

250E 0352500
#12/76

CELADE

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

Albino Bocaz

Serie A, Nº146
Octubre, 1976
300.

METODOS DE TIPIFICACION Y DE PROTECCION
ANUAL DE LA PAREJA
(APLICACION A CHILE, 1960-1974)

Las opiniones y datos que figuran en este trabajo son responsabilidad del autor, sin que el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) sea necesariamente partícipe de ellos.

I N D I C E

| | <u>Página</u> |
|---|---------------|
| INTRODUCCION | 1 |
| I. EL METODO DE LA TIPIFICACION | 3 |
| II. EL METODO DE PROTECCION ANUAL DE LAS PAREJAS (PAP) | 15 |
| III. EL METODO DE LEE-ISBISTER | 29 |

Indice de Cuadros

| <u>Cuadro</u> | | <u>Página</u> |
|---------------|---|---------------|
| 1 | Mujeres casadas 20-24 años: Paridez media en el año 1960, por grado de urbanización, participación económica y nivel de instrucción | 10 |
| 2 | Mujeres casadas 20-24 años: Distribución relativa en el año 1970, por grado de urbanización, participación económica y nivel de instrucción | 10 |
| 3 | Mujeres casadas 45-49 años: Paridez media en el año 1960, por grado de urbanización, participación económica y nivel de instrucción | 11 |
| 4 | Mujeres casadas 45-49 años: Distribución relativa en el año 1970 por grado de urbanización, participación económica y nivel de instrucción | 11 |
| 5 | Reducción de la paridez de la mujer chilena, debida a tres variables estructurales y al efecto conjunto de otras causas, período 1960-1970 | 14 |
| 6 | Protección media, según años en el programa | 20 |
| 7 | Distribución relativa de mujeres ingresadas al programa, según edad | 20 |
| 8 | Proporción de mujeres protegidas en el año (z), según grupos quinquenales de edades | 21 |
| 9 | Mujeres ingresadas al programa, según año de ingreso | 21 |
| 10 | Mujeres protegidas por grupos de edades y año, según año del ingreso | 22 |
| 11 | Chile: Tasas de fecundidad marital, según grupos de edades, 1961-1963 | 24 |
| 12 | Años-mujer de protección y fecundidad potencial, por período, según grupos de edades | 24 |
| 13 | Años-mujer de protección en los períodos 1970-1974 y 1975-1979 de las mujeres ingresadas en el período 1969-1973, según edad | 25 |
| 14 | Población femenina por edad fértil y nacidos vivos, por año, según grupos de edades. Chile, 1965-1969 ... | 26 |

| <u>Cuadro</u> | | <u>Página</u> |
|---------------|---|---------------|
| 15 | Reducción de la mortalidad específica por edad, en el período 1965-1968 | 26 |
| 16 | Grado de protección de las mujeres ingresadas al programa, en el período 1964-1968, según grupos de edades | 27 |
| 17 | Reducción de la natalidad específica por edad, en el período 1970-1974 | 28 |
| 18 | Distribución relativa de mujeres sobrevivientes en el programa desde el ingreso (año 1) hasta los años 2, 3, 4, 5 y 6, según edad | 32 |
| 19 | Proporción media de parejas protegidas, obtenidas usando tablas de vida completas e incompletas..... | 32 |
| 20 | Razón (P_1) entre fecundidad marital y fecundidad en la población, según grupos de edades | 35 |
| 21 | Tasas de fecundidad, esperadas por la acción del programa de planificación de la familia, según grupos de edades. Período 1965-1969. Método PAP... | 35 |
| 22 | Tasas de fecundidad esperadas por la acción del programa de planificación de la familia, según grupos de edades, período 1970-1974. Método PAP | 36 |
| 23 | Tasas de fecundidad esperadas por la acción del programa de planificación de la familia, según grupos de edades, período 1965-1969. Método Lee-Isbister | 37 |
| 24 | Tasas de fecundidad esperadas por la acción del programa de planificación de la familia, según grupos de edades, período 1970-1974. Método Lee-Isbister | 37 |

INTRODUCCION

El presente documento tiene por objeto indicar cómo es posible, recurriendo fundamentalmente a dos métodos, determinar la influencia que puede estar ejerciendo un programa de planificación de la familia en la reducción de la fecundidad.

Los métodos usados para este tipo de evaluación de impacto demográfico son:

- 1) El método de tipificación de tasas;
- 2) El método de protección anual de las parejas (PAP) para determinación del número de nacidos vivos evitados.

En el método de tipificación (o standarización) se trata de determinar los cambios en las tasas específicas de fecundidad por edad (o en su reemplazo, de las parídeces o fecundidades acumuladas) que se deben a factores ajenos al programa de planificación considerado y a cambios en los niveles de fecundidad de las mujeres fuera del programa (uso de anticonceptivos, cambios en la nupcialidad, aborto inducido).

La información estadística que se usa es la información sobre fecundidad acumulada, obtenida en dos censos sucesivos de población. Esta fecundidad acumulada se logra a través de la pregunta sobre hijos nacidos vivos tenidos por la mujer durante todo el tiempo que lleva en edad fértil (sometida al riesgo de embarazo) y a la natalidad últimamente observada (12 meses anteriores a la fecha del Censo, por ejemplo). La información censal permite separar las mujeres por diversos tipos de características (o variables) tales como:

- nivel educacional;
- área de residencia;
- participación económica,

y determinar mediante el método de tipificación en qué medida estas variables explican, en parte, los cambios observados.

Terminado el proceso de tipificación se logra disponer de estimaciones de los cambios de las tasas de fecundidad debido al efecto conjunto de otras variables, tales como: las condiciones de la nupcialidad, la incidencia del uso de anticonceptivos en el período intercensal (10 años corrientemente), el efecto del aborto inducido, etc.

Mediante la información acerca de la edad de las mujeres ingresadas al programa de planificación de la familia en años sucesivos y del tiempo de permanencia en él, es posible determinar el número de mujeres que han estado usando eficazmente la anticoncepción de acuerdo al motivo de ingreso y conocer, además, el

número de aquellas que abandonan el programa por deseo de tener más hijos o porque pueden continuar la práctica anticonceptiva fuera del programa, sin mayores problemas.

Conociendo la continuidad en el uso de anticonceptivos de las mujeres, en el primer año de vida dentro del programa, es posible calcular la proporción de mujeres que logran pasar el primer mes de uso, como asimismo las que aún están en el programa al cabo de 12 meses, después de haber ingresado. Con sólo estas 2 proporciones es posible estimar la vida útil del anticonceptivo y estimar la proporción de mujeres que lo usarán eficazmente a partir del segundo año y calcular el último año para el cual el número de mujeres protegidas aún puede considerarse significativo.

Usando la información sobre fecundidad acumulada de las mujeres ingresadas al programa, es posible llegar a estimaciones de la fecundidad "potencial", o sea de la fecundidad que habrían tenido si no hubieran ingresado al programa. La información censal, por otra parte, permite conocer la proporción de mujeres según estado conyugal y la determinación de tasas de fecundidad marital, desde los cuales pueden deducirse estimaciones de la fecundidad "potencial".

Determinado el número de mujeres protegidas para cada año posterior al ingreso y la fecundidad potencial, podrá estimarse el número de nacidos vivos que se estarían evitando, cada año, deduciendo con ello en qué medida el programa de planificación de la familia está contribuyendo a la reducción de la fecundidad.

Como corrientemente el efecto de reducción de la fecundidad, atribuible al programa, será menor a la reducción de la fecundidad obtenida por aplicación del proceso de tipificación, la diferencia entre las reducciones anteriores podrá considerarse como la influencia de otros factores no programáticos.

Con estas ideas tan simples se pasa a considerar los dos métodos mencionados anteriormente y se hace una aplicación numérica para Chile, para los períodos 1965-1969 y 1970-1974.

I. EL METODO DE LA TIPIFICACION

Este procedimiento ha sido ideado para determinar el efecto que los cambios de estructuras tienen sobre un promedio, una tasa o una razón, que ha sido calculada en forma general o con algún grado de especificidad.

En el caso de la fecundidad, por ejemplo, al usar un indicador de tipo general como lo es la tasa bruta de natalidad, los efectos de los cambios de estructuras por edad u otras variables en el tiempo y en el espacio crean la necesidad de "ajustar" este indicador demográfico para poder determinar el cambio que ha tenido la fecundidad, en las mujeres fértiles de la población, independiente de esos cambios de estructuras.

Si $(f_i^{(t)})$ representa la tasa anual de fecundidad en el año (t) para el grupo (i) de $(M_i^{(t)})$ mujeres que lo forman, el total de nacidos vivos para ese año es igual a $\sum f_i^{(t)} M_i^{(t)}$ y este número dividido por la población total $(PT^{(t)})$ que vive en el área nos da la tasa bruta de natalidad (b^t) . De esa manera la tasa bruta de natalidad del año t , siendo igual a

$$b^{(t)} = \sum f_i^{(t)} M_i^{(t)} / PT^{(t)} \quad (1)$$

estará afectada por la distribución de mujeres en edad fértil en los diferentes grupos (i) de edades, (efecto de la estructura por edad).

Si en lugar de referir los nacidos vivos a la población total tomamos como base de referencia el total de mujeres en edad fértil $(\sum M_i^{(t)})$, la razón $(\sum f_i^{(t)} M_i^{(t)} / \sum M_i^{(t)})$ también estará afectada por la distribución $M_i^{(t)}$ de mujeres en los diversos grupos de edades.

Si para los años (0) y (10) , intervalo usualmente encontrado entre cifras de censos sucesivos de población, las tasas específicas de fecundidad para el grupo (i) de edades son $f_i^{(0)}$ y $f_i^{(10)}$, respectivamente, y la importancia relativa del grupo (i) para esos años son

$$m_i^{(0)} = M_i^{(0)} / \sum M_i^{(0)}$$

y

$$m_i^{(10)} = M_i^{(10)} / \sum M_i^{(10)}$$

Las tasas generales de fecundidad $f^{(0)}$ y $f^{(10)}$ serán iguales a

$$f^{(0)} = \sum f_i^{(0)} m_i^{(0)} \quad (2)$$

$$f^{(10)} = \sum f_i^{(10)} m_i^{(10)} \quad (3)$$

y la diferencia entre estas 2 tasas generales será

$$f^{(0)} - f^{(10)} = \sum f_i^{(0)} m_i^{(0)} - \sum f_i^{(10)} m_i^{(10)} \quad (4)$$

que puede escribirse en la forma

$$f^{(0)} - f^{(10)} = \sum f_i^{(0)} (m_i^{(0)} - m_i^{(10)}) + \sum (f_i^{(0)} - f_i^{(10)}) m_i^{(10)} \quad (5)$$

correspondiendo el primer sumando del segundo miembro al efecto del cambio en la estructura (m_i) y, el segundo sumando, a cambios en las tasas específicas (f_i) en los diversos grupos de edades.

La diferencia entre dos tasas generales está afectada, por lo tanto, por dos fuentes de variación que debemos conocer, en forma separada, en cuanto a su importancia relativa.

Para ello recurriremos al método de la tipificación de las tasas generales determinando la "tasa esperada" que se tendría si no se hubieran presentado esos cambios de estructura.

Por comodidad solamente, modificamos la tasa general "anterior" determinando la "tasa esperada" en la población actual (con la estructura actual) si no se hubieran modificado las tasas específicas. Esto se logra aplicando las tasas específicas "anteriores" a la población actual. De esa manera, en nuestro caso, la tasa esperada (o ajustada) para el año (10) será:

$$f_{ajl} = \sum f_i^{(0)} m_i^{(10)} \quad (6)$$

La diferencia entre la tasa ajustada (f_{ajl}) y la tasa observada en el año (10) es

$$f_{ajl} - f^{(10)} = \sum (f_i^{(0)} - f_i^{(10)}) m_i^{(10)} \quad (7)$$

que representa el segundo sumando de la relación (5) y que, por lo tanto, mide el efecto del cambio de las tasas en el intervalo de tiempo considerado (0-10)

Si introducimos la variable auxiliar ($v_i^{(0)}$) de modo que

$$f_i^{(0)} = f_i^{(0)} + v_i^{(0)} \quad (8)$$

la tasa ajustada (f_{ajl}) puede escribirse

$$f_{ajl} = \sum (f_i^{(0)} + v_i^{(0)}) m_i^{(10)} = f^{(0)} + \sum v_i^{(0)} m_i^{(10)} \quad (9)$$

y si adoptamos el acuerdo que

$$f_{ajl} = f^{(0)} - A_1 \quad (10)$$

siendo (A_1) el valor del ajuste por efecto del cambio de estructura de la variable (1), tenemos que

$$A_1 = - \sum v_i^{(0)} m_i^{(10)} \quad (11)$$

que nos permite decir que el ajuste (A_1) es una media ponderada de la variable auxiliar ($v_i^{(0)}$), en que las ponderaciones corresponden a la estructura "actual" de la población femenina fértil.

El cambio absoluto, debido a la variación de las tasas específicas por edad, será

$$\begin{aligned} f_{aj1} - f^{(10)} &= f^{(0)} - A_1 - f^{(10)} \\ &= (f^{(0)} - f^{(10)}) (1 - E_1) \end{aligned} \quad (12)$$

siendo

$$E_1 = A_1 / (f^{(0)} - f^{(10)}) \quad (13)$$

el efecto relativo por cambio de estructura según la edad.

