

## EFFECTOS DE LAS VARIACIONES ECONOMICAS EN LA FECUNDIDAD: CHILE 1952—1972\*

Lucía Pardo\*\*

\*Este artículo es una presentación de los principales resultados obtenidos de una investigación más amplia realizada por la autora como tesis de grado en el Programa de Magister-Escolatina. Para una información más detallada, véase Lucía Pardo *El impacto de las variables económicas en la fecundidad: caso chileno 1952—1972*, documento de investigación N° 33, Departamento de Economía, Universidad de Chile, enero de 1979.

\*\*Desco agradecer los valiosos comentarios de Andras Uthoff durante el desarrollo de esta investigación, así también, los de José Yáñez y Alvaro Vial a una versión preliminar, presentada en uno de los seminarios realizados en Talagante. Agradezco, además, al Departamento de Economía de la Universidad de Chile por el apoyo prestado en el transcurso de este trabajo. La autora reconoce, por otra parte, la colaboración estadística del Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), y, en forma especial, a Raúl Tapia. Asimismo, las facilidades para la recolección de información proporcionada por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). En lo que respecta a la presentación de esta síntesis, voyan mis agradecimientos a Günther Held.

## EFFECTOS DE LAS VARIABLES ECONOMICAS EN LA FECUNDIDAD: CHILE 1952-1972

Lucía Pardo

### 1. INTRODUCCION

En Chile durante los últimos años se han producido cambios significativos en la situación demográfica, básicamente en lo que se refiere a los niveles de fecundidad y de mortalidad de menores. La tasa de nacimiento se ha reducido de 34 por mil habitantes en 1950 a 26,8 por mil habitantes en 1970, y a cerca de 24 por mil habitantes en 1979.<sup>1</sup> Lo mismo ha ocurrido con la tasa de mortalidad infantil. Esta fue de 139,4 muertes por cada 1.000 niños nacidos vivos en 1950, y se redujo a 82,2 muertes en 1970, y a 56 muertes aproximadamente en 1979.

Lo anterior hace bastante atractivo el estudio de nuestra realidad, más todavía cuando no es posible desconocer que estas variaciones no son independientes del proceso económico social que ha existido en el país. Estos mismos hechos se ven corroborados en el examen de otras realidades en que es posible observar que, a medida que las economías se desarrollan, se producen también cambios en las tasas de mortalidad y de natalidad que se manifiestan en la tasa de crecimiento de la población.

La necesidad permanente de comprender mejor este tipo de relaciones y sus direcciones ha hecho surgir teorías que pretenden dar una explicación fundamentada, a lo que se ha denominado la "transición demográfica".<sup>2</sup>

Es así como las relaciones entre el crecimiento demográfico y el crecimiento económico han sido objeto de numerosos estudios y también de grandes controversias. Los enfoques que han abarcado las investigaciones más recientes oscilan de uno en que la gran preocupación es el efecto de las varia-

<sup>1</sup>"World Population Data Sheets" en *Population Reference Bureau*, junio de 1979. Los valores correspondientes al año 1979 son estimados.

<sup>2</sup>Transición demográfica se llama el proceso de desarrollo demográfico que se da en un país, y mediante el cual se pasa de tasas altas de mortalidad y natalidad a tasas pequeñas.

bles demográficas sobre el crecimiento económico a otro en que se estudia el efecto del crecimiento económico sobre las variaciones demográficas.

Estos estudios han entregado antecedentes suficientes para plantear hoy día con mayor base que se trata de dos fenómenos que se interrelacionan mutuamente, lo que exige por lo tanto avanzar en la formulación de modelos globales que introduzcan las interrelaciones entre los aspectos económicos y demográficos, y así poder reflejar situaciones más ajustadas a las complejidades del mundo real.

A pesar de lo anterior, el enfoque utilizado en esta investigación sigue siendo parcial, ya que se preocupa de los efectos económicos y sociales sobre los demográficos y, más específicamente, sobre la fecundidad. La controversia en torno al efecto económico en la fecundidad sigue en pie, lo que hace necesario realizar más estudios para intentar demostrar su influencia.

Este análisis hace resaltar algunos aspectos de la discusión sobre la fecundidad que residen en la mayor o menor importancia del efecto económico. CELADE ha enfatizado en sus estudios<sup>3</sup> los aspectos socioculturales. Estos son los que, en definitiva, tienen el mayor efecto sobre la fecundidad. Sin embargo, se señala aquí, a través de la teoría económica del hogar, que existen también efectos económicos más puros y directos sobre la fecundidad. Estos aspectos se explican por las diferencias de costo que debe enfrentar una pareja al tener un hijo más.

La teoría económica del hogar<sup>4</sup> plantea que dentro de él se desarrollan actividades domésticas<sup>5</sup> de tipo económico que consisten en la asignación de recursos limitados, como son el tiempo de la madre y los bienes de mercado, a la obtención de bienes y servicios que dan satisfacción a la familia. Estos

<sup>3</sup> Algunos estudios importantes en relación con ese enfoque son los de Gerardo González-C., *Developmental Measures Leading to a Decline in Fertility in Underdeveloped Countries of Latin America: The Cases of Brazil—Chile—Cuba*, documento serie A N° 120, CELADE, 1974; Angel Fuorastio y Carmen Arretz, *Relaciones entre variables económicas y demográficas. Ensayo de un modelo*. (ST/ECLA/Conf. 41/LA), CEPAL, 1971; y Gerardo González-C., *Políticas de población y marginalidad social*, Conferencia Regional Latinoamericana de Población, México, 1978.

<sup>4</sup> Uno de los aspectos más importantes de esta teoría es el de la asignación del tiempo por ser la actividad familiar intensiva en tiempo. Al respecto véase "A Theory of the Allocation of Time" de Gary S. Becker en *Economics Journal*, N° 75, septiembre de 1965. Una reformulación sobre esta misma teoría es la de Robert J. Willis, *A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior*, mimeógrafo, Nueva York, Nat. Bur. Econ. Res. 1969 (también en *J.P.E.*, vol. 11, N° 2, marzo-abril de 1975).

<sup>5</sup> Las actividades domésticas se refieren a la producción y consumo de bienes y servicios dentro del hogar, y, por consiguiente, a actividades que están fuera del mercado.

bienes son "servicios de hijos"<sup>6</sup> y bienes que representan estándar de vida para la familia.<sup>7</sup>

Dado que el tiempo de la madre no solamente puede asignarse a diferentes actividades domésticas sino que también puede dedicarse, alternativamente, a la producción en el mercado para obtener ingresos monetarios y, finalmente, bienes de mercado que son factores productivos dentro del hogar, se ve que estas decisiones domésticas son parte también de las decisiones de optimización en el mercado.<sup>8</sup> Sin embargo, el proceso de optimización dentro del hogar es un proceso de maximización simultáneo en la producción y consumo de bienes domésticos, y no dos procesos independientes como ocurre en las actividades de mercado. Por lo tanto, cualquiera variación en el salario de mercado para la mujer, en el precio de los bienes de mercado o en las preferencias de las personas por los bienes domésticos afecta la producción y el consumo en el hogar.

Para mayor claridad en la aplicación de esta teoría a los problemas de la fecundidad, es necesario diferenciar los servicios de niños en bienes que constituyen "cantidad de hijos"<sup>9</sup> y bienes que se incorporan a los hijos como determinantes de su "calidad".<sup>10</sup> Como se supone que la producción de los "servicios de hijos" son intensivos en tiempo de la madre, y los otros bienes domésticos son intensivos en bienes de mercado, un aumento en el salario de mercado para la mujer o una disminución en el precio de los bienes de mercado aumenta el costo relativo de tener hijos, y por ello se espera una reducción en el número de hijos obtenidos por los padres y en los niveles de fecundidad. Sin embargo, este efecto puede ser reforzado o anulado según sea el efecto directo que estas variables puedan tener sobre las preferencias de las personas por bienes domésticos.

Puesto que la teoría supone que desde el punto de vista del consumo la "cantidad" y la "calidad" de hijos son bienes sustitutos, y que, a su vez, los bienes que representen nivel de vida para los padres son complementarios con la calidad de hijos,<sup>11</sup> un efecto de consumo contrapuesto al de la pro-

<sup>6</sup> Los "servicios de hijos" son todos aquellos bienes y servicios que tienen relación directa con los hijos de la pareja. Estos se refieren tanto a la cantidad de hijos como a todos aquellos bienes y servicios que se incorporan a los hijos, y que, son parte determinante de la calidad de estos.

<sup>7</sup> Los bienes que representan estándar de vida para los padres son todos aquellos bienes que dan directamente satisfacción a la pareja y que son independientes de aquellos que se incorporan a los hijos: la alimentación, salud, esparcimiento, etc. que obtienen los padres de su propia actividad familiar.

<sup>8</sup> La interrelación entre las actividades domésticas y las actividades de mercado se producen básicamente en las decisiones de asignación del tiempo de la madre. A mayor trabajo de la madre en el mercado se produce una escasez relativa de este factor en las actividades del hogar, y en consecuencia, un encarecimiento de los bienes domésticos intensivos en tiempo.

<sup>9</sup> Con "cantidad de hijos" se hace referencia al número de niños que nacen de la pareja durante su vida.

<sup>10</sup> Con "calidad de hijo" se hace referencia a los bienes y servicios que incorporan a cada hijo durante su vida los padres; como alimentación, salud, vivienda, educación, etc.

<sup>11</sup> Los padres a medida que tienen un mejor nivel de vida van a desear tener hijos de mayor calidad, con mayores niveles de educación, acceso a mejores servicios de salud, alimentación, vestuario, etc.

ducción significará que el efecto final sobre la "cantidad" de hijos y, por lo tanto, sobre la fecundidad será menor que lo que se esperaría al considerar cada efecto en forma independiente. Incluso, revertir el efecto de producción si el efecto de consumo es más importante. En cambio, si ambos efectos actúan en el mismo sentido, el efecto final sobre la cantidad de hijos y la fecundidad será mucho más importante.

En la realidad, es posible esperar una relación directa entre estos dos efectos, en el sentido de que un aumento en el salario de mercado para la mujer, como el que se señaló antes, produce no solamente un aumento en los costos para la obtención de un mayor número de hijos, sino que, también, un cambio en las aspiraciones de los padres por un mejor estándar de vida y en los deseos por proporcionar a sus hijos mayores y más costosos niveles de educación, vestuario, alimentación, etc. El mayor costo de cada hijo para los padres estimulará la sustitución de una mayor cantidad de hijos a favor de un mejor estándar de vida para los hijos que ya tienen, provocando una fuerte reducción en los niveles de la fecundidad.

Una situación semejante a la descrita es la que se observa en las economías a medida que se desarrollan. La mayor disponibilidad de bienes de mercado que proporciona el desarrollo provoca una escasez relativa del tiempo y un aumento en el precio relativo de este factor. Se incentiva la producción de bienes domésticos intensivos en bienes de mercado en detrimento de los bienes intensivos en tiempo, y los padres manifiestan preferencia cada vez mayores por bienes más sofisticados, de mayor costo, y por familias más pequeñas. Esto ha conducido a que, junto con el desarrollo, se produzca una reducción en las tasas de crecimiento de la población.<sup>12</sup>

## 2. DERIVACION DE HIPOTESIS ECONOMICAS

Las hipótesis que se plantean para la medición empírica en esta investigación se derivan de la teoría económica del hogar. Ellas se refieren, básicamente, al efecto que tienen las variaciones económicas en las actividades domésticas y, específicamente, sobre la tasa de natalidad, que se ha tomado, en este caso, como indicador del nivel de la fecundidad.

Para esta medición de las variaciones económicas se han seleccionado algunos indicadores que ya han sido utilizados en estudios anteriores sobre este tema.<sup>13</sup>

<sup>12</sup>Según lo señalado por Theodore Schultz en "The Higher Value of Human Time: Population Equilibrium", *J.P.E.*, vol. 82, N° 2, marzo-abril de 1974.

<sup>13</sup>Los indicadores seleccionados más relevantes para la investigación son los niveles de educación separados por sexo, de urbanización, de mortalidad de niños menores y de control oficial de la natalidad. Estos han sido tomadas de un estudio sobre fecundidad en Taiwan por T. Paul Schultz, "Explanation of Birth Rate Changes Over Space and Time: A Study of Taiwan", *J.P.E.*, vol. 81, N° 2, marzo-abril de 1973.

## 2.1. Los niveles de educación y la fecundidad

Para una mejor comprensión del efecto que tiene la educación en la fecundidad, se distingue entre la educación masculina y la educación femenina, que, en términos de este trabajo, corresponden a la educación del esposo y la educación de la esposa.

A mayor educación masculina, se espera una mayor productividad de las personas en el trabajo y, por lo tanto, un salario más alto.<sup>14</sup> Este aumento de ingresos que produce la educación provoca, a su vez, dos efectos distintos sobre las personas, que actúan sobre la fecundidad en forma opuesta.

Por una parte, el aumento del ingreso disponible de las personas aumenta las posibilidades de consumo de todos los bienes y, también, de hijos; en consecuencia, aumenta la fecundidad.

Por otra parte, este aumento del ingreso produce un aumento relativo en la cantidad de bienes de mercado en relación al tiempo disponible para producir bienes domésticos. Esto aumenta el precio del tiempo en el hogar y el costo de oportunidad de los "servicios de hijos" con relación a los demás, bienes domésticos, por lo que se reduciría la fecundidad.

El efecto negativo de la educación sobre la fecundidad será mayor si se supone que los bienes que representan "estándar de vida" para los padres son complementarios con los bienes que representan "calidad de hijo". En ese caso, y a medida que aumenta el nivel de vida de los padres con la educación, se producirá una sustitución importante entre "cantidad" y "calidad" de hijo, lo que disminuye más todavía la fecundidad.

Ello se explica por el hecho de que, al elevarse la educación de los padres, aumentan los deseos por hijos con mayores niveles de educación, lo cual trae como consecuencia un crecimiento en el período de escolaridad del hijo y, por lo tanto, un alza en el costo de educación de éste y una disminución en el beneficio adicional que significa un nuevo hijo con bajos niveles de educación. Todo esto llevará a concentrar un mayor esfuerzo en la producción y consumo de bienes domésticos que aumentan "la calidad" de los hijos que ya tiene la pareja, y en contra, por lo tanto, del aumento en el número de ellos.

<sup>14</sup> Esto se deriva de la teoría del capital humano, mencionada antes, en el sentido de que el ingreso de una persona se relaciona con sus años de escolaridad y sus años de experiencia en el mercado de trabajo, básicamente. Para una discusión sobre este tema, véase Robert T. Michael, "Education and Fertility", mimeógrafo, Nueva York, Nat. Bur. Econ. Res., 1971 (también en *J.P.E.*, marzo-abril de 1973); Samuel Bowles, "Schooling in Inequality from Generation to Generation" en *Investment in Education* de Theodore W. Schultz, The University Chicago Press, 1972; y Margarita María Errázuriz, *Notas sobre el efecto de un aumento de la educación sobre la fecundidad*, CELADE, IPI/13, 120, marzo de 1976.

