



EVALUACION DEL METODO DE HIJOS PROPIOS PARA EL ESTUDIO
DE LA FECUNDIDAD EN COSTA RICA Y LA ARGENTINA

Hugo Behm, con la colaboración de

Juan Chackiel ✓
Alicia Maguid
Jorge Segura
Domingo Primante ✓

Centro Latinoamericano de Demografía
CELADE-San José

Julio 1978



I N D I C E

	Página
- Importancia y limitaciones del estudio de la fecundidad en la América Latina	1
- El método de hijos propios para el estudio de la fecundidad	2
- El programa de CELADE para el estudio de la fecundidad en países de la América Latina mediante el método de hijos propios	5
EVALUACION DEL METODO EN COSTA RICA	7
- El censo de población de 1973	7
- El registro de nacimientos	10
- Evaluación del programa de pareo madre/hijo (MATCH) ...	15
- Comparación con tasas de fecundidad basadas en registro de nacimientos: total país	23
- Comparación con tasas de fecundidad basada en estadísticas de nacimientos: provincias	29
- Comparaciones con estimaciones de fecundidad de otras fuentes	41
- Estimaciones de IFHIPAL por otras variables	43
EVALUACION EN ARGENTINA	49
- El censo de población de 1970	49
- El registro de nacimientos	49
- Comparación de nacimientos y tasas de fecundidad	50
- Estimaciones de IFHIPAL por otras variables	58

	Página
RESUMEN Y CONCLUSIONES	61
APENDICE	65
- Cálculo de las tasas de fecundidad por edades basadas en las estadísticas de nacimientos, Costa Rica, 1960 a 1973	65
- Cálculo de las tasas de fecundidad basadas en el registro de nacimientos de Argentina, 1966 a 1965	66
- Estimaciones de nacimientos basadas en las inscripciones tardías, Costa Rica	67
BIBLIOGRAFIA	70

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro

1	Errores estimados en la enumeración censal de Costa Rica, 1973	9
2	Nacimientos anuales según cifras oficiales y varias estimaciones, Costa Rica, 1958-1975	13
3	Errores del programa MATCH en encuestas de Atenas (Costa Rica) 1976 y Posadas (Argentina) 1975	16
4	Cotejo de la clasificación de hijos según pregunta directa y con programa MATCH encuesta demográfica de Posadas (Argentina), 1975	20
5	Tasas globales de fecundidad de IFHIPAL y estadísticas de nacimientos. Costa Rica 1960-1972	24
6	Tasas de fecundidad por edad de IFHIPAL y estadísticas de nacimientos. Costa Rica, 1960-1971	27

Cuadro		Página
7	Nacimientos, población femenina 15-49 años y tasas globales de fecundidad de IFHIPAL y estadísticas demográficas. Provincia de Guanacaste 1960-1972 .	30
8	Nacimientos, población femenina 15-29 años y tasas globales de fecundidad de IFHIPAL y estadísticas vitales. Provincia de Limón, 1960-1972	31
9	Saldo migratorio en población de 5-12 años de Limón y Guanacaste y diferencias de nacimientos entre IFHIPAL y estadísticas de nacimientos, (Costa Rica), 1968-1973	34
10	Saldos migratorios de la población femenina de 15-49 años de edad, Guanacaste y Limón, (Costa Rica) 1968-1973	36
11	Nacimientos según IFHIPAL y estadísticas de nacimientos por regiones geográficas ^{a/} , Costa Rica, 1960-1972	38
12	Tasas de fecundidad de IFHIPAL y de la encuesta nacional de fecundidad de Costa Rica, 1963 a 1972 ..	42
13	Tasas globales de fecundidad en población urbana y población rural de IFHIPAL y otras estimaciones, Costa Rica, 1965-1969	43
14	Nacimientos estimados de IFHIPAL y de estadísticas de nacimientos. Argentina 1957-1969	51
15	Tasas de fecundidad por edad de IFHIPAL y estadísticas de nacimientos. Argentina 1956-1964	54
16	Tasas de fecundidad por edad de IFHIPAL y de la proyección de población de Argentina, 1955-1970	56
17	Nacimientos por año de ocurrencia y año de inscripción. Proporción de inscripciones tardías respecto a nacimientos ocurridos e inscritos en el mismo año. Costa Rica, 1960-1975	69

Gráfico		Página
1	Porcentaje de inscripciones tardías según años de ocurrencia del nacimiento. Costa Rica, 1958-1966	11
2	Factor de corrección por hijos no-propios. Países seleccionados	19
3	Tasas fecundidad por edad de la mujer, según IFHIPAL, estadísticas de nacimientos y estadísticas modificadas de nacimientos <u>a</u> / Costa Rica, 1970-1971	22
4	Tasas globales de fecundidad de IFHIPAL y de estadísticas de nacimientos. Costa Rica 1960-1972 ..	25
5	Tasas de fecundidad por edad de IFHIPAL y estadísticas de nacimientos. Costa Rica, 1960-1971	28
6	Nacimientos, población femenina de 15-49 años y tasas globales de fecundidad de IFHIPAL y estadísticas demográficas. Provincia de Guanacaste, 1960-1972	32
7	Nacimientos, población femenina 15-49 años y tasas globales de fecundidad, de IFHIPAL y de estadísticas demográficas. Provincia de Limón, 1960-1972	33
8	Nacimientos de IFHIPAL y estadísticas de nacimientos por regiones geográficas. Costa Rica, 1960-1972	39
9	Tasas globales de fecundidad en población urbana y población rural. Costa Rica, 1960-1972	45
10	Tasas globales de fecundidad por años de educación de la mujer. Costa Rica, 1960-1972	46
11	Tasas globales de fecundidad por grupos socio-económicos. Costa Rica, 1960-1972	48
12	Nacimientos estimados por IFHIPAL y estadísticas de nacimientos. Argentina, 1957-1969	52
13	Tasas de fecundidad por edades de IFHIPAL y de estadísticas de nacimientos. Argentina, 1956-1964 .	55
14	Tasas de fecundidad por edades de IFHIPAL y proyecciones de población. Argentina, 1955-1970 ...	57

Gráfico

Página

15	Tasa global de fecundidad por regiones geográficas. Argentina, 1959-1969	59
16	Tasa global de fecundidad por grupos socio-económicos. Argentina, 1959-1969	60

Importancia y limitaciones del estudio de la fecundidad en la América Latina

La fecundidad es una variable de indudable importancia demográfica, en especial por su marcada influencia en la tasa de crecimiento y en la estructura por edad de la población. Ella presenta en la América Latina tasas muy dispares, que son en general bastante altas. También es dispar su tendencia: en tanto que en algunos países se mantiene en niveles elevados, en otros ha experimentado notorios descensos recientes.

De aquí el interés de las investigaciones destinadas a precisar las características de la fecundidad y los factores que determinan su dinámica. La fente natural de datos para estos estudios son los registros de nacimientos. Desgraciadamente, ellos adolecen en América Latina de frecuentes deficiencias, sobre todo de omisión. Por otra parte, aun siendo completo, el registro legal de nacimientos habitualmente solo permite obtener tasas de fecundidad para el total del país y subdivisiones geográficas, pero no por variables socio-económicas que originan importantes diferencias.

Esto ha llevado al desarrollo de encuestas específicas de fecundidad, que proporcionan una información mucho más rica y fidedigna, incluyendo variables psico-sociales, culturales y económicas, así como datos referentes a las actitudes, conocimiento y utilización de métodos de regulación de la fecundidad. Todo ello permite una interpretación más acabada de la dinámica de cambio de la fecundidad. Con todas sus ventajas, las encuestas se encuentran limitadas por su costo y organización y por el número necesariamente restringido de mujeres que se entrevistan.

Se comprende, por tanto, el interés de métodos indirectos que permiten obtener estimaciones derivadas de censos de población u otras fuentes de información que estén disponibles.

El método de hijos propios para el estudio de la fecundidad

Grabill y Cho ^{1,2/} elaboraron en (1965) un método para estudiar la fecundidad basado en datos censales sobre niños menores de 5 años y sus respectivas madres. El método ha sido perfeccionado posteriormente por Cho y sus colaboradores (en especial Retherford y Feenney) del East-West Population Institute, (Hawai) ^{3,7/}. CELADE ha traducido y reproducido un ejemplo detallado de su aplicación, hecho por Feenney ^{8/}.

En síntesis, el método parte de la base de que los niños menores de ⁵⁾ 13 años enumerados en el censo son los sobrevivientes de los nacimientos ocurridos en los 13 años precedentes. Puesto que en la mayoría de los casos las madres de estos niños están presentes en el hogar, es posible pa- rear estos hijos con sus preñuntas madres, utilizando un programa especial descrito por Ho (programa MATCH) ^{9/}, que utiliza diversos criterios lógi- cos basados en la relación de parentesco y otros datos. Así se obtiene una tabulación cruzada de los hijos de 0 a 12 años y de las mujeres de 15 a 64 años, ambos por edades simples. Estos constituyen los llamados "hi- jos propios". Todos los niños que no pueden ser asignados a sus madres forman los "hijos no propios", que se totalizan por edades simples al mo- mento del censo y se distribuyen proporcionalmente según la distribución de los hijos propios.

Una vez obtenida esta tabulación básica, el procedimiento se desarrolla en tres etapas simples:

1. Estimación del número de nacidos vivos en cada período anual anterior al censo, clasificados por edades simples de la mujer, a partir de los niños de 12 años y menos enumerados en el censo, utilizando las probabilidades de sobrevivencia de la tabla de mortalidad que se haya seleccionado. En la presente investigación, para cada grupo de análisis se obtuvieron las probabilidades $q(2)$, $q(3)$ y $q(5)$ mediante el método de Brass a partir de las correspondientes proporciones de hijos fallecidos declarados por las mujeres en el censo. Con estas probabilidades se seleccionó el nivel de una tabla de vida en el ^{modelo} método Oeste de las tablas modelos de Coale-Demeny. Las estimaciones de nacimientos así logradas se corrigen por el factor hijos no-propios y, en lo posible, por los factores de corrección de los errores de enumeración y declaración de la edad en el censo.
2. Estimación del número de mujeres vivas, por edades simples, de 15 a 64 años, para cada período anual anterior al censo, a partir de la población femenina censada, mediante las probabilidades de sobrevivencia de la tabla de mortalidad seleccionada, corrigiendo de nuevo por errores de enumeración y de declaración de edad en el censo.
3. Cálculo de las tasas específicas de fecundidad por edades, para cada período anual previo al censo, obtenidas por la división de las correspondientes estimaciones de nacimientos y de la población femenina.

El método tiene indudables ventajas. Solo requiere la información básica habitualmente incluida en todo censo de población. Puesto que se conocen diversas características del hogar censal y de las mujeres, es posible obtener estimaciones de fecundidad por numerosas variables no disponibles en las estadísticas de registro (como educación, clase social, condición de migrante, etc.). No solo es factible estimar el nivel y estructura de la fecundidad para cada subgrupo de análisis, sino sus tendencias en el período retrospectivo que se haya seleccionado. Si se utilizan dos censos consecutivos, las estimaciones se refieren a un período mayor y, en el lapso en que ambas estimaciones se sobreponen, es posible cotejar las dos series de estimaciones. Todas estas son ventajas muy significativas en países donde las deficiencias del sistema de registro de nacimientos son importantes.

Por cierto, el método tiene limitaciones. El proceso de computación es largo y complejo, aunque está facilitado por las rutinas de programas elaborados por el Population Institute del East-West Center de Honolulu, Hawai. Por otra parte, la calidad de las estimaciones depende mucho de la calidad de la enumeración censal, en especial de la omisión y de los errores en la declaración de edad de los niños. Hay otros problemas que afectan a las estimaciones para subdivisiones geográficas, como el de las migraciones internas, que se discutirán más adelante.

El método ha sido aplicado en numerosos países asiáticos 10,21/ y en Estados Unidos 22,24/. En América Latina CELADE lo ha utilizado en Argentina 25/ y en Colombia 26/; Avery ha hecho una aplicación de una modificación

del método al censo de Costa Rica 27,28/. En general, si se utilizan tasas promedios y se cuenta con datos para corregir los errores de los censos, se obtienen estimaciones bastante satisfactorias de la fecundidad. Cuando los censos son muy imperfectos, la calidad de las estimaciones desmejora; a menudo es necesario descartar las estimaciones derivadas de la población de menores de dos años, por la frecuencia y magnitud de la omisión en esta edad. Cho ha hecho notar que aun las estimaciones gruesas obtenidas a partir de un censo de deficiente calidad son a menudo un avance en el conocimiento de la fecundidad, si se considera que en estos países también las estadísticas vitales son a menudo incompletas.

El programa de CELADE para el estudio de la fecundidad en países de la América Latina mediante el método de hijos propios

Aunque en algunos de los países de la región el registro de nacimientos es bastante completo, en general las estadísticas de nacimientos tienen serias omisiones en América Latina. Somoza 29/ hace notar que en tanto que los nacimientos estimados para la región en el período 1965-1970 promedian 9,9 millones anualmente, los datos publicados alrededor de 1967-1968 suman tan solo 5,7 millones anuales. De aquí que CELADE decidiera iniciar en 1977 un estudio de la fecundidad (IFHIPAL) en un número de países de la región, mediante el método de hijos propios aplicado a los censos hechos en la década de 1970.

El presente informe se refiere a la primera etapa de este estudio y su objetivo es evaluar el método en Costa Rica y Argentina, países en los cuales se dispone de estadísticas de nacimientos relativamente satisfactorias. El documento incluye:

- Evaluación del censo de población, base de las estimaciones.
- Evaluación de la calidad de las estadísticas de nacimientos.
- Evaluación del programa MATCH que para hijos con presuntas madres.
- Comparación de las estimaciones de fecundidad de IFHIPAL con estadísticas vitales y otras estimaciones.
- Discusión de los principales problemas encontrados, sus causas, sus efectos sobre las estimaciones y las posibles soluciones.

Por disponer de mayores datos, la evaluación en Costa Rica es mucho más completa que en la Argentina.

EVALUACION DEL METODO EN COSTA RICA

El censo de población de 1973

El método de hijos propios es especialmente sensible a dos deficiencias del censo de población: los errores en la declaración de la edad y las deficiencias en la integridad del empadronamiento. El censo realizado en Costa Rica en la semana del 14 al 19 de mayo de 1973 ha sido evaluado por Ortega^{30/}, utilizando el censo de población de 1963 y las estadísticas vitales.

En cuanto a declaración de edad, los índices de evaluación (Myers 10,6; Whipple 120,5; Naciones Unidas 20,8) indican que este censo se acerca a los mejores en América Latina, aunque es inferior en calidad a la de países avanzados. La preferencia o rechazo de edades terminadas en ciertos dígitos es importante, especialmente en los niños, porque la población enumerada en cada edad simple genera la estimación de nacimientos en cada año respectivo anterior al censo. Este efecto puede observarse en las tasas anuales representadas en el gráfico 4. La mujer, en cambio, varía de edad anualmente en la proyección retrospectiva y el efecto de una sobre o subenumeración en una edad singular va asignándose a diferentes grupos quinquenales. Estas dos fuentes de error se minimizan precisamente por el uso de tasas quinquenales por edad de la mujer y de promedios móviles trienales de las tasas anuales.

La integridad del empadronamiento censal para las edades y sexos utilizados en el estudio ha sido evaluada por Ortega y sus resultados se presentan en el cuadro 1. Se destaca la habitual subenumeración de menores de dos años (en especial en la edad 1 año), que lleva a una subestimación de las tasas de fecundidad en los dos años anteriores al censo y que exageran el descenso real de la fecundidad en años recientes. En las edades restantes del niño o de la mujer el presunto error del censo es mucho menor. Retherford^{31/} ha elaborado un método de corrección de estos errores que fue aplicado al censo de Tailandia de 1970 y mejoró ostensiblemente las estimaciones. Será ensayado en Costa Rica con los datos de Ortega. Cuando no se dispone de tal tipo de información, lo recomendable es restringir el estudio de la fecundidad a las estimaciones derivadas de la población de 2 a 12 años en el momento del censo.

