	1980	0,9197	1,9197	0,4946	1,4946	0,4389	1,4389	0,2631	1,2631
	1990	0,2758	1,2758	0,2943	1,2943	0,2394	1,2394	0,2021	1,2021
	2000	0,0038	1,0038	0,0301	1,0301	0,0328	1,0328	0,0460	1,0460
Perú	1993	0,2454	1,2454	0,1674	1,1674	0,0606	1,0606	0,0538	1,0538
	2007	0,8637	1,8637	0,8434	1,8434	1,0918	2,0918	1,1506	2,1506
Venezuela	1971	0,0666	1,0666	0,0716	1,0716	0,1457	1,1457	0,0774	1,0774
	1990	0,3368	1,3368	0,2220	1,2220	0,1875	1,1875	0,1579	1,1579
	2001	0,2693	1,2693	0,0599	1,0599	0,0315	1,0315	0,0327	1,0327

El nivel de subestimación de las mujeres sin hijos varía en función del censo y también del nivel educativo. Los niveles más elevados se encuentran en Bolivia 1992 entre las mujeres con menos de primaria. En este grupo, la proporción de mujeres sin hijos ajustada sería 2,5 veces mayor a la observada en los datos. El nivel de subestimación de las mujeres sin hijos en los censos de Ecuador 1982 y de Perú 2007 es también de los más elevados de América Latina con valores cercanos al 2 en todos los niveles educativos, lo que significa que el nivel de mujeres sin hijos es el doble del observado.

A grandes rasgos, el grado de subestimación está relacionado positivamente con la proporción de valores desconocidos en cada uno de los censos. La subestimación suele ser mayor en los niveles educativos inferiores respecto a los más elevados aunque no existe

una pauta común en todos los países. En los países con un bajo nivel de subestimación (valores cercanos a 1), las diferencias por nivel educativo no son muy marcadas y por lo general no muestra ningún tipo de pauta. Es el caso, por ejemplo, de Argentina 1991, Chile 1970, Costa Rica 1973 o Panamá 2000.

4.- Las series temporales ajustadas

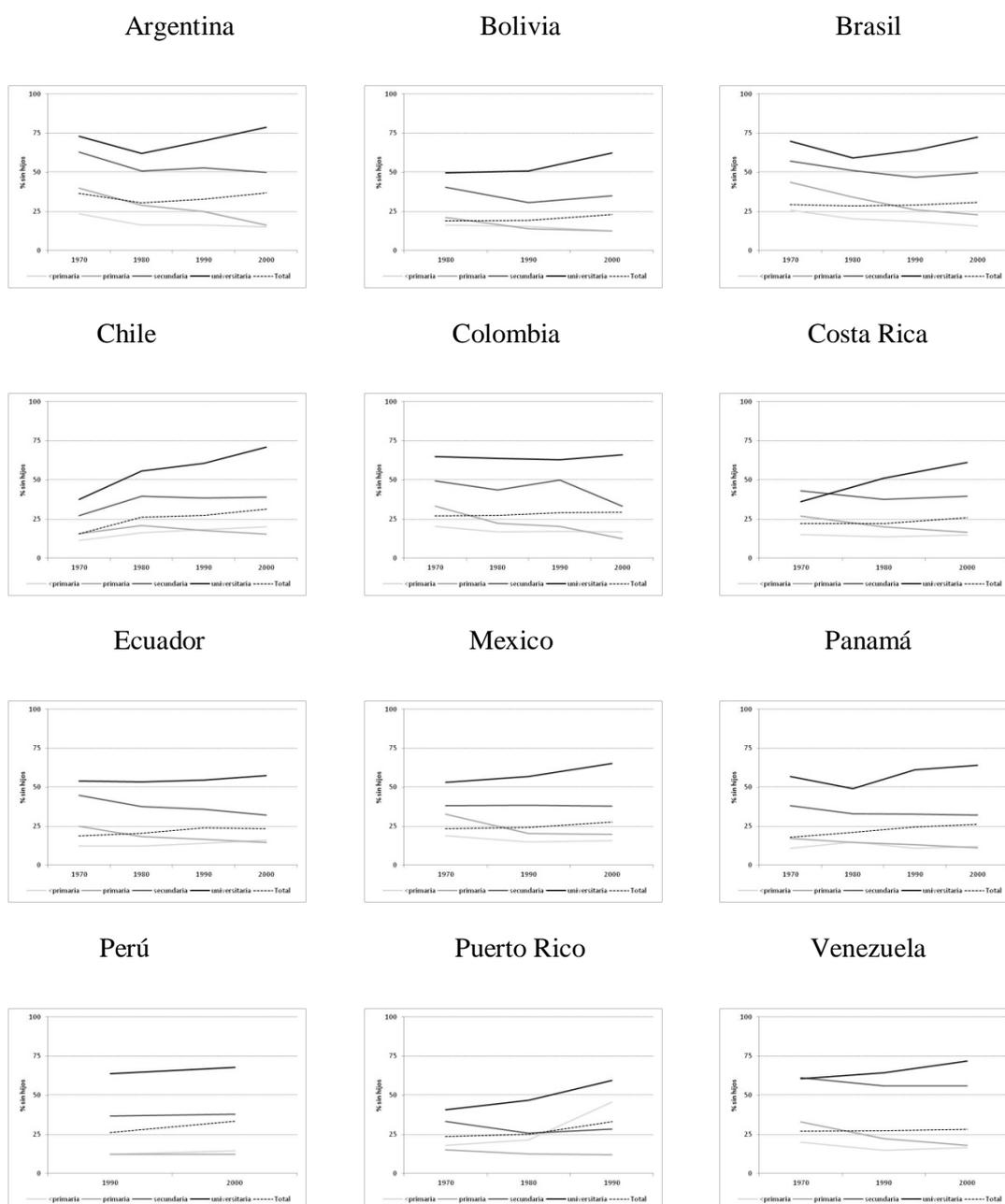
Los gráficos representados en la Figura 2 muestran la proporción de mujeres sin hijos de 25 a 29 años corregidas según el método descrito anteriormente. En los gráficos se puede ver la evolución en el tiempo de esta proporción por nivel educativo y para todos los censos y países de América Latina que tenían información sobre el número de hijos alguna vez nacidos. Aquí se incluyen también los censos que no tenían valores desconocidos (ver cuadro 1). Aunque el objetivo de esta investigación no es ahondar en la interpretación de los resultados, sino más bien presentar el proceso y método de corrección de los valores desconocidos, creemos oportuno presentar estos valores para cerrar el trabajo.

