

## TASA DE NATALIDAD Y VARIABLES SOCIO-ECONOMICAS: UNA NOTA

*Mario Kaminsky*  
(CIENES)

### NATALITY RATE AND SOCIO-ECONOMIC VARIABLES: A NOTE

#### SUMMARY

Two of the problems in the area of the relationships between demographic and socio-economic phenomena, pointed out in a recent issue of this series, are re-taken here at the light of relevant empirical evidence recently developed.

These issues are the so-called "ecological fallacy", and the seemingly unrelatedness between levels of income-economic growth and fecundity-natality. The empirical evidence was developed and processed in such a way so as to take account of the ecological fallacy, by means of the use of data of maximum level of aggregation as well as of maximum level of disaggregation. Both pieces of evidence allow for the rejection of the hypothesis of unrelatedness between these phenomena. They also provide some suggestions for future research in the area.

#### *Introducción*

Dos de los aspectos presentados en un reciente artículo de una serie dedicada a la controversia general sobre crecimiento económico-crecimiento demográfico<sup>1/</sup> se retoman en este trabajo, y se examinan a la luz de la evidencia empírica generada por investigaciones recientes en el área.<sup>2/</sup>

Dichos problemas son la así llamada "falacia ecológica", y la

---

<sup>1/</sup> Cortés, Fernando y Flisfisch, Angel, "Tasa de Natalidad y Variables Socio-Económicas: Una Nota Metodológica", en *Notas de Población*, Revista Latinoamericana de Demografía, Año III, vol. 8, agosto de 1975, Santiago de Chile, págs. 43-62.

<sup>2/</sup> Rizzi, M. Elina, *Fecundidad e Ingreso*, Trabajos de Investigación Aplicada, Curso de Estadísticas Económicas y Sociales, 1975, CIENES, Santiago de Chile, diciembre de 1975, y Schickhardt, Rita, *Investigación sobre el Número de Hijos Nacidos Vivos. Zonas Urbanas*, Trabajos de Investigación Aplicada, Curso de Estadísticas Económicas y Sociales, 1975, CIENES, Santiago de Chile, diciembre de 1975.

aparente ausencia de relación entre niveles de ingreso-crecimiento económico y fecundidad-natalidad.

Con respecto a lo primero, dicen<sup>3/</sup> en el mencionado artículo los autores: "El problema reside en la naturaleza de las inferencias que se construyen a partir de unidades agregadas. Se incurre en la falacia en aquellos casos en que se intenta aplicar los resultados del análisis sobre unidades de mayor nivel de desagregación que se encuentran ubicadas en el interior de los conglomerados sobre los cuales se ha obtenido la información. En nuestro caso caeríamos en la falacia si pretendiéramos reescribir los resultados en términos de comportamiento individual".

Es fácil y adecuado coincidir con ellos, sin embargo, en el sentido del abuso que últimamente se ha hecho de esta noción o prevención: "No es cierto que toda inferencia respecto de unidades más elementales, derivada de datos agregados, sea ilegítima: en ciertos casos y cumpliéndose ciertas condiciones, esas inferencias son válidas. Por otra parte, pensamos que es imposible otorgar algún sentido a generalizaciones empíricas que están referidas a unidades como estados-naciones u otras análogas, sin recurrir a conjeturas sobre la conducta de los individuos. Así por ejemplo, la relación entre natalidad, población urbana y nivel educacional básico sería bien difícil de interpretar si nos priváramos de utilizar imágenes acerca del comportamiento reproductivo de los individuos. Lo que nos indica la falacia ecológica es que estas conclusiones tienen una naturaleza conjetural y necesitan ser validadas por otros medios."<sup>4/</sup>

En las investigaciones cuyos resultados se presentarán en las dos partes que componen la siguiente sección, precisamente se toma en cuenta dicha recomendación, que, en realidad, puede también verse como un caso especial del metodológico general que sugiere la conveniencia de proceder a la prueba de hipótesis centrales haciendo frente a la mayor diversidad posible de condiciones sustantivas, muestrales, metodológicas y técnicas; recordando siempre que uno nunca "prueba" una hipótesis en sentido literal, la rechaza o no la rechaza en presencia de cierto conjunto de condiciones. En consonancia con todo esto debe destacarse que uno de los elementos cambiantes de los conjuntos de condiciones bajo los que se procedió en la generación de los resultados que se comentarán es precisamente el nivel de agregación de los datos que, en un caso, es máximo, habiéndose empleado un corte transversal de países, como en el caso de Cortés y Flisfisch; su cambio, en el otro caso, se hace máximo al nivel de desagregación, empleándose un corte transversal de mujeres para cada uno de los dos países latinoamericanos incorporados al análisis.