De lo expuesto, se puede concluir que la educación masculina tendrá un efecto negativo en la fecundidad cuando la variación en la educación esté provocando efectivamente un cambio significativo en los patrones de consumo de las personas. En cambio, si esto no ocurre, el efecto de la educación masculina sobre la fecundidad será poco significativo, y puede ser positivo o negativo, dependiendo de si el efecto de ingreso o el de precio es mayor. También será poco significativo el efecto si la esposa trabaja fuera del hogar y los padres tienen gran predilección por los hijos, ya que, en ese caso, ella dejará de trabajar y anulará el efecto de aumento del precio del tiempo en el hogar y el aumento del ingreso por la mayor educación masculina.

Ante un crecimiento en la educación femenina, al igual que en el caso de la educación masculina, se producirá un incremento en la productividad de la mujer tanto en el trabajo como dentro del hogar.

Si la esposa no trabaja en el mercado, el aumento de la productividad incrementará ambos bienes domésticos, lo que tendrá un efecto positivo en la fecundidad. En cambio, si la esposa trabaja en el mercado, la mayor productividad elevará el salario, lo que estimulará una mayor participación en las actividades fuera del hogar y reducirá la fecundidad. Esto se explica por el hecho de que, al aumentar el trabajo remunerado de la esposa, sube la disponibilidad de bienes de mercado y, simultáneamente, disminuye la disponibilidad de tiempo en el hogar, esto aumenta el precio del tiempo y, por consiguiente, el costo de oportunidad en los "servicios de niños" en relación con los otros bienes, lo cual reduce la producción y consumo de estos bienes.

Hay, además, otros hechos que se dan con la mayor educación y que afectan, de modo también negativo, la fecundidad. Así, la prolongación del tiempo destinado al estudio provoca una postergación en la edad para casarse; las mayores posibilidades de información permiten un uso más eficiente de los métodos modernos de control de la natalidad, y reduce el número de nacimientos no deseados.

De lo expuesto con respecto a los efectos que tiene la educación sobre la fecundidad es posible derivar la siguiente hipótesis general:

La mayor educación del hombre y de la mujer disminuirá el nivel de la fecundidad siempre que

— El efecto de la educación sea significativo, es decir, que sobrepase los niveles mínimos de educación y que abarque en forma masiva a la población.

— El nivel medio de educación de esa población antes del aumento de la educación sea bajo. Tanto esta condición como la planteada en el primer punto aseguran que efectivamente el aumento en la educación tenga efectos relevantes en la productividad y en los patrones de conducta de la población.

— El tamaño de familia deseado por los padres difiera del tamaño efectivo y que, a su vez, este último sea menor, de manera que la pareja pueda adecuar su comportamiento reproductivo ante los deseos de disminuir el número de hijos cuando aumenta la educación. Esto lleva a esperar efectos más significativos en la fecundidad de mujeres de edades bajas y que se supone que tienen un tamaño de familia menor que el deseado.

— Las posibilidades ciertas de trabajo para la mujer en el mercado existan y, por lo tanto, mantengan alto el precio del tiempo en el hogar.

## 2.2. La mortalidad de los menores y la fecundidad

El aumento en la mortalidad de los niños menores de 15 años provoca para los padres un incremento en el costo de tener y criar un hijo vivo. Este aumento en el precio de los “servicios de hijos” provoca una sustitución a favor de la producción y consumo de bienes que representan estándar de vida para los padres y afecta negativamente la fecundidad.

Por otra parte, el aumento en la mortalidad de los menores produce un incremento en la utilidad marginal de tener un hijo vivo, lo que aumenta el tamaño deseado de familia por los padres y, por lo tanto, tienen una incidencia positiva en la fecundidad.

El efecto total va a depender entonces del costo asociado de la mortalidad infantil y de la consecuencia que la mortalidad tenga en la demanda de niños vivos. De todos modos, como se trata de dos fuerzas opuestas en la fecundidad, no se puede aguardar un efecto neto muy importante. Sí es posible esperar que en las mujeres de edades altas domine el efecto positivo por las pocas posibilidades de ajustar un tamaño de familia mayor que el deseado.

## 2.3. Proporción de la población masculina que trabaja en sector agrícola y la fecundidad

La proporción de población masculina que trabaja en el sector agrícola se utiliza como *proxy* para determinar el medio en que viven las familias, rural o urbano. A mayor proporción de la fuerza de trabajo masculina en

el sector agrícola, mayor se supone también que es la proporción de familias que viven en un sector rural.

Como los padres que viven en el campo enfrentan un menor costo para obtener bienes como alimentación, vivienda y vestuario, respecto a bienes como educación, servicios de salud, movilización, etc., menor será entonces el costo para tener y criar hijos que para aumentar la calidad de ellos. Esto lleva a concentrar la satisfacción que proporcionan los "servicios de hijos", entre los padres que viven en el campo, en bienes que representan "cantidad de hijos" en relación con la "calidad de hijos", lo que aumenta la fecundidad.<sup>15</sup>

Este efecto positivo del medio rural sobre la fecundidad puede ser compensado por un ingreso relativo menor en este sector con relación al sector urbano y/o por una migración significativa de los hombres y las mujeres jóvenes del campo a la ciudad. Estos dos hechos reducen las posibilidades de tener más hijos en el campo que en la ciudad, y provocan un efecto negativo en la fecundidad.

#### 2.4. Planes oficiales de control de la natalidad y la fecundidad

En la medida en que existan planes masivos de control en la natalidad y sin costo, es posible esperar que la fecundidad se reduzca en forma significativa ya que disminuirá el número de hijos no deseados por sus padres.

No solamente interesa en este caso la disponibilidad de sistemas de control de la natalidad y su costo sino que, también, es importante la receptividad de los padres para usar estos sistemas de control. Por lo tanto, el efecto que tienen en la fecundidad estos planes oficiales de control va a depender de los aspectos valorativos de la población, restricciones religiosas u otros factores que motiven o no controlar los nacimientos.

En relación con esto, es asimismo importante el tipo de demanda (si existe) de sistemas de control, si es elástica o no con respecto al precio de estos sistemas. Si la demanda es elástica con respecto al precio, la mayor disponibilidad de ellos tendrá efectivamente consecuencia y, provocará un mayor uso efectivo de estos sistemas. En cambio, si es inelástica con respecto al precio, la mayor oferta no tendrá ningún efecto.

<sup>15</sup> Para algunos autores, este problema debe básicamente discutirse con relación a la condición de marginalidad social o no marginalidad de los diferentes sectores poblacionales, y no tanto en una discusión urbano-rural. Véase al respecto, Gerardo González—C. *Políticas de población y marginalidad social*, Conferencia regional Latinoamericana de Población, México, agosto de 1970. En él se plantea que los aspectos valorativos de la población marginal, tanto en el campo como en la ciudad, explican el alto nivel de la fecundidad en ellos.

### 3. PRESENTACION DE LOS MODELOS ESTIMADOS

Los datos utilizados en las estimaciones se obtienen de las estadísticas vitales y de los censos de población. Como se dispone de censos para los años 1952, 1960 y 1970 solamente, ello obliga a concentrar las estimaciones alrededor de estos tres períodos, limitando el número de observaciones en el tiempo a tres años. Lo anterior requiere también usar métodos de estimación de corte transversal solamente, ya que para emplear métodos de estimación con series de tiempo se necesita disponer de un número mayor de observaciones, como es el caso del modelo de componentes de errores.

La unidad de estudio son las provincias del país. Las razones que se tuvieron para hacer esta elección son, por una parte, que resulta ventajoso trabajar con unidades pequeñas, con un mínimo de agregación y con un número aceptable de observaciones (25 observaciones para cada variable); y, por otra parte, que no fue posible contar con información confiable a nivel más desagregado, como son las comunas, sobre todo, en relación con estadísticas de nacidos vivos y de mortalidad infantil.

También ha sido provechosa la evidencia de contar con diferencias significativas en las condiciones socioeconómicas de estas 25 provincias. Esto da una buena base para probar las hipótesis económicas a través de métodos estadísticos de corte transversal como los utilizados en este trabajo.

#### 3.1. Especificación de los modelos que abarca la estimación

Esta investigación utiliza tres modelos diferentes, y cada uno tiene su propio objetivo.

**Primer modelo:** Corresponde a uno planteado por T. Paul Schultz en una investigación semejante para Taiwan.<sup>16</sup> Se propone un estudio de corte transversal para inferir los efectos de largo plazo que tienen las variables independientes como la educación masculina, la educación femenina, la mortalidad de los menores de 15 años, la proporción de la población masculina que trabaja en el sector agrícola y la proporción de mujeres cubiertas en el plan de control de la natalidad en la tasa de natalidad, que es variable dependiente.

En la especificación del modelo se ha supuesto que la fecundidad está afectada con rezago, por las variaciones en las variables independientes. De tal manera que, en la aplicación del modelo al caso chileno, se han establecido dos períodos de rezago; eso significa que las variables independientes se

<sup>16</sup>T. Paul Schultz en la obra citada.

miden en los años 1952, 1960 y 1970, y las variables dependientes en los años 1954, 1962 y 1972.

También se supone que las hipótesis planteadas tienen mayor relevancia en la fecundidad de mujeres de 30 años y más, ya que en estas edades probablemente se concentran las situaciones marginales en el comportamiento reproductivo. Por lo tanto, se espera que los coeficientes estimados sean estadísticamente más significativos en estos tramos de edades.

Las ecuaciones por estimar son dos, una que mide los efectos sobre la fecundidad total de la mujer a través de su vida, y la otra que mide los efectos sobre la fecundidad de mujeres de edad específica. En el último caso, se toman tramos quinquenales de edad entre los 15 y 49 años; en ambos casos, se establecen relaciones lineales entre las variables.

Ecuación de la fecundidad total:

$$F_t = \alpha_0 + \alpha_1 M_{t-r} + \alpha_2 EDM_{t-r} + \alpha_3 EDF_{t-r} + \alpha_4 PA_{t-r} + \alpha_5 PL_{t-r} + U_t \quad (1 a)$$

Ecuación de la fecundidad específica:

$$F_t^j = \beta_0 + \beta_1 M_{t-r} + \beta_2 EDM_{t-r} + \beta_3 EDF_{t-r} + \beta_4 PA_{t-r} + \beta_5 PL_{t-r} + U_t \quad (1 b)$$

Significado de los términos:

- $F_t$  Número de nacimientos por cada 1.000 mujeres durante su vida fértil (15-49 años), medidos en el año  $t$ , como si el comportamiento reproductivo de estas mil mujeres a lo largo de su vida fuera igual al que tienen las mujeres en el año  $t$ , en cada tramo quinquenal de edad. Corresponde a la tasa completa o total de fecundidad.
- $F_t^j$  Número de nacimientos por cada 1.000 mujeres con edad  $j$  en el año  $t$ . Corresponde a la tasa específica de fecundidad.
- $M_{t-r}$  Es el valor recíproco de la probabilidad de sobrevivir de los recién nacidos hasta la edad de 15 años en el año  $t-r$ .
- $EDM_{t-r}$  Proporción de hombres mayores de 15 años con, a lo menos, 5 a 6 años de educación aprobada en el año  $t-r$ .
- $EDF_{t-r}$  Proporción de mujeres mayores de 15 años con, a lo menos, 5 a 6 años de educación aprobada en el año  $t-r$ .

PA	Proporción de la población masculina mayor de 15 años que trabaja en el sector agrícola en el año $t-r$ .
PL	Proporción de mujeres de 15 a 44 años cubiertas por el plan de control en la natalidad en el año $t-r$ .
r	Dos años de rezago.
i	Tramo quinquenal de edad (15-19; 20-24; 25-29; 30-34; 35-39; 40-44; 45-49).
$U_t$	Errores aleatorios.
$\alpha, \beta$	Son los coeficientes resultantes de la regresión múltiple, por el método de los mínimos cuadrados.
t	Año específico de la estimación (1952, 1960 y 1970).

Todos los términos de las ecuaciones enunciadas<sup>17</sup> se han multiplicado, antes de la estimación, por la raíz cuadrada del tamaño de la población femenina, en edad fértil, en la provincia y en el año relevante. Esto se hace con el fin de corregir el problema de heteroscedasticidad por el efecto que tiene la proporción de mujeres en edad fértil sobre el nivel de la fecundidad en cada provincia.

Segundo modelo: Puesto que para cada provincia se detecta una gran correlación entre las variables independientes (la educación, la mortalidad infantil, los niveles de urbanización) se hace muy difícil la interpretación de los resultados de una regresión semejante a la planteada en el primer modelo.

En relación con este problema y con las evidencias obtenidas de los resultados del modelo anterior, se hace necesario utilizar un modelo alternativo que permita, en primer término, clarificar la incidencia de la mortalidad de los menores en la fecundidad. Esta resulta ser la variable más significativa, estadísticamente, sobre la fecundidad, en especial, para el año 1972.

<sup>17</sup> La forma como se calcularon cada uno de los términos se puede ver en el anexo estadístico 1; cabe destacar, en este caso, que la labor más larga fue el cálculo de la probabilidad de sobrevivencia de los menores de 15 años porque no existía la información para el año 1970 a nivel de provincia sino solamente el de región. Otra labor importante fue el cálculo de los tamaños de población femenina en periodos entre censos (1954, 1962 y 1972), y, en general, casi todas las variables que se utilizaron se debieron previamente construir ya que ninguna se entrega directamente por los censos o por las estadísticas vitales.

La variable sobre control familiar, finalmente, no se consideró en la estimación por no existir información relevante, salvo la información del Servicio Nacional de Salud para 1972.

Este nuevo modelo tiene como objetivo separar el efecto directo de la mortalidad sobre la fecundidad de los efectos que esta misma variable pueda tener sobre la fecundidad, pero como intermediación de otras variables que también la afectan. Estas últimas, al no ser consideradas en forma independiente en el modelo, se manifiestan a través de la variable presente, y con la cual están altamente correlacionadas. El modelo planteado con estos fines es recursivo,<sup>18</sup> compuesto de dos ecuaciones y una forma reducida, según se especifica a continuación.

$$\text{MUER} = f_1 (X) \quad (2 \text{ a})$$

$$\text{FECU} = f_2 (\text{MUER}, X) \quad (2 \text{ b})$$

Forma reducida

$$\text{FECU} = f_3 (f_1 (X), X) \quad (2 \text{ c})$$

La ecuación (2 a) establece una relación funcional para determinar la mortalidad de los menores (MUER) en términos de variables socioeconómicas, como el nivel de urbanización el ingreso per cápita y la educación. X constituye el vector de variables socioeconómicas.