Cuadro 1
 ERRORES ESTIMADOS EN LA ENUMERACION CENSAL DE COSTA RICA, 1973

Edad y sexo	Población censada	Población corregida	Razón población censo / población corregida
<u>Ambos sexos</u> */			
0	49 498	54 846	0,902
1	43 947	52 500	0,837
2	53 020	53 374	0,993
3	54 313	52 881	1,027
4	55 252	53 830	1,026
5 - 9	289 013	283 661	1,019
10 - 14	276 514	266 123	1,039
<u>Población femenina</u>			
15 - 19	111 413	108 269	1,029
20 - 24	84 946	84 801	1,002
25 - 29	63 137	63 607	0,993
30 - 34	50 432	51 131	0,986
35 - 39	46 530	44 166	1,054
40 - 44	39 615	39 102	1,013
45 - 49	31 750	32 168	0,987
50 - 54	27 313	26 388	1,035
55 - 59	20 169	21 615	0,933
60 - 64	18 998	17 005	1,117

*/ Las poblaciones de ambos sexos de 0-4 años, por años simples de edad, corresponden al 1 de enero de 1973; las restantes se sitúan al momento del censo (15 de mayo de 1973).

Fuente: Ortega, A., Evaluación del censo de 1973 y proyección de la población por sexo y grupos de edades 1950-2000. Dirección General de Estadística y Censos. Junio, 1976.

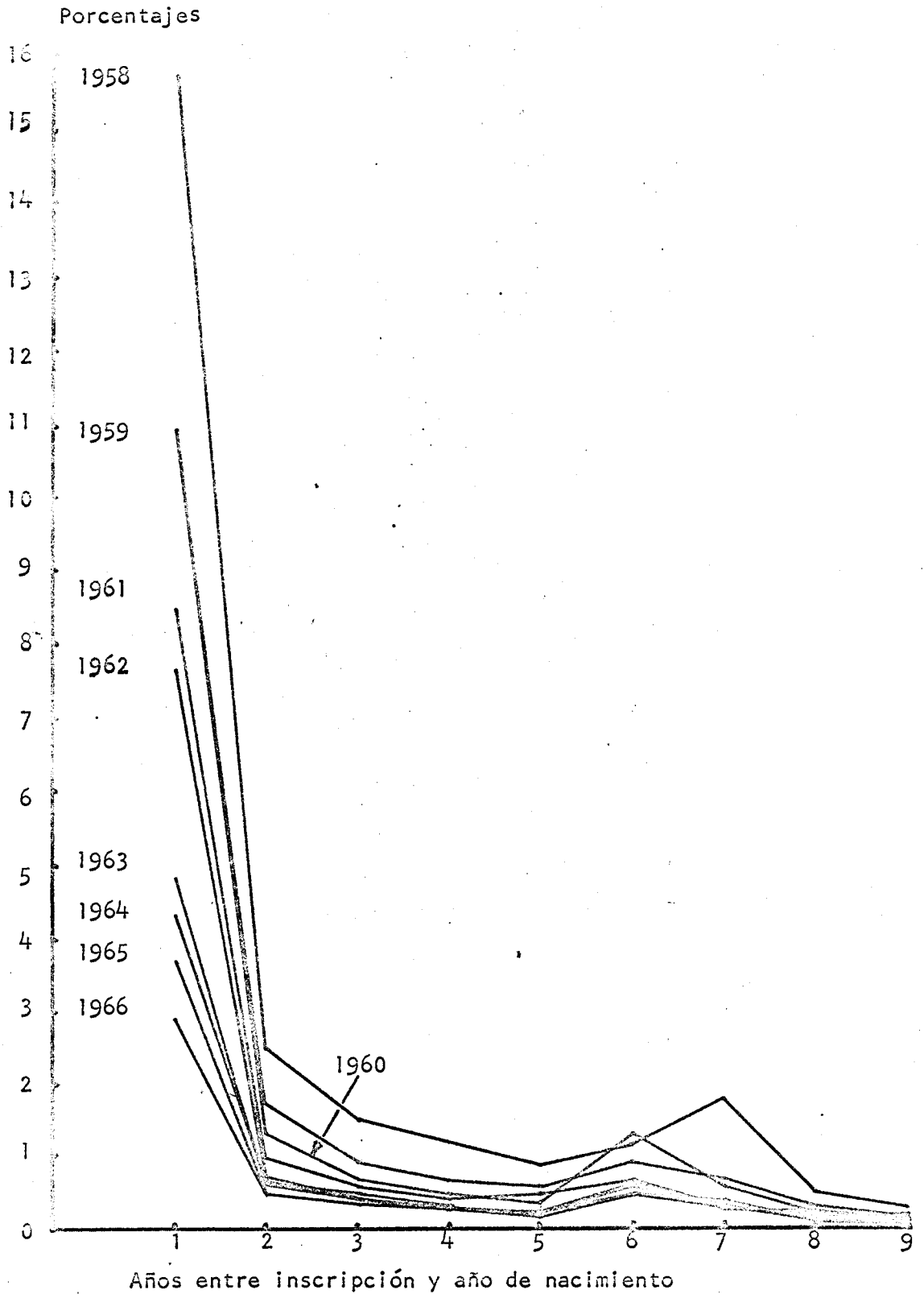
El registro de nacimientos

Los nacimientos "ocurridos" anualmente se definen por la Dirección General de Estadística^{32/} como aquellos que se producen y se inscriben en el mismo año, más los inscritos ese año y que realmente han acontecido en un número determinado de años precedentes; la hipótesis es que se compensen así las inscripciones tardías. Este número de años (contando el año actual) ha sido variable en el pasado. Desde 1958 a 1962 se incluyeron las inscripciones tardías de nacimientos ocurridas a contar del censo de 1950, debido a lo cual el período retrospectivo creció de 8 años en 1958 a 13 años en 1962. Desde 1963 a 1966 el lapso cubre 8 años y a partir de 1967 es de 10 años. Afortunadamente la proporción de inscripciones tardías que ocurren después de los 8 años es muy baja y esta variabilidad no afecta ostensiblemente a la estimación del total de nacimientos.

En octubre de 1958 se crearon oficinas inscriptoras en los principales hospitales, con lo cual el número de nacimientos inscritos subió bruscamente de 53 899 en 1958 a 60 414 en 1959. Esta situación llevó a una corrección oficial del número de nacidos vivos para el cálculo de la tasa de natalidad en 1959 que consistió en restar 4 566 nacimientos a los registrados ese año^{33/}. Como lo muestra el gráfico 1, la proporción de nacidos en un año que se inscriben en los 9 años siguientes se ha reducido substancialmente, de 10,3 por ciento en 1958 a 5,2 por ciento en 1966.

Gráfico 1

PORCENTAJE DE INSCRIPCIONES TARDIAS SEGUN AÑO DE OCURRENCIA DEL NACIMIENTO. COSTA RICA, 1958-1966



Fuente: Dirección General de Estadística, Estadísticas Vitales 1958 a 1975.

Gómez ^{34/} evaluó el registro de nacimientos utilizando el censo de 1963 y defunciones corregidas y concluyó en que existía una omisión cercana al 4 por ciento en el período 1950-1959. Para los años siguientes estimó los nacimientos basado en las inscripciones tardías, corrigiendo por las inscripciones no realizadas por fallecimiento. Entre 1960 y 1968 las diferencias en general no superan uno por ciento, con tendencia a una ligera sobreestimación en la serie oficial. Ortega ^{35/}, estimó los nacimientos para el período 1963-1967, basado en la población censal de 5-9 años de edad del censo de 1973 y las correspondientes defunciones corregidas. El número de nacimientos oficiales es discretamente inferior (1,7 por ciento) a los así estimados.

Avery ^{36/} utilizando una estimación corregida basada en el método de hijos propios modificado, concluye que existiría una omisión de 5 por ciento antes de 1961, registro completo entre 1961 y 1967 y una ligera subestimación en los años siguientes.

Con las series que han sido publicadas hasta 1975 de las inscripciones tardías de nacimientos hechas en los 9 años siguientes al año de ocurrencia, se ha hecho una nueva estimación de nacimientos anuales, que se incluye en el cuadro 2, junto con las otras estimaciones ya mencionadas. A partir del año 1967, las inscripciones tardías que aun no se han publicado no han sido hechas, son estimadas (ver anexo). Las cifras muestran que, salvo para los años 1960 a 1963, las diferencias no exceden en general uno por ciento, con tendencia a ser mayores en las cifras oficiales.

Por cierto, los nacimientos que no se inscriben en los primeros 10 años no figuran en ninguna de las dos series. Así, por ejemplo, los nacimientos ocurridos en 1973 suman 53 455, en tanto que en 1972 y 1974 son 57 435 y 56 769, respectivamente. Esta diferencia parece debida a la falta de registro de nacimientos ocurridos en un número de maternidades en ese año .

Cuadro 2
NACIMIENTOS ANUALES SEGUN CIFRAS OFICIALES Y VARIAS ESTIMACIONES,
COSTA RICA, 1958-1975

Año	Nacimientos ocurridos oficiales <u>a/</u>	Estimación basada en inscripciones tardías	Razón nacimientos ocurridos nacimientos estimados	Estimación Gómez <u>c/</u>	Estimación Ortega <u>d/</u>	Estimación Avery <u>e/</u>
1960	59 499	58 313	1,0203	59 700		60 792
1961	61 666	59 579	1,0350	60 640		61 632
1962	62 624	59 882	1,0458	60 750		61 767
1963	63 798	61 897	1,0307	62 820	64 547	63 265
1964	61 753	61 083	1,0110	61 870	66 854	62 406
1965	62 909	61 894	1,0164	62 400	64 322	63 036
1966	62 963	62 001	1,0155	62 330	59 652	63 048
1967	61 963	61 478	1,0079	61 230	63 397	62 520
1968	59 213	59 583	0,9938	58 720		60 630
1969	57 984	58 535	0,9906			59 702
1970	57 757	56 269	1,0264			57 186
1971	56 338	57 045	0,9876			58 092
1972	57 438	57 017	1,0074			58 015
1973	53 455	53 625	0,9968			55 511
1974	56 769	56 248	1,0093			
1975	58 140	58 597	0,9922			

a/ Dirección General de Estadística y Censos. Publicaciones Anuales de Estadística Vital.

b/ Inscritos en el mismo año de nacimiento o en los 3 años siguientes. A partir de 1967 los datos que corresponden a inscripciones tardías de 1976 en adelante son estimados.

c/ Gómez, M., El descenso de la fecundidad en Costa Rica, Universidad de Costa Rica 1972.

d/ Ortega, A., Evaluación del censo de 1973 y proyección de población por sexo y edad 1950-2000. Dirección General de Estadística, junio, 1976.

e/ Avery, R., A Comparison of Birth Rates Estimated from Vital Statistics System of Costa Rica with Birth Rates Estimated from Own-Children Methods. In Patterns of Fertility Decline in Costa Rica. International Population Program, Cornell University, 1978.

En cuanto al registro de nacimientos en provincias, las series con inscripciones tardías que se publican por lugar de registro fueron comparadas con los totales de nacimientos por lugar de ocurrencia en las provincias de Limón y de Guanacaste. En general, las disparidades, con signo variable, son tan pequeñas como en el total nacional. Debiera anotarse, sin embargo, que un estudio hecho en 1968 sobre omisión en el registro de defunciones, dió tasas de no registro de muertes ocurridas en hospitales, que fueron bastante altas, en especial en Limón, Puntarenas y Guanacaste. Tampoco hay información sobre la exactitud con que se asigna el nacimiento al sitio de residencia de la madre, cuando este es diferente del sitio de registro. Avery^{37/}, en la evaluación de nacimientos por cantones, ha hecho notar que hay una tendencia al exceso de nacimientos ocurridos en las ciudades mayores, en desmedro de algunos cantones rurales.

En suma, los elementos de juicio reunidos indican que el registro de nacimientos en Costa Rica es razonablemente confiable en el período en estudio, entre límites quizás del (1-2) por ciento. En consecuencia, las series oficiales han sido usadas sin mayor corrección para evaluar las estimaciones de fecundidad de IFHIPAL.

Conviene agregar que las tasas específicas de fecundidad que se publican oficialmente, además de no incluir siempre los nacimientos en los que se ignora la edad de la madre, utilizan poblaciones femeninas que han sido obtenidas por crecimiento vegetativo a partir de la población del

último censo. Con el nuevo censo, las cifras sufren variaciones bruscas. Por ello estas poblaciones han sido recalculadas utilizando los procedimientos que se indican en el anexo.

Evaluación del programa de pareo madre/hijo (MATCH)

La verdadera madre está identificada en los censos de población únicamente cuando el jefe del hogar es una mujer, lo que es el caso menos frecuente. Ocurrió en el 4,5 por ciento de los hijos propios en el censo de Atenas y en el 12 por ciento de las familias de la muestra de Posadas. Para todos los casos restantes, el programa MATCH intenta asignar una madre presunta a todo menor de 15 años que reside en el hogar censal, usando determinados criterios lógicos. En general estos criterios requieren que la madre preceda al hijo en la enumeración censal, que haya declarado tener hijos sobrevivientes y que cumpla determinados requisitos con respecto a edad y relaciones de parentesco. El programa fue puesto a prueba en el material del censo experimental de Atenas (Costa Rica) y la encuesta demográfica de Posadas (Argentina), en los cuales una pregunta especial identificaba a la madre. Los resultados se presentan en el cuadro 3.

Se observa que el 96-97 por ciento de los niños menores de 12 años en la encuesta de Posadas y menores de 15 años en el censo experimental de Atenas, conviven con sus madres, lo que favorece la aplicación del método de hijos propios. El programa MATCH hace una asignación errónea en

muy pocos casos (2,6 por ciento en Posadas, 1,2 por ciento en Atenas). La mayoría de las veces este error consiste en clasificar como propio un hijo que en realidad no es propio.

Cuadro 3
ERRORES DEL PROGRAMA MATCH EN ENCUESTAS DE ATENAS (COSTA RICA)
1976 Y POSADAS (ARGENTINA) 1975

Programa MATCH ^{a/}	Pregunta directa		Clasificación según MATCH
	Hijos propios	Hijos no propios	
POSADAS			
Hijos propios	480	11	491 (97.0%)
Hijos no propios ..	2	13	15 (3,0%)
Clasificación según pregunta directa ..	482 (95,3%)	24 (4,7%)	506 (100%)
ATENAS			
Hijos propios	1 382	12	1 394 (95,8%)
Hijos no propios ..	5	56	61 (4,2%)
Clasificación según pregunta directa ..	1 387 (95,3%)	68 (4,7)	1 455 (100%)

^{a/} No incluye el requisito de haber estado alguna vez casada para considerar a la mujer como madre elegible.

Las causas de estos errores son principalmente dos. El programa asigna hijos propios a la mujer que declara hijos sobrevivientes, siempre que el balance de hijos (hijos sobrevivientes menos hijos asignados) sea igual o superior a uno. Pero este balance no es modificado por los hijos que no están en el hogar o que tienen más de 15 años de edad. De este modo, puede haber un falso balance positivo que lleve a imputarle hijos que no son de ella; en general, este error tiende a aumentar la edad de la presunta madre. Por otra parte, el programa supone que la madre ha sido enumerada antes que su hijo; si no es así, MATCH puede asignarlo a otra mujer o clasificarlo como hijo no-propio.

En las pruebas realizadas, estos errores son poco frecuentes y no afectan substantivamente las estimaciones de fecundidad. Hay que advertir, sin embargo, que se trata de encuestas hechas probablemente con más acuciosidad que un censo de población. Y, además, son poblaciones donde las familias nucleares son más frecuentes; en estas familias la mayoría de los niños son hijos del jefe de familia y de su cónyuge o conviviente y la asignación correcta es simple.