La proporción de mujeres sin hijos de 25 a 29 es un indicador indirecto del calendario de la fecundidad. Si la proporción de mujeres sin hijos a edades jóvenes aumenta en el tiempo, esto indica que hay un número creciente de mujeres que están retrasando la edad al primer hijo. Por tanto, si la edad al primer hijo se mantiene constante durante un periodo largo de tiempo, la proporción de mujeres sin hijos por edad también debería mantenerse constante. Una de las ideas con las que abríamos este trabajo era, precisamente, que a pesar de la caída de la fecundidad en América Latina en las últimas décadas, la edad al primer hijo se había mantenido constante en parte por causa de la estabilidad en la entrada a la primera unión. Y también se quería observar, hasta qué punto está estabilidad era el producto de tendencias dispares por nivel educativo. En este contexto, las series reconstruidas muestran precisamente estos dos aspectos. Por un lado, la proporción de mujeres sin hijos a los 25-29 años (todos los grupos educativos reunidos) se mantiene relativamente estable en todos los países con una muy ligera tendencia a aumentar. Por otro lado, el nivel de mujeres sin hijos y su evolución en el tiempo varía en función del nivel educativo.

En todos los países, la proporción de mujeres sin hijos es más elevada en los grupos educativos más altos. La proporción de mujeres sin hijos aumenta entre las universitarias y se mantiene constante o incluso decrece en el resto de grupos. Especialmente entre 1990 y

2000, el aumento de la proporción de mujeres sin hijos entre las universitarias es evidente. En el resto de grupos, la proporción de mujeres sin hijos se mantiene constante, es el caso de las mujeres con secundaria completa, o se reduce. Como se había observado en el caso de la nupcialidad, los datos sugieren que los grupos educativos inferiores están adelantando la edad al primer hijo.

Figura 2.- Proporción de mujeres sin hijos por nivel educativo país y año. Mujeres 25-29



Fuente.- Elaboración propia a partir de IPUMS International.

5.- Resumen y conclusión

Este trabajo tenía como objetivo examinar y proponer una propuesta de corrección del elevado número de mujeres que no declaran el número de hijos alguna vez nacidos en los censos de población. Se ha mostrado que existían valores desconocidos en 33 de las 42 muestras censales disponibles en IPUMS con información sobre hijos nacidos. Al examinar la distribución por edad de las mujeres que no declaran se ha observado que estas disminuyen con la edad y, más importante, que están correlacionadas positivamente con el número de mujeres sin hijos. Cuanto mayor es la proporción de mujeres sin hijos, mayor es la proporción de mujeres que no declaran el número de hijos. Ante esta evidencia, hemos examinado detenidamente esta relación para todas las muestras y niveles educativos y hemos aplicado el método del El-Badry para corregir las proporciones observadas. A partir de este método, hemos calculado un indicador resumen del nivel de subestimación de los datos observados. Los resultados muestran que hay un problema evidente de subestimación de las mujeres sin hijos en los censos Latino Americanos. En algunas muestras (Bolivia 1992, Colombia 1993, Ecuador 1982, Perú 2007) el nivel de mujeres sin hijos ajustado es prácticamente el doble que el registrado. El método de El-Badry se ha mostrado eficaz en la corrección de las series.

Referencias bibliográficas:

- EL BADRY, M.R. (1961). "Failure of enumerators to make entries of zero: Errors in recording childless cases in population censuses". *Journal of the American Statistical Association*, 56 (296), pp. 909-924.
- ESTEVE, A.; LESTHAEGHE, R.; LÓPEZ, A., (2012). "The Latin American cohabitation boom, 1970-2007". *Population and Development Review*, 18 (1), pp. 55-82.
- FEENEY, G. (1998). "The Vincent - El Badry Method". Unpublished manuscript.
- GUZMÁN, J. M.; SINGH, S.; RODRÍGUEZ, G.; PANTELIDES, E. A. (Eds.) (1996). *The fertility transition in Latin America*. Oxford: Clarendon Press.
- HEATON, T. B.; FORSTE, R.; OTTERSTROM, S. M. (2002). "Family transitions in Latin America: first intercourse, first union and first birth". *International Journal of Population Geography*, 8, pp. 1-15.
- LÓPEZ, L.; SPIJKER, J.; ESTEVE, A. (2011). "Edad de entrada en unión y expansión educativa en América Latina, 1970-2000". BINSTOCK, G.; MELO, J. *Nupcialidad y Familia en América Latina Actual*. Serie de investigaciones, 11. Rio de Janeiro: ALAP-UNFPA, pp. 91-121.
- MINNESOTA POPULATION CENTER. *Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.1* (Machine-readable database). Minneapolis: University of Minnesota, 2011.
- MARTINE G. (1996). "Brazil's fertility decline, 1965-95: A fresh look at key factors". *Population and Development Review*, 22 (1), pp. 47-75.