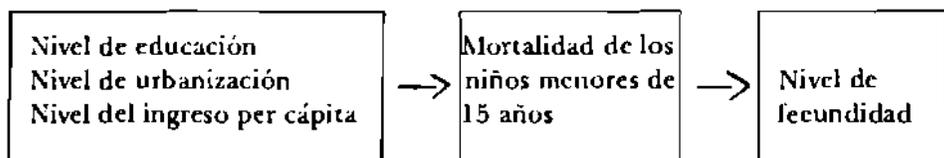
La ecuación (2 b) explica la fecundidad (FECU) en función de la mortalidad de los menores, y además de todas las variables que explican la mortalidad según la ecuación (2 a).

La ecuación (2 c) corresponde a la forma reducida del modelo, en que se define la fecundidad únicamente en función de las variables socioeconómicas, y se elimina la mortalidad como variable directa en la explicación de la fecundidad. En otros términos, esta ecuación se obtiene reemplazando el valor de MUER en la ecuación (2 b) según el valor indicado en la ecuación (2 a).

Con este modelo se pretende clarificar, como se dijo antes, la siguiente relación:

<sup>18</sup>El modelo recursivo o recurrente es aquel modelo que consta de dos o más ecuaciones especificadas de tal forma que la primera tiene sólo una variable endógena, la segunda tiene aquella variable endógena más otra, y así sucesivamente. Por lo tanto, mediante eliminaciones sucesivas en cada ecuación, puede conseguirse que solo haya una variable endógena, y que corresponde a aquella variable que no aparece en ninguna de las ecuaciones anteriores.

Lo anterior supone que los errores aleatorios de las ecuaciones son independientes entre ellos, y, por lo tanto, se pueden aplicar, sin problemas, mínimos cuadrados ordinarios a cada ecuación para su estimación.



A través de este modelo es posible medir tres efectos diferentes sobre la fecundidad.

La primera medida se refiere a la forma en que la mortalidad se ve afectada por condiciones ambientales como la educación, el ingreso per cápita y la urbanización. Corresponde a la fracción de la variación en la mortalidad (MUER) que es explicada por estas variables socioeconómicas, según la estimación de la ecuación (2 a).

La segunda medida se refiere al efecto de la mortalidad en la fecundidad para ciertos valores fijos de las demás variables, medido por el coeficiente de regresión que acompaña a la variable MUER en la ecuación (2 b).

La tercera medida corresponde al indicador legítimo del efecto de la mortalidad de los menores sobre la fecundidad independiente de los efectos de las otras variables. Esta medida se obtiene como diferencia en la varianza explicada entre las ecuaciones (2 b) y (2 c), o por la diferencia en el  $R^2$  asociado a cada una de estas ecuaciones.

Esta tercera medida está señalando que el aumento en el  $R^2$  obtenido por la estimación de la ecuación (2 b), con respecto al de la ecuación (2 c), se debe a una explicación adicional de la fecundidad por efectos independientes de la mortalidad de los menores sobre ella. Este efecto independiente puede corresponder a efectos directos de la política pública, adoptada con relación a servicios de salud, nutrición, alimentación y educación para niños menores de 15 años, que reducen la mortalidad y que, a su vez, reducen también la fecundidad, sin necesidad de afectar las condiciones socioeconómicas generales que enfrenta la población.

Esta última medida es la que se tomará como base en este estudio; por lo tanto, con anterioridad al análisis de los resultados obtenidos, es necesario plantear los supuestos en que se basa un modelo como el enunciado.

En primer término, se supone que el efecto de las variables ambientales sobre la fecundidad se manifiestan, básicamente, a través del efecto que esas mismas variables tienen, en forma previa, sobre la mortalidad de los menores.

El otro supuesto importante se refiere a que el término de error en la ecuación (2 b) no está correlacionado con el término de error de la ecuación (2 c).

ción (2 a). En otros términos, se supone que hay una completa especificación de todas las variables socioeconómicas que afectan a la mortalidad de los menores y a la fecundidad, de manera que el coeficiente de la variable mortalidad (MUER) en la ecuación (2 b) está correctamente estimado, y muestra los efectos directos de la mortalidad sobre la fecundidad. En el caso contrario, es decir, si alguna variable importante en la fecundidad no está incluida en el modelo pero aparece altamente correlacionado con MUER, el coeficiente correspondiente a esta variable en la regresión estará sobrestimado, ya que captará el efecto de la variable no especificada, y no servirá como elemento de medición, según se planteó antes.

Las fuentes de información utilizadas para la estimación de este segundo modelo han sido las mismas que para el primero, las estadísticas vitales y los censos de población; esto ha hecho que nuevamente se concentre la estimación en los años 1952, 1960 y 1970, con un rezago para la variable dependiente de dos períodos (1954, 1962 y 1972).

La forma en que se ha calculado cada una de las variables especificadas en el modelo se puede ver en el anexo estadístico 2. En este caso, se ha procedido a normalizar cada una de las variables con el fin de evitar el problema de heterocedasticidad presentado antes. Para la estimación del modelo, se ha aplicado una regresión múltiple a cada ecuación, a través del método de los mínimos cuadrados ordinarios.

**Tercer modelo:** Está planteado con el fin de especificar de alguna manera lo que ha ocurrido a través del tiempo.

Como ya se explicó, por el hecho de contar con solo tres observaciones de las variables en el tiempo, no es posible utilizar el modelo de componentes de errores u otros modelos que trabajan con series de tiempo. Por consiguiente, en este caso se ha especificado un modelo con variables mudas para captar las variaciones que han ocurrido con el tiempo en las variables no incluidas en el modelo, y para ello se trabaja con los datos mezclados para los tres años (1952, 1960 y 1970).

Las ecuaciones por estimar son:

$$\text{FEC} = C_0 + C_0' \text{MU}_{60} + C_0'' \text{MU}_{70} + C_1 \text{PROGE} + C_2 \text{URBA} + C_3 \text{EDUC} + C_4 \text{SESAL} + U_1 \quad (3 \text{ a})$$

$$\text{MORT} = M_0 + M_0' \text{MU}_{60} + M_0'' \text{MU}_{70} + M_1 \text{PROGE} + M_2 \text{URBA} + M_3 \text{EDUC} + M_4 \text{SESAL} + U_2 \quad (3 \text{ b})$$

### Significado de los términos:<sup>19</sup>

FEC	Es la tasa de fecundidad total como fue especificada antes.
PROGE	Corresponde al producto per cápita por provincia.
URBA	Corresponde a la proporción de la población de la provincia que vive en poblados de más de 8.000 habitantes. Indica el nivel de urbanización.
EDUC	Corresponde a la proporción de la población (masculina y femenina) con, a lo menos, 5 o 6 años de educación.
MORT	Corresponde al valor recíproco de la probabilidad de sobrevivir de un niño desde que nace hasta los 15 años. Es una <i>proxy</i> a la mortalidad de los menores.
SESAL	Corresponde a la proporción de camas de hospital disponible por cada 1.000 niños menores de 15 años. Es un indicador de servicios de salud. Los coeficientes <i>C</i> y <i>M</i> son los coeficientes de la regresión múltiple obtenidos por el método de los mínimos cuadrados.
$U_1, U_2$	Son los errores.
$C_0, M_0$	Son los términos constantes correspondientes a la estimación en 1952. Equivalen a los efectos independientes de las variables especificadas en la fecundidad y en la mortalidad, respectivamente.
$C'_0, C''_0, M'_0, M''_0$	Miden las desviaciones respecto a las estimaciones en 1952, que ocurren en 1960 y 1970, respectivamente. Unos muestran las desviaciones con respecto a los efectos independientes en la fecundidad, y los otros con respecto a la mortalidad.
$MU_{60}$	Variable muda, es igual a 1 si la observación corresponde a 1960, y es 0 en los otros periodos.

<sup>19</sup>Para la construcción de las nuevas variables utilizadas en este modelo, véase anexo estadístico 3.

Este modelo trata concretamente, entonces, de probar si existen variables no especificadas en el modelo que afecten el nivel de mortalidad y de fecundidad en forma significativa. Este efecto sería captado por el término constante en cada una de las funciones (de mortalidad y de fecundidad), señalando también el momento en el tiempo en que se produce el hecho.

#### 4. RESULTADOS Y CONCLUSIONES DE LOS MODELOS PROPUESTOS

##### 4.1. Resultado del modelo de Schultz

En los cuadros 1, 2 y 3 se presentan las estimaciones hechas para las ecuaciones del modelo de Schultz.<sup>20</sup> Son ocho estimaciones para cada uno de los tres años estudiados; la primera corresponde a la fecundidad total, y las otras siete a cada una de las fecundidades específicas por tramos quinquenales de edad entre 15 y 49 años.

De los resultados obtenidos es posible ver que los niveles de educación masculina y femenina, los niveles de mortalidad de los niños menores y la ubicación urbano-rural de los hogares explican en cada período, aproximadamente, el 97 por ciento de las variaciones de los niveles de fecundidad total entre provincias. Esto se interpreta como los efectos de largo plazo de estas variables sobre la fecundidad.

A través del tiempo, se ve que los coeficientes de regresión de las variables de educación masculina y de la mortalidad de los menores son los de mayor estabilidad. Además, únicamente el coeficiente de mortalidad es estadísticamente significativo al nivel del cinco por ciento, y para el año 1972.

Esto último puede deberse, fundamentalmente, a la evidencia de alta correlación entre las variables independientes, por lo que se determina un alto valor para la varianza estimada de los coeficientes.<sup>21</sup> Este problema de correlación provoca, básicamente, una indeterminación en el valor de los coeficientes estimados, pero no invalida los resultados obtenidos ya que no afec-

<sup>20</sup> En la estimación del modelo de Schultz no se consideró la variable de control de la natalidad como variable independiente ya que solo existe información para el año 1970, lo que no permite hacer comparaciones en el tiempo. También se estimó para el año 1970 el modelo completo, y la incorporación de esta variable resultó ser estadísticamente poco significativa.

<sup>21</sup> La matriz de correlación entrega valores entre 0,75 y 0,95 para los coeficientes de correlación entre estas variables. Mientras la correlación no sea perfecta, la estimación puede efectuarse, pero es importante tener en cuenta que el valor de los tests resulta pequeño, lo que no permite afirmar que los coeficientes sean significativamente diferentes de cero.

CUADRO .

RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DEL MODELO DE BARNULTZ, AÑO 1984

Variable dependiente	Año	COR	PAG	KEMASC	EDFEM	MORT	R <sup>2</sup>
TIC	1984	-3,006,811 (-0,715278)	834,73 (1,11983)	2722,35 (-0,292716)	-2041,87 (-0,195006)	7891,43 (1,29166)	0,3548
I+C 10	1984	1,527,55 (1,23713)	-50,37 (-2,32124)	68,27 (-0,32872)	-174,21 (-0,290173)	-19,14 (-0,290293)	0,3016
FEC 04	1984	1,077,95 (0,429651)	-39,81 (-1,21088)	-146,84 (-0,342780)	-99,84 (-0,180504)	170,87 (0,266194)	0,3532
FEC 10	1984	-1,09,72 (-0,318871)	11,72 (0,279001)	-393,21 (-0,231768)	286,84 (0,501454)	509,49 (1,20078)	0,3547
FEC 16	1984	-1,379,15 (-1,27945)	329,14 (2,20941)	-119,49 (-0,292987)	62,89 (0,296232)	642,89 (2,30658)	0,3318
FEC 20	1984	-1,276,55 (-1,22724)	81,81 (3,27794)	178,18 (0,249144)	-227,28 (-0,237256)	214,13 (2,16087)	0,2286
FEC 01	1984	-1,136,78 (-1,24746)	73,37 (0,28989)	-6,78 (-0,241182)	-32,56 (-0,234541)	280,34 (2,27811)	0,2199
FEC 08	1984	-1,171,54 (-1,27943)	21,49 (0,20139)	110,20 (1,29324)	-144,22 (-1,26687)	74,56 (2,42751)	0,2463
FEC	1984	8609,20 (0,15700)	1516,81 (1,26853)	1029,81 (0,218941)	-3960,84 (-0,233299)		0,2449
FEC 18	1984	1,06,74 (0,21544)	-82,22 (-2,27064)	-79,29 (-0,40038)	-106,14 (-0,446359)		0,2024
FEC 24	1984	859,20 (16,2936)	-49,49 (-1,41297)	-84,20 (-0,214700)	-280,50 (-0,235798)		0,2935
FEC 30	1984	381,20 (0,23974)	35,81 (0,21947)	-107,23 (-0,289731)	-181,29 (-0,182943)		0,2497
FEC 34	1984	281,20 (5,41371)	106,84 (2,24913)	113,21 (0,228089)	-293,84 (-0,278115)		0,2144
FEC 38	1984	106,74 (6,50114)	139,20 (3,29026)	305,26 (1,29765)	-613,74 (-1,244538)		0,2087
FEC 44	1984	71,20 (5,40994)	94,37 (6,43081)	161,29 (0,246212)	-259,20 (-1,29684)		0,2081
FEC 48	1984	14,85 (2,2929)	24,21 (4,26323)	186,29 (2,25047)	-272,18 (-2,25177)		0,2948

CUADRO 2

RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DEL MODELO DE SCHULTZ, AÑO 1962

Variable dependiente	Año	CON	PAG	EDMASC	FFEM	MORT	R <sup>2</sup>
FIC	1962	1846,32 (0,426004)	1939,47 (-1,74067)	10909,30 (-2,30722)	5610,75 (1,34884)	6026,91 (2,11968)	0,821
FEC 19	1962	234,82 (2,05770)	119,31 (-4,05155)	-370,78 (-3,22262)	210,79 (2,13986)	20,02 (-0,264214)	0,2597
FEC 24	1962	23,60 (0,063771)	-191,86 (-2,44961)	-730,66 (-5,00167)	481,87 (2,00784)	336,70 (1,05384)	0,0652
FEC 29	1962	-24,36 (-0,130130)	-34,14 (-0,204998)	-500,12 (-1,34874)	245,70 (1,20488)	830,02 (2,05460)	0,3611
FEC 34	1962	63,66 (0,330430)	-20,67 (-0,346096)	301,80 (-1,03503)	204,21 (1,04356)	219,110 (1,42427)	0,3080
FEC 39	1962	-51,27 (-0,362993)	24,34 (0,678193)	-126,02 (-1,40601)	37,60 (0,370934)	237,53 (2,52218)	0,9742
FEC 44	1962	86,36 (0,490755)	-17,54 (-0,309083)	-106,53 (-1,30991)	16,29 (0,119391)	69,28 (0,226227)	0,3462
FEC 49	1962	17,23 (0,347444)	-6,79 (-0,667982)	27,27 (0,00007)	86,13 (-1,32606)	19,25 (0,000055)	0,815
FEC	1962	1053,4 (0,30600)	-202,62 (-2,34430)	-1104,2 (-2,89240)	2069,91 (0,00972)		0,3793
FEC 18	1962	206,36 (0,00119)	117,14 (0,21659)	-360,63 (-1,30480)	219,50 (2,46780)		0,3994
FEC 24	1962	534,18 (6,44602)	-279,60 (-1,20461)	-747,27 (-2,96200)	827,36 (1,43832)		0,2942
FEC 26	1962	437,00 (6,29730)	-91,90 (-1,62000)	-205,78 (-1,79400)	101,10 (0,02373)		0,3771
FEC 34	1962	403,37 (4,30998)	-66,41 (-0,753070)	-371,65 (-1,34025)	106,27 (0,478430)		0,3782
FEC 39	1962	295,90 (6,44787)	-6,60 (-0,0202190)	-100,25 (-1,41390)	-71,66 (-0,671440)		0,3600
FEC 44	1962	106,60 (1,02601)	-24,31 (-0,600075)	-106,63 (-1,35444)	-13,79 (-0,100140)		0,654
FEC 48	1962	66,66 (3,41)	-70,85 (-0,905176)	26,25 (0,430126)	-60,07 (-2,31122)		0,6787