Cuando el programa MATCH fue utilizado en el material censal de Costa Rica y Argentina, se agregó un problema adicional. MATCH fue elaborado en el East-West Population Institute para países asiáticos. En estas culturas, la mujer con hijos se declara casada; si es soltera, no se le pregunta por hijos tenidos. En consecuencia, el programa especifica que las mujeres que nunca han sido casadas se excluyan del cotejo. Pero en la América Latina la situación es distinta. En Costa Rica, por ejemplo, en 1970,

29 por ciento de los nacimientos ocurrieron en mujeres que no estaban legalmente casadas, proporción que sube a 45 por ciento en la edad 15-19 años y a 33 por ciento en el grupo 20-24 años ^{38/}. En estas condiciones, el programa puede eliminar del cotejo a madres reales y asignar sus hijos a otras mujeres o, más frecuentemente, catalogar estos hijos propios como hijos no-propios.

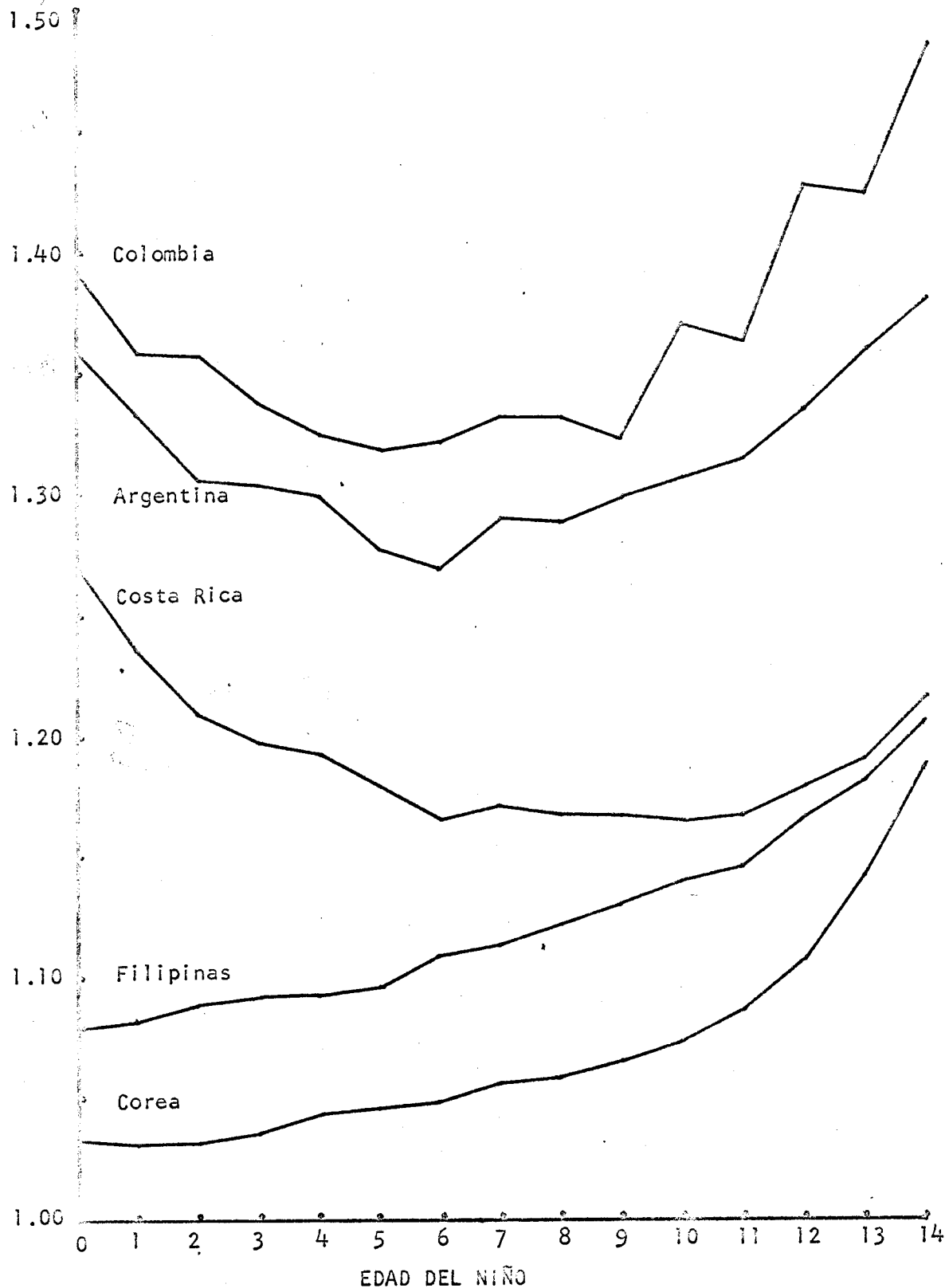
Este factor es aparentemente la causa de la distribución tan distinta del factor hijos no-propios en América Latina respecto a la experiencia, como se muestra en el gráfico 2. En países asiáticos el factor es bajo y tiende a aumentar con la edad del niño; como parece lógico que ocurra. En nuestra región la proporción de hijos no-propios es mucho mayor y tiene un primer máximo en los niños menores de dos años.

Con el fin de probar esta hipótesis, se procedió a retabular una muestra de Posadas colocando en el programa MATCH la restricción de que la mujer, para ser considerada una madre elegible, debía haber sido alguna vez casada legalmente. Los resultados (cuadro 4) muestran que los hijos no-propios suben de 6,1 por ciento a 17,3 por ciento. Los falsos hijos no-propios se distribuyen de preferencia en las edades más jóvenes de la mujer. Cuando ellos se asignan según la edad de los hijos propios del MATCH (que es lo que el programa hace en la realidad), se obtiene una distribución de la fecundidad discretamente más tardía.

Gráfico 2

FACTOR DE CORRECCION POR HIJOS NO-PROPIOS.
PAISES SELECCIONADOS

Factor a/



a/ Hijos no-propios/hijos propios

Cuadro 4

COTEJO DE LA CLASIFICACION DE HIJOS SEGUN PREGUNTA DIRECTA Y CON PROGRAMA MATCH ENCUESTA DEMOGRAFICA DE POSADAS (ARGENTINA), 1975

Edad de la mujer	Pregunta directa			Programa MATCH ^{a/}			
	Hijos propios	Hijos no propios	Distribución porcentual hijos propios	Hijos propios		Hijos no propios	
				Número	porcentaje	Número	porcentaje
15-19	14		1,8	11	1,6	3	3
20-24	82		10,7	65	9,6	14	14
25-29	172		22,5	149	22,0	26	26
30-34	177		23,1	159	23,6	18	18
35-39	152		19,9	137	20,3	15	15
40-44	84		11,0	73	10,8	12	12
45-49	58		7,6	52	7,7	8	8
50 y más	26		3,4	30	4,4	4	4
			(100,0)		(100,0)	(100)	(100,0)
Edad no determinada.		50	-			39	-
Total de hijos	765	50		676		139	
Porcentaje hijos no propios ..		6,1				17,1	

a/ Programa con exigencia de estado marital "alguna vez casada" para seleccionar una mujer como madre elegible.

Como se observa en el gráfico 5, las estimaciones de la fecundidad por edad de la mujer de IFHIPAL indican que el método tiende a subestimar las tasas bajo 25 años y a sobreestimarlas en edades superiores. La cúspide de la fecundidad, que está en Costa Rica en 20-24 años, se traslada al grupo de edad 25-29 años. Para simular la alteración que el actual programa MATCH ocasiona, se calcularon las tasas de fecundidad por edades de Costa Rica 1970-1971, distribuyendo los hijos tenidos fuera del matrimonio legal (que presumiblemente serían clasificados como no-propios) según la distribución de los hijos tenidos dentro del matrimonio. La estructura de la fecundidad que se obtiene (gráfico 3) se acerca a la observada en IFHIPAL.

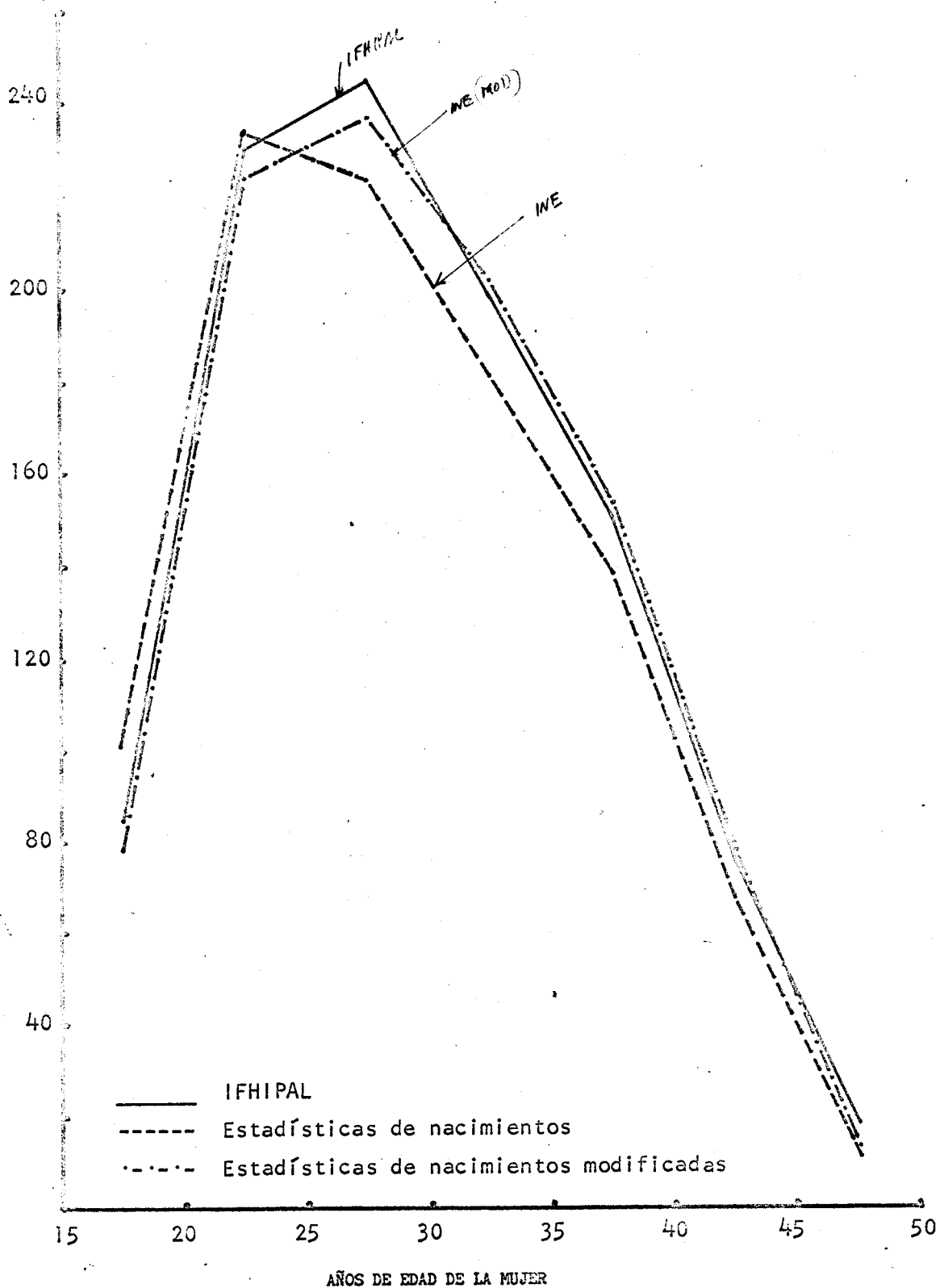
Con estos antecedentes, se procederá a modificar el programa MATCH original eliminando la restricción de "alguna vez casada" y se espera que con ello las estimaciones mejoren.

Restan dos observaciones finales sobre la aplicación del programa MATCH. Su eficiencia depende del grado de especificación de las relaciones de parentesco en el censo. De 19 países latinoamericanos con censos en la década de 1970, solo 4 (Costa Rica, Panamá, Venezuela y México) tienen un detalle mínimo (conyuge, hijo, otros; con o sin especificación de si son parientes). En 10 países (Argentina, Colombia, Chile, Guatemala, Haití, Honduras, Perú, Uruguay, Brasil y Nicaragua) se agrega padre/suegro y nieto. Diez países incluyen la categoría de "doméstica".

Gráfico 3

TASAS FECUNDIDAD POR EDAD DE LA MUJER, SEGUN IFHIPAL, ESTADÍSTICAS DE NACIMIENTOS Y ESTADÍSTICAS MODIFICADAS DE NACIMIENTOS ^{a/} COSTA RICA, 1970-1971

Tasas (por mil)



^{a/} Los nacimientos ocurridos fuera del matrimonio fueron distribuidos por edad de la mujer según la distribución de los nacimientos ocurridos dentro del matrimonio.

Fuente: Dirección General de Estadística, Estadística vital 1970 y 1971.

Por otra parte, en el programa MATCH la mujer se excluye como madre elegible si no ha declarado el número de hijos tenidos y sobrevivientes. Hay cuatro censos (México, Venezuela, Haití y Panamá) que no investigaron este último dato, lo que además impide generar estimaciones de mortalidad mediante el método de Brass para retroproyectar las poblaciones femeninas e infantiles. Si el dato está incluido en el censo, hemos observado en otros estudios^{39/} que hay una frecuente omisión en la respuesta. Esta es baja en algunos países (Costa Rica, El Salvador, Paraguay, Guatemala, etc.) pero oscila entre 13,3 y 24,0 por ciento en las mujeres de 20-34 años de edad en Argentina, Chile, Colombia y Perú. Esta omisión tiende a ser más alta en mujeres solteras, que son madres con menos frecuencia. La restricción impuesta en el programa MATCH no puede eliminarse porque en - tonces se corre el riesgo de asignar hijos a mujeres que nunca los han te - nido. Las limitaciones que impone la omisión del dato sobre hijos teni - dos a la aplicación del método de hijos propios será estudiada ulterior - mente.

Comparación con tasas de fecundidad basadas en registro de nacimientos: total país

Las tasas globales de fecundidad obtenidas con el método de hijos propios en Costa Rica se comparan con las proporcionadas por las estadísticas de nacimientos en el cuadro 5 y el gráfico 4. Las tasas de IFHIPAL corresponden a períodos anuales retrospectivos a partir del 15 de mayo de

1973, fecha del censo. Las tasas de estadísticas vitales han sido adaptadas a iguales lapsos. Por simplicidad, el primer año antes del censo (16 de mayo de 1972 al 15 de mayo de 1973) se denomina 1972, y así sucesivamente.