---

<sup>3/</sup> Cortés, Fernando y Flisfisch, Angel, *op. cit.*, pág. 60.

<sup>4/</sup> *Ibid.*, la cursiva es del autor del presente.

Con respecto a lo segundo, de la lectura del citado artículo es difícil sustraerse a la impresión de que no existe relación entre niveles de ingreso-crecimiento económico y fecundidad-natalidad.

Partiendo de la propia cita incluida por los autores: “Los antecedentes expuestos son suficientes para llegar a algunas conclusiones acerca del apoyo empírico que tiene la creencia de que el crecimiento económico ...(conduce) por sí mismo a una disminución de las tasas de natalidad. De atenerse a los resultados obtenidos, debiéramos llegar a la conclusión de que no se ha encontrado una relación clara entre el crecimiento económico ...y la tasa de fecundidad predominante en un país.”<sup>5/</sup> La idea se ve robustecida por sus particulares hallazgos.

Se ajustan cuatro modelos que incorporan como variable explicativa de la tasa de natalidad el producto interno bruto per cápita, tanto en forma lineal aditiva, como lineal no aditiva (con interacciones multiplicativas). Para el lineal aditivo se halla “un resultado de interés: el coeficiente asociado a  $X_1$  (producto interno bruto per cápita) es no significativo”.<sup>6/</sup> Para el aditivo en ingreso y no aditivo en urbanización y educación “el impacto del ingreso es nuevamente mínimo y seguramente no significativo”.<sup>7/</sup> (No se provee a su dócima). Para el no aditivo en ingreso, el “intento de incorporar(lo) ...como factor explicativo ..., nuevamente ha fracasado”.<sup>8/</sup>

En realidad los resultados son mezclados: en el primer caso citado, el coeficiente de regresión es negativo; en el segundo, positivo; en el tercero, nulo. Tanto en este último (interacción ingreso-urbanización), como en un cuarto caso (interacción ingreso-educación) se esgrime la nulidad de los respectivos coeficientes computados (con tres dígitos significativos) en un intento por reforzar las conclusiones apuntadas. Así, “este resultado se ve corroborado por cuanto en el otro modelo el coeficiente que afecta a la variable en que el ingreso per cápita entra en la interacción, es simplemente igual a cero. Este resultado no deja de ser sorprendente”.<sup>9/</sup> En realidad, la sorpresa puede ser espúreamente provocada por un mero artefacto aritmético: el nivel de las escalas presentes en los datos hace que para toda la masa de cómputos se presente un sólo coeficiente significativo a nivel de décimo, uno a nivel

---

5/ Urzúa, Raúl, *La Investigación en Ciencias Sociales y las Políticas de Población: Sugerencias para la Programación de Actividades de PISPAL*, abril de 1974, Santiago de Chile, pág. 19, citado por Cortés, Fernando y Flisfisch, Angel, *op. cit.*, pág. 57.

6/ Cortés, Fernando y Flisfisch, Angel, *op. cit.*, pág. 55.

7/ *Ibid.*, pág. 55.

8/ *Ibid.*, pág. 57.

9/ *Ibid.*, pág. 55.

de centésimo y uno a nivel de milésimo, para las variables que entran en forma aditiva; para las que lo hacen en forma de interacción multiplicativa todos los que lo son, son significativos solamente a nivel de milésimo (recuérdese que se trabaja con un máximo de tres dígitos significativos). En el caso de ingreso en general, y en particular en el caso que se comenta, al entrar como multiplicativo resulta en una variable con valores en el orden de los 50 000, mientras que, por ejemplo, la interacción multiplicativa urbanización-educación resulta en valores del orden de los 2 500. Es claro que un cambio de escalas, o la admisión de un número mayor de dígitos significativos en los cálculos de los coeficientes pueden hacer variar el resultado que se usa para apoyar las conclusiones generales apuntadas.

En el trabajo que se viene comentando se señala adecuadamente el origen del problema de multicolinealidad (ausencia del supuesto de rango completo en la matriz de observaciones).<sup>10/</sup> Es sabido que éste provoca la “explosión” de la matriz de varianza-covarianza de los coeficientes de regresión estimados por regresión lineal múltiple; lo que a su vez conduce -a nivel inferencial- a la escasa o nula significatividad estadística de los mismos. Ello puede estar condicionando tanto los resultados que se comentaron (por ejemplo, se da un coeficiente de correlación educación-ingreso de 0,81), como los de un primer intento de la investigación que se comentará en primer lugar en la próxima sección (por ejemplo, se da un coeficiente de correlación educación-ingreso de 0,71).