CUADRO 3

RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DEL MODELO DE SCHULTZ, AÑO 1972

Variable dependiente	Año	CON	PAG	EDMASC	EDFEM	MORT	R <sup>2</sup>
FEC	1972	-6661,91 (-1,82906)	10,89 (0,000864)	-1619,91 (-0,566725)	-532,43 (0,152104)	10457,80 (8,39077)	0,8750
FEC 10	1972	151,17 (0,317146)	-43,46 (-1,14434)	-42,09 (-0,396775)	-0,030,93 (0,018426)	19,18 (0,151290)	0,9104
FEC 04	1972	-71,83 (-0,896380)	-98,87 (-1,18297)	-190,55 (-0,673751)	29,31 (0,195115)	382,50 (1,33065)	0,8679
FEC 10	1972	-456,58 (-1,15632)	19,91 (0,419445)	-10,41 (-0,372903)	22,86 (0,209588)	547,60 (5,76965)	0,8780
FEC 34	1972	-465,34 (-2,44381)	32,30 (0,994822)	-10,28 (-0,0900420)	1,80 (0,0205319)	936,18 (4,26713)	0,8466
FEC 20	1972	-363,39 (-1,84590)	60,91 (1,56083)	+10,49 (0,3999380)	-39,67 (-0,706720)	363,87 (3,28792)	0,8748
FEC 44	1972	-125,68 (-1,39985)	4,11 (0,176078)	-90,58 (-1,38737)	-0,83 (-0,199398)	190,46 (3,41342)	0,9166
FEC 00	1972	-60,85 (-0,44330)	7,96 (0,395929)	9,83 (0,330475)	-12,19 (-1,00077)	67,87 (3,82496)	0,8133
FEC	1972	8048,50 (5,82914)	-398,76 (-0,192426)	-5430,10 (-1,03540)	-1298,82 (-2,310043)	0,0003	
FEC 10	1972	161,03 (0,89902)	-56,89 (-1,104600)	-46,81 (0,43608)	-82,57 (-0,899077)	0,8383	
FEC 04	1972	600,25 (3,63832)	-190,86 (-1,20901)	-260,83 (-1,20934)	-7,76 (-0,046734)	0,4627	
FEC 20	1972	974,25 (2,63172)	10,83 (0,136108)	-119,67 (-0,447627)	-31,83 (-0,236797)	0,8466	
FEC 34	1972	231,06 (0,68902)	87,86 (0,575432)	-113,75 (-0,704831)	-56,44 (-0,452986)	0,8940	
FEC 26	1972	186,15 (2,208394)	50,86 (0,370797)	-56,59 (-0,430146)	-90,12 (-0,860220)	0,6347	
FEC 44	1972	132,61 (0,55000)	-1,26 (-0,444587)	-128,73 (-1,37213)	-14,34 (-0,260423)	0,6882	
FEC 00	1972	19,18 (1,103006)	6,46 (0,271994)	-5,94 (-0,161793)	-19,88 (-1,10612)	0,6734	

ta el valor de  $R^2$  ni tampoco el signo de los coeficientes, que es lo que interesa en este caso.

Examinando los resultados para cada una de las variables independientes, en forma separada, se puede ver que la educación masculina ha tenido un efecto negativo sobre la fecundidad total durante los tres años estudiados; en cambio, la educación femenina ha tenido un efecto positivo en el año 1962, y negativo en los otros dos años. Esto lleva a un predominio del efecto de sustitución de la educación sobre la fecundidad, con la excepción del año 1962, en que predomina el efecto de ingreso de la educación femenina.

Estos resultados no son extraños ya que, como se señaló antes, la mayor educación trae consigo un costo relativo mayor para los padres en la obtención de sus propios hijos y en comparación con los demás bienes domésticos.<sup>22</sup> Además, importa tener en cuenta que la relación entre la educación y el ingreso no siempre es directa, lo que estaría explicando los resultados obtenidos.<sup>23</sup>

El indicador de la educación que se ha utilizado mide la "cantidad" de educación recibida por la población según años de escolaridad pero hay otros elementos juntos con éste que explican el efecto de la educación sobre el ingreso, como son la "calidad y/o tipo" de educación y el *status* socio-económico heredado por cada persona de sus padres y que resulta difícil separar de los efectos de la educación propiamente tal. Esto hace necesario incluir en futuros trabajos un indicador diferente que capte el efecto de ingreso.

En cuanto al efecto positivo de la educación femenina en la fecundidad del año 1962, se puede justificar por el hecho de que la mayor educación se concentró en la masculina, que aumentó en un 36 por ciento (1952-1960), y la educación femenina en ese mismo lapso solo creció en un 17 por ciento. Por lo tanto, se espera un incremento menos importante en el salario de mercado para las mujeres en relación con el de los hombres, y un aumento menor, también, en el costo de oportunidad para la mujer de tener un hijo más.<sup>24</sup> De tal manera que la mayor educación de la mujer se reflejará dentro del hogar en una mayor productividad en la producción de bienes domésticos y en un aumento en la fecundidad, como fueron los resultados obtenidos en este caso (año 1962). En cambio, en el año 1972 el efecto es negativo, cuando justamente el aumento de la educación femenina ha sido también bastante más fuerte (43 por ciento en 1960-1970).

<sup>22</sup>El mayor costo de la educación se produce con la educación masculina como con la educación femenina, aunque por razones diferentes en cada caso.

<sup>23</sup>Problema discutido por Samuel Bowles en la obra citada.

<sup>24</sup>Este menor costo de oportunidad para la mujer puede estar explicado asimismo por menores posibilidades de trabajo en el mercado para ella.

Ahora, si se examinan los resultados de la educación según las tasas específicas de fecundidad, se puede ver que la educación masculina tiene un efecto negativo en la fecundidad de las mujeres de edades jóvenes e intermedias, y positivo en las edades altas. La educación femenina muestra un efecto negativo en la fecundidad entre 15 y 49 años de edad, a excepción de la fecundidad de mujeres de 20 a 29 años, en que es positiva; esto, para los años 1954 y 1972. En el año 1962 el efecto es positivo, en términos generales, para todas las edades.

Estos resultados plantean que, con la mayor educación, no solo se reduce el tamaño deseado de familia por los padres, sino que también se produce una mayor ordenación en las decisiones familiares, de manera tal que se concentran los nacimientos en un lapso de tiempo bien determinado.

Para el caso de la variable mortalidad de los menores, el coeficiente de regresión tiene un comportamiento muy similar en los tres años analizados. Resulta positivo con respecto a la fecundidad total como con respecto a las tasas específicas, excepto en el tramo de 15 a 19 años de edad de la mujer, en que este coeficiente es negativo para los años 1954 y 1962. Estos resultados inducen a pensar que, a través de esta variable, domina el efecto de la mayor satisfacción, para los padres de tener un hijo vivo, en relación con los efectos de un mayor costo, de manera que aumenta el tamaño deseado de familia con la mortalidad, y, por lo tanto, la fecundidad.

Por otra parte, el hecho de que la fecundidad se reduzca con la mortalidad, en edades jóvenes de la mujer, se explica básicamente porque en esas edades se produce el inicio de su proceso de fecundidad; por consiguiente, no estarán tan motivadas a acortar el intervalo de su próximo nacimiento, como ocurriría en las mujeres de más edad, próximas al término del proceso. Esto se ve claramente en los resultados, ya que el efecto positivo de esta variable es mucho mayor en mujeres de 30 años y más.

Según se dijo antes, la variable mortalidad de los menores no solamente es la que presenta un comportamiento más regular en el lapso estudiado sino, también, una incidencia importante en la fecundidad en todo este tiempo.<sup>25</sup> Esto hace necesario estudiar con más detención dicha variable, más aún cuando este resultado puede interpretarse en el sentido de que a través de la mortalidad actúan otras variables que están afectando el tamaño deseado de familia y, en consecuencia, la fecundidad.

Esto último se fundamenta en la circunstancia de que en las provincias donde es menor la mortalidad existe un mayor ingreso, un mayor nivel de ur-

<sup>25</sup>Y, según el test *t*, el valor de estos coeficientes es también estadísticamente más significativo.

banización, una mayor educación, variables todas que determinan un nivel de vida más alto para los padres y, por lo tanto, un costo del hijo igualmente mayor que explica que se produzca una reducción en el tamaño deseado de la familia.

La evidencia, entonces, de una alta correlación entre la variable mortalidad y las variables socioeconómicas que reflejan el nivel de vida de las personas hace necesario separar estos efectos sobre la fecundidad de los efectos más independientes de la mortalidad, y es lo que se realiza con el segundo modelo estimado.

La variable que determina la ubicación rural—urbana de los hogares presenta ciertas sorpresas de acuerdo con los resultados obtenidos de la estimación. El efecto de esta variable es positivo en la fecundidad total solamente en el año 1954, y en los otros dos años es negativo. Esto llevaría a señalar que el menor costo de los hijos en un medio rural es más que compensado por un menor ingreso de las familias en este medio con relación a la ciudad; por lo tanto, reduce y no aumenta la fecundidad.

Si se examina esta variable en su efecto sobre la tasa específica de fecundidad, se puede ver que el efecto negativo de la variable se concentra, en los tres años, en las edades más jóvenes de la mujer, y en las edades altas e intermedia es positivo. Como en las edades jóvenes la fecundidad es más alta, resulta que el efecto sobre la fecundidad total también es negativo. Pero lo que es más importante en este resultado es que permite plantear que la migración de la gente joven del campo a la ciudad, secuela de la modernización de la economía, puede explicar el efecto negativo de la variable PAG en la fecundidad en edades jóvenes y, por consiguiente, también en la fecundidad total.

De cualquier manera, los resultados llevarían a invalidar esta variable como explicativa de la diferencia de costo entre el campo y la ciudad, por lo que se incorporó en las estimaciones posteriores otro indicador, representado por URBA, que indica la proporción de la población que vive en localidades de más de 8.000 habitantes, a nivel de provincia.

Los resultados del modelo de Schultz, estimados con la variable URBA en reemplazo de la variable PAG,<sup>26</sup> señalan que el efecto de esta variable es negativo en la fecundidad total de los años 1954 y 1972, y positivo en el año 1962, siendo este último efecto el menos importante ya que el tamaño del coeficiente que acompaña a esta variable es pequeño. Esto significa que, evidentemente, con un mayor nivel de urbanización en la economía se produci-

<sup>26</sup>Véase cuadros 4, 5 y 6.

CUADRO 4

RESULTADOS DEL MODELO DE SCHULTZ  
(incluyen variables URBA)

Variable dependiente	Año	CON	URBA	EDMASC	EDFEM	MORT	R <sup>2</sup>
FEC	1954	-2679,23 (-0,546)	-1299,52 (-0,713)	-2300,89 (-0,285)	-170,59 (-0,017)	7596,27 (2,026)	0,9574
FEC 19	1954	176,74 (1,301)	35,51 (1,690)	-8,80 (-0,039)	-209,96 (-0,750)	-58,92 (-0,750)	0,8807
FEC 24	1954	162,18 (0,604)	18,55 (0,447)	-44,24 (-0,100)	-183,95 (-0,333)	93,51 (0,456)	0,9499
FEC 29	1954	-142,54 (-0,519)	-27,00 (-0,635)	-382,75 (-0,845)	319,29 (0,564)	373,68 (1,778)	0,9574
FEC 34	1954	-294,63 (-1,239)	-95,78 (-2,603)	-164,34 (-0,419)	209,92 (0,428)	452,58 (2,487)	0,9369
FEC 39	1954	-190,67 (-1,056)	-102,17 (-3,660)	-109,44 (-0,368)	-141,56 (-0,381)	335,73 (2,432)	0,9282
FEC 44	1954	-162,82 (-1,391)	-74,11 (-4,681)	-62,70 (-0,372)	-84,31 (-0,400)	230,75 (2,948)	0,9205
FEC 49	1954	-84,11 (-1,796)	-14,90 (-2,507)	-93,22 (-1,208)	-112,18 (-1,163)	91,92 (2,567)	0,7787

CUADRO 5

RESULTADOS DEL MODELO DE SCHULTZ  
(incluyen variable URBA)

Variable dependiente	Año	CON	URBA	EDMASC	EDFEM	MORT	R <sup>2</sup>
FEC	1962	-1692,14 (-0,972)	927,82 (0,261)	-8112,18 (-2,004)	5958,48 (1,981)	7105,08 (2,255)	0,9806
FEC 19	1962	-25,40 (-0,175)	-10,01 (-0,240)	-142,44 (-1,061)	198,38 (1,542)	79,91 (0,707)	0,9280
FEC 24	1962	-444,42 (-1,457)	-49,64 (-0,568)	-302,95 (-1,074)	474,84 (1,761)	591,92 (2,428)	0,9517
FEC 29	1962	-102,78 (-0,458)	24,099 (0,358)	-926,29 (-1,508)	296,95 (1,142)	947,93 (2,065)	0,9805
FEC 34	1962	154,87 (0,700)	74,25 (1,000)	-469,25 (-2,934)	194,16 (1,021)	165,90 (1,074)	0,9811
FEC 39	1962	67,17 (0,507)	44,47 (1,172)	-305,80 (-2,502)	30,54 (0,261)	179,14 (1,882)	0,9772
FEC 44	1962	58,45 (0,364)	6,99 (0,198)	-167,87 (-1,194)	14,28 (0,101)	76,41 (0,669)	0,8470
FEC 49	1962	-96,50 (-0,891)	-29,40 (-1,861)	-86,99 (-2,192)	-78,66 (-2,026)	47,60 (1,509)	0,7225

CUADRO 6

RESULTADOS DEL MODELO DE SCHULTZ  
(incluyen variable URBA)

Variable dependiente	Año	CON	URBA	EDMASC	EDFEM	MORT	R <sup>2</sup>
FEC	1972	-8010,59 (-1,977)	-863,79 (-0,756)	-504,68 (-0,200)	-384,42 (-0,163)	11163,10 (3,702)	0,9764
FEC 19	1972	-42,96 (-0,285)	-70,50 (-1,629)	131,39 (1,397)	6,98 (0,080)	80,70 (0,719)	0,9529
FEC 24	1972	-378,72 (-1,363)	-109,67 (-1,401)	102,34 (0,591)	119,14 (0,738)	466,74 (2,258)	0,9686
FEC 29	1972	-426,10 (-2,072)	-16,99 (-0,293)	-29,45 (-0,229)	-37,27 (-0,312)	557,51 (3,643)	0,9788
FEC 34	1972	-363,88 (-2,053)	18,19 (0,364)	-115,71 (-1,047)	-16,40 (-0,159)	512,44 (3,885)	0,9652
FEC 39	1972	-204,85 (-1,257)	9,65 (0,210)	-95,53 (-0,939)	-66,41 (-0,701)	346,65 (2,858)	0,9191
FEC 44	1972	-128,58 (-1,569)	-5,50 (-0,239)	-90,01 (-1,763)	-10,54 (-0,221)	202,32 (3,321)	0,9158
FEC 49	1972	-54,38 (-2,198)	-2,60 (-0,373)	-4,78 (-0,309)	-15,06 (-1,047)	64,25 (3,489)	0,8074

rá una reducción en el tamaño deseado de la familia, y, por lo tanto, en la fecundidad.<sup>27</sup>

Si se examinan los resultados según las tasas específicas de la fecundidad, se puede señalar lo mismo que en el caso de la variable educación, en el sentido de que, a pesar de ser negativo el efecto total de la urbanización sobre la fecundidad, para ciertos tramos de edad de la mujer se produce una concentración de los nacimientos, de modo tal que el efecto de esta variable sobre la fecundidad se hace positivo.