Este cambio absoluto puede transformarse en cambio relativo tomando como valor "base" la tasa general ($f^{(0)}$) del año (0), de manera que

$$(f_{aj1} - f^{(10)}) / f^{(0)} = (1 - f^{(10)} / f^{(0)}) (1 - E_1) \quad (14)$$

relación que nos indica, en su segundo miembro, que el cambio relativo observado entre las tasas generales $f^{(0)}$ y $f^{(10)}$ "ajustada" por el factor $(1 - E_1)$ representa el cambio medio de las tasas específicas en el intervalo 0-10, debido a factores distintos de la edad.

Pasemos a considerar ahora el método de la tipificación para el caso en que los cambios de estructura se deben al efecto conjunto de dos variables, que pueden estar o no correlacionadas entre sí.

La tasa general para el año (0) es igual a

$$f^{(0)} = \sum \sum f_{ij}^{(0)} m_{ij}^{(0)} \quad (15)$$

y la correspondiente al año (10), de la misma manera es:

$$f^{(10)} = \sum \sum f_{ij}^{(10)} m_{ij}^{(10)} \quad (16)$$

La diferencia entre estas 2 tasas

$$f^{(0)} - f^{(10)} = \sum \sum f_{ij}^{(0)} m_{ij}^{(0)} - \sum \sum f_{ij}^{(10)} m_{ij}^{(10)}$$

puede escribirse en la forma

$$f^{(0)} - f^{(10)} = \sum \sum f_{ij}^{(0)} (m_{ij}^{(0)} - m_{ij}^{(10)}) + \sum \sum (f_{ij}^{(0)} - f_{ij}^{(10)}) m_{ij}^{(10)} \quad (17)$$

relación de tipo análoga a la relación (5) en que la diferencia de las tasas generales está explicada por cambios en la estructura bidimensional (m_{ij}) y por cambios en las tasas específicas (f_{ij}).

Lo mismo que antes, se puede calcular la "tasa esperada" general para el año (10) si se hubieran mantenido las tasas de fecundidad de especificidad (ij) del año (0). Esta tasa ajustada es igual a

$$f_{aj.12} = \sum \sum f_{ij}^{(0)} m_{ij}^{(10)} \quad (18)$$

que representa una extensión de la relación (6).

Se puede introducir las variables auxiliares $v_i^{(0)}$, $v_j^{(0)}$, $v_{ij}^{(0)}$ definidas por:

$$f_i^{(0)} = f^{(0)} + v_i^{(0)} \quad (19)$$

$$f_j^{(0)} = f^{(0)} + v_j^{(0)} \quad (20)$$

$$f_{ij}^{(0)} = f^{(0)} + v_i^{(0)} + v_j^{(0)} + v_{ij}^{(0)} \quad (21)$$

con lo cual la tasa ajustada de la relación (18) puede escribirse en la forma:

$$f_{aj.12} = f^{(0)} + \sum v_i^{(0)} m_i^{(10)} + \sum v_j^{(0)} m_j^{(10)} + \sum \sum v_{ij}^{(0)} m_{ij}^{(10)}$$

y notando, a base de la relación (11), que

$$\sum v_i^{(0)} m_i^{(10)} = -A_1$$

$$\sum v_j^{(0)} m_j^{(10)} = -A_2$$

$$f_{aj.12} = f^{(0)} - (A_1 + A_2) + \sum \sum v_{ij}^{(0)} m_{ij}^{(10)} \quad (22)$$

Dado que la variable auxiliar ($v_{ij}^{(0)}$) es una variable de "interacción"

entre las variables 1 y 2 consideradas, el último término del segundo miembro de la relación (22) representa el efecto de interacción que "corrige" a la suma de efectos simples A_1 y A_2 (cuando se toman en forma separada cada una

de las variables). De esa manera denotando por (I_{12}) este efecto de interacción, tenemos que el ajuste (A_{12}) de la tasa general $(f^{(0)})$ es igual a

$$A_{12} = (A_1 + A_2) - I_{12} \quad (23)$$

siendo

$$I_{12} = \sum \sum v_{ij}^{(0)} m_{ij}^{(10)} \quad (24)$$

$$f_{aj.12} = f^{(0)} - A_{12} \quad (25)$$

La variable $f_{ij}^T = f_i^{(0)} + f_j^{(0)} - f^{(0)}$ es la estimación en la celda (ij) del valor teórico de $(f_{ij}^{(0)})$ bajo la hipótesis de independencia de las 2 variables (1 y 2) consideradas. Si esta hipótesis es válida, las desviaciones $v_{ij}^{(0)}$ son esencialmente aleatorias y se espera que su valor esperado sea nulo. Podemos decir -en este caso- que no hay efecto de interacción y cualquiera que sea el sistema ponderativo $(m_{ij}^{(10)})$ que multiplique a esas desviaciones (relación 24), el valor (I_{12}) no diferirá de 0.

Aunque es posible calcular el efecto de interacción I_{12} por residuo mediante la relación

$$I_{12} = f^{(0)} + [f_{aj.12} - (f_{aj1} + f_{aj2})] \quad (26)$$

siempre será útil determinar los valores teóricos (f_{ij}^T) que implica la independencia entre las 2 variables consideradas y deducir de allí los valores $v_{ij}^{(0)}$ en las celdas (ij) , para verificar que la interacción de esas variables no es significativa.

Analicemos finalmente el caso de tipificación cuando se considera una estructura tri-dimensional (caso de 3 variables consideradas simultáneamente en el ajuste).

Las tasas generales de fecundidad para los años (0) y (10) son respectivamente

$$f^{(0)} = \sum \sum \sum f_{ijk}^{(0)} m_{ijk}^{(0)} \quad (27)$$

$$f^{(10)} = \sum \sum \sum f_{ijk}^{(10)} m_{ijk}^{(10)} \quad (28)$$

y la diferencia entre estas tasas generales es

$$f^{(0)} - f^{(10)} = \sum \sum \sum f_{ijk}^{(0)} m_{ijk}^{(0)} - \sum \sum \sum f_{ijk}^{(10)} m_{ijk}^{(10)}$$

que puede escribirse en la forma

$$f^{(0)} - f^{(10)} = \sum \sum \sum f_{ijk}^{(0)} (m_{ijk}^{(0)} - m_{ijk}^{(10)}) + \sum \sum \sum (f_{ijk}^{(0)} - f_{ijk}^{(10)}) m_{ijk}^{(10)} \quad (29)$$

relación análoga a (17) en que se consideraban únicamente dos variables simultáneamente.

Al igual que la relación (18) la tasa ajustada por efecto de las tres variables es

$$f_{aj.123} = \sum \sum \sum f_{ijk}^{(0)} m_{ijk}^{(10)} \quad (30)$$

Introduciendo las variables $v_i^{(0)}$, $v_j^{(0)}$, $v_k^{(0)}$; $v_{ij}^{(0)}$, $v_{jk}^{(0)}$, $v_{ki}^{(0)}$; $v_{ijk}^{(0)}$

definidas por

$$f_i^{(0)} = f^{(0)} + v_i^{(0)} \quad f_j^{(0)} = f^{(0)} + v_j^{(0)} \quad f_k^{(0)} = f^{(0)} + v_k^{(0)} \quad (31)$$

$$f_{ij}^{(0)} = f^{(0)} + v_i^{(0)} + v_j^{(0)} + v_{ij}^{(0)} \quad f_{jk}^{(0)} = f^{(0)} + v_j^{(0)} + v_k^{(0)} + v_{jk}^{(0)} \quad (32)$$

$$f_{ki}^{(0)} = f^{(0)} + v_k^{(0)} + v_i^{(0)} + v_{ki}^{(0)}$$

$$f_{ijk}^{(0)} = f^{(0)} + (v_i^{(0)} + v_j^{(0)} + v_k^{(0)}) + (v_{ij}^{(0)} + v_{jk}^{(0)} + v_{ki}^{(0)}) + v_{ijk}^{(0)} \quad (33)$$

la tasa ajustada ($f_{aj.123}$) puede escribirse

$$\sum \sum \sum f_{ijk}^{(0)} m_{ijk}^{(10)} = f^{(0)} - (A_1 + A_2 + A_3) + (I_{12} + I_{23} + I_{31}) + \sum \sum \sum v_{ijk}^{(0)} m_{ijk}^{(10)}$$

y dado que la variable ($v_{ijk}^{(0)}$) es una variable de interacción, introduciendo

$$I_{123} = - \sum \sum \sum v_{ijk}^{(0)} m_{ijk}^{(10)} \quad (34)$$

el ajuste (A_{123}) puede expresarse en la forma

$$A_{123} = (A_1 + A_2 + A_3) - (I_{12} + I_{23} + I_{31}) + I_{123} \quad (35)$$

o sea que (A_{123}) está formado por la suma de los ajustes considerando aisla-

damente las variables ($A_1 + A_2 + A_3$); por la corrección a esa suma por el

efecto de todas las interacciones entre dos variables ($I_{12} + I_{23} + I_{31}$) y

por la corrección adicional (I_{123}) debido a la interacción posible entre las tres variables.

Si consideramos el valor teórico

$$f_{ijk}^T = f_{ij}^{(0)} + f_{jk}^{(0)} + f_{ki}^{(0)} - (f_i^{(0)} + f_j^{(0)} + f_k^{(0)}) + f^{(0)} \quad (36)$$

que puede estimarse para la celda (ijk) bajo la hipótesis que no hay interacción entre las tres variables, las cantidades ($v_{ijk}^{(0)}$) serán prácticamente nulas y el efecto de interacción (I_{123}) no tendrá ninguna importancia en el ajuste.

Si esto no ocurriera existirá un efecto de interacción (I_{123}) que deberá tomarse en cuenta.

Aplicación

Usando los datos obtenidos de los Censos de Población de Chile para 1960-1970 se ha podido determinar la paridez media de las mujeres casadas para los grupos quinquenales 15-19; 20-24;...; 45-49 años, dentro del intervalo fértil de la mujer, (15-50 años) según la especificidad indicada en los cuadros 1 y 3. Las variables consideradas son tres:

- variable 1 : nivel de instrucción ($i = 1, 2, \dots, 5$)
- variable 2 : grado de urbanización ($j = 1, 2, 3$)
- variable 3 : participación económica ($k = 1, 2$)

En los cuadros 2 y 4 se indica la distribución relativa de estas mujeres según esa estructura tridimensional para el año 1970. Se puede notar que para la ejemplificación del uso de las relaciones de tipificación solamente se han considerado las mujeres que están en proceso de formación de la familia (20-24 años) y aquellas que ya la han formado completamente (45-49 años).

Grupo 20-24 años

Realizando los cálculos pertinentes tenemos

$$\begin{array}{lll} A_1 = 0,143 & I_{12} = 0,058 & I_{123} = 0,010 \\ A_2 = 0,066 & I_{23} = 0,006 & \\ A_3 = 0,010 & I_{31} = 0,007 & \end{array}$$

pudiendo verse que la suma de los efectos de primer orden ($A_1 + A_2 + A_3$) es 0,219; que los efectos de segundo orden (interacción entre dos variables) son 0,071 y que el efecto de tercer orden es 0,010.

Cuadro 1

MUJERES CASADAS 20-24 AÑOS: PARIDEZ MEDIA EN EL AÑO 1960, POR GRADO DE URBANIZACION,
PARTICIPACION ECONOMICA Y NIVEL DE INSTRUCCION.

| Nivel de Instrucción | Capital | | | Resto Urbano | | | Rural | | | Total | | |
|----------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total |
| Sin instrucción | 1,500 | 2,222 | 2,091 | 2,250 | 3,000 | 2,921 | 3,250 | 3,673 | 3,658 | 2,333 | 3,376 | 3,305 |
| 1-3 años | 1,000 | 2,851 | 2,673 | 2,000 | 2,853 | 2,771 | 2,333 | 3,089 | 3,071 | 1,750 | 2,972 | 2,897 |
| 4-6 años | 1,286 | 2,490 | 2,302 | 1,619 | 2,689 | 2,607 | 3,250 | 2,738 | 2,752 | 1,566 | 2,647 | 2,552 |
| 7-9 años | 1,417 | 1,831 | 1,779 | 1,333 | 2,093 | 2,049 | | 2,487 | 2,467 | 1,389 | 2,010 | 1,958 |
| 10 años y más | 0,692 | 1,649 | 1,471 | 1,429 | 1,891 | 1,797 | 0,000 | 2,083 | 1,786 | 1,000 | 1,798 | 1,647 |
| <u>Total</u> | <u>1,177</u> | <u>2,236</u> | <u>2,079</u> | <u>1,642</u> | <u>2,535</u> | <u>2,451</u> | <u>2,538</u> | <u>3,073</u> | <u>3,057</u> | <u>1,508</u> | <u>2,624</u> | <u>2,523</u> |