Cuadro 1

COEFICIENTES DE VARIACION REGRESORES INGRESO Y EDUCACION EN DOS AJUSTES

Ajuste	Coeficientes de variación	
	Ingreso	Educación
1a/	0,53	0,26
2b/	0,55	0,31

a/ Rizzi, M. Elina, *op.cit.*, Capítulo IV, cuadro 2, pág. 16.

b/ Cortés, Fernando y Flisfisch, Angel, *op.cit.*, computados a partir de los datos de la tabla 1 del Anexo.

<sup>10/</sup> Cortés, Fernando y Flisfisch, Angel, *op. cit.*, pág. 46: “... el modelo de regresión múltiple supone ... que las variables explicativas son relativamente independientes”, y pág. 54: “... los modelos adecuados ... deben tomar en cuenta que el efecto de una variable específica no es independiente de los niveles alcanzados por las otras”.

La situación se agrava si se recuerda que “esta alta imprecisión (de los coeficientes de regresión estimados) puede deberse también a *otras* razones, como muy baja dispersión en las variables explicativas, ...”<sup>11/</sup> Y de hecho, esto ocurre en ambas ocasiones, como muy sumariamente lo revelan coeficientes de variación que implican desviaciones estándar de regresores de alrededor de 1/4 a 1/2 de sus medias aritméticas (véase el cuadro 1).

Como los autores que venimos comentando se hallan conscientes de estas y otras condiciones y limitaciones, explícitamente establecen que “Sin embargo, no creemos que los resultados aquí expuestos permitan inferir que no existan determinaciones económicas del comportamiento reproductivo ... Más bien, creemos que nuestros resultados se explican por el carácter mismo de la variable utilizada. *Probablemente, la utilización de otros indicadores económicos producirá hallazgos distintos.*”<sup>12/</sup> Esta hipótesis puede ser confrontada con los resultados que se presentan en la sección siguiente en general, y en particular los de su primera parte, los que conducen a su no rechazo. Los resultados de la segunda parte de la próxima sección son especialmente aptos para ilustrar que “en el fondo, lo que se necesita es información que recupere características estructurales menos gruesas y que *Permitan detectar los niveles de diferenciación al interior de cada unidad nacional*”.<sup>13/</sup>

En la última sección se incluyen un resumen y conclusiones.

#### *Estimaciones con datos de niveles máximos de agregación y desagregación*

En relación con lo apuntado en la Introducción, se incluye en esta sección una presentación esquemática de los principales resultados empíricos generados por dos recientes investigaciones en el área. En el primer caso la agregación incorporada en los datos es máxima (nivel del país); en el segundo lo es su desagregación (nivel de la mujer). En ambos se llega a la misma conclusión general: el rechazo de la hipótesis nula de que el nivel de ingreso no condiciona, o no tiene efectos sobre el comportamiento reproductivo de la población.

---

<sup>11/</sup> Kaminsky, Mario, *Aplicaciones Econometría*, CIENES, Santiago de Chile, 1973, pág. 61.

<sup>12/</sup> Cortés, Fernando, y Flisfisch, Angel, *op. cit.*, pág. 57. La cursiva es del autor del presente.

<sup>13/</sup> *Ibid.*, pág. 57. La cursiva es del autor del presente.

*Estimaciones con datos a nivel de país<sup>14/</sup>*

Por las razones apuntadas en la Introducción y el cuadro 1, un primer intento que cubría los mismos países latinoamericanos que el trabajo de Cortés y Flisfisch, con la adición de Cuba, resultó frustrado. En este caso las "variables" incorporadas, de hecho se comportaban poco menos que como constantes. Con el propósito de aumentar la dispersión de los regresores, se incorporaron países del Caribe, América del Norte, Europa, Oceanía, Asia y Africa, llegándose a un tamaño muestral de 49. Sin llegar a niveles considerados satisfactorios, de hecho la dispersión relativa de las variables aumentó como se observa en el cuadro 2.

Cuadro 2

COEFICIENTES DE VARIACION DE VARIABLES  
SOCIO-ECONOMICAS Y DEMOGRAFICAS

Variables	Muestra original: 20 países de América Latina	Muestra ampliada: total de 49 países
Educación	0,26	0,93
Ingreso	0,53	0,96
Esperanza de vida	0,13	0,18
Mortalidad	0,34	0,42
Fecundidad	0,22	0,47

En lo que hace a la relación ingreso-fecundidad, y más específicamente a la fecundidad como función del ingreso, el razonamiento lógico conduce a hipótesis alternativas de no linealidad. Es decir, es de esperarse que, de existir una relación funcional entre estas variables, ésta sea tal que a niveles bajos de ingreso, incrementos de éste provoquen mayores disminuciones de la fecundidad que a niveles altos de ingreso. Una forma funcional exponencial es capaz de recoger este efecto. Sin embargo, muchas de las investigaciones empíricas en el área insisten con formulaciones lineales y aditivas que, de constituir errores de especificación, traen el conocido resultado de sesgos en los estimadores. Esto puede explicar en parte muchos de los resultados no significativos que se encuentran en esta área. En la investigación que aquí se comenta se emplearon *ambas* formas funcionales alternativas, la lineal y la exponencial, con propósitos de chequeo de estos aspectos.