Por último, queda por examinar el comportamiento que ha tenido el término constante. Si se toma el modelo de Schultz estimado con la variable PAG, se ve que el coeficiente de regresión ha sido negativo en los años 1954 y 1972, y positivo en el año 1962; y en el modelo estimado con la variable URBA, ha sido negativo en los tres años, siendo el del año 1962 el de menor valor.

Como el término constante refleja el efecto sobre la fecundidad de otras variables no relacionadas con las variables independientes, por las cuales no se ha controlado, los resultados indican que el proceso de modernización, además de afectar la fecundidad mediante las variables independientes especificadas, la afecta a través de otras variables no especificadas que han producido un aumento en la fecundidad entre 1954 y 1962, y una disminución entre 1962 y 1972.

#### 4.2. Resultados del modelo de Samuel Bowles (segundo modelo propuesto)<sup>28</sup>

Los resultados de la estimación de la función de mortalidad de niños menores de 15 años señalan que, para los años 1952 y 1960, alrededor de un 60 por ciento de las diferencias de mortalidad entre provincias son explicados por diferencias en las condiciones socioeconómicas de la población. En cambio, para el año 1972, este porcentaje se reduce a 38 por ciento, lo que llevaría a plantear que para ese año las variaciones en la mortalidad son explicadas en forma importante por otras variables independientes que no se han especificado en el modelo, y que no tienen gran relación con las variables socioeconómicas especificadas.

Otro resultado interesante, con respecto a la estimación de esta ecuación, es que, en términos generales, las variables especificadas tienen un efecto negativo en la mortalidad de los tres años estudiados. Esto significa que, a mayor nivel de urbanización, mayor nivel de ingresos y mayor nivel de edu-

<sup>27</sup> La razón por la cual se reduce el tamaño de familia deseado por los padres es, fundamentalmente, el mayor costo relativo de los hijos en las zonas urbanas con relación a las zonas rurales.

<sup>28</sup> Los resultados de este segundo modelo aparecen en los cuadros 7, 8 y 9.

CUADRO 7

RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DEL SEGUNDO MODELO, AÑO 1984

Variable dependiente	Año	MUER	INGRE	URNI	EMAN	R <sup>2</sup>
FECU	1984	0.250349 (1.35993)	-0.076090 ( 0.364849)	-0.330847 (- 2.106699)	- 0.061333 (- 0.291139)	0.0947
FECU 10	1984	0.019004 ( 0.206377)	0.573333 (1.87436)	-0.278549 (-0.697060)	0.304929 (- 1.06323)	0.1003
FECU 24	1984	0.140260 (0.476137)	0.311033 (1.31433)	-0.030040 (- 1.07577)	-0.016539 (-0.040070)	0.2194
FECU 39	1984	0.233907 (1.09631)	-0.001907 (- 1.06093)	-0.000715 (-0.073321)	-0.002671 (- 0.010119)	0.5706
FECU 34	1984	0.200669 (1.30667)	-0.209556 (- 1.00179)	-0.449672 (- 1.99630)	- 0.030610 (-0.150799)	0.7124
FECU 39	1984	0.200175 (1.77118)	-0.351704 (- 2.32691)	-0.012168 (- 2.34600)	-0.061090 (- 0.443422)	0.0670
FECU 44	1984	0.200139 (2.47611)	-0.059439 (- 0.294791)	-0.061457 (- 4.39877)	-0.034515 (- 0.256006)	0.0773
FECU 40	1984	0.200172 (1.70056)	-0.301905 (- 1.40173)	-0.367490 (- 1.66236)	-0.070950 (- 0.157333)	0.7514
FECU	1984		-0.107233 (- 4.01103)	- 0.333705 (- 2.14603)	- 0.143826 (- 0.699001)	0.6678
FECU 19	1984		0.016623 (2.01941)	-0.276082 (- 0.790709)	- 0.336623 (- 1.04621)	0.1044
FECU 24	1984		0.443634 (1.47456)	-0.630762 (- 1.711117)	-0.002737 (- 0.197939)	0.2100
FECU 39	1984		-0.404302 (- 1.67734)	-0.273632 (- 0.807221)	-0.000026 (- 0.310233)	0.4950
FECU 34	1984		-0.330692 (- 1.00276)	-0.450006 (- 1.85318)	-0.119137 (- 0.021773)	0.7115
FECU 39	1984		-0.433237 (- 0.42983)	-0.410246 (- 2.46658)	-0.130615 (- 0.339614)	0.0402
FECU 44	1984		-0.170026 (- 1.52145)	-0.007052 (- 3.00948)	-0.120331 (- 0.910930)	0.4416
FECU 40	1984		-0.420900 (- 2.33110)	-0.373100 (- 1.01307)	-0.124244 (- 0.493044)	0.7155
MUER	1982		-0.480668 (- 2.16834)	-0.019007 (- 0.000309)	-0.079512 (- 1.41053)	0.5705

CUADRO 2  
 RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DEL SEGUNDO MODELO, AÑO 1962

Variable dependiente	Año	MUER	INCRE	UBNI	ENAN	R <sup>2</sup>
FECU	1962	0,22402 (0,00973)	-0,00942 (-0,11182)	-0,71327 (-1,05107)	0,420692 (0,844765)	0,6326
FECU 10	1962	0,359154 (0,037472)	0,011790 (0,146220)	-1,09241 (-1,84093)	1,32039 (1,94051)	0,1940
FECU 24	1962	0,324051 (1,07004)	0,025120 (0,179716)	-0,314464 (-1,17502)	1,19126 (1,87614)	0,1270
FECU 30	1962	0,760754 (0,42402)	-0,00904 (-0,170139)	-0,712404 (-1,49100)	0,83493 (1,14000)	0,5071
FECU 34		0,610397 (0,31979)	-0,013669 (-0,323546)	-0,840329 (-1,80670)	0,316570 (0,842762)	0,7113
FECU 39	1962	0,403461 (0,33004)	-0,007931 (-0,242701)	-0,200430 (-0,745399)	-0,400001 (-1,50430)	0,0006
FECU 44	1962	0,241201 (1,24020)	-0,008225 (-0,179120)	-0,224076 (-0,546671)	-0,426328 (-0,894077)	0,6044
FECU 40	1962	0,469400 (2,33077)	-0,603300 (-0,89093)	-0,706232 (-1,75231)	-0,316130 (-0,800410)	0,5521
FECU	1962		-0,610605 (-0,169850)	-0,173775 (-0,575319)	-0,329120 (-1,12174)	0,6071
FECU 10	1962		0,000867 (0,123167)	-0,070663 (-1,44094)	1,12309 (1,01673)	0,1710
FECU 24	1962		0,011216 (0,123546)	-0,263220 (-0,851903)	0,306400 (0,30482)	0,0174
FECU 30	1962		-0,213823 (-0,219962)	-0,030493 (-0,109091)	-0,330653 (-0,003203)	0,0073
FECU 34	1962		-0,020254 (-0,347324)	-0,110506 (-0,350665)	-0,629750 (-1,42594)	0,0407
FECU 39	1962		-0,010930 (-0,290663)	0,145489 (0,400292)	-1,02097 (-3,48540)	0,0059
FECU 44	1962		-0,010723 (-0,312947)	-0,015316 (-0,042075)	-0,790956 (-1,80104)	0,0715
FECU 40	1962		-0,001000 (-0,030201)	-0,394367 (-0,857360)	-0,343568 (-0,890960)	0,0441
MUER	1960		(-0,007400) (-0,134147)	(0,059576) (2,05162)	(-1,53516) (-3,05161)	0,0013



cación de la población, menor es el nivel de la mortalidad de los niños menores de 15 años. Estos resultados son concordantes con lo que uno puede esperar de antemano ya que, a mayor nivel de urbanización, se espera también un mayor y más rápido acceso de la población a los servicios de salud. Por otra parte, a un mayor nivel de ingresos per cápita en la provincia, se aguarda también una disponibilidad efectiva mayor de las personas para adquirir esos servicios. Finalmente, una mayor educación permite esperar también una mayor productividad en el uso de los recursos que dan salud, una mayor receptividad en el uso de técnicas más modernas de salud, mayor nivel de información y de conocimientos al respecto.

Si se examinan los coeficientes de regresión obtenidos a través del tiempo, se ve que son muy inestables y estadísticamente no significativos, tal como se planteó en el modelo anterior. La situación puede deberse a un problema de multicolinealidad entre las variables independientes,<sup>29</sup> pero como interesa fundamentalmente el valor de los  $R^2$  en el modelo, éste no pierde relevancia.

CUADRO 10

MATRIZ DE CORRELACION

	MUER	INGRE	URNI	ENAN
<b>1952</b>				
MUER	1,00	-0,71	-0,66	-0,66
INGRE	-0,71	1,00	0,77	0,65
URNI	-0,66	0,77	1,00	0,80
ENAN	-0,66	0,65	0,80	1,00
<b>1960</b>				
MUER	1,00	-0,68	-0,60	-0,72
INGRE	-0,68	1,00	0,82	0,85
URNI	-0,60	0,82	1,00	0,95
ENAN	-0,72	0,85	0,95	1,00
<b>1970</b>				
MUER	1,00	-0,55	-0,62	-0,60
INGRE	-0,55	1,00	0,73	0,77
URNI	-0,62	0,73	1,00	0,93
ENAN	-0,60	0,77	0,93	1,00

<sup>29</sup>Véase cuadro 10, Matriz de correlación de las variables independientes.

También resulta interesante la influencia positiva de la variable urbanización en la mortalidad para el año 1960. De acuerdo con este resultado, se podría concluir que en el año 1960 domina el efecto de mayor costo en la mantención de los hijos con la urbanización, y, por lo tanto, aumenta la mortalidad de los menores. Esto, incluso, fue probado controlando la mortalidad por una variable que mide los servicios de salud a niños menores. Cuando se incluyó esta variable (SESAL) como explicativa en el modelo, aumentó el efecto positivo de la variable URBA sobre la mortalidad.

Los resultados obtenidos de la estimación de la función de fecundidad en función de la mortalidad y de todas las variables que explican la mortalidad permiten afirmar que entre un 65 por ciento y un 69 por ciento de la fecundidad total es determinada por las variables independientes especificadas (durante los años 1954, 1962 y 1972).

Si se examinan los resultados por edad específica de la mujer, se puede ver que, en el caso de mujeres menores de 25 años, las variables explicativas del modelo determinan solamente entre 13 por ciento y 23 por ciento de la fecundidad. Sin embargo, en mujeres mayores de 30 años, el valor explicativo del modelo aumenta entre 63 por ciento y 88 por ciento, con lo que se reafirmarían los planteamientos iniciales, en el sentido de que las consideraciones económicas son mayores a medida que se está más cerca de tener el tamaño de familia deseado por los padres, y a medida que se aproxima a las edades límites de la fecundidad en la mujer.

En términos generales, se puede señalar que el efecto que tienen las variables independientes sobre la fecundidad es exactamente igual a lo que se vio con el modelo de Schultz, por lo que se estarían ratificando las hipótesis planteadas y, más que nada, las conclusiones en relación con el efecto de variables como la urbanización, la educación y la mortalidad de menores.

Los resultados de la estimación de la fecundidad en los que se ha eliminado la mortalidad como variable explicativa, señalan, que entre el 65 por ciento y el 70 por ciento de la fecundidad total es explicada por las variables independientes especificadas en la ecuación. En términos de la fecundidad por edades específicas de la mujer, la ecuación permite explicar entre 11 por ciento y 21 por ciento de la fecundidad de mujeres menores de 25 años, y entre 63 por ciento y 89 por ciento de la fecundidad de mujeres mayores de 30 años.

Si estos resultados se comparan con los obtenidos por la estimación anterior de la fecundidad, se puede concluir que, en términos generales, entre ambas estimaciones no existen diferencias importantes en cuanto a su nivel explicativo. Es decir, el efecto de la mortalidad infantil en la fecundi-

dad es captado por las variables urbanización, ingreso y educación, y se establecería esta variable de mortalidad como una variable de intermediación en la fecundidad. Esta conclusión es válida para el año 1954, en el que las diferencias en el coeficiente  $R^2$  de las ecuaciones (2 b), (2 a) son despreciables (véase cuadro 11).

Sin embargo, la conclusión anterior no es válida para los años 1962 y 1972. Hay un aumento de 0,16 y 0,28 en el coeficiente  $R^2$  cuando se incluye la mortalidad de menores como variable explicativa en la fecundidad. Esto significa que existe, además, un efecto independiente de esta variable sobre la fecundidad. En el año 1962 este resultado se interpreta como que la alta mortalidad de niños menores mantiene también alta la fecundidad, en el sentido de que se requiere una mayor cantidad de nacimientos para cumplir con el número de hijos vivos deseado por los padres. En el caso del año 1972, se piensa que la reducción de la mortalidad de niños menores reduce el número de nacimientos deseados para cumplir con el tamaño de familia esperado por los padres.

En términos más específicos, se puede señalar que, en estos dos años (1962 y 1972), el efecto independiente de la variable mortalidad es importante en mujeres de 20 años y más, y es despreciable en edades menores.

Como conclusión de los resultados obtenidos por este modelo, se podría señalar que el efecto de la mortalidad en la fecundidad es de dos tipos diferentes, los cuales es necesario separar. Por una parte, la variable mortalidad constituye una variable de intermediación sobre la fecundidad, refleja el nivel de vida de las familias y, por lo tanto, es determinante en el tipo de hijo requerido por los padres. Por otra parte, la misma variable tiene un efecto independiente del nivel de vida en la fecundidad. En el sentido de que una reducción en los niveles de mortalidad de los niños menores, lograda por cambios en la política de salud pública y de otras medidas, reduce el tamaño de familia obtenido por los padres, a pesar de no haber cambio en las demás variables que reflejan el nivel de vida de la población, y que son, consecuentemente, determinantes del costo del hijo para los padres.