Cuadro 2

MUJERES CASADAS 20-24 AÑOS: DISTRIBUCION RELATIVA EN EL AÑO 1970, POR GRADO DE URBANIZACION,
PARTICIPACION ECONOMICA Y NIVEL DE INSTRUCCION

| Nivel de Instrucción | Capital | | | Resto Urbano | | | Rural | | | Total | | |
|----------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total |
| Sin instrucción | 0,0008 | 0,0068 | 0,0076 | 0,0008 | 0,0157 | 0,0165 | 0,0002 | 0,0254 | 0,0256 | 0,0018 | 0,0479 | 0,0497 |
| 1-3 años | 0,0034 | 0,0269 | 0,0303 | 0,0021 | 0,0566 | 0,0587 | 0,0011 | 0,0634 | 0,0645 | 0,0066 | 0,1469 | 0,1535 |
| 4-6 años | 0,0131 | 0,1191 | 0,1322 | 0,0103 | 0,1963 | 0,2066 | 0,0029 | 0,0914 | 0,0943 | 0,0263 | 0,4068 | 0,4331 |
| 7-9 años | 0,0089 | 0,0808 | 0,0897 | 0,0091 | 0,1032 | 0,1123 | 0,0004 | 0,0136 | 0,0140 | 0,0184 | 0,1976 | 0,2160 |
| 10 años y más | 0,0110 | 0,0486 | 0,0596 | 0,0165 | 0,0638 | 0,0803 | 0,0013 | 0,0064 | 0,0078 | 0,0288 | 0,1188 | 0,1477 |
| <u>Total</u> | <u>0,0371</u> | <u>0,2823</u> | <u>0,3194</u> | <u>0,0388</u> | <u>0,4356</u> | <u>0,4744</u> | <u>0,0059</u> | <u>0,2003</u> | <u>0,2062</u> | <u>0,0818</u> | <u>0,9182</u> | <u>1,0000</u> |

Cuadro 3

MUJERES CASADAS 45-49 AÑOS: PARIDEZ MEDIA EN EL AÑO 1960, POR GRADO DE URBANIZACION,
PARTICIPACION ECONOMICA Y NIVEL DE INSTRUCCION.

| Nivel de Instrucción | Capital | | | Resto Urbano | | | Rural | | | Total | | |
|----------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total |
| Sin Instrucción | 2,300 | 8,091 | 6,281 | 4,600 | 9,592 | 9,130 | 5,714 | 10,354 | 10,139 | 3,909 | 9,949 | 9,388 |
| 1-3 años | 1,286 | 4,290 | 3,822 | 4,429 | 8,180 | 7,906 | 16,750 | 9,682 | 10,161 | 7,909 | 8,253 | 8,224 |
| 4-6 años | 5,600 | 5,623 | 5,620 | 5,429 | 7,029 | 6,855 | 5,500 | 8,853 | 8,757 | 5,500 | 6,898 | 6,765 |
| 7-9 años | 4,111 | 4,327 | 4,293 | 5,125 | 5,071 | 5,077 | | 3,455 | 3,455 | 4,588 | 4,654 | 4,646 |
| 10 años y más | 3,800 | 4,116 | 4,060 | 3,700 | 5,043 | 4,804 | 7,000 | 4,250 | 5,167 | 4,000 | 4,479 | 4,390 |
| <u>Total</u> | <u>3,750</u> | <u>5,077</u> | <u>4,868</u> | <u>4,824</u> | <u>7,028</u> | <u>6,792</u> | <u>10,474</u> | <u>9,534</u> | <u>9,584</u> | <u>5,198</u> | <u>7,272</u> | <u>7,052</u> |

Cuadro 4

MUJERES CASADAS 45-49 AÑOS: DISTRIBUCION RELATIVA EN EL AÑO 1970 POR GRADO DE URBANIZACION,
PARTICIPACION ECONOMICA Y NIVEL DE INSTRUCCION

| Nivel de Instrucción | Capital | | | Resto Urbano | | | Rural | | | Total | | |
|----------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total | Activas | No Activas | Total |
| Sin Instrucción | 0,0023 | 0,0152 | 0,0175 | 0,0050 | 0,0502 | 0,0552 | 0,0027 | 0,0818 | 0,0845 | 0,0100 | 0,1472 | 0,1572 |
| 1-3 años | 0,0053 | 0,0371 | 0,0424 | 0,0070 | 0,0809 | 0,0879 | 0,0032 | 0,0799 | 0,0831 | 0,0155 | 0,1979 | 0,2134 |
| 4-6 años | 0,0126 | 0,1003 | 0,1129 | 0,0154 | 0,1718 | 0,1872 | 0,0030 | 0,0531 | 0,0561 | 0,0310 | 0,3252 | 0,3562 |
| 7-9 años | 0,0086 | 0,0441 | 0,0527 | 0,0076 | 0,0586 | 0,0662 | 0,0002 | 0,0057 | 0,0059 | 0,0164 | 0,1084 | 0,1248 |
| 10 años y más | 0,0221 | 0,0582 | 0,0803 | 0,0188 | 0,0434 | 0,0622 | 0,0006 | 0,0053 | 0,0059 | 0,0415 | 0,1069 | 0,1484 |
| <u>Total</u> | <u>0,0509</u> | <u>0,2549</u> | <u>0,3058</u> | <u>0,0538</u> | <u>0,4049</u> | <u>0,4587</u> | <u>0,0097</u> | <u>0,2258</u> | <u>0,2355</u> | <u>0,1144</u> | <u>0,8856</u> | <u>1,0000</u> |

También puede verse que las interacciones en que aparece la variable (3) (participación económica) son de poca significación.

La "tasa esperada" en 1970 con los niveles de fecundidad de 1960 nos da una paridez media para el grupo de mujeres casadas de 20-24 años de 2,385 con una reducción absoluta de 0,222 con respecto al "nivel observado" de 2,163 en 1970. La diferencia entre estos mismos promedios sin tipificar era de 0,360 (2,523 - 2,163).

Resumiendo el proceso de tipificación tenemos:

$$2,385 - 2,163 = 2,524 - 0,199 + 0,071 - 0,010 - 2,163$$

6

$$0,222 = 0,360 (1 - 0,553 + 0,197 - 0,028)$$

y usando la paridez media de 1960 (2,523) como base de referencia

$$0,088 = 0,143 (1 - 0,553 + 0,197 - 0,028)$$

lo que nos indica que la paridez media de mujeres casadas de 20-24 años desde 1960 a 1970 ha sufrido una reducción "neta" del 8,8 por ciento cuando se descuentan los efectos por cambios en la estructura educacional, el grado de urbanización y la participación económica.

Si se toman en cuenta estos cambios, la reducción de la paridez del grupo señalado es de 14,3 por ciento.

Este cambio "neto" de la paridez media puede deberse, entre otras causas, a:

- 1) Cambios en la edad al casarse y duración de la unión;
- 2) Uso de métodos anticonceptivos (planificación de la familia);
- 3) Efecto del aborto inducido.

Como los datos censales no ofrecen la posibilidad de disponer de estas distribuciones estructurales no se ha podido determinar el efecto de estas variables. Puede decirse, sin embargo, que es muy probable que los 2 últimos factores explican la mayor parte de la reducción estimada (8,8 por ciento).

Finalmente, se puede decir que los cambios de estructura tienen una importancia de 38,5 por ciento en la reducción de la fecundidad adicionalmente a la reducción del 8,8 por ciento observada en las tasas específicas.

Grupo 45-49 años

Realizando los cálculos pertinentes tenemos

$$A_1 = 0,180$$

$$I_{12} = 0,139$$

$$I_{123} = 0,035$$

$$A_2 = 0,192$$

$$I_{23} = 0,004$$

$$A_3 = 0,019$$

$$I_{31} = 0,045$$

de esa manera la reducción cruda de la paridez media de 7,052 en el período 1960-1970 se reduce de 2,002 (7,052 - 5,050) a 1,764 (6,084 - 5,050). La suma de los efectos de orden 1 son 0,391; los de orden 2 de 0,188 y el orden 3 de 0,035. En resumen se tiene

$$6,814 - 5,050 = 7,052 - 0,391 + 0,188 - 0,035 - 5,050$$

$$1,764 = 2,002 (1 - 0,195 + 0,188 - 0,017)$$

y tomando el valor 7,052 del año 1960 como base

$$0,250 = 0,284 (1 - 0,195 + 0,188 - 0,017)$$

De esa manera la reducción "neta" de las tasas (excluyendo los cambios de estructura por las variables: nivel de instrucción, grado de urbanización y participación económica) es de 25,0 por ciento, levemente inferior a 28,4 por ciento al comparar las tasas sin el proceso de tipificación (o ajuste). Existe por tanto un efecto de solamente del 12,0 por ciento por cambios de estructuras en las variables consideradas. Al igual que antes, los efectos en que se incluye la participación económica son de muy poca importancia.

De este modo puede verse que las mujeres del grupo 45-49 años han reducido su fecundidad en casi tres veces de lo que lo han hecho las mujeres de 20-24 años (25,0 / 8,8) y que en esta reducción no ha tenido tanta importancia el efecto de cambios de estructura de las variables consideradas.

Podemos resumir todo el proceso de standarización de las parideces a través del cálculo de coeficientes $(1 - c_e)$ que aplicados a las parideces del año 1960 nos dan las parideces esperadas en 1970 si éstas hubieran estado afectadas únicamente por esas variables. Si existen efectos adicionales de otras variables tales como: edad al casarse, duración del matrimonio, uso de métodos anticonceptivos, aborto inducido, etc., el efecto conjunto de todas estas variables adicionales puede resumirse en un coeficiente $(1 - c_o)$, y la relación entre las parideces de los años 1960 y 1970 puede escribirse

$$P_{1970} = P_{1960} (1 - c_e) (1 - c_o) \quad (37)$$

Estos coeficientes (c_e) y (c_o) dependen por tanto de las variables consideradas en la tipificación y de los cambios brutos observados en las parideces.

En nuestro ejemplo en que se ha tomado en cuenta el efecto de las tres variables siguientes:

- variable 1 : nivel educacional
- variable 2 : grado de urbanización
- variable 3 : participación económica

podemos expresar (c_e) en la forma

$$1 - c_e = (1 - c_1) (1 - c_{3,1}) (1 - c_{2,13}) \quad (38)$$

si damos el orden 1, 3, 2 al proceso de tipificación.

Para el caso de Chile se llega a los siguientes valores de los coeficientes ($c_{1.(j)}$):

Cuadro 5

REDUCCION DE LA PARIDEZ DE LA MUJER CHILENA, DEBIDA A TRES VARIABLES ESTRUCTURALES Y AL EFECTO CONJUNTO DE OTRAS CAUSAS, PERIODO 1960-1970

| Grupo de edades | Año 1960 | Año 1970 | Reducción todas las causas (por ciento) | Reducciones relativas parciales | | | Reducción | |
|-----------------|----------|----------|---|---------------------------------|-----------|------------|------------------------------|-----------------------|
| | | | | c_1 | $c_{3,1}$ | $c_{2,13}$ | Variables consideradas c_e | Otras variables c_o |
| 20-24 | 2,524 | 2,163 | 14,3 | 0,0578 | -0,0038 | 0,0038 | 5,3 | 9,5 |
| 25-29 | 3,646 | 2,665 | 26,9 | 0,0521 | 0,0023 | 0,0058 | 6,0 | 22,3 |
| 30-34 | 4,747 | 3,261 | 31,3 | 0,0383 | -0,0063 | 0,0061 | 3,8 | 28,6 |
| 35-39 | 5,711 | 3,735 | 34,6 | 0,0355 | -0,0014 | 0,0107 | 4,4 | 31,6 |
| 40-44 | 6,464 | 4,092 | 36,7 | 0,0334 | 0,0002 | 0,0059 | 3,9 | 34,1 |
| 45-49 | 7,049 | 5,051 | 28,3 | 0,0267 | -0,0048 | 0,0120 | 3,4 | 25,8 |

Observando el cuadro 5 podemos ver que las parideces han sufrido cambios que varían desde un cambio moderado de 9,5 por ciento en el grupo 20-24 (las mujeres están en proceso de formación de la familia) hasta un cambio máximo de 34,1 por ciento en el grupo 40-44 años en que una alta proporción de mujeres casadas ya han alcanzado una alta paridez o el tamaño deseado de familia.

Queda por saber, en qué medida las reducciones ($1 - c_o$) se han debido al uso de anticonceptivos del programa de planificación de la familia, iniciado en Chile el año 1964, con el objeto de ver si los logros de impacto en la reducción de la fecundidad y del aborto inducido justifican la permanencia del programa.

Una de las maneras que se puede discurrir para encontrar el efecto a nivel de población de la reducción de la fecundidad por el uso de anticonceptivo del programa, es determinar el número de nacidos vivos evitados por las mujeres ingresadas al programa. Este número dependerá no solamente del volumen del ingreso total de mujeres, de la edad de la mujer en esa oportunidad, sino además de la continuidad de uso de los métodos anticonceptivos del programa. Debe buscarse procedimientos relativamente sencillos para estimar el número de mujeres protegidas con base a datos de eficacia de uso de los anticonceptivos del programa y de la estructura del ingreso. Finalmente, obtenidos estos números de mujeres protegidas, será necesario determinar la fecundidad "potencial" de ellas, para que aplicando esa fecundidad potencial al número de mujeres protegidas, se logre determinar el número de nacidos vivos evitados.

Pasaremos a considerar dos procedimientos de determinación del número probable de nacidos vivos evitados.

Método de la protección anual de la pareja (PAP): en que se usa esencialmente la eficacia general de los diferentes anticonceptivos usados en el primer año de permanencia en el programa.

Método de Lee-Isbister: en que se considera la protección media anual de la pareja, distinguiendo los tipos de anticonceptivos y algunos otros factores tales como la mortalidad, la esterilidad, etc.