<sup>14/</sup> En el trabajo original pueden hallarse mayores detalles sobre datos, fuentes, desarrollos, y resultados: Rizzi, M. Elina, *op. cit.*

Las variables empleadas en los ajustes, su notación mnemotécnica y su significado son como sigue:

Educación ( $E$ ): por ciento de analfabetos sobre población total.

Ingreso ( $I$ ): ingreso per cápita, en dólares de los Estados Unidos, de 1968.

Mortalidad ( $M$ ): tasa de mortalidad, por 1 000 habitantes.

Esperanza de Vida ( $V$ ): esperanza de vida al nacer, en años.

Fecundidad ( $F$ ): número de hijos nacidos vivos por cada 1 000 mujeres en edad de concebir.

$(f) = \ln F$ : logaritmo neperiano de  $F$ .

La formulación simplemente lineal condujo a los siguientes resultados:

$$\underline{F} = 369,155 + 1,735 E - 0,021 I - 4,762 M - 2,876 V$$

(3,186) (1,792) (1,724) (1,496)

$$R^2 = 0,87 \quad R_a^2 = 0,86 \quad F = 33,76 \quad d = 1,94$$

$$[t(44;0,05) = 2,01 \quad F(44,4;0,05) = 5,71 \quad d_1(4;0,05) = 1,72$$

$$d_u(4;0,05) = 2,28]$$

Del contraste de los valores "t" incluidos entre paréntesis debajo de los respectivos coeficientes de regresión, con el respectivo valor de tablas, surge que el único coeficiente significativamente diferente de cero es el correspondiente a Educación. En particular, el correspondiente a Ingreso no lo es; sin embargo, su signo es el esperado.

La linealización por logaritmación de la formulación exponencial

$$\underline{F} = \exp(a + eE + iI + mM + vV + u)$$

condujo en su estimación a los siguientes resultados:

$$f = 7,02317 + 0,01147 E - 0,00018 I - 0,04962 M - 0,02622 V$$

(3,18330) (2,32869) (2,71692) (2,06248)

$$R^2 = 0,88 \quad R_a^2 = 0,87 \quad F = 38,47 \quad d = 1,74$$

Aquí, todos los coeficientes de regresión resultan significativamente diferentes de cero. En particular, el correspondiente a Ingreso lo es con el signo esperado. También se rechaza la hipótesis nula de nulidad conjunta de todos los coeficientes de regresión. No se rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación (en la tabla 1 del Anexo se incluye el listado de los residuales de ésta y la anterior estimación).

Debe notarse que, como en el caso de Cortés y Flisfisch, tanto en ésta como en la anterior aplicación, vienen condicionadas por la presencia de un severo grado de multicolinealidad. Una indicación de ello podrá encontrarse en la matriz de correlaciones incluida al final,

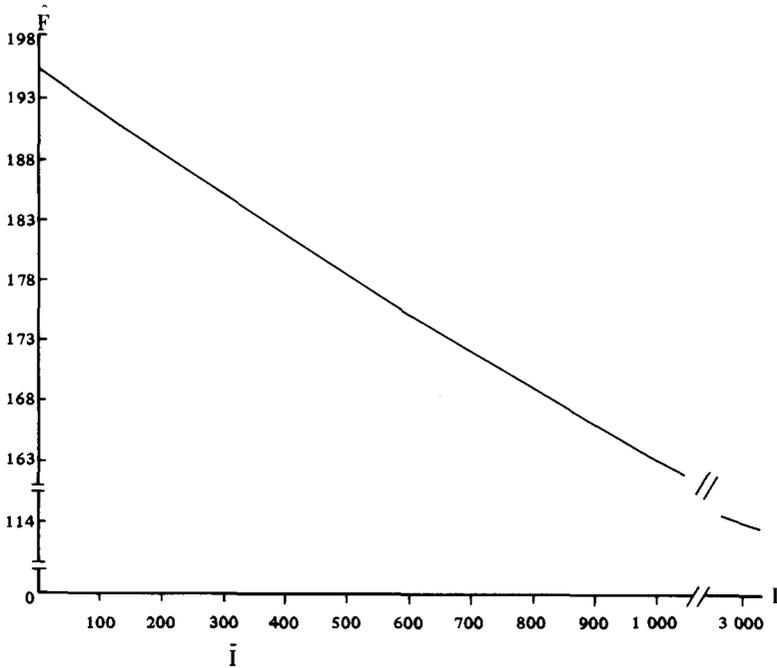
como tabla 2 del Anexo. (Sobre los efectos de este problema, véase la Introducción).