Estas conclusiones, que parecen bastante claras, permiten, además, precisar nuevas hipótesis para trabajos futuros. Ellas se refieren a la existencia de una posible simultaneidad entre los procesos de mortalidad y de fecundidad en Chile, básicamente, desde 1960 en adelante, la que, en cierta medida, puede estar sobrestimando los resultados obtenidos hasta aquí.

Esta simultaneidad se fundamentaría en que

— El aumento en la fecundidad entre 1954 y 1962 trajo un aumento en la mortalidad de los niños menores como consecuencia de un desajuste

CUADRO 11

DIFERENCIAS EN EL COEFICIENTE  $R^2$  DE LAS ECUACIONES (2 b) y (2 c)  
SEGUN MODELO DE S. BOWLES

	$R_b^2$	$R_c^2$	$R_b^2 - R_c^2$
<b>1954</b>			
FECU	0,69	0,67	0,02
FECU 19	0,19	0,19	0,00
FECU 24	0,22	0,21	0,01
FECU 29	0,52	0,49	0,03
FECU 34	0,74	0,71	0,03
FECU 39	0,87	0,85	0,02
FECU 44	0,88	0,84	0,04
FECU 49	0,75	0,72	0,03
<b>1962</b>			
FECU	0,65	0,49	0,16
FECU 19	0,20	0,17	0,03
FECU 24	0,13	0,02	0,11
FECU 29	0,59	0,36	0,23
FECU 34	0,71	0,56	0,15
FECU 39	0,87	0,80	0,07
FECU 44	0,69	0,67	0,02
FECU 49	0,63	0,54	0,09
<b>1972</b>			
FECU	0,69	0,41	0,28
FECU 19	0,20	0,19	0,01
FECU 24	0,23	0,11	0,12
FECU 29	0,46	0,23	0,23
FECU 34	0,79	0,56	0,23
FECU 39	0,83	0,68	0,15
FECU 44	0,88	0,71	0,17
FECU 49	0,83	0,54	0,29

$R_b^2$  coeficiente de correlación obtenido de la estimación de la ecuación (2 b).

$R_c^2$  coeficiente de correlación obtenido de la estimación de la ecuación (2 c).

en la fecundidad con respecto a las condiciones económicas en ese mismo período. Es decir, las variables económicas indican un mayor costo en la mantención del hijo<sup>30</sup> (la mayor urbanización y educación aumentan el costo), pero, al no ajustarse la fecundidad a esta situación, se produce una mayor mortalidad de los niños menores.

— La reducción de la fecundidad en el período siguiente, 1962—1972, provoca también una reducción de la mortalidad de los niños menores por las mismas razones anteriores. Es decir, el ajuste de la fecundidad al mayor costo del hijo provoca una reducción en la probabilidad de muerte para esos niños.

— La mortalidad de los niños menores afecta la fecundidad. Este efecto proviene, por una parte, de su calidad de variable de intermediación, ya que refleja el nivel de vida de las familias y, por lo tanto, es determinante del costo de los hijos y del tamaño de familia deseado por los padres.<sup>31</sup> Por otra parte, la mortalidad tiene un efecto independiente sobre la fecundidad en cuanto la mayor mortalidad aumenta la satisfacción de los padres por los hijos vivos, lo cual acrecienta, a su vez, el tamaño de familia deseado por ellos, y, en consecuencia, la fecundidad.

Si la simultaneidad planteada entre estas dos variables es válida,<sup>32</sup> el suponer un modelo recursivo en la estimación, tal como el modelo de S. Bowles, producirá una sobrestimación del efecto de la mortalidad en la fecundidad. Pero a pesar de este problema, el modelo sigue teniendo validez para lo que fue planteado originalmente, y ha sido bastante revelador al permitir diferenciar ambos efectos de la mortalidad sobre la fecundidad.

	1952—1960	1960—1970
	(en porcentaje)	
Urbanización	+14	+18
Educación masculina	+36	+33
Educación femenina	+17	+43
Mortalidad de menores	-1	-6
Mortalidad infantil	+3	-34

<sup>30</sup> Como se ha planteado en el capítulo 2, a mayor nivel de vida, menor es el tamaño de familia deseado por los padres. Ello se fundamenta en que, por un lado, crece la demanda por hijos de mayor calidad, y de mayor costo; y por otro, a mayor nivel de vida, aumenta la disponibilidad de bienes de mercado en relación con el tiempo dentro del hogar, lo que sube el costo de los bienes domésticos intensivos en tiempo.

<sup>31</sup>  $MUER = f_1(FECU)$   
 $FECU = f_2(MUER)$

Se debe utilizar otro método de estimación ya que los mínimos cuadrados ordinarios dan estimaciones sesgadas para los parámetros del modelo (existe correlación entre el término de error y las variables independientes en cada ecuación). Un método de estimación aceptable, en este caso, son los mínimos cuadrados en dos etapas.

### 4.3. Resultados del tercer modelo

Para la estimación de este modelo, se utilizaron los datos mezclados de los tres períodos, tanto de la fecundidad (1954, 1962 y 1972) como de las variables independientes (1952, 1960 y 1970). Se empleó, además, la técnica de las variables mudas para captar la tendencia de largo plazo en la fecundidad y en la mortalidad por efecto de otras variables no especificadas en el modelo. En el cuadro 12 se presentan las estimaciones del modelo.

Los resultados más importantes que se pueden extraer de la estimación de la fecundidad son los siguientes:

— Los coeficientes que acompañan al término constante son grandes, positivos y estadísticamente significativos.<sup>33</sup> Esto implica que hay variables independientes no especificadas en el modelo que tienen un efecto positivo en la fecundidad del año 1954.

— Los coeficientes que acompañan a las variables mudas resultan positivos para el año 1960, y negativos para el año 1970; también son estadísticamente significativos. Por lo tanto, se puede señalar que los cambios de estas variables que no fueron especificadas en el modelo provocan un aumento en la fecundidad total en 1962, y una reducción en 1972. Esto mismo se desprende del examen de los resultados de acuerdo con las tasas específicas por edades de la madre.

— En general, los efectos de las variables independientes en la fecundidad son negativos, siendo estadísticamente significativos solamente los efectos de las variables educación y servicios de salud. Las variables ingreso y urbanización tienen, en edades jóvenes, un efecto positivo, y en edades intermedias y altas, el efecto sigue siendo negativo. Estos resultados son concordantes con los obtenidos en los modelos anteriores. Nuevamente es posible ratificar las hipótesis planteadas inicialmente en el sentido de que el desarrollo socioeconómico, medido a través de las variables independientes especificadas en el modelo, produce una reducción de la fecundidad y, por consiguiente, del tamaño de familia deseado por los padres.

Los resultados de la estimación de la función de mortalidad indican una gran correspondencia con los resultados de la fecundidad.

El coeficiente que acompaña al término constante es positivo y estadísticamente significativo. El efecto de la variable muda es positivo en 1960, y negativo en 1970.

<sup>33</sup> Según el test *t*, y con un 5 por ciento de significación.

CUADRO 12

RESULTADOS DEL MODELO DE CORTE TRANSVERSAL  
CON LOS DATOS MEZCLADOS PARA LOS TRES PERIODOS  
(tercer modelo)

	CO	MU 60	MU 70	SESAL	PROGE	URBA	EDUC
FEC	6970,56 (31,6724)	191382,00 (4,56101)	-119075,00 (-2,52740)	-72,41 (-3,41783)	-61,23 (-0,533694)	-462,86 (-0,711436)	-2466,86 (-3,61968)
FEC 19	75,99 (15,5655)	1696,92 (1,82304)	2920,25 (2,79414)	-0,77 (-1,64151)	7,92 (3,11307)	-6,19 (-0,428829)	-8,67 (-0,373264)
FEC 24	258,40 (26,8913)	8463,86 (4,61991)	1797,02 (0,873603)	-2,25 (-2,43514)	14,56 (2,90676)	8,67 (0,305106)	-125,23 (-4,20889)
FEC 29	335,89 (28,6387)	8079,15 (3,61299)	-7754,19 (-3,08839)	-2,48 (-2,19890)	-5,17 (-0,845095)	4,06 (0,116985)	-134,99 (-3,71671)
FEC 34	300,85 (22,2124)	11795,40 (4,56772)	-9885,90 (-3,40954)	-3,25 (-2,49403)	-17,26 (-2,44436)	-22,79 (-0,569144)	-52,65 (-1,25526)
FEC 39	248,80 (31,4319)	6826,92 (4,32363)	-6423,66 (-3,79088)	-2,91 (-3,31829)	-9,76 (-2,36576)	-32,24 (-1,37805)	-99,48 (-4,05846)
FEC 44	141,38 (31,9154)	1523,86 (1,80432)	-3458,98 (-3,64763)	-2,15 (-5,05507)	-2,20 (-0,951552)	-36,36 (-2,77663)	-56,18 (-4,09604)
FEC 49	32,84 (20,6922)	-102,60 (-0,339034)	-1005,08 (-2,95793)	-0,66 (-4,32654)	-0,42 (-0,51292)	-7,45 (-1,38710)	-16,20 (-3,29605)
MORT	1,290 (115,305)	10,540 (3,61919)	-4,800 (-1,44281)	-0,005 (-4,14281)	-0,003 (-0,376487)	0,032 (0,937578)	-0,214 (-5,6526)

Lo anterior puede llevar a concluir que existen otras variables no especificadas en el modelo que determinan el nivel de mortalidad de los niños menores en 1952, y que los cambios en estas mismas variables determinan un aumento en la mortalidad en 1960, y una disminución en la mortalidad en 1970.

Con relación al efecto de las variables independientes, se puede señalar que los servicios de salud, la educación y el ingreso tienen un efecto negativo en la mortalidad de los niños menores; sin embargo, la variable urbanización presenta un efecto positivo.

De los resultados anteriores, se puede inferir que el nivel alto de la mortalidad de menores en 1960, que se mantiene sin variación con respecto a 1952, se debe a que la incidencia negativa de la mayor educación, del ingreso y de los servicios de salud es compensada por el efecto positivo que tiene en la mortalidad la mayor urbanización y las otras variables no especificadas.

En cambio, para el año 1972, el efecto negativo de las variables independientes, junto con el de las otras variables, explica la reducción de la mortalidad de niños menores.

Tal como se señaló antes, se pone en evidencia con estos resultados una gran correlación entre las variaciones de la fecundidad y la mortalidad durante el período estudiado. Los aumentos en la mortalidad coinciden con un aumento en el mismo período en la fecundidad; lo mismo ocurre con las reducciones. Movimientos no explicados por las variables independientes sino que por otras variables no especificadas están determinando variaciones correspondientes en la fecundidad y en la mortalidad. Este resultado, unido al efecto positivo de la urbanización sobre la mortalidad, permite plantear más claramente la existencia de simultaneidad entre ambos procesos, como ya se había adelantado con los resultados del modelo de Bowles. Simultaneidad que se manifiesta por el rezago en el ajuste de la fecundidad al efecto de las variables económicas.

## 5. CONCLUSIONES FINALES

Teniendo presente los resultados y conclusiones de cada uno de los modelos planteados, es posible señalar lo siguiente con relación a la fecundidad en Chile durante el período 1954-1972.

5.1. El efecto de la proporción de la población masculina que trabaja en el sector agrícola sobre la fecundidad no es claro, por el hecho de medir con esta variable la ubicación rural-urbana de los hogares y, también, una menor población joven (15-29 años) en el campo respecto a la ciudad. Los estu-

dios sobre migración del sector rural al sector urbano en Chile determinan, para los migrantes, un promedio de 23 años; esto tiene un efecto importante en la fecundidad, ya que ésta es más alta justamente en esas edades. Por lo tanto, esta variable fue reemplazada por una que mide la proporción de la población total de cada provincia que vive en localidades de más de 8.000 habitantes para captar la diferencia de costo en mantener un hijo en la ciudad con relación al campo.

5.2. La fecundidad es explicada en alto grado por la variable que mide la mortalidad de los niños menores de 15 años y por un conjunto de variables que reflejan el nivel de vida de la población, como la educación, el ingreso per cápita y la urbanización.

Cada una de estas variables que indican nivel de vida tiene un efecto negativo en la fecundidad y capta, básicamente, el predominio de un efecto de costo diferente, de cada una de ellas, en la fecundidad (efecto de sustitución).

El efecto de costo de la mayor educación masculina se determina por el aumento en la productividad de las personas en el mercado; esto aumenta la disponibilidad de bienes de mercado con relación al tiempo dentro del hogar. Esta escasez relativa de tiempo incrementa el costo de los bienes domésticos intensivos en este factor y, por consiguiente, el costo de tener hijos por ser esta una actividad intensiva en tiempo.

El efecto de costo de la mayor educación femenina se explica, principalmente, por el aumento en el salario de mercado para la mujer con mayor educación, lo que aumenta también el precio del tiempo dentro del hogar y, en consecuencia, el costo del hijo.

A los efectos anteriores de costo de la educación se puede agregar otro que se refiere al crecimiento en la demanda de hijos con mayor "calidad", a medida que sube la educación de los padres.

El efecto de costo de la urbanización se explica por el mayor costo de la alimentación, del vestuario y de la vivienda de un hijo en el sector urbano respecto al sector rural.

El efecto de costo de un aumento en el ingreso per cápita se explica por la mayor disponibilidad efectiva de recursos y de bienes en forma independiente de los niveles de la educación. Esto aumenta la disponibilidad de bienes de mercado en relación con el tiempo, y encarece relativamente este último factor. El hecho anterior provoca un incremento en el costo de las actividades intensivas en tiempo y, por lo tanto, un crecimiento en el costo del hijo.

En definitiva, se puede concluir entonces que estas variables independientes, al estar indicando el costo de la actividad, son determinantes también del tamaño de familia deseado por los padres y, a su vez, del nivel de fecundidad. De ahí que tengan una incidencia negativa en los diferentes modelos planteados, tanto en mujeres de edades intermedias y altas como en la fecundidad total.

5.3. A pesar del efecto negativo planteado en el punto anterior, las variables independientes tienen también, en general, una influencia positiva en la fecundidad de mujeres jóvenes (entre 15 y 19 años de edad), lo que muestra así que, junto con la reducción de la fecundidad total, se produce también una mayor ordenación en el proceso y una concentración en mayor número de nacimientos en esas edades. Además, se estaría reafirmando que los planteamientos del modelo económico utilizado son válidos en las situaciones marginales del proceso de fecundidad y, por consiguiente, en edades más altas para la mujer.

5.4. La mortalidad de los niños menores de 15 años tiene dos efectos diferentes en la fecundidad.

Por una parte, constituye una variable de intermediación en la fecundidad. A través de ella se transmiten los efectos de costo de la urbanización, ingreso y educación sobre la fecundidad. La correlación entre la mortalidad y estas variables es bastante alta.