Cuadro 5

TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD DE IFHIPAL Y ESTADÍSTICAS DE NACIMIENTOS.
COSTA RICA 1960-1972

Año ^{a/}	Tasas anuales		Tasas promedios móviles trienales		
	IFHIPAL	Estadísticas nacimientos ^{b/}	IFHIPAL	Estadísticas nacimientos ^{b/}	Razón IFHIPAL estadísticas nacimientos
1960	7,82	7,30	↓	↓	
1961	7,14	7,30	7,43	7,26	1,023
1962	7,33	7,16	7,16	7,13	1,004
1963	7,02	6,94	7,19	6,91	1,041
1964	7,22	6,64	6,97	6,69	1,042
1965	6,68	6,50	6,63	6,45	1,028
1966	5,98	6,21	6,30	6,17	1,021
1967	6,25	5,80	5,96	5,79	1,029
1968	5,66	5,35	5,76	5,40	1,067
1969	5,38	5,06	5,35	5,06	1,057
1970	5,01	4,78	4,79 ✓	4,78	1,002
1971	3,97 → 4,49	4,49	4,39	4,49	0,978
1972	4,18	4,19			

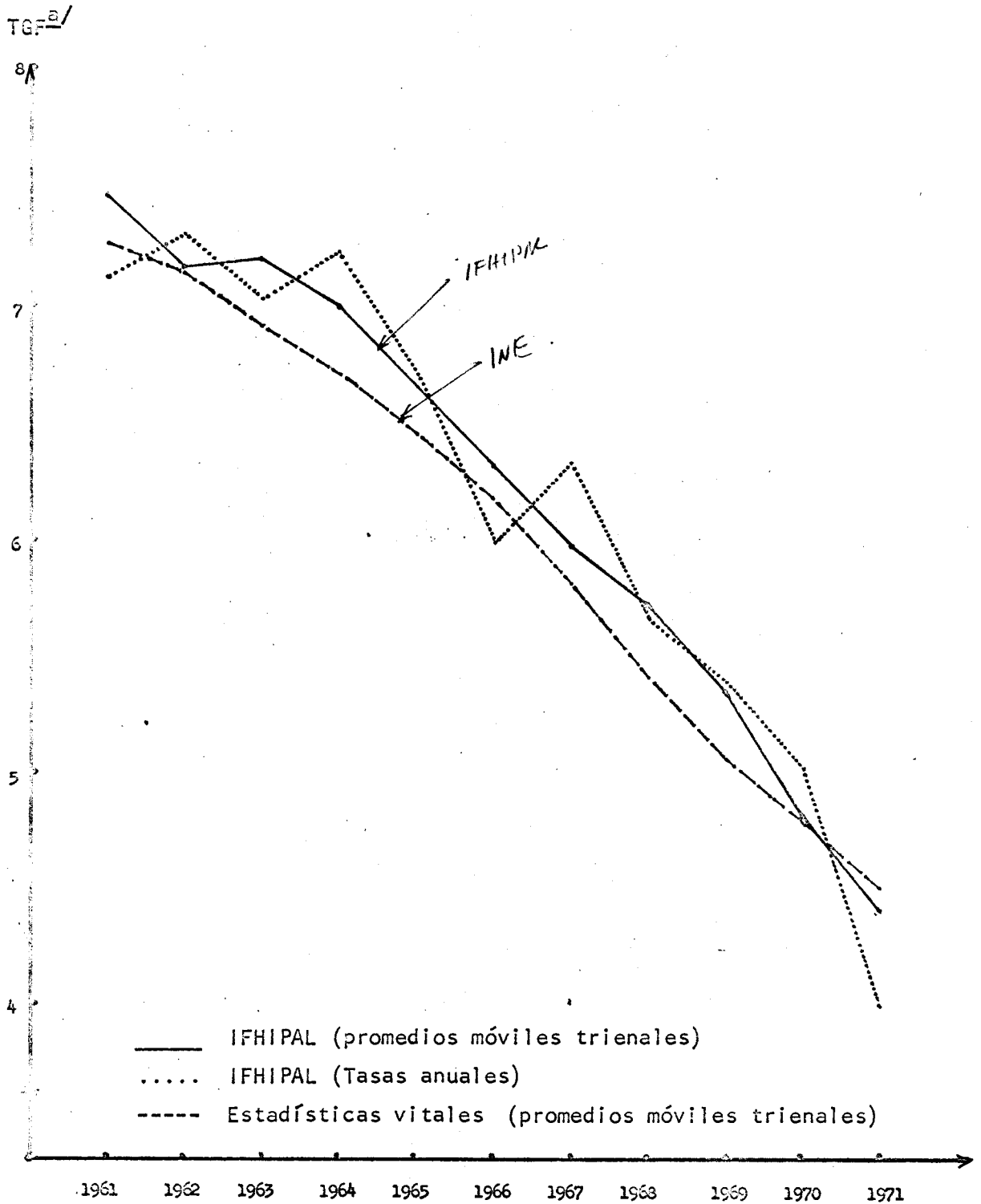
^{a/} Períodos anuales retrospectivos a partir del censo del 15 de mayo de 1973. El año del 16/5/72 al 15/5/73 se designa "1972" y así sucesivamente.

^{b/} Calculadas con nacimientos ocurridos oficiales y poblaciones femeninas corregidas. Las tasas han sido centradas a los mismos períodos anuales de IFHIPAL.

Fuentes: Dirección General de Estadística. Estadística Vital 1959 a 1973.

Gráfico 4

TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD DE IFHIPAL Y DE ESTADÍSTICAS DE NACIMIENTOS. COSTA RICA 1960-1972



a/ Promedios móviles trienales

Fuente: Cuadro 5

Como era de esperarlo, las tasas anuales son irregulares. Suavizadas con un promedio móvil trienal, las estimaciones de IFHIPAL exceden constantemente las tasas de registro, en una proporción que en general no supera al 4 por ciento. Si se considera que las estadísticas de nacimientos pueden tener algún grado de omisión, las estimaciones del método de hijos propios pueden considerarse satisfactorias, aceptando que hay una discreta tendencia a la sobreestimación. En los dos últimos años antes del censo, esta sobreestimación desaparece porque prima el subregistro censal de los menores de dos años. Cuando no se disponga de factores de corrección, estas dos últimas tasas anuales serán excluidas, porque distorsionan la reducción real de la fecundidad.

Las tasas de fecundidad por edad de la mujer para el total del país, de IFHIPAL y estadísticas de nacimientos, se presentan en el cuadro 6 y el gráfico 5. Aunque existe un acuerdo general de ambas series, es evidente una tendencia de IFHIPAL a subestimar la fecundidad en la edad 20-24 años y a sobreestimarla en las edades mayores. Como se ha explicado anteriormente, esta distorsión parece originarse, por lo menos en parte, en los hijos propios de las mujeres solteras (y probablemente en los de mujeres en unión consensual), que el programa considera hijos no-propios y que distribuye proporcionalmente según la estructura de los hijos propios. Se espera que la corrección del programa regularice esta distribución de la fecundidad. En el trienio 1970-1972 se agrega el factor omisión censal de menores de dos años, que tiende a reducir las tasas de IFHIPAL.

Cuadro 6

TASAS DE FECUNDIDAD POR EDAD DE IFHIPAL Y ESTADISTICAS DE NACIMIENTOS. COSTA RICA, 1960-1971

Tasas de fecundidad (por mil)

Edad de la mujer	1960-1962		1963-1965		1966-1968		1969-1971	
	IFHIPAL	Est. nac. $\frac{\text{IFHIPAL}}{\text{Est. nac.}}$	IFHIPAL	Est. nac. $\frac{\text{IFHIPAL}}{\text{Est. nac.}}$	IFHIPAL	Est. nac. $\frac{\text{IFHIPAL}}{\text{Est. nac.}}$	IFHIPAL	Est. nac. $\frac{\text{IFHIPAL}}{\text{Est. nac.}}$
15-19	135,4	121,1	121,6	112,9	106,2	106,6	83,1	101,4
20-24	333,1	346,0	311,2	312,6	263,2	270,9	216,6	234,0
25-29	353,2	350,0	336,2	323,8	281,7	272,9	230,3	223,0
30-34	308,3	295,4	283,2	264,6	245,2	223,7	193,7	180,0
35-39	226,1	226,6	217,5	219,1	185,5	187,8	143,1	139,3
40-44	109,6	95,6	102,6	89,6	93,4	81,9	74,6	66,7
45-49	20,3	16,4	22,2	16,0	17,6	13,5	16,3	11,0

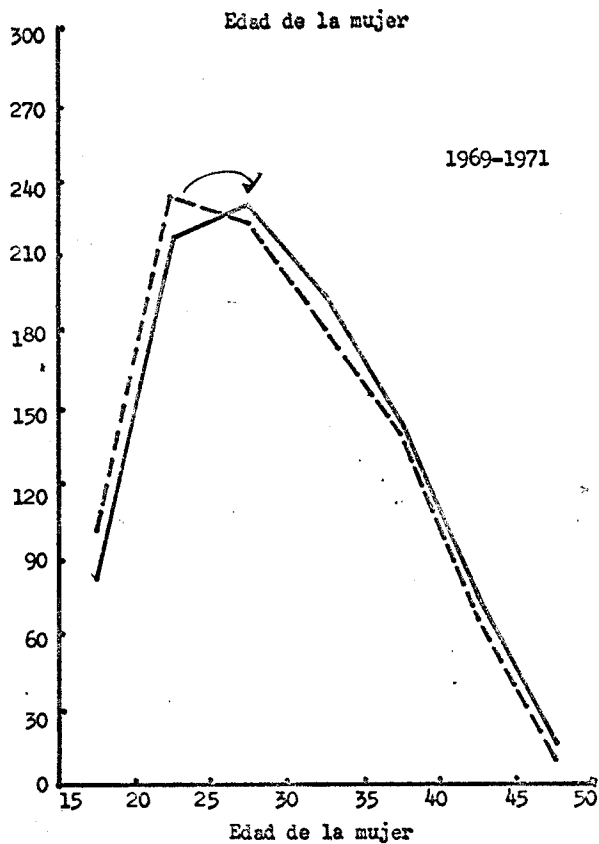
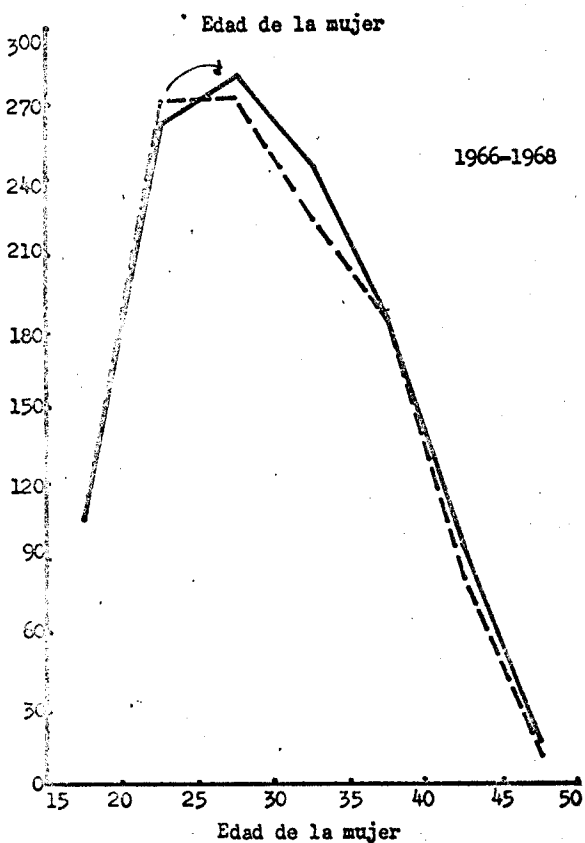
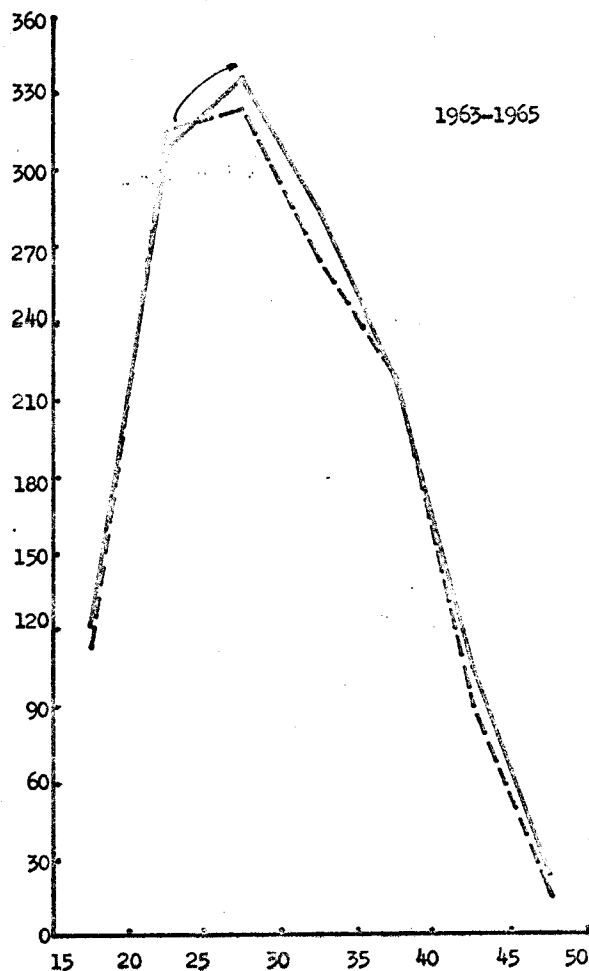
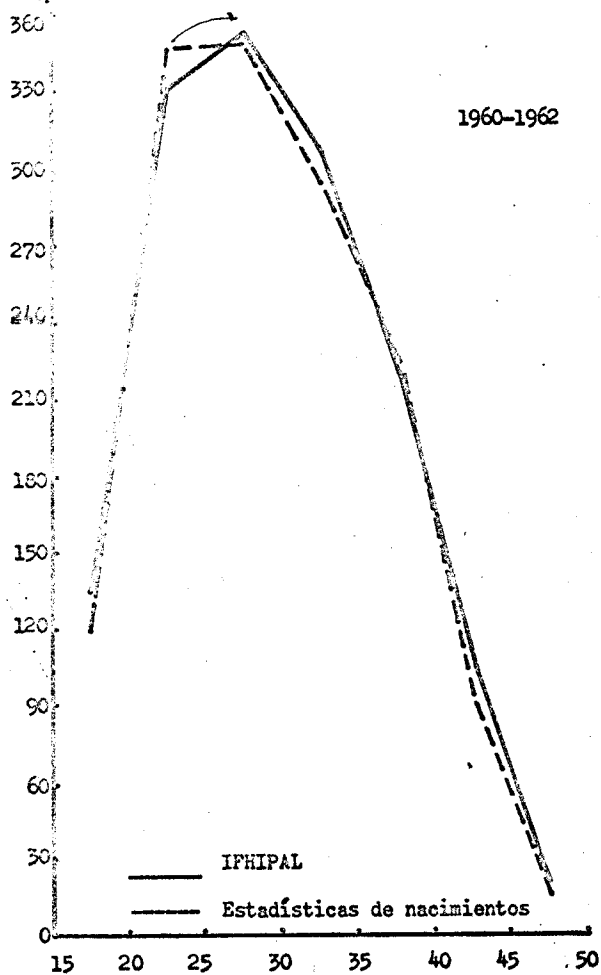
DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS TASAS

15-19	9,1	8,4	8,7	8,4	8,9	9,2	8,7	10,6
20-24	66,9	68,3	66,7	67,3	66,2	66,3	66,9	66,7
35-49	24,0	23,3	24,6	24,3	24,9	24,5	24,4	22,7
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Dirección General de Estadística. Estadística Vital 1959-1973.

TASAS DE FECUNDIDAD POR EDAD DE IFHIPAL Y ESTADÍSTICAS DE NACIMIENTOS.
COSTA RICA, 1960-1971

Tasas (por mil)



6
En el mismo cuadro 5 se muestra la distribución porcentual de la fe
cundidad por edades quinquenales de la mujer. La comparación de ambas se
ries es satisfactoria, con las reservas indicadas.

Comparación con tasas de fecundidad basada en estadísticas
de nacimientos: provincias

La comparación entre IFHIPAL y estadísticas demográficas de los na-
cimientos, población femenina de 15-49 años y tasas globales de fecundi-
dad, para la Región Pacífico-Norte (provincia de Guanacaste) y la Región
Atlántica (provincia de Limón) se presenta en los cuadros 7 y 8 y los
gráficos 6 y 7. En cuanto a nacimientos, las cifras indican que hay una
importante subestimación de IFHIPAL en Guanacaste y una sobreestimación
en Limón. En la primera el déficit es irregular en magnitud y desaparece
después de 1968 para transformarse en una moderada sobreestimación. En
Limón el exceso de la estimación de IFHIPAL es más constante y sólo desa-
parece en los dos últimos años, cuando prima la subestimación derivada
de la omisión censal en las primeras edades.