Esta estimación puede ser empleada con provecho para ilustrar numérica y gráficamente el efecto del ingreso sobre el comportamiento reproductivo de la población. Para los cálculos respectivos se han empleado los niveles de medias aritméticas de los 20 países de América Latina incluidos en la muestra (que son:  $\bar{E} = 35,73$ ,  $\bar{M} = 12,42$ ,  $\bar{V} = 58,79$ ) haciendo variar el Ingreso alrededor de los valores muestrales respectivos, como se detalla en la tabla 3 del Anexo y en el gráfico 1, que resume toda la información relevante.

En la tabla 1 del Anexo se incluyen los datos empleados en ambas estimaciones, así como los residuales resultantes respectivos.

Gráfico 1

EFFECTO ESTIMADO DEL INGRESO SOBRE LA FECUNDIDAD



Fuente: Tabla 3 del anexo.

En forma separada, para muestras de mujeres de Colombia y de México se ajustaron sus datos al mismo conjunto de modelos. Este incluía formas funcionales alternativas y ausencia o presencia de términos de interacción multiplicativa entre variables de interés. Dado que no se dieron diferencias significativas entre los diferentes ajustes, solamente se presentarán a continuación los resultados provenientes del modelo lineal y aditivo, por ser el más simple y de interpretación más directa.

Los datos de 2 239 mujeres de Colombia y de 2 317 de México, en ambos casos del ámbito urbano, provienen de un programa de encuestas comparativas de fecundidad en América Latina, organizado por CELADE entre 1966 y 1970.<sup>16/</sup> En el cuadro 3 se incluyen las respectivas medidas de tendencia central y dispersión relativa de las variables empleadas, así como los códigos mnemotécnicos de éstas, sus nombres y significados.

Como podrá observarse en las matrices de correlaciones incluidas en la tabla 4 del Anexo, la formulación ensayada y el uso de datos individualizados, además de satisfacer los propósitos comentados en la Introducción, también permitió reducir el problema de multicolinealidad a un nivel aparentemente menor (sobre este problema se remite al lector nuevamente a la Introducción).

Por carecer en la muestra de datos directos sobre el ingreso total del grupo familiar, en la formulación cuyos resultados se presentarán de seguida se adoptaron como representativas del mismo las categorías ocupacionales del esposo o compañero, en la forma establecida en el cuadro 3. La variable *G*asto per cápita en la familia (*G*) no permite cubrir adecuadamente dicho concepto porque, además de no representar sino una parte componente del ingreso (en el supuesto caso de que se tratara del *g*asto *t*otal), es, en realidad, una mezcla inadecuada de conceptos: gastos, composición de la familia y tamaño de la misma, con el agravante de que este último está afectado obviamente por el fenómeno que se busca explicar, esto es, *F*ecundidad (variable dependiente *F*). A pesar de esto, como se verá, su inclusión no contribuye significativamente a la explicación de la varianza total de la fecundidad. Es una variable que, en su forma actual, deberá eliminarse de futuras investigaciones.

Los resultados de las estimaciones por regresión lineal múltiple se presentan en forma compacta en el cuadro 4.

---

<sup>15/</sup> Mayores detalles sobre datos, fuentes, desarrollos y resultados pueden hallarse en el trabajo original respectivo: Schickhardt, Rita, *op. cit.*

<sup>16/</sup> Se agradece la cooperación de la Dirección y del personal de CELADE, así como al CIENES, en la forma de provisión del respectivo archivo de datos en cinta magnética, y actividades y asesoramientos relacionados.