Por otra parte, la mortalidad tiene un efecto independiente del anterior sobre la fecundidad. Cualquiera variación de la mortalidad independiente de las variaciones en las condiciones de vida de la población afectan el tamaño de familia deseado por los padres y, consecuentemente, la fecundidad. Un aumento en la mortalidad de los hijos aumenta la satisfacción de los padres derivada de los hijos vivos; asimismo, un aumento en la mortalidad requiere una mayor cantidad de nacimientos para obtener un determinado tamaño de familia deseado.

El efecto independiente de la mortalidad es captado en esta investigación por una variable que mide servicios de salud en términos de camas de hospital por cada 1.000 niños menores de 15 años. Esto hace pensar que este efecto tiene relación con la aplicación de la política pública en la asistencia médica y en la alimentación de niños menores, y que redujo la mortalidad en forma independiente de las condiciones generales de vida de la población (como son los niveles de educación, de urbanización y del ingreso per cápita).

5.5. El planteamiento teórico básico utilizado en este estudio tiene relación con el hecho de que las variables explicativas del modelo producen

en la fecundidad efectos diferentes de ingreso, costo y precio, a lo que las personas reaccionan ajustando su comportamiento reproductivo a través del tiempo. En relación con este planteamiento, es necesario especificar que, para el caso chileno, este ajuste ha sido lento en el período 1960-1962, y bastante rápido en el período 1970-1972. Indudablemente que esta diferencia en el ajuste está determinada en gran medida, por la mayor difusión y el mayor acceso a los sistemas de control de la natalidad, en el último período. Esto no ha sido comprobado por el estudio, ya que la variable de control de la natalidad se dejó fuera por no disponerse de información confiable. Solo se tienen datos sobre mujeres cubiertas por el plan de control del Servicio Nacional de Salud. Esta información se incorporó en la estimación del año 1972, pero no afectó los resultados, por lo que se decidió finalmente dejarla fuera.

5.6. La diferencia en el ajuste de la fecundidad a través del tiempo provoca a la vez un efecto importante en la mortalidad de los niños menores. Esto explicaría, en cierta medida, el nivel alto de la mortalidad de menores en el período 1960-1962, y la reducción en la mortalidad en el período 1970-1972.

Este efecto de la fecundidad sobre la mortalidad es causado, en cierta forma, por la mayor urbanización en la economía chilena a partir de 1960, y con relación a 1952. Esto produce un encarecimiento en la alimentación, el vestuario y la vivienda necesarios para mantener la familia por los padres. En otros términos, a un mismo nivel de todas las demás variables, el aumento en la urbanización reduce la disponibilidad de los bienes requeridos para mantener los hijos, y hace crecer su probabilidad de muerte. Esto explicaría la correlación positiva entre la urbanización y la mortalidad observada en el estudio.

5.7. Finalmente, es preciso señalar que los modelos de estimación utilizados entregan, posiblemente, una sobrestimación del efecto de la mortalidad en la fecundidad, fruto de la simultaneidad de ambos procesos en el tiempo. Esto requiere que sea estudiado con mayor detención en investigaciones futuras.

## ANEXO ESTADISTICO I

### PRIMER MODELO ESTIMADO

$$FEC^{x+2} = A_0 + A_1 MORT^x + A_2 EDMASC^x + A_3 EDFEM^x + A_4 PAG^x + U_1$$

$$FEC_i^{x+2} = B_0 + B_1 MORT^x + B_2 EDMASC^x + B_3 EDFEM^x + B_4 PAG^x + U_2$$

**Método de estimación:** Mínimos cuadrados aplicados al modelo de regresión múltiple en forma separada para cada año (1954, 1962 y 1972).

#### 1. CALCULO DE LA VARIABLE DEPENDIENTE DEL MODELO

##### 1.1. Tasa de nacimiento específica por edad de las mujeres a nivel provincial ( $F_i$ )

$$x = 1952, 1960, 1970$$

$$F_i^{x+2} = \frac{b_i^{x+2}}{P_i^{x+2}} k \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, 2, \dots, 7 \\ i = (15-19), (20-24), \dots, (45-49) \end{array}$$

donde

$b_i^{x+2}$  = Nacidos vivos registrados por mujeres de edad  $i$  durante el año  $x+2$  ( $i$  = intervalo de 5 años)

$P_i^{x+2}$  = Promedio anual de mujeres de edades  $i$ , en el año  $x+2$

$k$  = 1.000.

##### 1.2. Tasa de fecundidad total ( $F$ )

$$F = 5 \sum_{i=1}^7 \left( \frac{b_i^{x+2}}{P_i^{x+2}} \right) k \quad \text{valor aproximado a} \quad \sum_{j=15}^{49} \left( \frac{b_j^{x+2}}{P_j^{x+2}} \right) k \quad j = 1 \text{ año}$$

$$F = 5 \sum_{i=1}^7 P_i$$

La tasa de fecundidad total equivale a la proporción de hijos que puede tener un grupo hipotético de mujeres (1.000) durante su vida, si su comportamiento reproductivo en cada tramo de edad es el correspondiente al de las mujeres de ese año en el tramo de edad respectivo.

Las tasas específicas y la total se calculan con datos provinciales, para los años 1954, 1962 y 1972.

### 1.3. Ajustes necesarios

a) Los nacidos vivos correspondientes a mujeres menores de 15 años se suman a los de la categoría de 15 a 19 años, y los nacidos vivos correspondientes a mujeres mayores de 49 años se agregan a los de la categoría de 45 a 49 años.

b) Los nacidos vivos registrados sin edad de la madre se reparten en forma proporcional a la cantidad de nacidos vivos en los siete tramos de edad.

### 1.4. Fuentes de información utilizadas

a) Los nacidos vivos por edad de la madre se obtienen directamente de "Estadísticas Vitales de Nacimientos", *Revista de Demografía*, publicación anual del INE. Para el cálculo de las tasas antes especificadas, se corrige el valor de los nacidos vivos con un factor de correlación calculado a nivel provincial por Raúl Tapia, de CELADE.

b) La población femenina por grupos quinquenales de edad al 30 de junio de 1962 y 1972 se obtiene directamente de estimación hecha por Instituto Nacional de Estadísticas por provincias, sexo y tramos quinquenales de edad (al 30 de junio, entre los años 1960 y 1975).

c) La población femenina provincial y por grupo quinquenales de edad al 30 de junio de 1954 se calculó siguiendo una metodología semejante a la utilizada por INE para obtener la estadística entre los años 1960-1975.

Se tiene la población femenina provincial censada al 22 de abril de 1952 y 29 de noviembre de 1960.

Se lleva la población censal al 30 de junio de 1952 y al 30 de junio de 1960, respectivamente, utilizando la siguiente fórmula:

$$N_t = \frac{2 + R_t}{2 - R_t} N_0$$

donde

$N_t$  es la población femenina al 30 de junio de 1952 (30 de junio 1960)

$N_0$  población a la fecha del censo

t es tiempo expresado en años (entre fecha del censo y el 30 de junio)

R es la tasa de crecimiento anual correspondiente al período 1950–1955 y 1955–1960, según estimación hecha por CELADE.

Se mantiene la estructura de población por tramos de edad; así se obtiene la población total del país, la provincial y femenina, por tramos quinquenales de edad.

Por interpolación lineal entre la población de 1952 y la de 1960, se obtiene la población femenina provincial y por grupos quinquenales de edad, estimada al 30 de junio de 1954. Esta estimación se ajusta a la población femenina total del país según "Proyección de población por sexo y grupos de edades 1950–2000".

Una vez calculadas las tasas específicas de fecundidad ( $F_j$ ) y la total ( $F$ ), se ponderan multiplicando su valor por la raíz cuadrada de la población femenina de 15 a 49 años en la provincia. Así se obtuvo  $FEC_j$  y  $FEC$ .

## 2. CALCULO DE LA VARIABLE MORT

La variable MORT representa el valor recíproco de la probabilidad de sobrevivir de un niño desde que nace hasta los 15 años, y también está ponderada por el tamaño de la población femenina de 15 a 49 años. Se trabaja en el modelo con esta variable provincial para los años 1952, 1960 y 1970 (las variables independientes tienen un rezago de dos años con respecto a la variable dependiente).

$$MORT = M^x \sqrt{P_F^{15-49}}$$

$$M^x = \frac{l_0}{15P_0} = \frac{l_0}{l_{15}} \quad x = 1952, 1960, 1970$$

Para el cálculo de  $M^x$  en 1952 y 1960, se obtienen los valores requeridos directamente de las Tablas de vida abreviada para Chile, por provincias, construidas por Héctor Gutiérrez Roldán (1952–1953 y 1958–1961), del Departamento Bioestadística, Universidad de Chile.

Para 1970, la información se obtiene de las tablas abreviadas de mortalidad a nivel nacional y regional 1969–1970, construidas por José M. Puyol, CELADE, 1976. Como la información se requiere a nivel provincial, se supone que para cada provincia se tiene la misma probabilidad de sobrevivencia que en la región a la que pertenece, con excepción de las provincias que conforman la octava región (Ñuble, Concepción, Arauco y Bío Bío). Por tener

antecedentes de diferencias demográficas importantes entre estas provincias, se optó por hacer los cálculos en forma individual para cada una de estas provincias.

## **2.1. Metodología seguida para obtener la probabilidad de sobrevivir de un niño desde que nace hasta los 15 años**

Se siguió la misma metodología utilizada por J. M. Puyol en "Tablas abreviadas de mortalidad a nivel nacional y regional 1969-1970" de CELADE.

Se emplearán dos procedimientos, uno aplicable a los menores de cinco años, y el otro aplicable a los mayores de cinco años.

## **2.2. Cálculo de la mortalidad de los menores de cinco años**

Se utilizan:

Defunciones de menores de 1 año, por sexo y edad simple (1960-1970).

Defunciones generales de 1 a 9 años, por sexo y edad simple, desde 1960 hasta 1970.

Nacimientos anuales por sexo y por residencia habitual de la madre (sin corregir) del período 1960-1970.

Población censal de 5 a 9 años, por sexo y edad simple (1970).

### **a) Fuente de información**

Estadísticas vitales, INE.

Censo del 22 de abril de 1970.

Por cuanto los datos de población proporcionados por el censo son de calidad más deficiente en las primeras edades, para los menores de 5 años no se calcularán las probabilidades de morir (complemento de probabilidad de sobrevivir) a partir de las tasas centrales de mortalidad. Se partirá, en cambio, haciendo la corrección de nacimientos.

### **b) Corrección de nacimientos**

Para este ajuste, se utilizó el gráfico de Lexis.

El método consiste en estimar el número de nacimientos que debieron ocurrir durante un año determinado para dar origen a la población de edad  $x$  al 1º de enero de 1970, tomando en consideración las defunciones ocurridas en la cohorte desde el nacimiento de dichas personas hasta que cumplieron la edad  $x$ .

Por ejemplo, si se tiene la población de tres años de edad (es decir, personas que tienen entre 3 y 4 años, edades exactas) al 1º de enero de 1970, se debería sumar a ella ciertas defunciones seleccionadas a partir del año 1966, para obtener los nacimientos ocurridos en este último año.

$$B^{66} = N_3 + \alpha D_3^{69} + \alpha D_2^{69} + \alpha D_2^{68} + \alpha D_1^{68} + \alpha D_1^{67} + \alpha D_0^{67} + \alpha D_0^{66}$$

Se necesita información de defunciones por edad individual divididas en dos grupos,  $\alpha$  y  $\sigma$ , donde

$\alpha D_x^z$  son defunciones de personas de edad  $x$ , ocurridas en el año  $z$  y que cumplieron dicha edad  $x$  durante el año  $z$ .

$\sigma D_x^z$  son defunciones de personas de edad  $x$ , ocurridas en el año  $z$  y que cumplieron dicha edad  $x$  en el año anterior, o sea, el año  $z-1$ .

$B^z$  son nacimientos ocurridos en el año  $z$ .

Para poder calcular las defunciones  $\alpha D_x$  y  $\sigma D_x$ , fue necesario disponer de factores de separación de las defunciones, es decir, el porcentaje de defunciones de personas de edad  $x$ , ocurridas en un año determinado, que cumplieron dicha edad en el año anterior.

El factor de separación de defunciones de personas de edad  $x$  en el año  $z$  se expresa de acuerdo con la relación siguiente:

$$f_x^z = \frac{\sigma D_x^z}{D_x^z}$$

#### Factores de separación de las muertes

Edad	Factor
1	0,41
2	0,47
3	0,48
4	0,48
5 y más	0,50

Para los menores de un año, se utilizaron los factores de separación calculados por José M. Puyol para el año 1969, por sexo y región (Chile), op. cit. Se supone para cada provincia el factor de separación de la región a la que pertenecen.

c) Cálculo de probabilidad de morir de los menores de cinco años, por sexo y edad individual

Se utilizó la metodología llamada de nacimientos conexos, que consiste en relacionar defunciones de individuos de una determinada edad  $x$  con los nacimientos que dieron origen a dichas personas.

Como la probabilidad de muerte utilizada para el resto de las provincias se refiere a los años 1969-1970, en el caso de las provincias de la octava región se calcularon las siguientes relaciones de probabilidades de muerte, diferidas por sexo, provincia y edad.

$$o/qo^{H-y} = \frac{D_o^{H-y, 69} + D_o^{H-y, 70}}{1/2 (B^{H-y, 68} + 2B^{H-y, 69} + B^{H-y, 70})}$$

$$o/qo^{M-y} = \frac{D_o^{M-y, 69} + D_o^{M-y, 70}}{1/2 (B^{M-y, 68} + 2B^{M-y, 69} + B^{M-y, 70})}$$

H-y      Hombres de Ñuble; hombres de Concepción; hombres de Bío-Bío; hombres de Arauco.

y          Señala provincia.

H          Sexo masculino.

M          Sexo femenino.

$o/qo^{H-y}$       Probabilidad de muerte de los menores de un año, antes de cumplir un año, para la provincia y sexo masculino.

$o/qo^{M-y}$       Probabilidad de muerte de los menores de un año, antes de cumplir un año, para la provincia y sexo femenino.

B          Nacimientos corregidos. Para ello se multiplica el valor de nacimiento obtenido de Estadísticas Vitales por un factor de integridad de registro.

$$F.I.R. = \frac{\text{Nacimientos estimados}}{\text{Nacimientos observados}}$$

La probabilidad de muerte se calculó para los recién nacidos, diferida por año individual entre 0 y 4 años de edad, por sexo y provincia.