El método de hijos propios supone que los menores de 13 años empadro-
nados en el censo en una región geográfica son los sobrevivientes de los
nacimientos ocurridos en esa región en los 13 años precedentes, supuesto
que no se cumple en poblaciones en las cuales los movimientos migratorios
son importantes.

Cuadro 7

NACIMIENTOS, POBLACION FEMENINA 15-49 AÑOS Y TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD DE IFHIPAL Y ESTADÍSTICAS DEMOGRÁFICAS. PROVINCIA DE GUANACASTE 1960-1972

Año	Nacimientos		Población femenina 15-49		Tasas globales de fecundidad		Razón
	IFHIPAL	Estadísticas nacimientos	IFHIPAL	Estimación ^{b/}	IFHIPAL	Estadísticas demográficas	
					Razón ^{c/}		
1960	7 034	6 980	23 336	26 187	0,891	9,64	1,117
1961	6 950	7 394	23 984	26 874	0,892	9,34	1,040
1962	7 053	7 764	24 694	27 579	0,895	9,20	0,991
1963	7 090	7 919	25 385	28 301	0,897	9,01	0,978
1964	7 314	7 883	26 228	29 039	0,903	9,14	1,020
1965	7 360	7 908	27 192	29 796	0,913	8,92	1,008
1966	6 672	7 702	28 012	30 575	0,916	7,70	0,918
1967	7 224	7 381	28 896	31 374	0,921	8,26	1,071
1968	6 736	6 866	29 969	32 197	0,931	7,43	1,064
1969	6 621	6 447	31 057	33 040	0,940	7,03	1,097
1970	6 258	6 076	32 306	33 908	0,953	6,53	1,107
1971	5 415	5 911	33 782	34 799	0,971	5,38	0,971
1972	5 480	5 802	35 409	35 718	0,991	5,30	1,015

a/ Ver nota cuadro 5.

b/ Ver apéndice sobre método de estimación.

c/ Razón IFHIPAL/grupo de comparación.

Fuente: Dirección General de Estadística. Estadística Vital 1959 a 1973. Censos de Población de 1963 y 1973.

Cuadro 8

NACIMIENTOS, POBLACION FEMENINA 15-49 AÑOS Y TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD DE IFHIPAL Y ESTADÍSTICAS VITALES. PROVINCIA DE LIMON, 1960-1972

Año ^{a/}	Nacimientos		Población femenina 15-49		Tasas globales de fecundidad		Razón	
	IFHIPAL	Estadísticas nacimientos	IFHIPAL	Estimación ^{b/}	IFHIPAL	Estadísticas demográficas		
			Razón ^{c/}					
1960	3 936	2 964	1,328	14 115	12 695	8,76	7,43	1,179
1961	3 766	3 004	1,254	14 627	13 017	8,05	7,34	1,097
1962	4 157	3 025	1,374	15 069	13 348	8,82	7,22	1,222
1963	3 941	3 117	1,264	15 566	13 687	7,99	7,29	1,096
1964	4 042	3 260	1 240	16 258	14 435	8,04	7,16	1,123
1965	4 374	3 302	1,325	16 998	15 229	8,33	6,91	1,205
1966	3 984	3 383	1,178	17 634	16 073	7,32	6,68	1,096
1967	4 309	3 515	1,226	18 340	16 972	7,51	6,54	1,148
1968	4 186	3 528	1,187	19 060	17 926	7,10	6,14	1,156
1969	4 337	3 706	1,170	19 784	18 942	6,85	6,02	1,138
1970	4 225	3 942	1,072	20 630	20 026	6,38	5,99	1,065
1971	3 338	4 151	0,804	21 521	21 179	4,87	5,96	0,817
1972	4 108	4 169	0,985	22 422	22 408	5,80	5,58	1,039

a/ Ver nota cuadro 5.

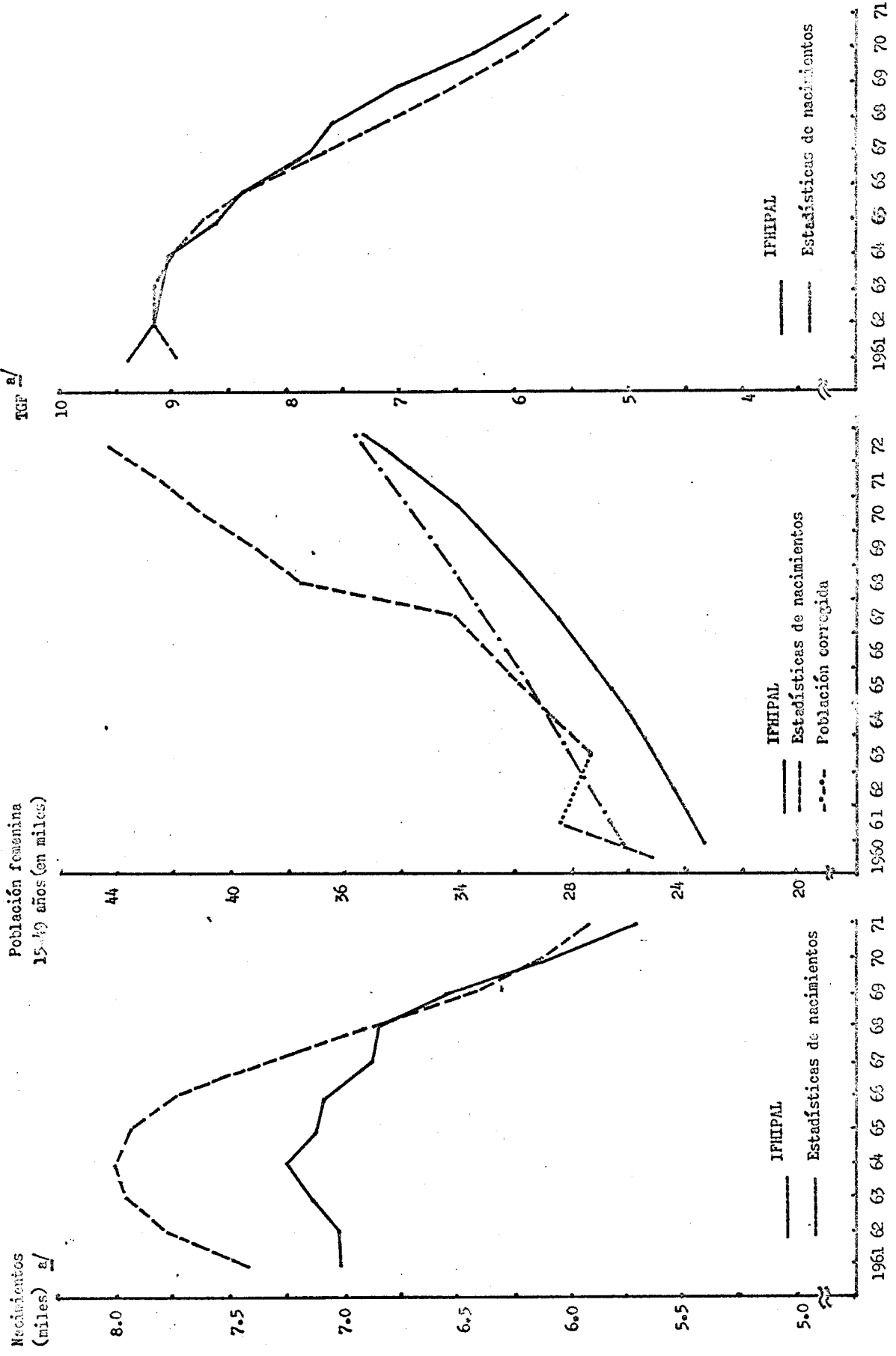
b/ Ver apéndice sobre método de estimación.

c/ Razón IFHIPAL/grupo de comparación.

Fuente: Dirección General de Estadística. Estadística Vital 1959 a 1973. Censos de Población de 1963 y 1973.

Gráfico 6

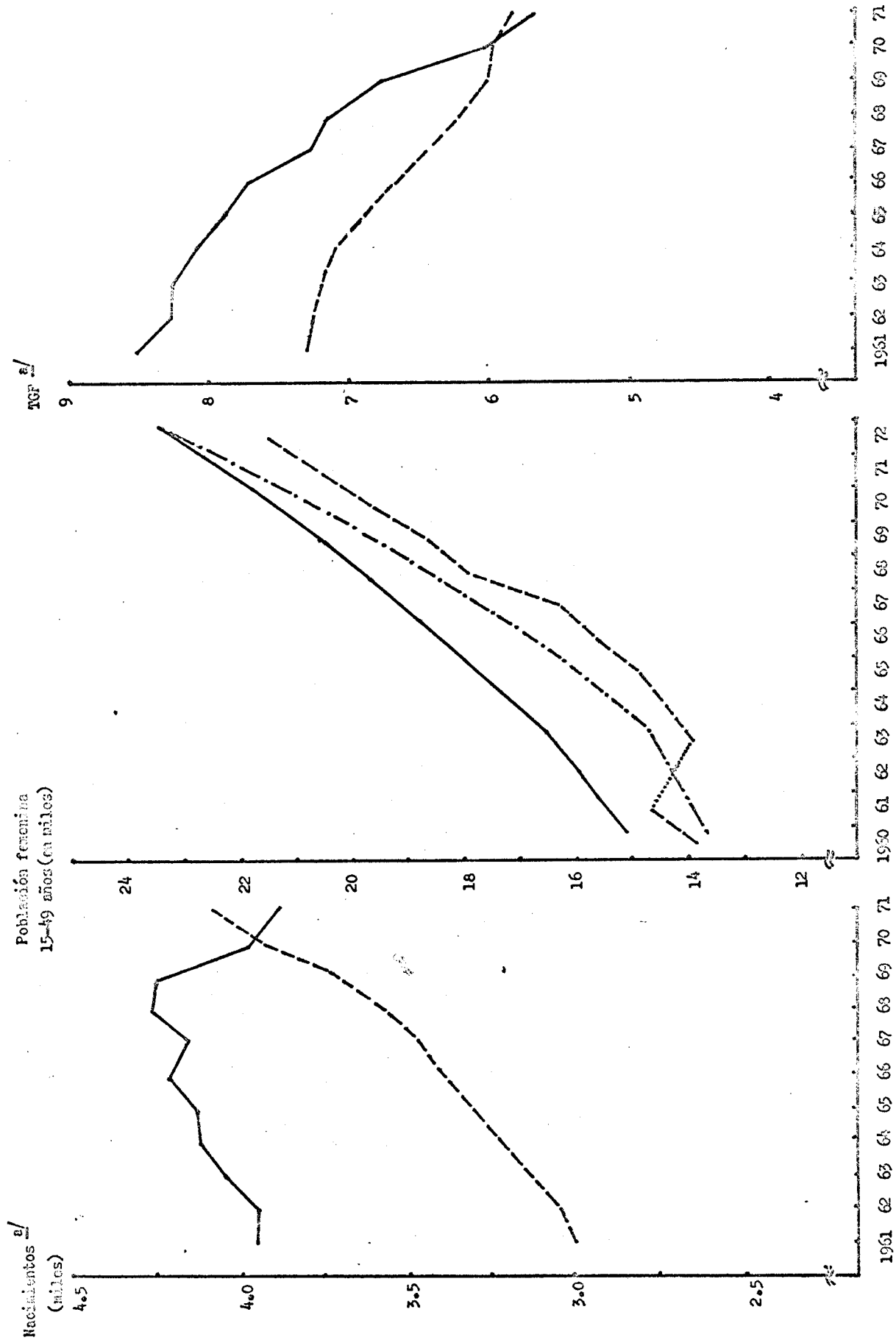
NACIMIENTOS, POBLACION FEMENINA DE 15-49 AÑOS Y TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD DE IFHIPAL Y ESTADISTICAS DEMOGRAFICAS. PROVINCIA DE GUANACASTE, 1960-1972



a/ Promedios móviles trienales

Gráfico 7

NACIMIENTOS, POBLACION FEMENINA 15-49 AÑOS Y TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD, DE LIMÓN, DE 1960-1972. ESTADÍSTICAS DEMOGRÁFICAS. PROVINCIA DE LIMÓN, 1960-1972.



Los saldos migratorios para las edades 5 a 12 años, que se conocen para el período 1968-1973, se presentan en el cuadro 9. Se ve que el saldo migratorio negativo de Guanacaste podría explicar el 78 por ciento de la correspondiente diferencia de la estimación de nacimientos de IFHIPAL y estadísticas de nacimiento. En Limón el saldo es positivo y equivale aproximadamente al 55 por ciento del exceso de nacimientos de IFHIPAL respecto a estadísticas de registro.

Cuadro 9

SALDO MIGRATORIO EN POBLACION DE 5-12 AÑOS DE LIMON Y GUANACASTE Y DIFERENCIAS DE NACIMIENTOS ENTRE IFHIPAL Y ESTADISTICAS DE NACIMIENTOS, (COSTA RICA), 1968-1973

Edad al censo 1973	Guanacaste		Limón	
	Saldo migratorio <u>a/</u>	Diferencia nac. IFHIPAL y de est. nac.	Saldo migratorio <u>a/</u>	Diferencia nac. IFHIPAL y de est. nac.
5	- 515	- 472	536	689
6	- 440	- 655	526	824
7	- 539	- 824	527	823
8	- 519	- 757	525	891
9	- 475	- 807	449	911
10	- 450	- 747	448	903
11	- 493	- 419	340	956
12	- 507	- 371	402	843
TOTAL 5-12	-3 938	-5 052	3 753	6 840

a/ Entre 1968 y 1973.

Fuente: CELADE: Tabulaciones sobre migraciones (OFIPLAN) cuadro 1-P.

Por cierto, también hay migración interna en la población femenina que forma el denominador de las tasas de fecundidad. Estos saldos migratorios se muestran en el cuadro 10 para las edades 15-49 años en el período 1968-1973 en las dos provincias estudiadas. Este saldo es negativo en Guanacaste y positivo en Limón, es variable por edad de la mujer y es más marcado en la edad 15-24 años en Guanacaste y en el grupo 20-29 años en Limón. En el cuadro 7 y el gráfico 6 se ve que el denominador tiene una subestimación en Guanacaste, que es retrospectivamente creciente y alcanza a 10 por ciento en el año censal 1963. En Limón se observa una similar sobreestimación que llega a 14 por ciento en 1963 (cuadro 8, gráfico 7). Como se está comparando con una población estimada por interpolación, que supone una cierta regularidad en el movimiento migratorio, la estructura de las diferencias observadas no es necesariamente real, salvo para el año del censo de 1963.

Las tasas de fecundidad de IFHIPAL resultan de una compensación de estos factores de distorsión del numerador y del denominador. Aunque estos factores tienen igual signo, su magnitud y distribución es variable. Consideremos las tasas resultantes, que se muestran también en los cuadros y gráficos que se están analizando. En la serie suavizada por un promedio móvil trienal, se observa en Guanacaste una aceptable coincidencia entre 1962 y 1967, con una moderada sobreestimación en los años siguientes. En Limón la sobreestimación es más constante y mucho más marcada.

Cuadro 10
 SALDOS MIGRATORIOS DE LA POBLACION FEMENINA DE 15-49 AÑOS DE
 EDAD, GUANACASTE Y LIMON, (COSTA RICA) 1968-1973

Edad de la mujer	Guanacaste			Limón		
	Población 1973	Saldo migra- torio ^{a/}	Porcentaje sobre po- blación	Población 1973	Saldo migra- torio ^{a/}	Porcentaje sobre po- blación
TOTAL	<u>41 768</u>	<u>-5 539</u>	<u>13,3</u>	<u>26 192</u>	<u>3 579</u>	<u>13,7</u>
15-19	9 668	-1 943	20,1	5 904	632	10,7
20-24	6 812	-1 386	20,3	4 936	1 000	20,3
25-29	5 352	- 614	11,5	3 356	634	18,9
30-34	4 248	- 430	10,1	2 612	410	15,7
35-39	4 092	- 318	7,8	2 416	280	11,6
40-44	3 380	- 262	7,8	2 008	200	10,0
45-49	2 672	- 206	7,7	1 608	175	10,9

a/ Entre 1968 y 1973.