Con la excepción del correspondiente a la variable Gastos per cápita en la familia, en el caso de Colombia, todos los coeficientes de regresión son significativamente diferentes de cero, a un nivel de 0,05. En particular, los correspondientes a las categorías (ocupacionales) de ingreso lo son, con los signos y ordenamientos de magnitudes relativas esperados. Las esperanzas condicionales de fecundidad de los grupos

Cuadro 3

INFORMACION SUMARIA SOBRE VARIABLES  
INCLUIDAS. MEXICO Y COLOMBIA

Código	Descripción	Medida		Coeficiente variación	
		México	Colombia	México	Colombia
<i>F</i>	<u>F</u> ecundidad. Número de hijos nacidos vivos.	3,39	3,15	0,88	0,91
<i>D</i>	<u>E</u> Dad de la mujer. Años. (19-50 años).	32,42	31,77	0,27	0,26
<i>G</i>	<u>G</u> asto per cápita de la familia. Valor monetario medio, intervalo por categoría. 9ª Categoría.	142,93	105,15	0,73	0,86
<i>T</i>	<u>T</u> rabajo de la mujer. 0: trabaja remunerada. 1: no trabaja remunerada.	0,69	0,61	0,67	0,80
<i>E</i>	<u>E</u> ducación de la mujer. Índice por categorías: 1, ninguna; 2, 1-3 preparatoria; 3, 4+ preparatoria incompleta; 4, primaria completa; 5, 1-3 secundaria; 6, 4+ secundaria incompleta; 7, secundaria completa; 8, universitaria 1-4; 9, universitaria 5 y más.	3,76	3,58	0,50	0,49
<i>I</i>	<u>I</u> ngreso. Categoría de ocupación del marido. Variables binarias, con valor 1 identifica categorías; así:				
<i>I, A</i>	Profesional y <u>A</u> ltos cargos administrativos.	0,08	0,04	3,37	4,90
<i>I, R</i>	<u>G</u> erencia o dirección.	0,08	0,04	3,24	4,54
<i>I, L</i>	Supervisión de <u>A</u> lto nivel.	0,04	0,06	4,46	3,93
<i>I, B</i>	Supervisión de <u>B</u> ajo nivel.	0,11	0,10	2,83	2,96
<i>I, S</i>	Manual <u>e</u> specializado y no manual de rutina.	0,23	0,32	1,78	1,43
<i>I, N</i>	Manual <u>N</u> o especializado.	0,15	0,09	2,31	3,07
<i>P</i>	<u>U</u> so y conocimiento de la <u>P</u> lanificación de la familia. 14 categorías en orden decreciente.	4,73	4,43	0,79	0,85
<i>U</i>	Duración de la <u>U</u> nión. Años.	12,50	11,35	0,75	0,78

Cuadro 4

COEFICIENTES DE REGRESION Y COCIENTES  
"t" DE LOS AJUSTES. MEXICO Y COLOMBIA

Código	Variable	Coeficiente regresión		Cociente "t"	
		México	Colombia	México	Colombia
	Constante de regresión	2,1218	1,0676	—	—
D	Edad de la mujer	- 0,0602	- 0,0433	6,41	5,08
G	Gastos per cápita en la familia	0,0020	0,0009	3,39	1,46
T	Trabajo de la mujer (0: Tr; 1: No Tr)	0,2520	0,3321	2,35	3,60
E	Educación de la mujer. Índice	- 0,2325	- 0,0874	7,28	2,87
I, A	Profesional y altos cargos	1,1934	1,0921	5,23	4,21
I, R	Gerencia o dirección	1,4188	1,1038	5,49	4,91
I, L	Supervisión a alto nivel	1,1258	1,3546	5,21	5,66
I, B	Supervisión a bajo nivel	1,4139	1,8186	6,70	9,47
I, S	Manual especializado	1,9669	1,7680	10,06	10,69
I, N	Manual no especializado	2,2013	2,2887	10,24	10,65
P	Uso y conocimiento de la planificación de la familia	- 0,0663	- 0,0608	3,24	3,20
U	Duración de la unión	0,2179	0,2279	24,08	28,11
	R <sup>2</sup>	0,73	0,73	—	—
	R <sup>2</sup> ajustado grados lib	0,73	0,73	—	—
	"F"	215	216	—	—

con mayores ingresos son menores que las de los grupos con menores ingresos. La relación ingreso-fecundidad es de carácter inverso. Estos resultados permiten rechazar la hipótesis de ausencia de relación entre los fenómenos en cuestión.

#### Resumen y conclusiones

Dos aspectos que caen dentro de la controversia general, crecimiento económico-crecimiento demográfico, recientemente puntualizados en estas series, han sido retomados aquí para, en primer lugar, examinarlos y discutirlos y, en segundo lugar, tomarlos en cuenta e ilustrarlos en y por medio de evidencia empírica recientemente generada en el área.

En particular, tomando en cuenta las prevenciones acerca del problema de la "falacia ecológica", se han estimado funciones de regresión en que el efecto del ingreso sobre la fecundidad ocupa un lugar central, empleando datos del máximo nivel de agregación y del máximo nivel de desagregación.