Con la información anterior y la raíz de la tabla  $l_0 = 100.000$  se obtuvieron los siguientes valores de la tabla de vida, hasta las edades de cinco años:

$$q_x = \text{probabilidad de morir a la edad } x = \frac{d_x}{l_0 - \sum_{t=0}^{t=x} d_t}$$

$$d_x = \text{defunciones de edad exacta } x = l_0 \cdot xq_0$$

$$l_x = \text{sobrevivientes de edad exacta } x = l_0 - \sum_{t=0}^{t=x} d_t$$

### 2.3. Cálculo de la mortalidad de los mayores de 5 años

La información que se requería era la mortalidad por sexo hasta los 15 años, y así poder obtener la probabilidad de sobrevivencia de un niño desde que nace hasta los 15 años, por sexo y para cada provincia de la octava región. Con la información anterior se obtiene la probabilidad de sobrevivencia para ambos sexos en forma conjunta, que fue la utilizada en el modelo.

#### a) Tasas centrales de mortalidad por sexo y por grupos quinquenales de edad ( $5m_x$ )

$$5m_x = \frac{5\bar{D}_x}{5N_x}$$

donde

$5\bar{D}_x$  representa las defunciones promedio de los años 1969 y 1970, de personas con edad de  $x$  a  $x + 5$  años.

$5N_x$  representa la población que tiene entre  $x$  y  $x + 5$  años, al primero de enero de 1970.

#### b) Probabilidad de morir por sexo y por grupos quinquenales de edad ( $5^q_x$ )

Las tasas centrales de mortalidad ( $5m_x$ ) se convirtieron en probabilidad de morir mediante el uso de las fórmulas de Reed y Merrel. Como se

requiere solamente la probabilidad de morir hasta los 15 años de edad, no fue necesario hacer el ajuste de las tasas centrales de mortalidad.

Con  $l_5$  y  $5^q x$  se obtienen los demás valores de la tabla de vida hasta los 15 años, como son  $dx$  y  $l_x$ . En definitiva, el valor necesario es  $l_{15}$  = sobrevivientes de edad exacta de 15 años, por sexo y por cada provincia de la octava región.

c) Sobrevivientes para ambos sexos ( $l_x^{AS}$ )

Se calculó la función de sobrevivientes de edades exactas mediante la siguiente fórmula:

$$l_x^{AS} = (1,05 l_x^H + l_x^M) / 2,05$$

donde

$l_x^{AS}$  son los sobrevivientes de edad exacta  $x$  de ambos sexos.

$l_x^H$  son los sobrevivientes de edad exacta  $x$  de hombres.

$l_x^M$  son los sobrevivientes de edad exacta  $x$  de mujeres.

### 3. CALCULO DE LA VARIABLE EDMASC

$$EDMASC = EDM \cdot \sqrt{P_F^{15-49}}$$

EDM Proporción de población masculina mayor de 15 años con, a lo menos, 5 a 6 años de educación aprobada.

$P_F^{15-49}$  Población femenina entre (15—49) años de edad.

El valor de EDMASC se calculó para los años 1952, 1960 y 1970, y para las 25 provincias del país.

La información se tomó directamente de los censos de población, con la excepción del año 1952, en que se debió hacer un ajuste ya que la información entregada por el Censo está agrupada por sexo y edad individual para el conjunto de los 6 años de enseñanza primaria aprobada. Lo mismo ocurre con la enseñanza secundaria, técnico—profesional y universitaria, por lo que se tomó la información agrupando las personas que tenían 1 o más años aprobados de enseñanza secundaria, técnico—profesional y universitaria, por sexo y para los mayores de 15 años. Este valor fue ajustado

agregándole un valor estimado de las personas mayores de 15 años que tienen entre 5 y 6 años de enseñanza primaria aprobada. La estimación se efectuó por la interpolación entre los valores obtenidos en el censo de 1940 y el censo de 1960.

#### 4. CALCULO DE LA VARIABLE EDFEM

$$EDFEM = EDF \cdot \sqrt{P_F^{15-49}}$$

EDF Proporción de población femenina mayor de 15 años con, a lo menos, 5 a 6 años de educación aprobada.

$P_F^{15-49}$  Población femenina de 15 a 49 años de edad.

El valor de EDFEM se calculó para los años 1952, 1960 y 1970, y para las 25 provincias del país.

La información se tomó directamente de los censos de población. Para el año 1952, se debió hacer el mismo ajuste que en el caso de la educación masculina.

#### 5. CALCULO DE LA VARIABLE PAG

$$PAG = PA \cdot \sqrt{P_F^{15-49}}$$

PA Proporción de la fuerza de trabajo masculina que trabaja en el sector agrícola.

$P_F^{15-49}$  Población femenina de 15 a 49 años de edad.

El valor de PAG se calculó para los años 1952, 1960 y 1970, y por provincia.

La información se tomó directamente de los censos de población.

## ANEXO ESTADISTICO 2

### SEGUNDO MODELO ESTIMADO

$$FECU_i^{x+2} = C_1 MUER^x + C_2 URNI^x + C_3 ENS^x + C_4 INGRE^x + U_1$$

$$MUER^x = D_1 URNI^x + D_2 ENS^x + D_3 INGRE^x + U_2$$

$$FECU_i^{x+2} = E_1 URNI^x + E_2 ENS^x + E_3 INGRE^x + U_3$$

$FECU_i^{x+2}$  Es el valor normalizado de  $F_i^{x+2}$ .

$$FECU_i^{x+2} = \frac{F_i^{x+2} - \bar{F}_i^{x+2}}{\sqrt{\sigma^2 F^{x+2}}}$$

$MUER^x$  Es el valor normalizado de  $M^x$ .

$$MUER^x = \frac{M^x - \bar{M}^x}{\sqrt{\sigma^2 M^x}}$$

$x$  Indica año (1952, 1960 y 1970).

$i$  Grupo quinquenal de edad (15-19, 20-24. . . , 45-49)

$URNI^x$  Valor normalizado de  $UR^x$

$UR^x$  Proporción de la población a nivel provincial que viven en localidades de más de 8.000 habitantes en el año  $x$ .

$ENS^x$  Valor normalizado de  $EN^x$

$EN^x$  Proporción de la población mayor de 15 años en la provincia que tiene, a lo menos, 5 a 6 años de enseñanza aprobada en el año  $x$ .

$$ENS^x = \frac{EN^x - \bar{EN}^x}{\sqrt{\sigma^2 EN^x}}$$

$INGRE^x$  Valor normalizado de  $IN^x$

$IN^x$  Producto geográfico per cápita en la provincia para el año  $x$ .

$$\text{INGRE}^x = \frac{\text{IN}^x - \overline{\text{IN}}^x}{\sqrt{\sigma^2 \text{IN}^x}}$$

#### Información utilizada

Los valores de  $F_i^{x+2}$  y  $M^x$  son los mismos valores empleados en el modelo anterior, por provincia, y para tres momentos diferentes de tiempo. La variable  $F_i$  tiene dos periodos de rezago con respecto a  $M$ .

*UR* se obtiene directamente de los censos de población, a nivel de provincia, y para los años 1952, 1960 y 1970.

*ENS* se obtiene también directamente de los censos de población, a nivel de provincia, y para los años 1952, 1960 y 1970. Para el año 1952, se efectúa el mismo ajuste hecho en el caso de la enseñanza diferenciada por sexo.

*IN*, correspondiente al año 1970, se trabaja con cifras de producto geográfico bruto calculadas por ODEPLAN, por provincia, en miles de escudos de 1965. Se obtiene de *Balances Económicos de Chile 1960-1970*, publicación de ODEPLAN. En el año 1960 se utilizaron las cifras del producto geográfico calculadas por ODEPLAN, por regiones, en miles de escudos de 1965. Para obtener el valor por provincias, se hizo un ajuste en los casos en que varias provincias conforman una región. En el año 1952, el *IN* se elabora con cifras del producto geográfico calculadas por CORFO, a nivel regional y provincial, en miles de escudos de ese año. Estos valores se transformaron en miles de escudos de 1965 según la compatibilización hecha por Soledad Leniz y Pilar Rozas entre las cuentas del producto nacional de CORFO y ODEPLAN (documento de trabajo, de la Universidad Católica de Chile).

**Método de estimación:** Aplicación de los mínimos cuadrados al modelo de regresión múltiple, especificado para tres momentos diferentes en el tiempo.

## ANEXO ESTADISTICO 3

### TERCER MODELO ESTIMADO

$$\text{FEC} = C_0 + C'_0 \text{MU}_{60} + C''_0 \text{MU}_{70} + C_1 \text{PROGE} + C_2 \text{URBA} + C_3 \text{EDUC} + C_4 \text{SESAL} + U_1$$

$$\text{FEC}_i = C_0^i + C_0^i \text{MU}_{60} + C_0^i \text{MU}_{70} + C_1^i \text{PROGE} + C_2^i \text{URBA} + C_3^i \text{EDUC} + C_4^i \text{SESAL} + U_2$$

$$\text{MORT} = M_0 + M_0 \text{MU}_{60} + M_0 \text{MU}_{70} + M_1 \text{PROGE} + M_2 \text{URBA} + M_3 \text{EDUC} + M_4 \text{SESAL} + U_3$$

Para su estimación, se aplica el método de los mínimos cuadrados a cada ecuación, y con los valores mezclados de las variables correspondientes a los tres años 1952, 1960 y 1970.

$\text{MU}_{60}$  Variable muda, año 1960

$\text{MU}_{70}$  Variable muda, año 1970

**PROGE** Producto geográfico provincial per cápita multiplicado por la raíz cuadrada de la población femenina de 15 a 49 años de edad, a nivel de la provincia.

**URBA** Proporción de la población que vive en localidad de más de 8.000 habitantes, multiplicada por la raíz cuadrada de la población femenina de 15 a 49 años de edad, a nivel de provincia.

**EDUC** Proporción de la población mayor de 15 años con, a lo menos, 5 a 6 años de enseñanza aprobada, a nivel de provincia, multiplicada por la raíz cuadrada de la población femenina de 15 a 49 años de edad, a nivel de provincia.

$C_0$  1 por raíz cuadrada de la población femenina de 15 a 49 años de edad, a nivel de provincia.

**SESAL** Proporción de camas de hospital por niños de 15 años, multiplicada por la raíz cuadrada de la población femenina de 15 a 49 años de edad, a nivel de provincia.

La información utilizada para la estimación del tercer modelo es la misma que se empleó en los dos modelos anteriores, agregando un nuevo indicador sobre servicios de salud a los niños menores. Se obtuvo de las estadísticas del INE, las que proporcionan datos sobre el número de camas de hospital para niños y adultos, separadamente. (Boletín 1952, INE, Sinopsis 1960 y Sinopsis 1970, INE).

## BIBLIOGRAFIA

- Anker, Richard y Ghazi M Farooq "Población y desarrollo socioeconómico: Una nueva perspectiva", *Revista Internacional del Trabajo* vol. 97, N° 2, abril-junio de 1978.
- Adelman, Irma *Teorías del desarrollo económico*, F.C.E., México, 1965, 2ª ed.
- Becker, Gary S. "An Economic Analysis of Fertility", *Economic Journal*, N° 75, septiembre de 1965.
- Ben-Forath, Joram "Economic Analysis of Fertility in Israel: Point and Counterpoint", *Journal of Political Economy*, vol. 81, N° 2, marzo-abril de 1973.
- Blake, Judith "Are Babies Consumer Durables? A Critique of the Economic Theory of Reproduction Motivation", *Population Studies*, N° 22, marzo de 1968.
- Bowles, Samuel "Schooling an Inequality from Generation to Generation" *Investment in Education. . .*, ed. por Theodore W. Schultz, The University Chicago Press, 1972.
- CORFO *Cuentas Nacionales Chile, 1940-1962*
- Errázuriz, Margarita M. *Notas sobre el efecto de un aumento de la educación sobre la fecundidad*, CELADE (IP1/13, 120).
- Fucaraccio, Angel y Carmen Arretx "Relaciones entre variables económicas y demográficas. Ensayo de un modelo" en *Los estudios demográficos en la planificación del desarrollo*, CELADE, Santiago, 1975.
- González-C., Gerardo *Development Measures Leading to a Decline in Fertility in Underdeveloped Countries of Latin America: The Cases of Brazil-Chile-Cuba*, CELADE (Serie A, N° 120).

- González—C., Gerardo *Políticas de población y marginalidad social*  
 Conferencia Regional Latinoamericana de  
 Población México, agosto de 1970.
- Gutiérrez, Héctor *Tablas de vida abreviadas por provincias,  
 ambos sexos. Chile 1952—1953; 1958—  
 1962*, Universidad de Chile, Escuela de Sa-  
 lubridad, Departamento de Bioestadística,  
 Santiago.
- Hashimoto, Masanori “Economics of Post War Fertility in Japan:  
 Differentiales an Trends”, *J.P.E.*, vol. 82  
 N<sup>o</sup> 2, marzo—abril de 1974.
- Heer, David “Economics Development and Fertility” en  
*Reading in Population*, ed. por Williams Pe-  
 tersen, 1972.
- INE Censos de población correspondientes a los  
 años 1940, 1952, 1960 y 1970.
- INE “Estadísticas vitales”, en *Revista de Demo-  
 grafía*, años 1952, 1962 y 1972.
- INE *Estadística*, años 1952, 1960 y 1970.
- Leniz, Soledad y *Compatibilización de las cuentas nacionales  
 Pilar Rozas de Chile*, documento de trabajo N<sup>o</sup> 21, Insti-  
 tuto de Economía, Universidad Católica de  
 Chile, 1974.
- Malthus, T.R. *An Essay on the Principle of Population  
 and a Summay View of the Principle of Po-  
 pulation*, Penguin, Baltimore, 1970.
- Michael, Robert *Education and Fertility*, mimeógrafo ed.  
 Nat. Bur. Econ. Res., Nueva York, 1971.
- Mincer, Jacob “Labor Force Participation of Married Wo-  
 men” en *Aspects of Labor Economics*, ed.  
 por H. Gregg Lewis, Universities—National  
 Bureau Conference, serie 14, Princeton  
 1962.

- Nerlove, Marc "A Note on Error Components Models", *Econometrica*, vol. 39, N° 2, marzo de 1971.
- Nerlove, Marc "Household and Economy: Toward a New Theory of Population and Economic Growth", *J.P.E.*, vol. 82, N° 2, marzo-abril de 1974.
- ODEPLAN *Balances económicos de Chile 1960-1970*, Editorial Universitaria, Santiago.
- Puyol, José M. *Chile: Proyecciones de la población por sexo y grupos quinquenales de edades, 1950-2000*, CELADE (A/140)
- Puyol, José M. *Chile: Tablas abreviadas de mortalidad a nivel nacional y regional*, CELADE (A/141).
- Schultz, Paul T. "Explanation of Birth Rate Changes Over Space and Time: A Study of Taiwan" *J.P.E.*, vol 81, N° 2, marzo-abril de 1973.
- Schultz, Theodore W. "The High Value of Human Time: Population Equilibrium", *J.P.E.*, vol. 82, N° 2, marzo-abril de 1974.
- Willis, Robert J. "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior", *J.P.E.*, vol 81, N° 2, marzo-abril de 1973.
- Zúñiga, Jorge *La emigración rural en la provincia de Coquimbo (Chile)*, ILDIS, 1972, Documento N° 16, Santiago.