Fuente: CELADE: Tabulación especial sobre migración para OFIPLAN.

De las regiones de planificación utilizadas en el estudio de fecundidad de Costa Rica, sólo las dos mencionadas coinciden con la subdivisión administrativa en provincias, según la cual se publican las estadísticas demográficas. Por ello en las restantes regiones sólo ha sido posible comparar los nacimientos, con los resultados que pueden observarse en el cuadro 11 y gráfico 8. El Area Metropolitana corresponde a la capital del país y es un polo de atracción para la migración interna. Schmidt^{40/} ha estimado la tasa anual de migración neta en 10,4 a 11,0 por mil en el período 1950 a 1973, que aumenta a 17,5 por mil en el último quinquenio 1968-1973. Sorprendentemente, la comparación de los nacimientos registrados y los estimados por IFHIPAL no muestra la sobreestimación de esta última fuente, que era de esperar. Por otra parte, la tasa global de fecundidad estimada por Schmidt para 1969 es 3,7 y la de IFHIPAL es 3,8. Se puede especular que esta coincidencia dependa de que se computen como nacimientos en el Area a una parte de aquellos que ocurren en ella pero corresponden a mujeres residentes en otras regiones. Schmidt ha dado ejemplos de este error, referentes al año 1963.

La sobreestimación de IFHIPAL se produce, en cambio, en el "resto de la aglomeración urbana" de la Región Central, que también es zona de inmigración, aunque menos marcada que la anterior. En el Pacífico, las regiones central y sur tienen diferencias de signo contrario, que tienden a ser mayores en los primeros años del período estudiado. En las regiones restantes, el acuerdo de las dos estimaciones es bastante aceptable.

Cuadro 11

NACIMIENTOS SEGUN IFHIPAL Y ESTADISTICAS DE NACIMIENTOS POR REGIONES GEOGRAFICAS ^{a/}, COSTA RICA, 1960-1972

Años ^{b/}	Nacimientos (promedios móviles trienales)					
	Area Metropolitana		Resto aglomeración urbana		Resto región central	
	IFHIPAL	Estadísticas nacimientos	IFHIPAL	Estadísticas nacimientos	IFHIPAL	Estadísticas nacimientos
1961	16 157	16 125	12 661	11 605	9 728	10 028
1962	15 804	16 058	12 660	11 655	9 706	10 092
1963	15 957	15 753	13 104	11 556	9 995	10 041
1964	15 496	15 378	12 905	11 467	10 004	9 988
1965	14 962	15 241	12 402	11 351	9 618	9 848
1966	14 541	15 025	12 082	11 188	9 473	9 732
1967	14 278	14 691	11 831	10 872	9 129	9 406
1968	14 208	14 491	11 863	10 546	8 998	8 992
1969	13 849	14 565	11 292	10 386	8 537	8 392
1970	12 937	14 683	10 615	10 395	7 813	7 869
1971	12,682 ✓	14,729	10,060 ✓	10,441	7,234 ✓	7,359

Años	Región Norte		Región Pacífico Centro		Región Pacífico Sur	
	IFHIPAL	Estadísticas nacimientos	IFHIPAL	Estadísticas nacimiento	IFHIPAL	Estadísticas nacimientos
	1961	3 465	2 987	4 547	5 463	6 608
1962	3 431	3 096	4 528	5 526	6 560	5 637
1963	3 699	3 208	4 678	5 428	6 917	5 785
1964	3 865	3 330	4 790	5 379	7 048	6 045
1965	3 927	3 458	4 817	5 299	7 150	6 225
1966	3 864	3 542	4 833	5 211	7 027	6 388
1967	3 734	3 546	4 748	5 040	6 990	6 411
1968	3 784	3 485	4 744	4 794	7 031	6 406
1969	3 717	3 429	4 630	4 560	6 903	6 437
1970	3 463 ✓	3 467	4 284 ✓	4 348	6 375 ✓	6 451
1971	3,316	3 545	4,020 ✓	4 184	6,046 ✓	6 364

^{a/} Ver cuadros 7 y 8 para Regiones Pacífico Norte (Guanacaste) y Atlántico (Limón).

^{b/} Ver nota cuadro 5.

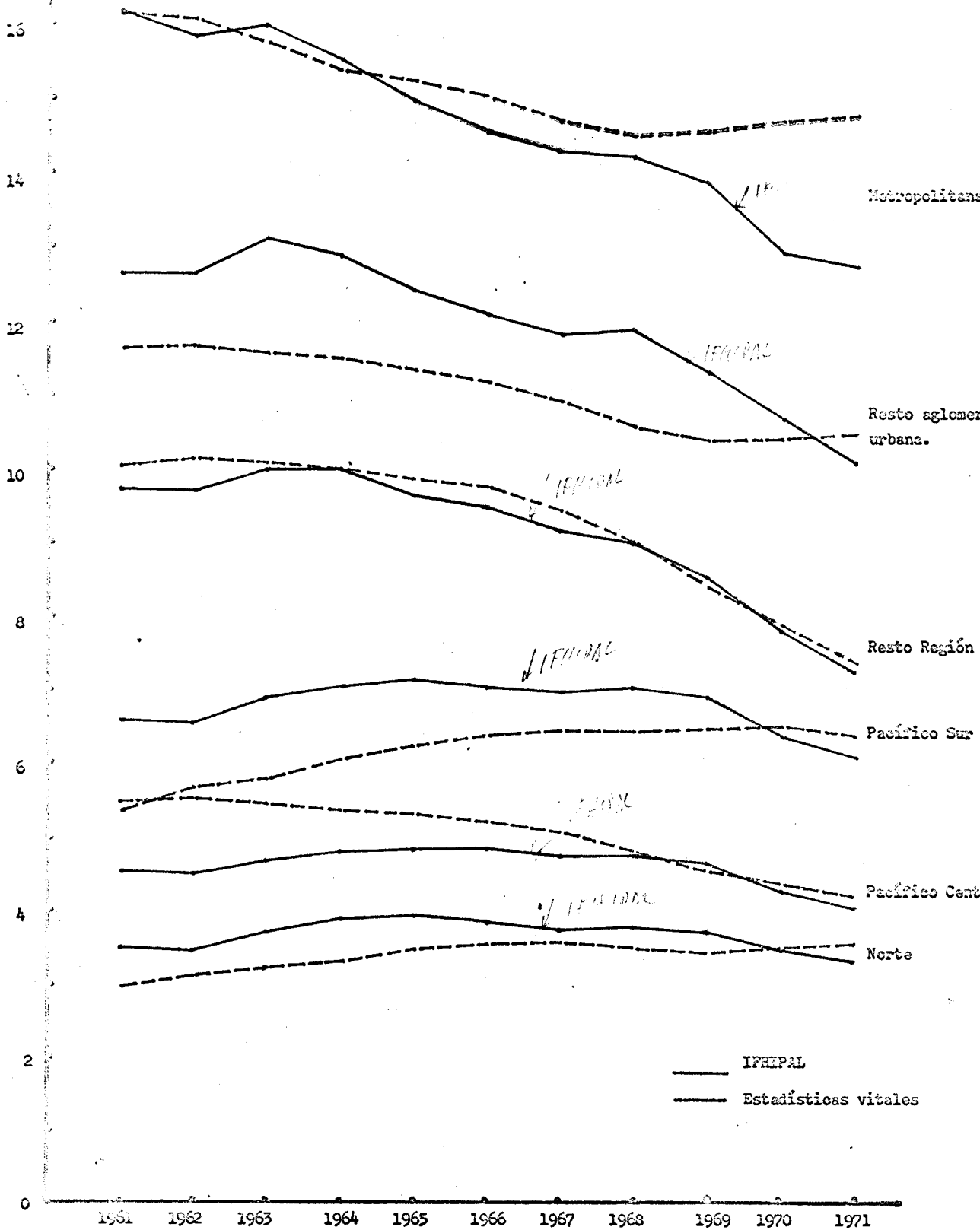
Fuentes: Dirección General Estadística. Estadística Vital 1959 a 1973.

43358 | 46627
70

Gráfico 8

NACIMIENTOS DE IFHIPAL Y ESTADÍSTICAS DE NACIMIENTOS POR REGIONES GEOGRAFICAS. COSTA RICA, 1960-1972

Nacimientos ^{a/}
(en miles)



a/ Promedios móviles trienales.

De todo este análisis se concluye que las estimaciones de fecundidad derivadas del método de hijos propios, cuando se refieren a subdivisiones geográficas dentro de un país, pueden estar sometidas a una distorsión cuya magnitud y dirección es variable. Este problema fue discutido con Cho y sus colaboradores en abril de 1978 en una visita al East-West Population Institute, reunión en la cual se pensó en dos posibles soluciones. Una consiste en calcular las tasas de fecundidad por regiones según el sitio de residencia 5 años antes del censo. Es una solución parcial, porque considera sólo las migraciones en este último período. En la práctica, es posible pensar que una mujer que migra tenga hijos en cualquiera de los lugares de su residencia. Se hará una prueba de esta alternativa en CELADE para las provincias de Limón y Guanacaste. Avery, en el mencionado estudio sobre fecundidad por cantones en Costa Rica realizado mediante una modificación del método de hijos propios, utilizó un promedio de las estimaciones basadas en el cantón de residencia en 1968 y en 1973. Es interesante anotar que, con este procedimiento, las estimaciones de nacimientos para Guanacaste y Limón obtenidas por hijos propios (aunque con un método modificado) son casi coincidentes con los nacimientos registrados.

Otra alternativa es hacer las estimaciones regionales asignando el nacimiento a la región geográfica donde este ocurrió, que es la información más circunstanciada que se tiene sobre los movimientos migratorios de la mujer. Para las mujeres que no han tenido hijos habría que buscar factores de ajuste basados en el sitio de residencia en el momento del censo, 5 años antes y, eventualmente, el sitio en que ella nació. El procedimiento tiene una limitación: el sitio de ocurrencia del nacimiento no corresponde necesariamente al de residencia de la madre. El método será experimentado en

el East-West Population Institute y nos informarán de sus resultados.

Comparaciones con estimaciones de fecundidad de otras fuentes

Para terminar la evaluación del método en Costa Rica, consideraremos la comparación con estimaciones basadas en fuentes diferentes a las estadísticas vitales.

En el cuadro 12 se utilizan las estimaciones obtenidas recientemente de la Encuesta Nacional de Fecundidad ^{41/} realizada en 1976. Las tasas globales de fecundidad (limitadas a las edades 20-39 años) de IFHIPAL guardan notable acuerdo con las de la encuesta en diversos períodos entre 1963 y 1972. En las tasas específicas por edades hay diferencias mayores, que alcanzan hasta 10 por ciento, aunque no son sistemáticas.

Chackiel ^{42/} ha obtenido estimaciones de la fecundidad basadas en la paridez declarada por las mujeres en el censo de 1973 y otras fuentes, que se comparan con las de IFHIPAL en el cuadro 13. Las estimaciones para las poblaciones urbanas y rurales tienen una buena correspondencia en las dos series, existiendo una discreta tendencia a que las tasas obtenidas mediante el método de hijos propios sean mayores.

Cuadro 12

TASAS DE FECUNDIDAD DE IFHIPAL Y DE LA ENCUESTA NACIONAL DE FECUNDIDAD DE COSTA RICA, 1963 A 1972

Tasas de fecundidad (por mil)

Edad de la mujer	1963-1965			1966-1967			1968-1970			1971-1972	
	IFHIPAL	En-cuesta	Razón IFHIPAL/Enc.	IFHIPAL	En-cuesta	Razón IFHIPAL/Enc.	IFHIPAL	En-cuesta	Razón IFHIPAL/Enc.	IFHIPAL	En-cuesta
20-24	314	321	0,978	280	298	0,940	250	240	1,042	197	194
25-29	341	319	1,069	300	288	1,042	265	240	1,104	213	217
30-34	288	318	0,906	258	262	0,985	228	208	1,096	178	160
35-39	218	211	1,033	198	235	0,843	170	188	0,904	130	121
40-44 45-49	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TGF	5,8	5,8	1,000	5,2	5,4	0,963	4,6	4,4	1,045	3,6	3,5
(20-39)											1,029

Fuente: Encuesta Nacional de Fecundidad, Costa Rica, 1976 (Informe preliminar).

Cuadro 13

TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD EN POBLACION URBANA Y POBLACION RURAL DE IFHIPAL Y OTRAS ESTIMACIONES, COSTA RICA, 1965-1969

Año	Tasas globales de fecundidad			
	Urbana		Rural	
	IFHIPAL ^{a/}	Otras	IFHIPAL ^{a/}	Otras
1965			8,5	8,2 ^{b/}
1966			7,5	7,1 ^{c/}
1969	3,6	3,4 ^{d/}	6,9	6,6 ^{d/}

^{a/} Promedio trienal centrado en año indicado.

^{b/} Encuesta PECFAL-rural, retrospectiva.

^{c/} Encuesta PECFAL-rural, nacidos en último año.

^{d/} Derivadas de paridez promedio declarada en censo de 1973.

Fuente: Chackiel, J., La fecundidad y la mortalidad en Costa Rica 1963-1973.

CÉLADE, Serie 1023, 1976, cuadros 12 y 13.

Estimaciones de IFHIPAL por otras variables *

El método de hijos propios permite estudiar los niveles y tendencias de la fecundidad por variables no disponibles en las estadísticas de nacimientos, lo que constituye una de sus principales ventajas. Por ello mismo, no es posible someterlas a una evaluación satisfactoria. Se presentan los resultados preliminares para examinar su coherencia general.

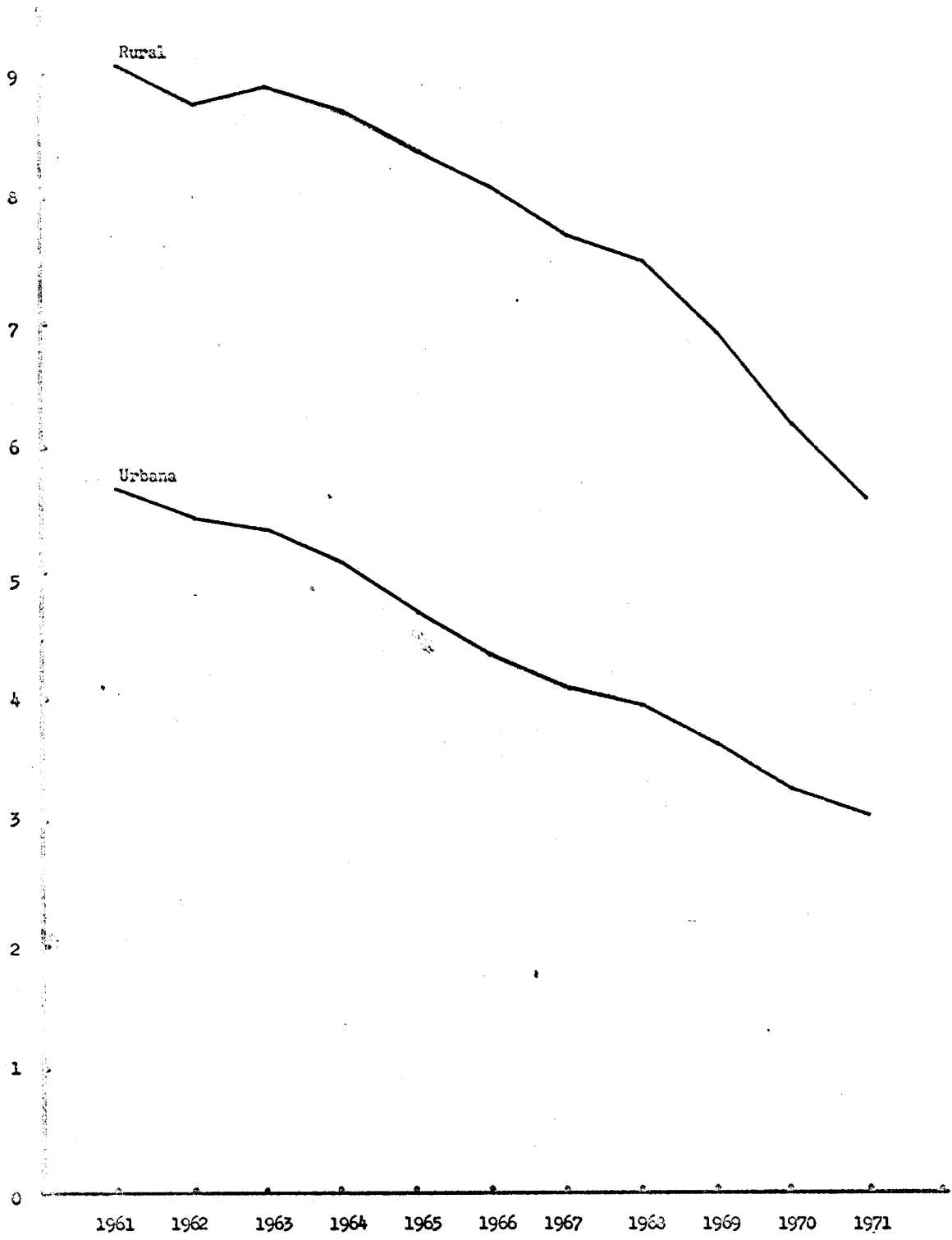
En el gráfico 9 se muestran las tasas globales de fecundidad en la población urbana y rural para el período 1960 a 1972, suavizadas por promedios móviles trienales. La fecundidad urbana que ha estado en descenso antes de 1961, continúa su baja en los 10 años siguientes en forma lineal. La fecundidad rural es substancialmente más alta al comenzar la observación, tiene escasa baja hasta 1964, para iniciar después un descenso que es paralelo al del sector urbano, quizás con alguna aceleración en años más recientes (aun excluyendo el último punto).