II. EL METODO DE PROTECCION ANUAL DE LAS PAREJAS (PAP)

Este método se apoya en la estimación de la protección anual, que en años sucesivos al ingreso al programa tendrían las parejas que han adoptado el o los métodos anticonceptivos del programa.

Esta protección anual se calcula basándose en las tasas de continuación que se observan en las mujeres ingresadas en un año calendario particular, continuidad que está condicionada por el motivo que ha tenido la mujer para ingresar al programa (espaciar sus embarazos o no tener más hijos).

La experiencia de los programas de planificación de la familia indica que las tasas de continuación varían significativamente a través del tiempo que la mujer lleva en el programa, siendo más significativa la diferencia de esas tasas en los dos primeros años. En el método de protección anual de la pareja (PAP), se simplifica esta situación real adoptando, como parámetros de la eficacia anticonceptiva, las proporciones de activas al cabo del primer mes y al cabo del primer año.

Además, en el método PAP se limita el tiempo de efectividad del anticonceptivo hasta un máximo de (n) meses, más allá del cual se considera que la protección es prácticamente nula.

Si (l_x) representa el número de usuarias de anticonceptivos al fin del mes (x), cuando se construye una tabla de vida de eficacia en el uso del anticonceptivo y (l_{x+12}) el correspondiente número 12 meses después, el número de meses/mujer de protección en el intervalo de tiempo (x, x+12) será:

$${}_{12}L_x = \int_x^{x+12} l_{x+t} dt \quad (1)$$

y la proporción media de mujeres protegidas en el intervalo $(x, x+12)$ será de $({}_{12}L_x/12)$.

Si se acepta como hipótesis de trabajo, que toda mujer que abandona el programa en el primer mes no recibe ninguna protección, la proporción media de mujeres protegidas en el primer año será solamente de

$$c_1 = \frac{\int_1^{12} l_x dx}{12} \quad (2)$$

que puede expresarse -al igual que (1)- de manera más cómoda si se adopta alguna forma sencilla de variación de la línea (l_x) de continuación.

Podemos suponer que la línea de continuación en el uso de anticonceptivos varía según una ley geométrica simple de manera que

$$l_{x+t} = l_x \exp(-rt) \quad (3)$$

siendo (r) la tasa mensual de continuación.

Con esta hipótesis de variación de la línea (l_x) tenemos que

$${}_{12}L_x = \int_0^{12} l_x \exp(-rt) dt$$

$${}_{12}L_x = (l_x - l_{x+12}) / r \quad (4)$$

o sea que el total de meses-mujer de protección se obtiene determinando la diferencia entre dos valores de la línea (l_x) y dividiendo tal diferencia por la tasa (r) de continuación.

La proporción media de parejas protegidas -en el intervalo $(x, x+12)$ - es

$$c_x = {}_{12}L_x / 12 = (l_x - l_{x+12}) / 12r \quad (5)$$

aplicable a partir del segundo año desde el ingreso al programa. Para el primer año la protección media es solamente igual a:

$$c_1 = (l_1 - l_{12}) / 12r \quad (6)$$

por la razón antes indicada.

Aunque esta protección no es la misma según sea la edad de la mujer (en la que está implícitamente incluido el motivo de su ingreso al programa de planificación de la familia), en el método de protección anual no se consideran corrientemente estas diferencias. Puede, obviamente, mejorarse el método PAP considerando estas diferenciales, pero ello complica la aplicación numérica.

Adoptando como duración máxima de la protección un plazo de 6 años desde el ingreso al programa ($n = 72$) para cada uno de estos 6 años, tenemos las siguientes estimaciones de las proporciones (c_z) de parejas protegidas.

| <u>Año (z)</u> | <u>Proporción de parejas protegidas en el año (z): c_z</u> |
|----------------|---|
| 1 | $(l_1 - l_{12}) / 12r$ |
| 2 | $(l_{12} - l_{24}) / 12r$ |
| 3 | $(l_{24} - l_{36}) / 12r$ |
| 4 | $(l_{36} - l_{48}) / 12r$ |
| 5 | $(l_{48} - l_{60}) / 12r$ |
| 6 | $(l_{60} - l_{72}) / 12r$ |

El número de mujeres protegidas del grupo (i) de edades en el año (t), que se denotará $m_i^{(t)}$, depende de los ingresos (I_z) habidos (z) años antes

($z = 1, 2, 3, \dots, 6$ en nuestro caso), de la proporción relativa de mujeres del grupo (i) entradas el año (t-z) y de la proporción de parejas protegidas. Aunque la estructura del ingreso puede variar en el tiempo, ya que puede suceder que al iniciarse el programa ingresen a él mujeres de mayor edad y posteriormente lo hagan mujeres más jóvenes, con el fin de simplificar los cálculos del impacto demográfico, es posible aceptar la hipótesis que la estructura por edad de las mujeres ingresadas no cambia significativamente en el tiempo.

Esto permite determinar cómodamente la "estructura probable" de mujeres protegidas en el año (t). Si

$m_{iz}^{(t)}$ representa las mujeres del grupo (i) de edades en el año (t) que han ingresado (z) años antes y (c_z) es la protección media en el año (z) de uso de anticonceptivos, los valores

$m_{iz}^{(t)} c_z$ representan la estructura de las mujeres protegidas en el año (t) independiente del valor global del ingreso (I_z). Si multiplicamos estas estructuras por el ingreso total (I_z) podremos determinar el número "efectivo" de mujeres protegidas en el año (t) del grupo (i) de edades habiendo ingresado esas mujeres (z) años antes de (t). Sumando esos efectivos para $z = 1, 2, 3, \dots, 6$ se tendrá finalmente el número de mujeres protegidas del grupo (i) de edades en el año (t) con todos los ingresos anteriores a ese año.

En símbolos podemos escribir

$$m_i^{(t)} = \sum_{z=1}^6 I_z m_{iz}^{(t)} c_z \quad (7)$$

siendo

I_z = total de los ingresos (z) años antes del año (t)

$m_{iz}^{(t)}$ = proporción de mujeres del grupo (i) de edades en año (t) sin considerar el volumen del ingreso

c_z = protección media del anticonceptivo en el año (z) de uso.

Conociendo el número ($m_i^{(t)}$) de mujeres protegidas en el año (t) podemos aplicar a estas mujeres las tasas de fecundidad "potencial", $f_i^{(t)}$, para determinar el número de nacidos vivos que han dejado de tener estas mujeres al reducir sus embarazos por el uso del o los anticonceptivos del programa.

En principio, esta fecundidad potencial puede calcularse eliminando el efecto del aborto inducido y el uso de anticonceptivos fuera del programa. Como valores de referencia puede tomarse la fecundidad marital en la población aumentando ésta en cierta proporción, al considerar que las mujeres que ingresan al programa tienen, con bastante seguridad, una fecundidad mayor. Esta es la parte más delicada con respecto al cálculo del impacto demográfico de los programas de planificación de la familia y seguirá siendo un tema de investigación. De todas maneras, cualquiera que sean las cifras de fecundidad que se usen, deberán éstas tomar en cuenta, por lo menos dos hechos importantes:

- 1) El uso de métodos anticonceptivos por las mujeres del programa si éste no hubiera existido;
- 2) La incidencia del aborto inducido.

Habiendo adoptado una fecundidad potencial adecuada ($f_i^{(t)}$) que podemos mantener constante en el tiempo, o bien cambiarla en quinquenios sucesivos, la suma ($\sum m_i^{(t)} f_i^{(t)}$) nos estima el total de nacidos vivos evitados en el año

(t), directamente ligados al número de mujeres protegidas por el programa en los diversos grupos (i) de edades. Si a esta cifra le agregamos la de nacidos vivos que efectivamente se han producido en la población en el año (t), tendremos los nacidos vivos que se habrían tenido en la población si no hubiera estado operando el programa de planificación de la familia. La razón entre esta última cifra y los nacidos vivos evitados nos permite calcular la posible reducción que ha tenido la natalidad.

En símbolos

$$\frac{NVE^{(t)}}{NVE^{(t)} + NVO^{(t)}} \quad (8)$$

siendo $NVO^{(t)}$ = nacidos vivos observados en el año (t)

$NVE^{(t)}$ = nacidos vivos evitados en el año (t)

nos da el efecto reductor de la natalidad debido al programa anticonceptivo.

Aplicaremos la metodología propuesta al caso de Chile, para determinar el efecto que en la reducción de la natalidad ha tenido el programa de planificación de la familia llevado a cabo por el Servicio Nacional de Salud desde 1964 hasta 1974.

La información sobre eficacia en el uso de anticonceptivos la tomaremos de la experiencia realizada en el Servicio Médico Nacional de Empleados (SERMENA), de la ciudad de Valparaíso en el período 1964-1968. En esa experiencia para el caso de DIU se obtuvieron los siguientes valores:

$$l_1 = 0,98840 \quad l_{12} = 0,81160$$

lo que nos da

$$r = 0,0179 \quad l_2 r = 0,2150$$

deduciéndose de allí las siguientes proporciones medias de mujeres protegidas para cada uno de los seis años posteriores al ingreso.

Cuadro 6

PROTECCION MEDIA, SEGUN AÑOS EN EL PROGRAMA

| Año (z) | Protección media (c _z) |
|---------|------------------------------------|
| 1 | 0,8223 |
| 2 | 0,7302 |
| 3 | 0,5888 |
| 4 | 0,4753 |
| 5 | 0,3833 |
| 6 | 0,3088 |

La distribución según edad de las mujeres ingresadas al programa de planificación de la familia del SERMENA-VALPARAISO ha sido la siguiente:

Cuadro 7

DISTRIBUCION RELATIVA DE MUJERES INGRESADAS AL PROGRAMA,
SEGUN EDAD

| Grupo (i) | Edades | Distribución relativa |
|-----------|--------------|-----------------------|
| 1 | 15 - 19 | 0,04 |
| 2 | 20 - 24 | 0,30 |
| 3 | 25 - 29 | 0,29 |
| 4 | 30 - 34 | 0,21 |
| 5 | 35 - 39 | 0,12 |
| 6 | 40 - 44 | 0,04 |
| 7 | 45 - 49 | 0,00 |
| | <u>Total</u> | <u>1,00</u> |

Adoptando una variación geométrica simple de los ingresos por edad detallada para grupos quinquenales vecinos y los coeficientes de protección (c_z) dados anteriormente, se llega a las siguientes distribuciones (m_{iz}).

Cuadro 8

PROPORCION DE MUJERES PROTEGIDAS EN EL AÑO (z), SEGUN GRUPOS
QUINQUENALES DE EDADES

| Grupos de edades | z = 1 | z = 2 | z = 3 | z = 4 | z = 5 | z = 6 |
|------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 15 - 19 | 0,0329 | 0,0180 | 0,0085 | 0,0037 | 0,0012 | 0,0000 |
| 20 - 24 | 0,2467 | 0,1870 | 0,1216 | 0,0730 | 0,0375 | 0,0124 |
| 25 - 29 | 0,2384 | 0,2180 | 0,1790 | 0,1454 | 0,1168 | 0,0926 |
| 30 - 34 | 0,1727 | 0,1662 | 0,1441 | 0,1241 | 0,1058 | 0,0896 |
| 35 - 39 | 0,0987 | 0,1010 | 0,0925 | 0,0835 | 0,0742 | 0,0648 |
| 40 - 44 | 0,0329 | 0,0364 | 0,0366 | 0,0367 | 0,0370 | 0,0370 |
| 45 - 49 | 0,0000 | 0,0036 | 0,0065 | 0,0089 | 0,0108 | 0,0124 |
| <u>Total</u> | <u>0,8223</u> | <u>0,7302</u> | <u>0,5888</u> | <u>0,4753</u> | <u>0,3833</u> | <u>0,3088</u> |

Con base en los datos sobre el total de mujeres ingresadas al programa en los años del período 1964-1973 (véase el cuadro 9), se puede calcular el número de mujeres protegidas por edad y año de la protección, según año de ingreso. (Véase el cuadro 10).