Todos los resultados logrados son consistentes entre sí, y apuntan al rechazo de la hipótesis nula de ausencia de "relación entre niveles de ingreso-crecimiento económico y fecundidad-natalidad".<sup>17/</sup>

<sup>17/</sup> Poniéndola en la forma genérica bajo la que se la discutió en la Introducción.

Tabla 2

MATRIZ DE CORRELACIONES. ESTIMACIONES A NIVEL DE PAIS

	<i>E</i>	<i>I</i>	<i>M</i>	<i>V</i>	<i>F</i>	<i>f</i>
<i>E</i>		-0,55	0,80	-0,92	0,83	0,81
<i>I</i>			-0,25	0,51	-0,65	-0,70
<i>M</i>				-0,89	0,57	0,50
<i>V</i>					-0,77	-0,75
<i>F</i>						0,98

Tabla 3

COMPUTOS PARA LA CONFECCION DEL GRAFICO 1

<i>I</i>	$0,00018 I$	$e^{-0,00018 I}$	$195,437 e^{-0,00018 I} (= \hat{F})$
0	0,000000	1,000000	195,44
40	0,007200	0,992826	194,03
50	0,009000	0,991040	193,69
880	9,014400	0,985703	192,64
100	0,018000	0,982161	191,95
200	0,036000	0,964641	188,53
300	0,054000	0,947432	185,16
320	0,057600	0,944028	184,50
( $\bar{I}$ ) 326,15	0,058707	0,942983	184,29
400	0,072000	0,930531	181,86
500	0,090000	0,913931	178,62
600	0,108000	0,897628	175,43
700	0,126000	0,881615	172,30
740	0,133200	0,875291	171,06
800	0,144000	0,865888	169,23
900	0,162000	0,850442	166,21
1000	0,180000	0,835270	163,24
3000	0,540000	0,582749	113,89

ANEXO

Tabla 1

DATOS EMPLEADOS EN Y RESIDUALES DE ESTIMACIONES A NIVEL PAIS

No	País	<i>E</i>	<i>I</i>	<i>M</i>	<i>V</i>	<i>F</i>	$\hat{F}-\hat{F}$	$f-\hat{f}$
1	Rep. Arabe Unida	77,5	130	15,0	52,5	237	- 41,5	- 0,299
2	Ghana	72,5	245	24,0	42,5	266	58,9	0,476
3	Togo	85,0	82	29,5	35,0	270	11,7	0,130
4	Burundi	88,5	45	27,5	37,5	248	- 35,0	- 0,169
5	Rhodesia	72,5	206	14,5	52,5	267	- 3,6	- 0,134
6	Zambia	57,5	174	19,0	42,5	267	14,4	0,007
7	Congo	52,5	120	25,0	37,5	286	55,2	0,276
8	Pakistán	80,0	89	20,0	45,0	331	49,6	0,050
9	Tailandia	32,5	105	12,5	67,5	255	85,3	0,555
10	Filipinas	27,5	219	12,5	55,0	206	11,4	0,091
11	Estados Unidos	1,5	2 893	9,5	71,0	78	16,4	0,171
12	Costa Rica	15,0	353	7,7	63,5	207	38,5	0,248
13	El Salvador	47,5	236	9,9	59,0	223	- 6,8	- 0,080
14	Guatemala	65,0	281	16,6	55,0	210	- 28,8	- 0,105
15	Honduras	55,0	194	16,5	49,4	230	- 9,9	- 0,067
16	México	32,5	412	9,6	61,0	295	99,3	0,441
17	Nicaragua	47,5	298	15,0	52,9	219	- 2,7	0,006
18	Panamá	25,0	425	10,5	64,9	257	90,1	0,539
19	Barbados	5,0	361	8,2	65,5	124	- 18,8	- 0,071
20	Cuba	20,0	310	8,7	71,1	125	- 26,4	- 0,072
21	Haití	85,0	80	19,0	40,0	197	- 112,4	- 0,709
22	Jamaica	17,5	407	7,7	65,5	192	26,1	0,207
23	Puerto Rico	17,5	959	5,9	70,5	130	- 18,5	- 0,042
24	Rep. Dominicana	40,0	212	15,0	58,5	216	21,6	0,210
25	Trinidad-Tobago	20,0	501	6,9	65,5	164	- 8,1	- 0,002
26	Bolivia	60,0	144	22,0	45,3	164	- 71,2	- 0,306
27	Chile	14,5	515	10,7	61,5	132	- 23,7	- 0,070
28	Paraguay	22,5	186	13,0	59,4	205	33,5	0,278
29	Uruguay	9,0	537	8,5	67,5	97	- 41,9	- 0,263
30	Argentina	6,0	740	88,2	67,0	88	- 44,3	- 0,317
31	Brasil	32,5	217	11,0	59,6	180	- 17,2	- 0,055
32	Colombia	35,0	237	12,0	58,1	188	- 12,7	- 0,026
33	Ecuador	32,5	183	13,0	57,2	221	25,7	0,180
34	Perú	37,5	218	12,0	57,5	205	- 2,1	0,012
35	Venezuela	32,5	745	9,5	67,5	218	47,5	0,364
36	Dinamarca	0,5	1 652	10,3	72,0	39	- 40,2	- 0,669
37	Finlandia	0,5	1 399	9,4	69,0	67	- 30,5	- 0,296
38	Alemania Occidental	0,5	1 447	11,5	71,0	74	- 6,7	- 0,032
39	Austria	0,5	970	12,5	70,0	77	- 11,8	- 0,054
40	Bélgica	1,5	1 406	12,0	71,0	70	- 10,9	- 0,081
41	Francia	1,5	1 436	10,6	71,0	76	- 10,9	- 0,063
42	Luxemburgo	1,5	1 498	12,1	68,0	58	- 29,3	- 0,326
43	Suiza	0,5	1 928	9,3	71,0	76	- 5,1	- 0,027
44	Alemania Oriental	0,5	1 240	13,3	71,0	63	- 13,5	- 0,141
45	Australia	0,5	1 620	9,0	71,0	98	9,0	0,156
46	Nueva Zelandia	0,1	1 706	8,9	71,0	101	14,0	0,202
47	Países Bajos	0,5	1 265	8,1	74,0	81	- 11,1	- 0,064
48	Noruega	0,5	1 453	9,5	73,0	82	- 2,3	0,025
49	Canadá	1,5	1 825	7,5	72,0	80	- 10,7	- 0,069