La fecundidad por el nivel de educación muestran marcados contrastes tanto en el nivel como en las tendencias (gráfico 10). Los grupos de mayor educación entran al decenio con una fecundidad que es la mitad de aquellos con ninguna o muy baja educación. El descenso es continuado aunque con una tendencia a desacelerarse en años recientes. Las mujeres analfabetas tienen una alta fecundidad que es creciente en el período 1961 a 1964 y solo experimentan una baja substancial a partir de 1968. En el grupo con una educación primaria muy incompleta el carácter estacionario se mantiene hasta 1964; desde entonces el descenso es mantenido y con tendencia a acelerarse. El grupo de educación primaria más avanzada se sitúa en ubicación intermedia entre estos dos grupos extremos, con un descenso que se inicia más tempranamente que los anteriores. Estos resultados son muy coherentes con lo que se sabe sobre los contrastes por educación de la fecundidad en el país, agregando una visión del desfase con que la reducción de la fecundidad se está produciendo de acuerdo a esta variable. Aunque el nivel de la fecundidad que estima el método de hijos propios no fuera exacta, la dinámica de su cambio parece reproducirse en buena forma.

Gráfico 9

TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD EN POBLACION URBANA Y POBLACION RURAL.
COSTA RICA, 1960-1972

TGF a/

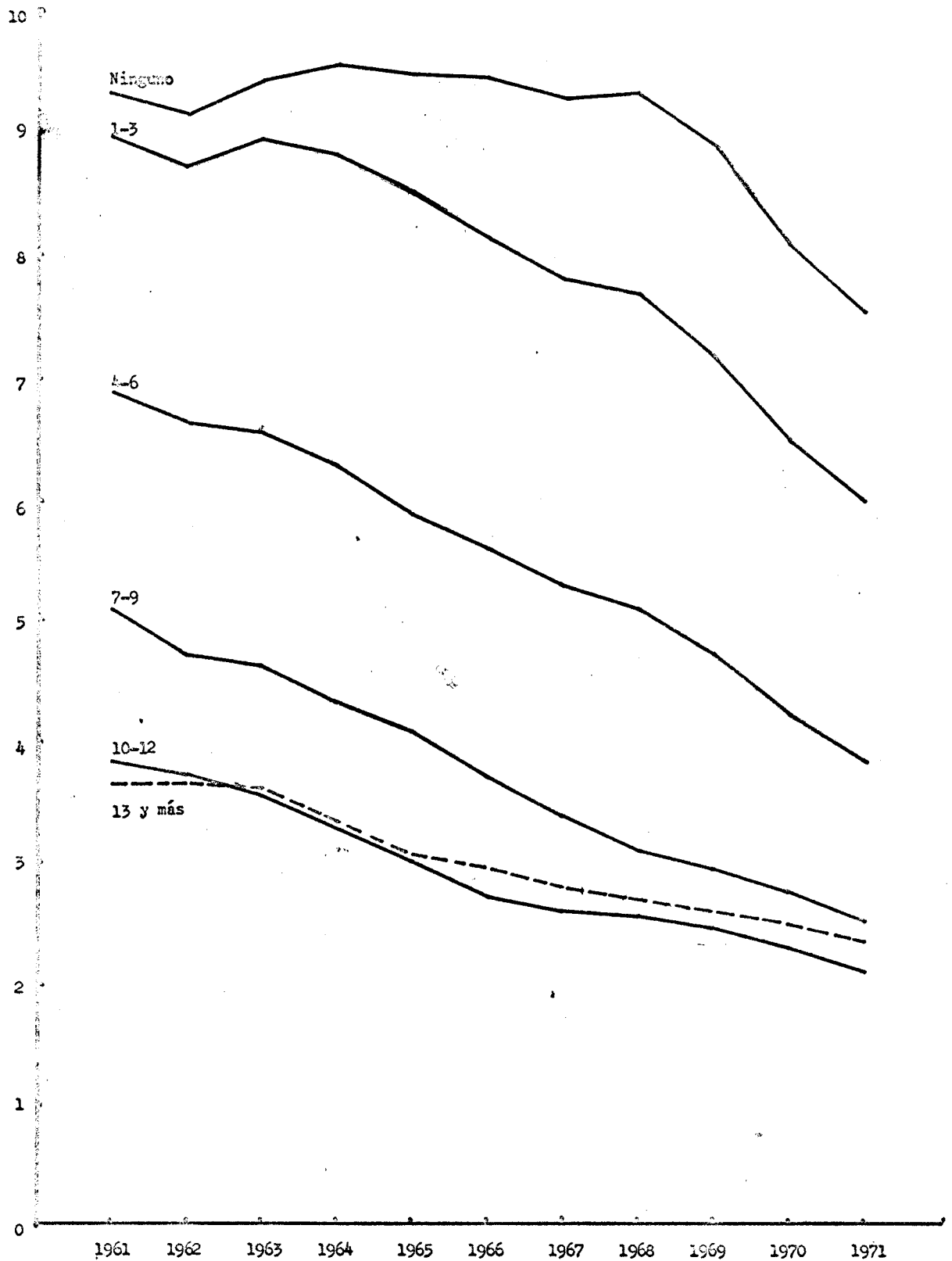


a/ Promedios móviles trienales

Gráfico 10

TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD POR AÑOS DE EDUCACION DE LA MUJER.
COSTA RICA, 1960-1972

TGF a/



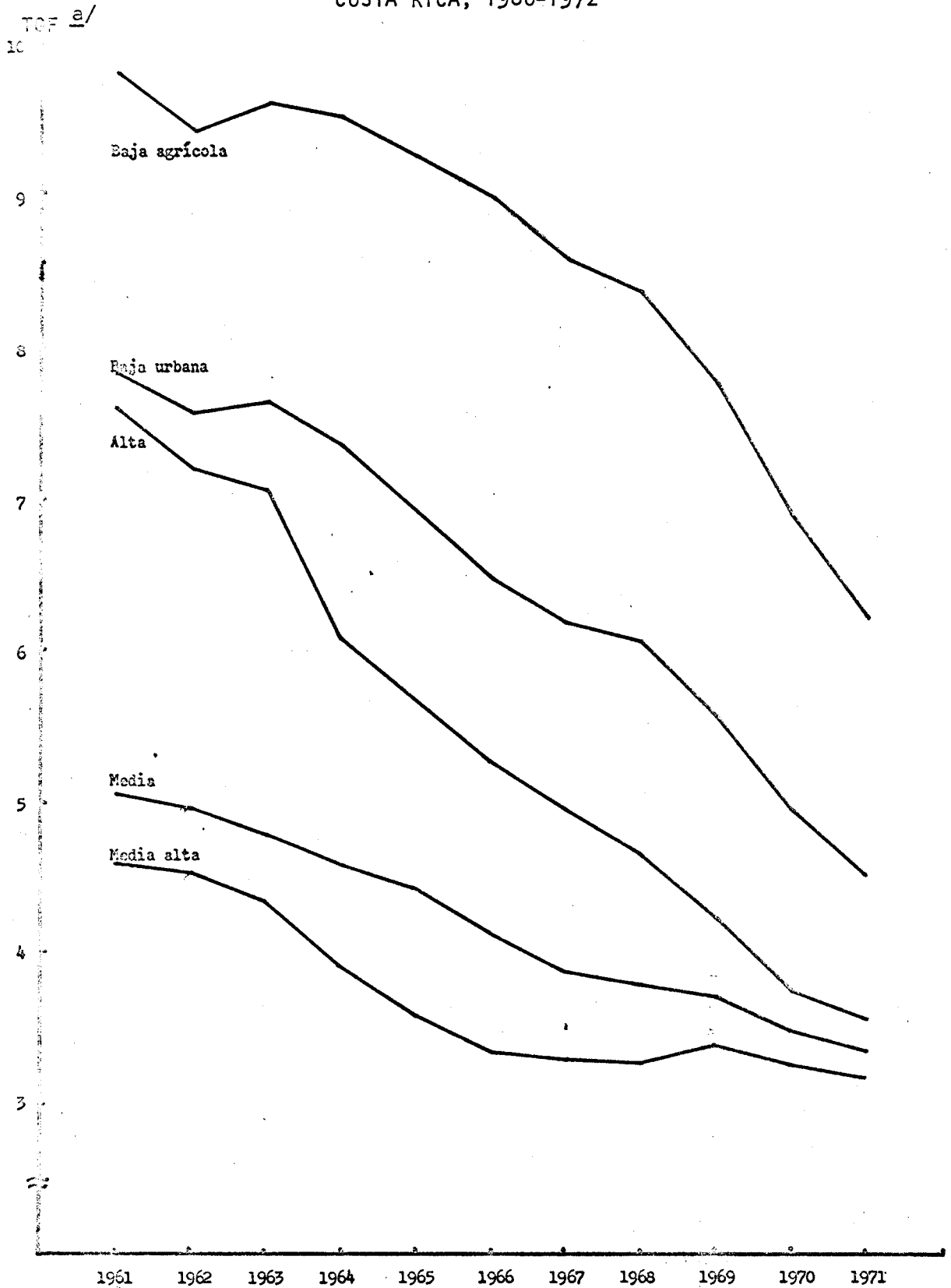
a/ Promedios móviles trienales.

El gráfico 11 presenta estimación de la fecundidad en función de grupos socio-económicos, que han intentado ser una gruesa aproximación a clases sociales. Muestra una muy alta fecundidad en el grupo llamado "bajo agrícola", que desciende en forma marcada desde 1964. La evolución de la categoría "baja urbana" es similar, pero a un nivel menor de fecundidad. Los grupos medios entran al decenio con una fecundidad que es la mitad de la categoría "baja urbana" y muestra un descenso menor y que tiende a desacelerarse. El grupo "alta" tiene una fecundidad inicial tan alta como la clase urbana baja, pero un descenso marcado la lleva a incorporarse al nivel reproductivo de los grupos medios. Por cierto, estos resultados preliminares requieren un mayor estudio y explicación, pero ilustran las potencialidades del método.

En suma, las estimaciones por estas variables, que no han podido evaluarse directamente, presentan una coherencia general con el conocimiento del curso de la fecundidad en el país, y también entre ellas. Se espera que las modificaciones en el programa de computación contribuyan a afinarlas y que los cruces entre estas y otras variables permitan obtener un panorama particularmente rico de los niveles, estructura y formas de cambio de la fecundidad en Costa Rica.

Gráfico 11

TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD POR GRUPOS SOCIO-ECONOMICOS.
COSTA RICA, 1960-1972



a/ Promedios móviles trienales.

EVALUACION EN ARGENTINA

El censo de población de 1970

Los índices de declaración de la edad de este censo (Myers 1,7; Whipple 103,9; Naciones Unidas 10,4) ^{43/} señalan una buena calidad de este dato. En cuanto a la integridad de la enumeración, no se tienen datos sobre su evaluación. Pantelides ^{44/} evalúa la declaración de hijos tenidos por las mujeres y concluye que es aparentemente de buena calidad.

El registro de nacimientos

La calidad de este registro ha sido estudiada también en este trabajo de Pantelides. Ella ha hecho notar el deterioro de la calidad de los datos y su carácter incompleto en algunas provincias. También ha cambiado el criterio de elaboración de las estadísticas de nacimientos. Hasta 1964 se publicaron los nacimientos registrados anualmente, incluyendo las inscripciones tardías. A partir de 1965 se presentan los nacimientos ocurridos en el año e inscritos hasta abril del año siguiente, con lo cual el número de nacimientos disminuyó. Desde 1968 se publican dos series: nacimientos ocurridos y nacimientos registrados. Esta última tiene un aumento considerable a contar de 1969, en relación con una amnistía de inscripción. Como otro índice de deficiencias del registro, hace notar que la proporción de nacimientos con edad ignorada de la madre oscila alrededor de 10 por ciento entre 1960 y 1964, para disminuir después a 5 por ciento.

Camisa ^{45/} estima el subregistro de nacimientos en el período 1942-1947 en 3,4 por ciento y acepta una cifra de 2,5 por ciento para años ulteriores hasta 1960. Recchini ^{46/} obtiene factores de corrección por provincias para 1945 que superan 10 por ciento, para hombres, en Chaco, La Rioja, San Luis y Santiago del Estero; la omisión es cercana o superior a 20 por ciento para mujeres en Corrientes, Chaco, La Rioja y Santiago del Estero.

Con estos antecedentes, se decidió comparar las estimaciones de IFHIPAL solamente a nivel nacional y hasta 1964.

Comparación de nacimientos y tasas de fecundidad

En el cuadro 14 y el gráfico 12 se presenta la comparación de los nacimientos estimados por el método de hijos propios y los registrados en el sistema de estadística vital. Por las razones mencionadas anteriormente, deben descartarse los años más recientes de esta última fuente. Las dos series dan resultados muy cercanos, que difieren en menos de 2 por ciento, con cifras casi siempre superiores en IFHIPAL, lo que bien podría expresar una omisión en los registros.