Cuadro 9

MUJERES INGRESADAS AL PROGRAMA, SEGUN AÑO DE INGRESO

| Año de ingreso | Total de mujeres | Año de ingreso | Total de mujeres |
|----------------|------------------|----------------|------------------|
| 1964 | 11 264 | 1969 | 40 674 |
| 1965 | 20 467 | 1970 | 43 602 |
| 1966 | 33 686 | 1971 | 36 142 |
| 1967 | 45 375 | 1972 | 35 167 |
| 1968 | 46 422 | 1973 | 80 155 |

Para las mujeres ingresadas en el período 1964-1968, se tiene:

Cuadro 10

MUJERES PROTEGIDAS POR GRUPOS DE EDADES Y AÑO,
SEGUN AÑO DEL INGRESO

| Año de ingreso | Año de protección | | | | | | | | | |
|-------------------------------|-------------------|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|
| | 1965 | 1966 | 1967 | 1968 | 1969 | 1970 | 1971 | 1972 | 1973 | 1974 |
| <u>Grupos de edades 15-19</u> | | | | | | | | | | |
| 1964 | 371 | 203 | 96 | 42 | 14 | 0 | | | | |
| 1965 | | 673 | 368 | 174 | 76 | 24 | 0 | | | |
| 1966 | | | 1 108 | 606 | 286 | 125 | 40 | 0 | | |
| 1967 | | | | 1 492 | 817 | 386 | 168 | 54 | 0 | |
| 1968 | | | | | 1 527 | 836 | 395 | 172 | 56 | 0 |
| <u>Total</u> | <u>371</u> | <u>876</u> | <u>1 572</u> | <u>2 314</u> | <u>2 720</u> | <u>1 371</u> | <u>603</u> | <u>226</u> | <u>56</u> | <u>0</u> |
| <u>Grupos de edades 20-24</u> | | | | | | | | | | |
| 1964 | 2 788 | 2 107 | 1 371 | 821 | 421 | 140 | | | | |
| 1965 | | 5 049 | 3 829 | 2 491 | 1 492 | 765 | 254 | | | |
| 1966 | | | 8 310 | 6 303 | 4 100 | 2 456 | 1 260 | 418 | | |
| 1967 | | | | 11 194 | 8 490 | 5 522 | 3 308 | 1 697 | 563 | |
| 1968 | | | | | 11 452 | 8 686 | 5 650 | 3 384 | 1 763 | 576 |
| <u>Total</u> | <u>2 788</u> | <u>7 156</u> | <u>13 510</u> | <u>20 809</u> | <u>25 955</u> | <u>17 569</u> | <u>10 472</u> | <u>5 499</u> | <u>2 299</u> | <u>576</u> |
| <u>Grupos de edades 25-29</u> | | | | | | | | | | |
| 1964 | 2 686 | 2 456 | 2 016 | 1 638 | 1 316 | 1 044 | | | | |
| 1965 | | 4 881 | 4 462 | 3 664 | 2 976 | 2 390 | 1 897 | | | |
| 1966 | | | 8 034 | 7 344 | 6 030 | 4 898 | 3 934 | 3 123 | | |
| 1967 | | | | 10 821 | 9 892 | 8 122 | 6 598 | 5 300 | 4 206 | |
| 1968 | | | | | 11 072 | 10 120 | 8 310 | 6 750 | 5 422 | 4 303 |
| <u>Total</u> | <u>2 686</u> | <u>7 337</u> | <u>14 512</u> | <u>23 467</u> | <u>31 286</u> | <u>26 574</u> | <u>20 739</u> | <u>15 173</u> | <u>9 628</u> | <u>4 303</u> |
| <u>Grupos de edades 30-34</u> | | | | | | | | | | |
| 1964 | 1 945 | 1 874 | 1 623 | 1 397 | 1 192 | 1 009 | | | | |
| 1965 | | 3 535 | 3 406 | 2 947 | 2 538 | 2 165 | 1 834 | | | |
| 1966 | | | 5 818 | 5 605 | 4 854 | 4 177 | 3 564 | 3 018 | | |
| 1967 | | | | 7 836 | 7 550 | 6 539 | 5 627 | 4 801 | 4 066 | |
| 1968 | | | | | 8 017 | 7 725 | 6 689 | 5 756 | 4 911 | 4 159 |
| <u>Total</u> | <u>1 945</u> | <u>5 409</u> | <u>10 847</u> | <u>17 785</u> | <u>24 151</u> | <u>21 615</u> | <u>17 714</u> | <u>13 575</u> | <u>8 977</u> | <u>4 159</u> |

(Continúa)

Cuadro 10 (Conclusión)

MUJERES PROTEGIDAS POR GRUPOS DE EDADES Y AÑO,
SEGUN AÑO DEL INGRESO

| Año de in- greso | Año de protección | | | | | | | | | |
|-------------------------------|-------------------|--------------|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|--------------|
| | 1965 | 1966 | 1967 | 1968 | 1969 | 1970 | 1971 | 1972 | 1973 | 1974 |
| <u>Grupos de edades 35-39</u> | | | | | | | | | | |
| 1964 | 1 112 | 1 138 | 1 042 | 940 | 836 | 731 | | | | |
| 1965 | | 2 020 | 2 069 | 1 893 | 1 708 | 1 519 | 1 328 | | | |
| 1966 | | | 3 325 | 3 406 | 3 116 | 2 813 | 2 500 | 2 186 | | |
| 1967 | | | | 4 479 | 4 587 | 4 197 | 3 789 | 3 195 | 2 945 | |
| 1968 | | | | | 4 582 | 4 693 | 4 294 | 3 876 | 3 445 | 3 013 |
| <u>Total</u> | <u>1 112</u> | <u>3 158</u> | <u>6 436</u> | <u>10 718</u> | <u>14 829</u> | <u>13 953</u> | <u>11 911</u> | <u>9 527</u> | <u>6 390</u> | <u>3 013</u> |
| <u>Grupos de edades 40-44</u> | | | | | | | | | | |
| 1964 | 371 | 410 | 412 | 413 | 416 | 417 | | | | |
| 1965 | | 673 | 745 | 749 | 751 | 755 | 757 | | | |
| 1966 | | | 1 108 | 1 226 | 1 233 | 1 236 | 1 243 | 1 246 | | |
| 1967 | | | | 1 493 | 1 652 | 1 661 | 1 665 | 1 674 | 1 679 | |
| 1968 | | | | | 1 527 | 1 690 | 1 699 | 1 704 | 1 713 | 1 718 |
| <u>Total</u> | <u>371</u> | <u>1 083</u> | <u>2 265</u> | <u>3 881</u> | <u>5 579</u> | <u>5 579</u> | <u>5 364</u> | <u>4 624</u> | <u>3 392</u> | <u>1 718</u> |
| <u>Grupos de edades 45-49</u> | | | | | | | | | | |
| 1964 | 0 | 41 | 73 | 100 | 122 | 140 | | | | |
| 1965 | | 0 | 74 | 133 | 182 | 221 | 254 | | | |
| 1966 | | | 0 | 121 | 219 | 300 | 364 | 418 | | |
| 1967 | | | | 0 | 163 | 295 | 404 | 490 | 563 | |
| 1968 | | | | | 0 | 167 | 302 | 413 | 501 | 576 |
| <u>Total</u> | <u>0</u> | <u>41</u> | <u>147</u> | <u>354</u> | <u>686</u> | <u>1 123</u> | <u>1 324</u> | <u>1 321</u> | <u>1 064</u> | <u>576</u> |

Usando estos números de mujeres protegidas, se puede calcular el número de nacidos vivos evitados en los periodos 1965-1969 y 1970-1974 con los ingresos de los años 1964 a 1968.

De acuerdo a las estadísticas de Chile, las tasas de fecundidad marital para el periodo 1961-1963, según grupos quinquenales, eran las siguientes:

Cuadro 11

CHILE: TASAS DE FECUNDIDAD MARITAL, SEGUN GRUPOS DE EDADES
1961-1963

| Grupos de edades | Tasas de fecundidad marital (Por mil) |
|------------------|---------------------------------------|
| 15 - 19 | 528,63 |
| 20 - 24 | 552,56 |
| 25 - 29 | 404,17 |
| 30 - 34 | 312,69 |
| 35 - 39 | 193,56 |
| 40 - 44 | 84,55 |
| 45 - 49 | 17,06 |

Puede observarse que estas tasas son relativamente altas, pese a la influencia que en ellas tiene el aborto inducido. Además, estas tasas corresponden a una época en que la práctica anticonceptiva estaba poco difundida en la población. Por estas razones estas tasas se adoptarán como tasas de fecundidad potencial.

Cuadro 12

AÑOS-MUJER DE PROTECCION Y FECUNDIDAD POTENCIAL, POR PERIODO,
SEGUN GRUPOS DE EDADES

| Grupos de edades | Periodo 1965-1969 | | Periodo 1970-1974 | |
|-------------------------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|
| | AMP | FP ^{a/} | AMP | FP ^{a/} |
| 15 - 19 | 7 853 | 528,6 | 2 256 | 528,6 |
| 20 - 24 | 70 218 | 552,6 | 36 415 | 552,6 |
| 25 - 29 | 79 287 | 404,2 | 76 417 | 404,2 |
| 30 - 34 | 60 137 | 312,7 | 66 040 | 312,7 |
| 35 - 39 | 36 253 | 193,6 | 44 254 | 193,6 |
| 40 - 44 | 13 179 | 84,6 | 20 857 | 84,6 |
| 45 - 49 | 1 228 | 17,1 | 5 408 | 17,1 |
| <u>Total AMP^{a/}</u> | <u>268 155</u> | | <u>251 647</u> | |
| <u>Total NVE^{a/}</u> | <u>101 961</u> | | <u>83 278</u> | |

^{a/} AMP = años-mujer de protección. NVE = Nacidos vivos evitados.
FP = fecundidad potencial.

Procediendo de manera análoga para los ingresos en el período 1969-1973 se tiene la distribución de mujeres protegidas en los períodos 1969-1974 y 1975-1979. (Véase el cuadro 13).

Cuadro 12

AÑOS-MUJER DE PROTECCION EN LOS PERIODOS 1970-1974 Y 1975-1979
DE LAS MUJERES INGRESADAS EN EL PERIODO 1969-1973, SEGUN EDAD

| Grupos de edades | Años-mujer de protección | |
|-------------------------------|--------------------------|----------------|
| | 1970-1974 | 1975-1979 |
| 15 - 19 | 11 940 | 3 217 |
| 20 - 24 | 109 586 | 50 293 |
| 25 - 29 | 128 701 | 104 776 |
| 30 - 34 | 98 706 | 90 498 |
| 35 - 39 | 60 190 | 61 192 |
| 40 - 44 | 22 422 | 28 619 |
| 45 - 49 | 2 531 | 7 417 |
| <u>Total AMP^{a/}</u> | <u>434 076</u> | <u>346 012</u> |
| <u>Total NVE^{a/}</u> | <u>163 348</u> | <u>114 536</u> |

^{a/} AMP = Año-mujer de protección.
NVE = Nacidos vivos evitados.

Aplicando las tasas de fecundidad potencial indicadas anteriormente se tiene como número de nacidos vivos evitados: 163 348 y 114 536, respectivamente.

Por otra parte, las estadísticas vitales nos dan la distribución de nacimientos según edad de la madre. (Véase el cuadro 14).

Cuadro 14

POBLACION FEMENINA POR EDAD FERTIL Y NACIDOS VIVOS, POR AÑO,
SEGUN GRUPOS DE EDADES. CHILE, 1965-1969

| Grupos de edades | 1965 | | 1966 | | 1967 | | 1968 | | 1969 | |
|------------------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
| | M | NV | M | NV | M | NV | M | NV | M | NV |
| 15-19 | 423,8 | 35,1 | 430,6 | 35,4 | 437,3 | 36,1 | 441,1 | 35,2 | 450,9 | 35,6 |
| 20-24 | 369,7 | 84,3 | 379,1 | 83,4 | 388,5 | 83,6 | 398,0 | 82,0 | 407,5 | 79,4 |
| 25-29 | 304,9 | 74,0 | 316,6 | 73,0 | 328,3 | 70,0 | 340,0 | 68,0 | 351,7 | 65,4 |
| 30-34 | 264,8 | 54,9 | 271,7 | 50,6 | 278,6 | 47,0 | 285,5 | 43,4 | 292,3 | 41,4 |
| 35-39 | 254,2 | 38,0 | 255,2 | 36,3 | 256,3 | 33,4 | 257,3 | 29,9 | 258,4 | 27,2 |
| 40-44 | 206,3 | 13,3 | 214,7 | 13,0 | 223,0 | 12,3 | 231,4 | 12,2 | 239,7 | 11,5 |
| 45-49 | 184,4 | 2,1 | 187,5 | 2,0 | 190,7 | 1,9 | 193,8 | 1,7 | 197,0 | 1,7 |
| Total | 2 008,1 | 301,7 | 2 055,4 | 293,7 | 2 102,7 | 284,3 | 2 150,1 | 272,4 | 2 187,5 | 262,2 |

M = Número de mujeres, en miles

NV = Número de nacidos vivos, en miles

de manera que en el período 1965-1969 se han producido 1 414 300 nacidos vivos y se han evitado (con las mujeres ingresadas en el período 1964-1968) un total de 101 961, con lo cual se habría tenido un total de 1 516 261 nacidos vivos, si no hubiera existido el programa de planificación de la familia. La reducción de la natalidad debida al programa es, por lo tanto, de 6,7 por ciento.

Esta reducción de 6,7 por ciento de la natalidad en el período 1965-1969 puede analizarse por grupos de edades, tal como se indica en el cuadro 15.

Cuadro 15

REDUCCION DE LA MORTALIDAD ESPECIFICA POR EDAD,
EN EL PERIODO 1965-1968

| Grupos de edades | Mujeres protegidas | Tasas de fecundidad (Por mil) | Nacidos vivos | | Reducción porcentual de la natalidad específica |
|------------------|--------------------|-------------------------------|---------------|------------|---|
| | | | Evitados | Observados | |
| 15-19 | 7 853 | 528,6 | 4,15 | 177,40 | 2,3 |
| 20-24 | 70 218 | 552,6 | 38,80 | 412,70 | 8,6 |
| 25-29 | 79 287 | 404,2 | 32,05 | 350,40 | 8,4 |
| 30-34 | 60 137 | 312,7 | 18,81 | 237,30 | 7,3 |
| 35-39 | 36 253 | 193,6 | 7,02 | 164,80 | 4,1 |
| 40-44 | 13 179 | 84,6 | 1,11 | 62,30 | 1,8 |
| 45-49 | 1 228 | 17,1 | 0,02 | 9,40 | 0,2 |
| Total | | | 101,96 | 1 414,30 | 6,7 |

pudiendo observarse que las reducciones mayores de la natalidad por edad de la madre se produce en el intervalo 20-39 años.