Fuente: Population Reference Bureau, *L'Annuaire Demographique*, 1968.

Tabla 4

MATRICES DE CORRELACIONES. ESTIMACIONES DEL NIVEL DE LA MUJER. MEXICO Y COLOMBIA

	F	D	G	T	E	I						P	
						A	R	L	B	S	N		
D <	0,44												
	0,46												
C <	-0,09	0,07											
	0,07	0,16											
T <	0,17	-0,01	-0,02										
	0,22	0,05	0,08										
E <	-0,36	-0,15	0,58	-0,11									
	-0,16	-0,05	0,54	0,00									
A <	-0,00	0,06	0,37	0,11	0,27								
	0,02	0,03	0,35	0,07	0,29								
R <	-0,01	0,01	0,19	0,07	0,13	-0,07							
	0,02	0,06	0,24	0,08	0,24	-0,05							
L <	-0,01	0,07	0,17	0,10	0,11	-0,09	-0,07						
	0,04	0,03	0,12	0,08	0,12	-0,05	-0,06						
B <	0,06	0,07	-0,01	0,09	-0,03	-0,10	-0,08	-0,11					
	0,09	0,00	0,06	0,10	0,07	-0,07	-0,09	-0,07					
S <	0,21	0,03	-0,23	0,13	-0,23	-0,17	-0,13	-0,17	-0,20				
	0,20	-0,00	-0,15	0,15	-0,19	-0,14	-0,18	-0,15	-0,24				
N <	0,19	-0,02	-0,31	0,09	-0,31	-0,13	-0,10	-0,13	-0,15	-0,24			
	0,16	0,02	-0,17	0,11	-0,27	-0,07	-0,08	-0,07	-0,11	-0,23			
P <	0,33	0,10	-0,22	0,35	-0,34	0,02	0,04	0,06	0,16	0,35	0,33		
	0,31	0,06	-0,07	0,33	-0,18	-0,00	0,07	0,07	0,15	0,43	0,30		
U <	0,65	0,82	-0,02	0,06	-0,29	0,04	0,00	0,06	0,09	0,12	0,06	0,23	
	0,68	0,79	0,14	0,12	-0,13	0,04	0,06	0,04	0,03	0,10	0,06	0,18	

Nota: Para cada fila, los elementos de la primera línea corresponden a la muestra México; los de la segunda, a la muestra de mujeres de Colombia.

## Carmelo Soria

El 15 de julio último murió trágicamente nuestro compañero de labores Carmelo Soria, Jefe del Sector de Publicaciones de CELADE, co-responsable de la diagramación e impresión de NOTAS DE POBLACION. Por medio de esta sencilla nota, queremos manifestar nuestro dolor por la prematura desaparición del que fuera destacado profesional y leal compañero.