Resulta útil considerar la protección media que el anticonceptivo ha tenido en las mujeres que han ingresado al programa en el periodo 1964-1968. Descartando la mortalidad de las mujeres ingresadas y su viudez, es posible determinar las personas en los diversos grupos de edades para cada uno de los años del periodo quinquenal y relacionar posteriormente estos números con el número de mujeres protegidas. (Véase el cuadro 16).

Cuadro 16

GRADO DE PROTECCIÓN DE LAS MUJERES INGRESADAS AL PROGRAMA,
EN EL PERIODO 1964-1968, SEGUN GRUPOS DE EDADES

| Grupos de edades | 1965 | 1966 | 1967 | 1968 | 1969 | Total | Años-mujer de protección | Grado de protección |
|------------------|---------------|---------------|---------------|----------------|----------------|----------------|--------------------------|---------------------|
| 15-19 | 451 | 1 097 | 2 016 | 3 031 | 3 660 | 10 255 | 7 853 | 0,7658 |
| 20-24 | 3 379 | 9 024 | 17 676 | 28 220 | 36 752 | 95 031 | 70 218 | 0,7389 |
| 25-29 | 3 266 | 9 297 | 19 299 | 32 879 | 46 939 | 111 680 | 79 287 | 0,7099 |
| 30-34 | 2 365 | 6 863 | 14 491 | 25 148 | 36 776 | 85 643 | 60 137 | 0,7022 |
| 35-39 | 1 352 | 4 015 | 8 645 | 15 303 | 22 919 | 52 234 | 36 253 | 0,6940 |
| 40-44 | 451 | 1 380 | 3 066 | 5 634 | 8 875 | 19 406 | 13 179 | 0,6791 |
| 45-49 | - | 55 | 224 | 597 | 1 293 | 2 169 | 1 228 | 0,5662 |
| <u>Total</u> | <u>11 264</u> | <u>31 731</u> | <u>65 417</u> | <u>110 792</u> | <u>157 214</u> | <u>376 418</u> | <u>268 155</u> | <u>0,7124</u> |

Es interesante acotar que durante el periodo 1964-1968 han entrado al programa 157 214 mujeres en una población media de 2 100 800 mujeres en edad fértil, o sea que el ingreso relativo de mujeres ha sido de 7,5 por ciento y que, en correlación directa con este monto, se ha logrado una reducción del 6,7 por ciento de la natalidad. Para el periodo 1970-1974 puede realizarse un cálculo análogo. (Véase el cuadro 17).

Cuadro 17

REDUCCION DE LA NATALIDAD ESPECIFICA POR EDAD, EN EL PERIODO 1970-1974

| Grupos de edades | Mujeres protegidas (1970-1974) por periodo de ingreso | | | Tasas de fecundidad (Por mil) | Nacidos vivos | | Reducción natalidad (Por ciento) |
|------------------|---|-----------|---------|-------------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------------------|
| | 1964-1968 | 1969-1973 | Total | | Evitados (En miles) | Observados (En miles) | |
| 15-19 | 2 256 | 11 940 | 14 196 | 528,6 | 7,50 | 205,80 | 3,5 |
| 20-24 | 36 415 | 109 586 | 146 001 | 552,6 | 80,68 | 426,20 | 15,9 |
| 25-29 | 76 417 | 128 701 | 205 118 | 404,2 | 82,91 | 342,70 | 19,5 |
| 30-34 | 66 040 | 98 706 | 164 746 | 312,7 | 51,52 | 206,80 | 19,9 |
| 35-39 | 44 254 | 60 190 | 104 444 | 193,6 | 20,22 | 113,00 | 15,2 |
| 40-44 | 20 857 | 22 422 | 43 279 | 84,6 | 3,66 | 49,00 | 7,0 |
| 45-49 | 5 408 | 2 531 | 7 939 | 17,1 | 0,14 | 7,70 | 1,8 |
| Total | | | | | 246,63 | 1 351,20 | 15,4 |

El total de mujeres ingresadas al programa en el periodo 1964-1973 es de 392 954, de las cuales 157 212 lo hicieron en el periodo 1964-1968 y 235 740 en el periodo 1969-1973. Siendo la población media en edad fértil en el periodo decenal 1964-1973 de 2 226 700, el ingreso relativo de mujeres al programa es de 17,6 por ciento y la reducción de la natalidad de 15,4 por ciento, pudiendo verse que se mantiene prácticamente la misma relación entre cobertura (mujeres protegidas), tomando como referencia el ingreso y el impacto.

Al igual que antes, las mujeres entre 20-39 años son las que más han reducido su fecundidad, siendo las mujeres de 25-34 años en las que la reducción alcanza los más significativos impactos.

III. EL METODO DE LEE-ISBISTER

En este método de evaluación del impacto demográfico de un programa de planificación de la familia se consideran los siguientes tipos de variables:

A. Variables propias al programa

- 1) Volumen del ingreso según tipo de método anticonceptivo
- 2) Estructura del ingreso: distribución según edad de acuerdo con los diversos métodos anticonceptivos adoptados
- 3) Eficacia de los anticonceptivos de acuerdo al método
- 4) Motivo de ingreso al programa

- i) Para planificar la familia
- ii) Para no tener más hijos

B. Variables colaterales

- 1) Mortalidad femenina
- 2) Disolución de la pareja por viudez de la mujer
- 3) Fecundidad potencial.

De esa manera, para la parte A tenemos cierto grado de coincidencia con el método PAP y esta concordancia será mayor en la medida que el cálculo de la protección anual de la pareja se realice según tipo de anticonceptivo y motivo de ingreso al programa. En general, será difícil conocer adecuadamente el motivo de la mujer para ingresar al programa. La importante reducción de la continuidad en el tiempo nos indica indirectamente que el motivo predominante para el ingreso ha sido "espaciar los hijos".

En el cálculo de la tabla de vida de eficacia de uso, que corrientemente se calcula, no se distingue la eficacia diferencial de los anticonceptivos según motivo de ingreso de las mujeres. En la aplicación del método respecto a las variables consideradas en B surge nuevamente el problema de la estimación de la fecundidad "potencial" por grupos de edades y adicionalmente, al de la estimación de las probabilidades de viudez y de mortalidad de la mujer.

Si $(f_{io}^{(g)})$ es la tasa de fecundidad (general) para las mujeres del grupo (i) de edades en el año anterior al cual se empiezan a producir los efectos de reducción de la fecundidad, $(M_i^{(t)})$ el número de mujeres del grupo (i) de edades en el año (t) que no están siendo protegidas por el programa y $(U_i^{(t)})$ el número de mujeres del mismo grupo de edades que se protegen, el producto $M_i^{(t)} + U_i^{(t)} f_{io}^{(g)}$ corresponderá al total de nacidos vivos que se habrían producido si no hubiera existido el programa anticonceptivo. Este producto es igual a la suma del total de nacidos vivos observados $NVO^{(t)}$, dato que puede

obtenerse de las estadísticas vitales en algunos casos, y el total de nacidos vivos evitados por las mujeres protegidas $NVE^{(t)}$.

En símbolos

$$\left[M_i^{(t)} + U_i^{(t)} \right] f_{io}^{(g)} = NVO^{(t)} + NVE^{(t)} \quad (1)$$

Por otra parte se tienen las relaciones

$$\left[M_i^{(t)} + U_i^{(t)} \right] f_{it}^{(g)} = NVO^{(t)} \quad (2)$$

$$U_i^{(t)} f_{it}^{(p)} = NVE^{(t)} \quad (3)$$

siendo

$f_{it}^{(g)}$ = tasa (general) de fecundidad para mujeres del grupo (i) de edades en el año (t).

$f_{it}^{(p)}$ = tasa de fecundidad potencial para mujeres del grupo (i) de edades en el año (t).

Reemplazando (2) y (3) en (1) podemos resolver para $f_{it}^{(g)}$, o sea la nueva tasa de fecundidad para el grupo (i) de edades debida al efecto reductor del programa de planificación de la familia. Se tiene:

$$\left[M_i^{(t)} + U_i^{(t)} \right] f_{io}^{(g)} = \left[M_i^{(t)} + U_i^{(t)} \right] f_{it}^{(g)} + U_i^{(t)} f_{it}^{(p)} \quad (4)$$

$$f_{it}^{(g)} = \frac{\left[M_i^{(t)} + U_i^{(t)} \right] f_{io}^{(g)} - U_i^{(t)} f_{it}^{(p)}}{M_i^{(t)} + U_i^{(t)}} \quad (5)$$

$$f_{it}^{(g)} = f_{io}^{(g)} - \frac{U_i^{(t)} f_{it}^{(p)}}{M_i^{(t)} + U_i^{(t)}} \quad (6)$$

siendo

$$\frac{U_i^{(t)}}{M_i^{(t)} + U_i^{(t)}} = u_{it} \quad (7)$$

proporción de mujeres protegidas en el grupo (i) de edades.

Se tiene:

$$f_{it}^{(g)} = f_{io}^{(g)} - u_{it} \cdot f_{it}^{(p)} \quad (8)$$

Si se introduce la relación:

$$\frac{f_{it}^{(p)}}{f_{io}^{(g)}} = \rho_{it} \quad (9)$$

que será la razón entre la fecundidad potencial del año (t) y la fecundidad que tenía el grupo de mujeres de edades (i) al comenzar el programa.

Se tendrá

$$f_{it}^{(g)} = f_{io}^{(g)} (1 - u_{it} \rho_{it}) \quad (10)$$

$$f_{it}^{(g)} = f_{io}^{(g)} (1 - \lambda_{it}) \text{ siendo } \lambda_{it} = u_{it} \rho_{it} \quad (11)$$

Por observación de la relación (10) puede verse que la reducción de la tasa de fecundidad en el grupo (i) de edades en el año (t) depende directamente de la proporción (u_{it}) de mujeres protegidas en ese grupo de edades y de la razón entre la fecundidad potencial de ese año ($f_{it}^{(p)}$) y la fecundidad que tenía el grupo al comenzar el programa ($f_{io}^{(g)}$).

A medida que avanza el tiempo y se aumenta la cobertura del programa y se mantienen las tasas de continuación (eficacia de uso del anticonceptivo) crecerá el valor de la reducción relativa (λ_{it}), de manera que las tasas $f_{it}^{(g)}$ siempre serán decrecientes en el tiempo.

Aplicación al caso de Chile

Se determinará el impacto demográfico probable del programa de planificación de la familia con los ingresos observados en el periodo 1964-1973 y su impacto en los periodos quinquenales 1965-1969 y 1970-1974.

Para facilitar el cálculo de las mujeres protegidas considerando el efecto de la mortalidad del hombre o de la mujer se han adoptado (por comodidad), las relaciones de supervivencias de la tabla modelo Nivel 19 de Coale-Demeny. En el cuadro 18 se indica la distribución de parejas sobrevivientes según edad, desde su ingreso al programa hasta el año en que se estima despreciable la protección dada por el anticonceptivo.

Cuadro 18

DISTRIBUCION RELATIVA DE MUJERES SOBREVIVIENTES EN EL PROGRAMA DESDE EL INGRESO (AÑO 1) HASTA LOS AÑOS 2, 3, 4, 5 Y 6, SEGUN EDAD

| Grupos de edades | Año 1 | Año 2 | Año 3 | Año 4 | Año 5 | Año 6 |
|------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 15 - 19 | 4,00 | 2,46 | 1,44 | 0,76 | 0,30 | 0,00 |
| 20 - 24 | 30,00 | 25,48 | 20,46 | 15,12 | 9,58 | 3,90 |
| 25 - 29 | 29,00 | 29,66 | 30,03 | 30,08 | 29,80 | 29,17 |
| 30 - 34 | 21,00 | 22,60 | 24,14 | 25,58 | 26,90 | 28,07 |
| 35 - 39 | 12,00 | 13,73 | 15,45 | 17,14 | 18,75 | 20,18 |
| 40 - 44 | 4,00 | 4,92 | 6,07 | 7,49 | 9,24 | 11,42 |
| 45 - 49 | 0,00 | 0,48 | 1,07 | 1,78 | 2,65 | 3,73 |

Por otra parte, disponiendo de la tabla de eficacia de uso se puede determinar el número medio de parejas protegidas en el segundo año y años posteriores usando la experiencia del primer año, y la de años posteriores evitando con ello la subestimación de la protección en los años posteriores del método PAP, aplicado anteriormente. (Véase el cuadro 19).

Cuadro 19

PROPORCION MEDIA DE PAREJAS PROTEGIDAS OBTENIDAS USANDO TABLAS DE VIDA COMPLETAS E INCOMPLETAS

| | Proporción media de parejas protegidas | | | |
|----|--|---------|---------------|---------------|
| | Método Lee-Isbister | | Método PAP | |
| 1 | 0,98840 | 0,01792 | 0,8223 | 0,8223 |
| 12 | 0,81160 | 0,01414 | 0,7467 | 0,7307 |
| 24 | 0,68490 | 0,01234 | 0,6368 | 0,5890 |
| 36 | 0,59060 | 0,01582 | 0,5378 | 0,4750 |
| 48 | 0,48850 | 0,01582 | 0,4451 | 0,3832 |
| 60 | 0,40400 | 0,01582 | 0,3677 | 0,3090 |
| 72 | 0,33420 | | | |
| | Total | | 3,5564 | 3,3092 |

Usando los valores (l_1, l_{12}) solamente, o todos los valores (l_x) hasta (l_{72}) , es posible determinar matrices de "protección" que aplicadas a los ingresos anuales permiten determinar el número de mujeres protegidas por grupos de edades en el quinquenio de entrada o en el siguiente.

Para el caso del uso de (l_1, l_{12}) se tienen las siguientes matrices:

a) en el quinquenio de ingreso

$$M_{11}^{(1)} = \begin{pmatrix} 0,0643 & 0,0631 & 0,0594 & 0,0509 & 0,0329 \\ 0,6658 & 0,6284 & 0,5555 & 0,4338 & 0,2467 \\ 0,8977 & 0,7809 & 0,6355 & 0,4565 & 0,2385 \\ 0,7130 & 0,6072 & 0,4832 & 0,3391 & 0,1727 \\ 0,4500 & 0,3758 & 0,2923 & 0,1998 & 0,0987 \\ 0,1795 & 0,1426 & 0,1059 & 0,0693 & 0,0329 \\ 0,0298 & 0,0190 & 0,0101 & 0,0036 & 0,0000 \end{pmatrix}$$

b) en el quinquenio siguiente

$$M_{12}^{(1)} = \begin{pmatrix} 0,0000 & 0,0012 & 0,0049 & 0,0134 & 0,0314 \\ 0,0124 & 0,0498 & 0,1227 & 0,2444 & 0,4315 \\ 0,0927 & 0,2095 & 0,3549 & 0,5339 & 0,7519 \\ 0,0896 & 0,1954 & 0,3194 & 0,4635 & 0,6299 \\ 0,0649 & 0,1391 & 0,2226 & 0,3151 & 0,4162 \\ 0,0370 & 0,0739 & 0,1106 & 0,1472 & 0,1836 \\ 0,0124 & 0,0232 & 0,0321 & 0,0386 & 0,0422 \end{pmatrix}$$

y si se usan los valores ($l_1, l_{12}, l_{24}, l_{36}, l_{48}$) se tiene:

a) en el quinquenio de ingreso

$$M_{11}^{(2)} = \begin{pmatrix} 0,0659 & 0,0646 & 0,0605 & 0,0513 & 0,0329 \\ 0,6912 & 0,6486 & 0,5673 & 0,4370 & 0,2467 \\ 0,9474 & 0,8148 & 0,6530 & 0,4600 & 0,2385 \\ 0,7525 & 0,6328 & 0,4952 & 0,3415 & 0,1727 \\ 0,4753 & 0,3918 & 0,2996 & 0,2012 & 0,0987 \\ 0,1897 & 0,1486 & 0,1083 & 0,0696 & 0,0329 \\ 0,0318 & 0,0200 & 0,0104 & 0,0036 & 0,0000 \end{pmatrix}$$

b) en el quinquenio siguiente

$$M_{12}^{(2)} = \begin{pmatrix} 0,0000 & 0,0013 & 0,0054 & 0,0146 & 0,0330 \\ 0,0143 & 0,0569 & 0,1382 & 0,2685 & 0,4588 \\ 0,1073 & 0,2399 & 0,4017 & 0,5947 & 0,8162 \\ 0,1032 & 0,2229 & 0,3605 & 0,5142 & 0,6830 \\ 0,0742 & 0,1577 & 0,2499 & 0,3483 & 0,4508 \\ 0,0419 & 0,0830 & 0,1233 & 0,1620 & 0,1987 \\ 0,0137 & 0,0255 & 0,0351 & 0,0419 & 0,0455 \end{pmatrix}$$

Se puede observar que los elementos de la matriz $M_{11}^{(2)}$ son mayores que los elementos correspondientes de la matriz $M_{11}^{(1)}$ y lo mismo acontece para las matrices M_{12} .

Los vectores de ingresos del período 1964-1968 y 1960-1973 son:

$$y_1 = \begin{pmatrix} 11 & 264 \\ 20 & 467 \\ 33 & 686 \\ 45 & 375 \\ 46 & 422 \end{pmatrix}$$

$$y_2 = \begin{pmatrix} 40 & 674 \\ 43 & 602 \\ 36 & 142 \\ 35 & 167 \\ 80 & 155 \end{pmatrix}$$

De modo que los productos (M y) que nos dan la distribución por grupos de edades de las mujeres protegidas en el quinquenio de entrada o en el siguiente, son:

a) Para el caso en que se usan (l_1, l_{12}):

$$M_{11}^{(1)} y_1 = \begin{pmatrix} 7 & 854 \\ 70 & 210 \\ 79 & 287 \\ 60 & 140 \\ 36 & 254 \\ 13 & 180 \\ 1 & 228 \end{pmatrix}$$

$$M_{12}^{(1)} y_1 = \begin{pmatrix} 2 & 255 \\ 36 & 413 \\ 76 & 418 \\ 66 & 040 \\ 44 & 695 \\ 20 & 857 \\ 5 & 406 \end{pmatrix}$$

$$M_{11}^{(1)} y_2 = \begin{pmatrix} 11 & 941 \\ 109 & 587 \\ 128 & 701 \\ 98 & 707 \\ 60 & 190 \\ 22 & 420 \\ 2 & 532 \end{pmatrix}$$

$$M_{12}^{(1)} y_2 = \begin{pmatrix} 3 & 218 \\ 50 & 292 \\ 104 & 776 \\ 90 & 498 \\ 61 & 192 \\ 28 & 617 \\ 7 & 416 \end{pmatrix}$$

b) Para el caso en que se usan ($l_1, l_{12}, l_{24}, l_{36}, l_{48}$):

$$M_{11}^{(2)} y_1 = \begin{pmatrix} 7 & 957 \\ 71 & 452 \\ 81 & 289 \\ 61 & 622 \\ 37 & 176 \\ 13 & 512 \\ 1 & 281 \end{pmatrix}$$

$$M_{12}^{(2)} y_1 = \begin{pmatrix} 2 & 403 \\ 39 & 463 \\ 84 & 524 \\ 72 & 906 \\ 49 & 213 \\ 22 & 899 \\ 5 & 872 \end{pmatrix}$$

$$M_{11}^{(2)} y_2 = \begin{pmatrix} 12 & 125 \\ 112 & 040 \\ 132 & 956 \\ 101 & 948 \\ 62 & 231 \\ 23 & 194 \\ 2 & 668 \end{pmatrix}$$

$$M_{12}^{(2)} y_2 = \begin{pmatrix} 3 & 410 \\ 54 & 275 \\ 115 & 679 \\ 99 & 774 \\ 67 & 308 \\ 31 & 403 \\ 8 & 058 \end{pmatrix}$$

Con estos números de mujeres protegidas, es posible determinar la reducción de las tasas de fecundidad, específicas por edad, usando la razón (ρ_i) entre la fecundidad potencial y la fecundidad al comienzo del quinquenio.¹

Para el período 1961-1963 en que aún no funcionaba el programa de planificación de la familia, esta razón (ρ_i) para los grupos (i) de edades es la que se observa en el cuadro 20.

Cuadro 20

RAZON (ρ_i) ENTRE FECUNDIDAD MARITAL Y FECUNDIDAD EN LA POBLACION,
SEGUN GRUPOS DE EDADES

| Grupos de edades (i) | Tasa de fecundidad (general) $f_i(g)$ | Tasa de fecundidad marital $f_i(p)$ | Razón entre las tasas ρ_i |
|----------------------|---------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------|
| 15-19 | 82,5 | 528,6 | 6,41 |
| 20-24 | 235,1 | 552,6 | 2,35 |
| 25-29 | 265,9 | 404,2 | 1,52 |
| 30-34 | 240,5 | 312,7 | 1,30 |
| 35-39 | 156,1 | 193,6 | 1,24 |
| 40-44 | 67,1 | 84,6 | 1,26 |
| 45-49 | 12,8 | 17,1 | 1,33 |

Usando las protecciones obtenidas a partir de las continuidades l_1 y l_{12} se llega a las tasas esperadas f_i ¹⁹⁶⁹ indicadas en la columna 8 del cuadro 21.

Cuadro 21

TASAS DE FECUNDIDAD ESPERADAS POR LA ACCION DEL PROGRAMA DE
PLANIFICACION DE LA FAMILIA, SEGUN GRUPOS DE EDADES.
PERIODO 1965-1969. METODO PAP

| Grupos de edades | M_i+U_i | $5 U_i$ | u_i | ρ_i | λ_i | f_i (1964) | f_i (1969) | f_i (1969) |
|------------------|-----------|---------|--------|----------|-------------|--------------|--------------|--------------|
| 15-19 | 437 340 | 7 854 | 0,0036 | 6,41 | 0,0231 | 82,8 | 80,9 | 79,6 |
| 20-24 | 388 560 | 70 210 | 0,0361 | 2,35 | 0,0848 | 234,7 | 214,8 | 197,8 |
| 25-29 | 328 300 | 79 287 | 0,0483 | 1,52 | 0,0734 | 247,8 | 229,6 | 189,3 |
| 30-34 | 278 580 | 60 140 | 0,0432 | 1,30 | 0,0562 | 220,7 | 208,3 | 142,8 |
| 35-39 | 256 280 | 36 254 | 0,0283 | 1,24 | 0,0351 | 151,7 | 146,4 | 105,2 |
| 40-44 | 223 020 | 13 180 | 0,0118 | 1,26 | 0,0149 | 66,1 | 65,1 | 48,4 |
| 45-49 | 190 680 | 1 228 | 0,0013 | 1,33 | 0,0017 | 11,2 | 11,2 | 8,5 |

Puede verse en este cuadro que tasas esperadas por la acción del programa de planificación de la familia ($f_i^{(1969)}$) son superiores a las observadas ($f_i^{(1969)}$) indicando esto una probable reducción de la fecundidad. De la misma manera, con los ingresos de los quinquenios 1965-1969 y 1970-1974 se llega a las tasas esperadas, indicadas en la última columna del cuadro 22.

Cuadro 22

TASAS DE FECUNDIDAD ESPERADAS POR LA ACCION DEL PROGRAMA DE PLANIFICACION DE LA FAMILIA, SEGUN GRUPOS DE EDADES, PERIODO 1970-1974. METODO PAP

| Grupos de edades | $M_i + U_i$ | $5 U_i$ | u_i | i | i | (1969) f_i | (1974) f_i | (1974) f_i |
|------------------|-------------|---------|--------|------|--------|--------------|--------------|--------------|
| 15-19 | 497 100 | 14 196 | 0,0057 | 6,41 | 0,0365 | 79,6 | 76,7 | 79,3 |
| 20-24 | 430 700 | 146 000 | 0,0678 | 2,35 | 0,1593 | 197,8 | 166,3 | 191,3 |
| 25-29 | 382 400 | 205 119 | 0,1073 | 1,52 | 0,1631 | 189,3 | 158,4 | 169,4 |
| 30-34 | 322 500 | 164 747 | 0,1022 | 1,30 | 0,1329 | 142,8 | 123,8 | 116,9 |
| 35-39 | 273 100 | 104 885 | 0,0768 | 1,24 | 0,0952 | 105,2 | 95,2 | 73,4 |
| 40-44 | 250 300 | 43 277 | 0,0346 | 1,26 | 0,0436 | 48,4 | 46,3 | 33,5 |
| 45-49 | 216 500 | 7 938 | 0,0073 | 1,33 | 0,0097 | 8,5 | 8,4 | 6,0 |

Puede verse en el cuadro 22 que a partir de la edad 30 años, los valores observados son menores que los estimados, lo que nos indica que aparte de la acción de los anticonceptivos del programa debe existir la influencia de otros factores en la reducción de la fecundidad, o bien que la estructura adoptada para el ingreso (SERMENA-VALPARAISO) en el período 1964-1968 no corresponde a la estructura del ingreso del programa nacional, en el cual el peso relativo de las mujeres mayores de 30 años es posiblemente mayor que el adoptado. Para las edades inferiores a 30 años, las tasas esperadas resultan menores que las observadas, lo que se debería a la misma razón indicada anteriormente, o sea que el ingreso relativo de mujeres jóvenes en el programa nacional es bastante menor que el adoptado en los cálculos.

El mismo tipo de análisis puede hacerse con los números estimados de mujeres protegidas usando los valores l_x (para $x = 1, 12, 24, 36$ y 48) con los resultados que se indican en los cuadros 23 y 24.

Cuadro 23

TASAS DE FECUNDIDAD ESPERADAS POR LA ACCION DEL PROGRAMA DE
PLANIFICACION DE LA FAMILIA, SEGUN GRUPOS DE EDADES,
PERIODO 1965-1969. METODO LEE-ISBISTER

| Grupos de edades | M_i+U_i | $5 U_i$ | u_i | ρ_i | λ_i | $f_i^{(1964)}$ | $\Lambda_i^{(1969)}$ | $f_i^{(1969)}$ |
|------------------|-----------|---------|--------|----------|-------------|----------------|----------------------|----------------|
| 15-19 | 437 340 | 7 957 | 0,0036 | 6,41 | 0,0233 | 82,8 | 80,9 | 79,6 |
| 20-24 | 388 560 | 71 452 | 0,0368 | 2,35 | 0,0864 | 234,7 | 214,4 | 197,8 |
| 25-29 | 328 300 | 81 289 | 0,0495 | 1,52 | 0,0753 | 247,8 | 229,1 | 189,3 |
| 30-34 | 278 580 | 61 622 | 0,0442 | 1,30 | 0,0575 | 220,7 | 208,0 | 142,8 |
| 35-39 | 256 280 | 37 176 | 0,0290 | 1,24 | 0,0360 | 151,7 | 146,2 | 105,2 |
| 40-44 | 223 020 | 13 512 | 0,0121 | 1,26 | 0,0153 | 66,1 | 65,1 | 48,4 |
| 45-49 | 190 680 | 1 281 | 0,0013 | 1,33 | 0,0018 | 11,2 | 11,2 | 8,5 |

Cuadro 24

TASAS DE FECUNDIDAD ESPERADAS POR LA ACCION DEL PROGRAMA DE
PLANIFICACION DE LA FAMILIA, SEGUN GRUPOS DE EDADES,
PERIODO 1970-1974. METODO LEE-ISBISTER

| Grupos de edades | M_i+U_i | $5 U_i$ | u_i | ρ_i | λ_i | $f_i^{(1969)}$ | $\Lambda_i^{(1974)}$ | $f_i^{(1974)}$ |
|------------------|-----------|---------|--------|----------|-------------|----------------|----------------------|----------------|
| 15-19 | 497 100 | 14 528 | 0,0058 | 6,41 | 0,0375 | 79,6 | 76,6 | 79,3 |
| 20-24 | 430 700 | 151 500 | 0,0704 | 2,35 | 0,1653 | 197,8 | 165,1 | 191,3 |
| 25-29 | 382 400 | 217 480 | 0,1137 | 1,52 | 0,1729 | 189,3 | 156,6 | 169,4 |
| 30-34 | 322 500 | 174 854 | 0,1084 | 1,30 | 0,1410 | 142,8 | 122,7 | 116,9 |
| 35-39 | 273 100 | 86 389 | 0,0633 | 1,24 | 0,0784 | 105,2 | 96,9 | 73,4 |
| 40-44 | 250 300 | 36 411 | 0,0291 | 1,26 | 0,0367 | 48,4 | 46,6 | 33,5 |
| 45-49 | 216 500 | 7 153 | 0,0066 | 1,33 | 0,0088 | 8,5 | 8,4 | 6,0 |

Puede verse que las tasas esperadas de fecundidad, específicas por edad, para los años 1969 y 1974 no difieren significativamente de las estimadas anteriormente. (Cuadros 21 y 22).

Cabe señalar que la relación (10) presupone que la única causa de reducción de la fecundidad es el uso de anticonceptivos del programa.

Como la diferencia encontrada entre los valores esperados $\Lambda_{it}^{(g)}$ y los observados $f_{it}^{(g)}$,

$$\Delta_{f_{it}}^{(g)} = f_{io}^{(g)} (1 - p_{it}) \quad (12)$$

resulta significativamente positiva, ello indica que una parte de las (M_{it}) mujeres ha cambiado su fecundidad por razones tales como:

- a) cambio en la edad al casarse (proporción de mujeres casadas en el grupo (i) de edades);
- b) uso de anticonceptivos fuera del programa;
- c) cambio en la incidencia del aborto inducido.

De allí que podamos considerar que el grupo $M_i^{(t)}$ de mujeres estaría formado por 2 subconjuntos: el subconjunto $M_{i1}^{(t)}$ que mantiene la fecundidad $f_{io}^{(g)}$; el subconjunto $M_{i2}^{(t)}$ que cambia a la fecundidad $f_{it}^{(2)}$ desde $f_{io}^{(2)}$. A este grupo debe agregarse el subgrupo $U_i^{(t)}$ protegido por el programa de planificación de la familia que pasaría a una fecundidad $f_{it}^{(u)}$ desde la fecundidad $f_{io}^{(p)}$.

Si las condiciones de la fecundidad no hubieran cambiado, en el tiempo el número de nacidos vivos habría sido

$$M_{i1}^{(t)} f_{io}^{(g)} + M_{i2}^{(t)} f_{io}^{(2)} + U_i^{(t)} f_{io}^{(p)} \quad (13)$$

en lugar de

$$M_{i1}^{(t)} f_{io}^{(g)} + M_{i2}^{(t)} f_{it}^{(2)} + U_i^{(t)} f_{it}^{(u)} \quad (14)$$

que corresponde al número de nacidos observados (estadísticas vitales, por ejemplo). Si los anticonceptivos del programa son totalmente eficaces para

evitar el embarazo de la mujer, entonces $f_{it}^{(u)} = 0$, y los nacidos vivos evi-

tados por las mujeres del programa serían

$$NVE_{ACP}^{(t)} = U_i^{(t)} f_{io}^{(p)} \quad (15)$$

y los nacidos vivos evitados por las mujeres fuera del programa

$$NVE_{OC}^{(t)} = M_{i2}^{(t)} (f_{io}^{(2)} - f_{it}^{(2)}) \quad (16)$$

Si la fecundidad en el grupo (i) de edades en el año (t) es igual a $f_{it}^{(g)}$, deducida, conociendo el total de mujeres ($M_i^{(t)} + U_i^{(t)}$) de ese grupo de edades y el total de nacidos vivos observados (estadísticas vitales), tenemos que

$$(M_{i1}^{(t)} + M_{i2}^{(t)} + U_i^{(t)}) f_{it}^{(g)} = NVO^{(t)} \quad (17)$$

que es igual a
$$M_{i1}^{(t)} f_{io}^{(g)} + M_{i2}^{(t)} f_{it}^{(2)} + U_i^{(t)} f_{it}^{(u)} \quad (18)$$

que se reduce a
$$M_{i1}^{(t)} f_{io}^{(g)} + M_{i2}^{(t)} f_{it}^{(2)}, \text{ si } f_{it}^{(u)} = 0 \quad (19)$$

En resumen, tenemos

$$M_{i1}^{(t)} f_{io}^{(g)} + M_{i2}^{(t)} f_{io}^{(2)} + U_i^{(t)} f_{io}^{(p)} = \left[M_i^{(t)} + U_i^{(t)} \right] f_{io}^{(g)} \quad (20)$$

$$M_{i1}^{(t)} f_{io}^{(g)} + M_{i2}^{(t)} f_{it}^{(2)} = \left[M_i^{(t)} + U_i^{(t)} \right] f_{it}^{(g)} \quad (21)$$

siendo $f_{io}^{(g)}$ y $f_{it}^{(g)}$ las tasas de fecundidad específicas del grupo (i) de edades en los años (o) y (t). La diferencia de las relaciones (14) y (15) es

$$\begin{aligned} & (U_i^{(t)} + M_i^{(t)}) (f_{it}^{(g)} - f_{io}^{(g)}) = \\ & = M_{i2}^{(t)} (f_{it}^{(2)} - f_{io}^{(2)} - f_{io}^{(2)}) - U_i^{(t)} f_{io}^{(p)} = \\ & = -NVE_{OC}^{(t)} - NVE_{ACP}^{(t)} \end{aligned}$$

de modo que la fecundidad en el grupo (i) de edades en el año (t) es

$$\begin{aligned} f_{it}^{(g)} & = f_{io}^{(g)} - (NVE_{OC}^{(t)} + NVE_{ACP}^{(t)}) / (M_i^{(t)} + U_i^{(t)}) \\ f_{it}^{(g)} & = f_{io}^{(g)} \left[1 - v_{it} \cdot \rho_{it}^{(v)} - u_{it} \rho_{it}^{(u)} \right] \quad (22) \end{aligned}$$

siendo

$$v_{it} = M_{i2}^{(t)} (M_i^{(t)} + U_i^{-(t)}); \quad u_{it} = U_{i2}^{(t)} (M_i^{(t)} + U_i^{-(t)}) \quad (23)$$

$$\rho_{it}^{(v)} = (f_{io}^{(2)} - f_{it}^{(2)}) / f_{io}^{(g)}; \quad \rho_{it}^{(u)} = f_{iu}^{(p)} / f_{io}^{(g)} \quad (24)$$

La relación (22) nos indica que la reducción de la fecundidad depende de:

- v_{it} proporción de mujeres que han cambiado su fecundidad fuera del programa;
- $\rho_{it}^{(v)}$ cambio relativo en el nivel de fecundidad, con referencia al nivel $f_{io}^{(g)}$ imperante en el grupo (i) en el año 0;
- $\rho_{it}^{(u)}$ cambio relativo de la fecundidad dentro del programa, con referencia al nivel $f_{io}^{(g)}$ imperante en el grupo en el año 0.

Con la información dada por el programa de planificación de la familia acerca de mujeres protegidas y con base en la determinación de la fecundidad potencial, es posible calcular el efecto $(u_{it} \cdot \rho_{it}^{(u)})$ y la diferencia entre $f_{it}^{(g)}$ y $f_{io}^{(g)}$ $(1 - u_{it} \cdot \rho_{it}^{(u)})$ es la medida de la reducción (o cambio de la fecundidad) debida a otras causas (o factores) ajenos al programa de planificación de la familia considerado.

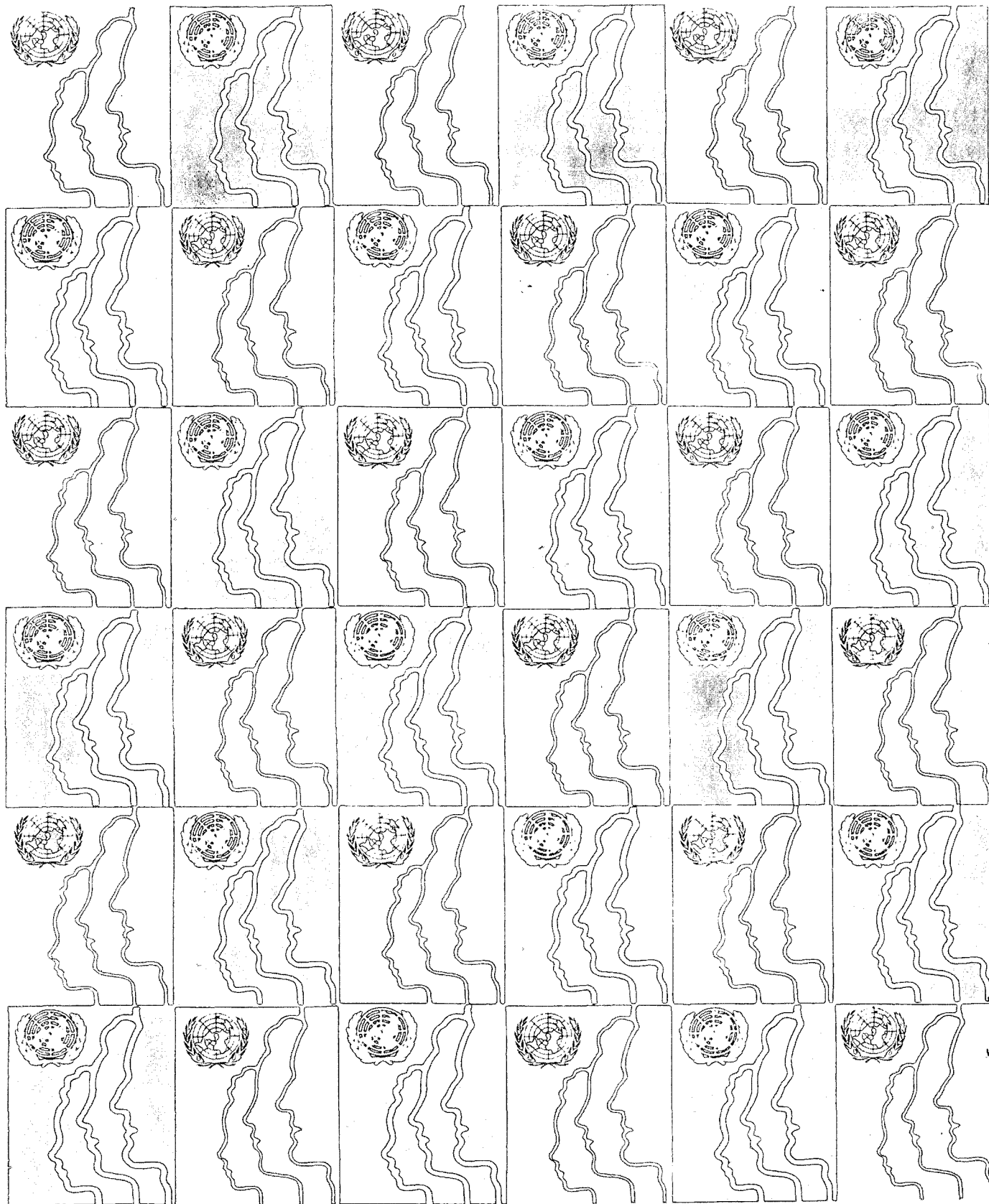
En los cuadros 21, 22, 23 y 24 se puede ver que los valores esperados de fecundidad, por acción únicamente del programa de planificación de la familia considerado, no coinciden con los observados; por una parte, debido a la estructura aceptada para el ingreso de mujeres al programa y a la eficacia de los anticonceptivos (experiencia de SERMENA-VALPARAISO 1964-1968) y, por otra parte, a que obviamente fuera del programa que estamos evaluando, las mujeres también están reduciendo su fecundidad.

7

8

9

10



CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE: J.M. Infante 9. Casilla 91. Teléfono 257806
Santiago (Chile)

CELADE: Ciudad Universitaria Rodrigo Facio
Apartado Postal 5249
San José (Costa Rica)