Cuadro 14

NACIMIENTOS ESTIMADOS DE IFHIPAL Y DE ESTADÍSTICAS DE NACIMIENTOS.
ARGENTINA 1957-1969

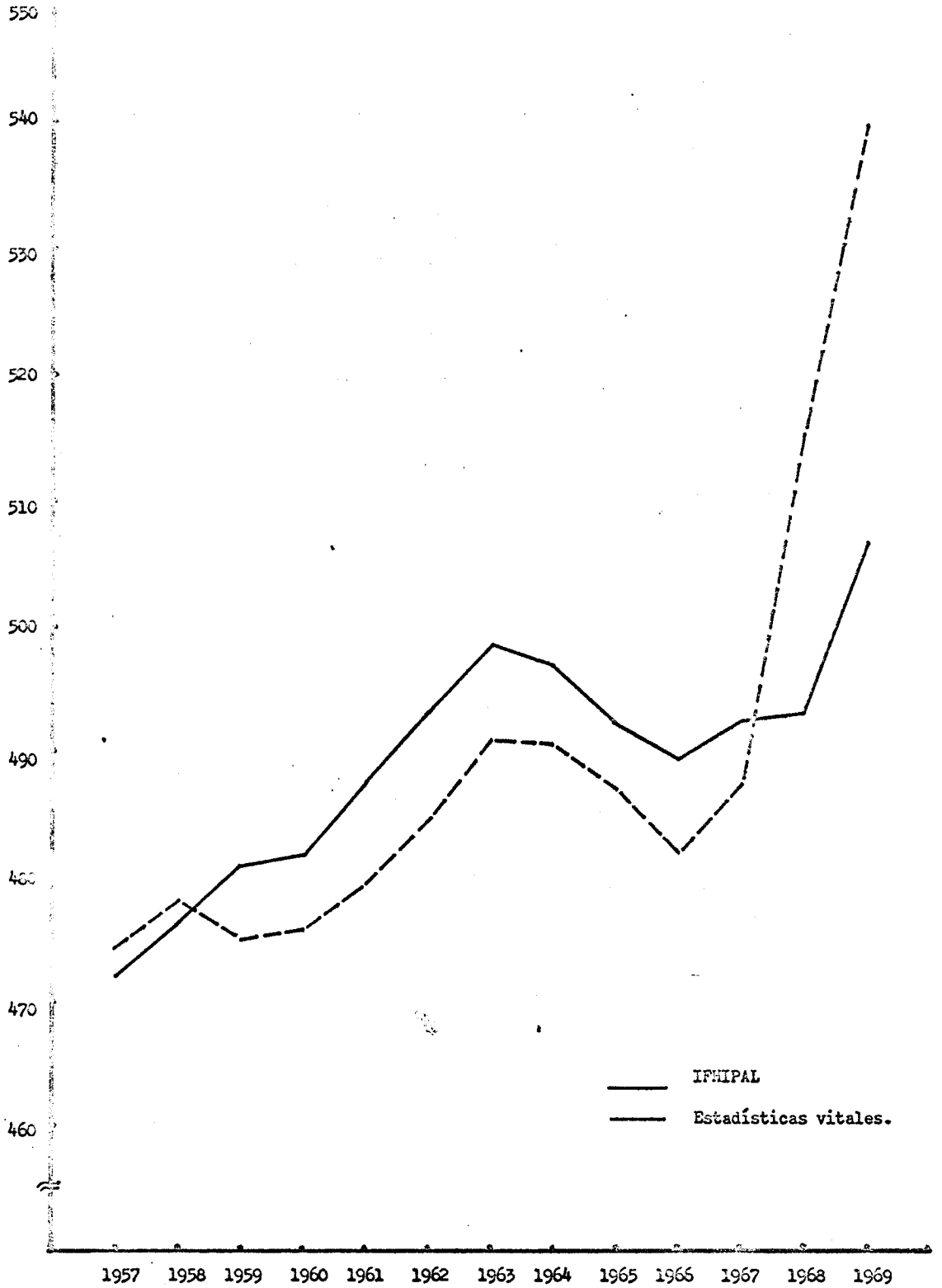
Años	Nacimientos (promedios móviles trienales)		
	IFHIPAL	Estadísticas nacimientos	Razón IFHIPAL estadísticas
1957	472 075	474 235	0,995
1958	476 385	477 943	0,997
1959	480 973	475 037	1,012
1960	481 713	475 840	1,012
1961	487 503	479 239	1,017
1962	492 800	484 403	1,017
1963	498 243	490 906	1,015
1964	496 740	490 451	1,013
1965	492 053	486 810	1,011
1966	489 572	481 788	1,016
1967	492 268	487 221	1,010
1968	492 963	514 748	...
1969	506 568	539 309	...

Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censos. Hechos Demográficos 1954-1960, 1965-1966. Boletín de Estadística, octubre-diciembre 1972.

Gráfico 12

NACIMIENTOS ESTIMADOS POR IFHIPAL Y DE ESTADÍSTICAS DE NACIMIENTOS.
ARGENTINA, 1957-1969

Nacimientos ^{a/}
(miles)



a/ Promedios móviles trienales.

Fuente: Cuadro 14.

Las tasas por edades trienales de ambas fuentes se muestran en el cuadro 15 y gráfico 13. El acuerdo es también relativamente satisfactorio, pero existe la tendencia de las estimaciones de IFHIPAL a subestimar las tasas bajo 25 años de edad de la mujer (en especial en 15-19 años) y a sobrestimarlas en edades mayores. La cúspide dilatada de la fecundidad según estadísticas vitales se transforma en una cúspide tardía en la edad 25-29 años. Estas diferencias son relativamente poco importantes, porque ocurren de preferencia en edades extremas donde la fecundidad es menor. Se ha mencionado, en el caso de Costa Rica, que una disparidad semejante se origina aparentemente en las especificaciones del programa MATCH. Los nacimientos ilegítimos alcanzan en 1966 en Argentina al 26 por ciento en el total del país, proporción que es mucho mayor en algunas provincias (Jujuy 45 por ciento, Chubut 40 por ciento, Catamarca 35 por ciento) ^{47/}.

Se han aprovechado las tasas de fecundidad derivadas de la proyección de población de Argentina ^{48/} para hacer una segunda comparación con IFHIPAL, que se presenta en el cuadro 16 y gráfico 14. La similitud de ambas series es también satisfactoria y con las similares características que las descritas para las estadísticas de registro. En esta comparación hay coincidencia en una cúspide tardía en ambas estimaciones.

TASAS DE FECUNDIDAD POR EDAD DE IFHIPAL Y ESTADÍSTICAS DE NACIMIENTOS. ARGENTINA 1956-1964

-54-

Edad	1956-1958 a/			1959-1961 a/			1962-1964 a/		
	IFHIPAL	Estadística vital	Razón IFHIPAL estadística vital	IFHIPAL	Estadística vital	Razón IFHIPAL estadística vital	IFHIPAL	Estadística vital	Razón IFHIPAL estadística vital
15-19	59,5	52,5	0,882	58,7	49,6	0,845	59,6	47,8	0,802
20-24	163,0	157,8	0,968	162,8	159,8	0,982	164,1	157,3	0,959
25-29	169,5	171,4	1,011	166,1	169,9	1,023	167,3	178,1	1,064
30-34	121,7	124,3	1,021	118,9	126,8	1,066	121,8	125,8	1,033
35-39	73,0	74,3	1,018	69,6	73,1	1,050	69,7	76,6	1,099
40-44	29,3	28,1	0,959	26,5	29,2	1,102	26,0	29,3	1,127
45-49	6,5	6,1	0,938	5,8	5,2	0,896	5,8	6,4	1,103
TGF	3,11	3,07	0,987	3,04	3,07	1,010	3,07	3,11	1,013
DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS TASAS									
15-19	9,5	8,5		9,6	8,1		9,7	7,7	
20-24	73,0	73,8		73,6	74,4		73,8	74,2	
35-49	17,5	17,7		16,8	17,5		16,5	18,1	
TOTAL	100,0	100,0		100,0	100,0		100,0	100,0	

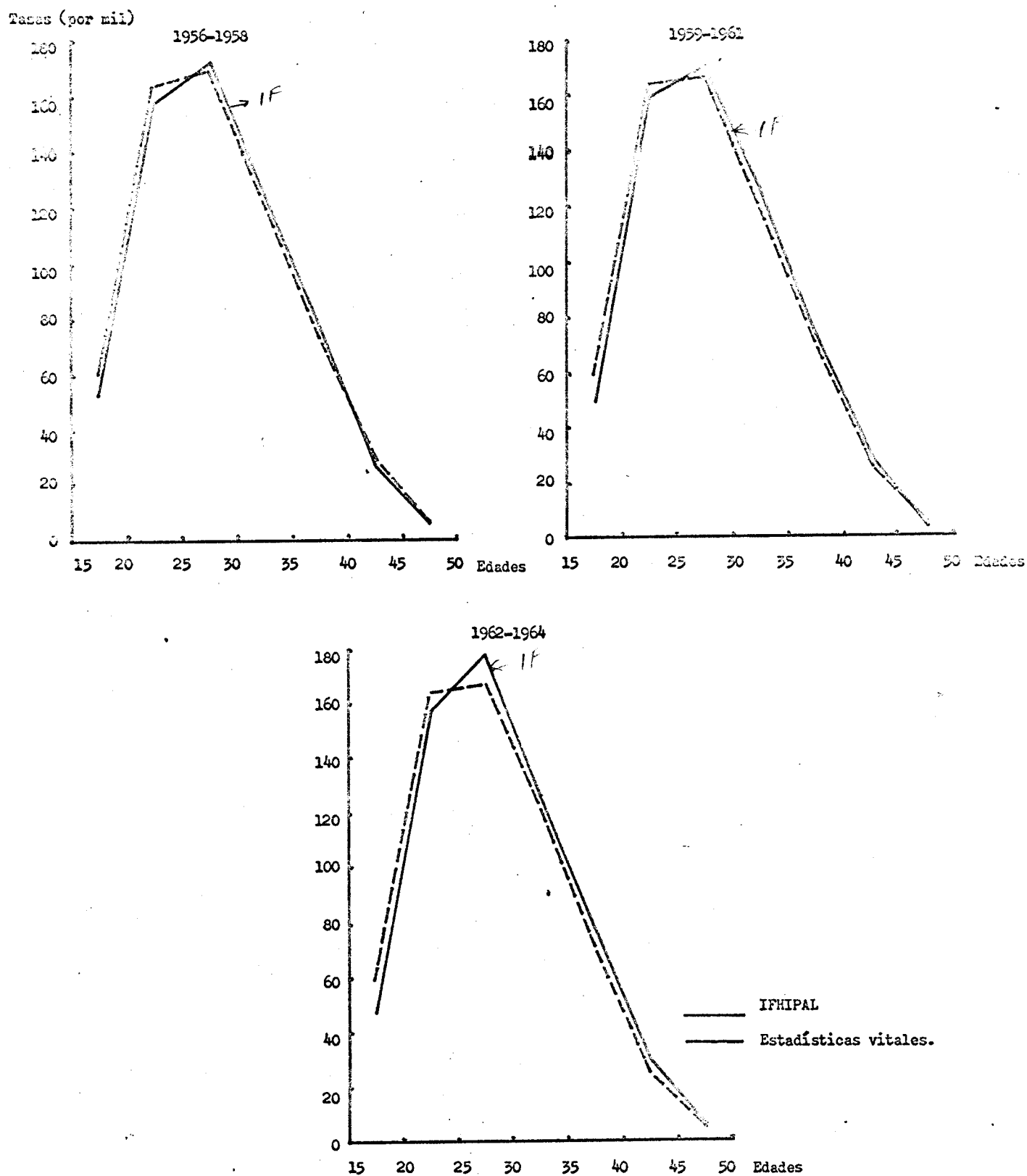
a/ Corresponde a períodos anuales retrospectivos a contar del 30 de setiembre de 1970, fecha del censo.

Fuentes: Hechos Demográficos 1954-1960 y 1961-1966 (Tomo I), Instituto Nacional de Estadística y Censos, República Argentina.

Evolución de la Población Argentina 1950-2000, INDEC, 1974.

Gráfico 13

TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES DE IFHIPAL Y DE ESTADÍSTICAS DE NACIMIENTOS.
ARGENTINA, 1956-1964



Cuadro 16

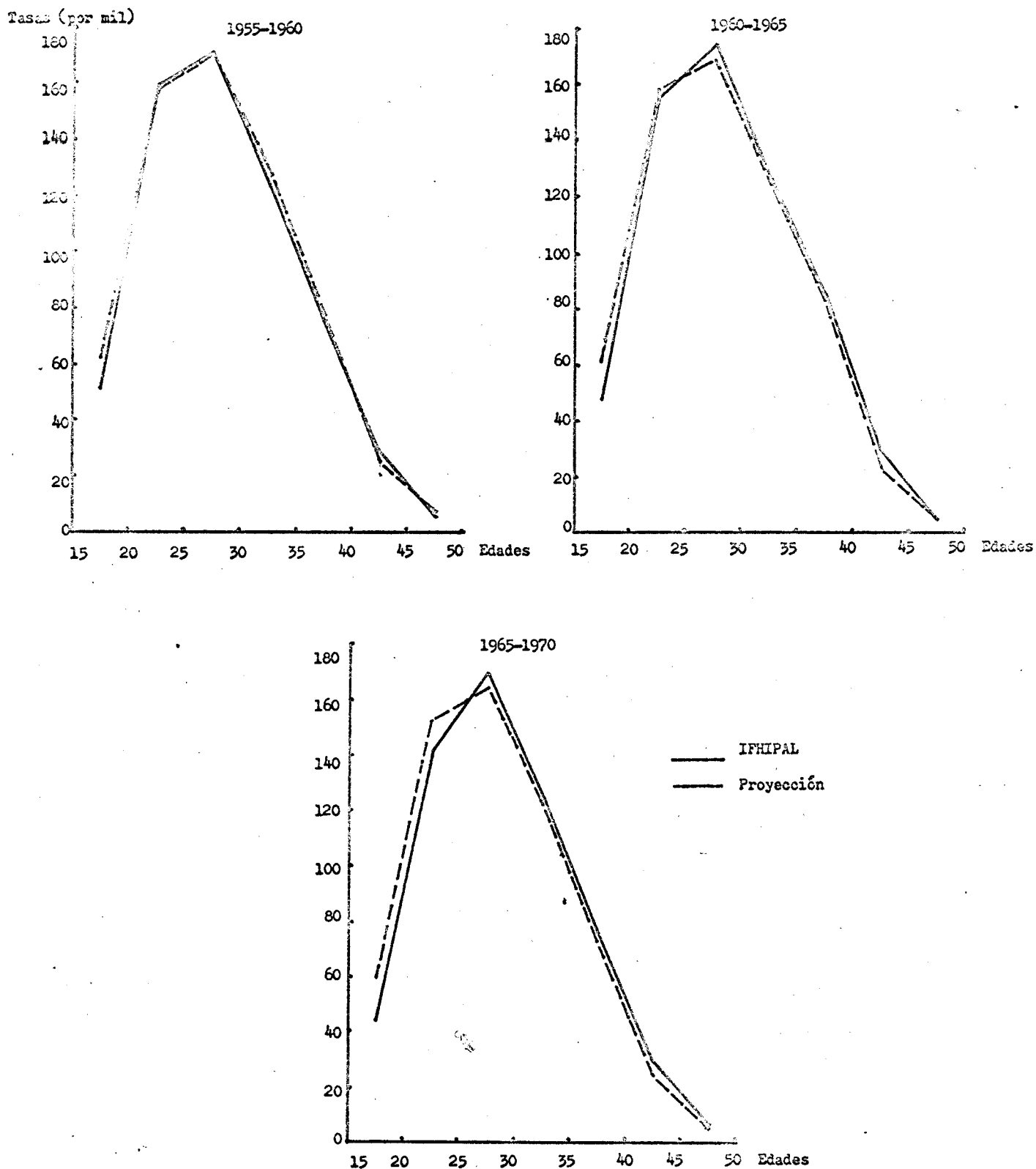
TASAS DE FECUNDIDAD POR EDAD DE IFHIPAL Y DE LA PROYECCION DE POBLACION DE ARGENTINA, 1955-1970

Edad de la mujer	1955-1960			1960-1965			1965-1970		
	IFHIPAL	Proyección	Razón IFHIPAL / proyección	IFHIPAL	Proyección	Razón IFHIPAL / proyección	IFHIPAL	Proyección	Razón IFHIPAL / proyección
15-19	51,2	61,8	0,828	47,8	61,1	0,782	44,4	59,5	0,746
20-24	159,2	158,9	1,002	155,9	157,1	0,992	141,1	152,8	0,923
25-29	171,1	170,9	1,001	174,6	168,9	1,034	170,0	164,2	1,035
30-34	125,4	126,9	0,988	126,3	125,4	1,007	124,1	121,8	1,019
35-39	74,3	75,0	0,991	74,4	74,1	1,004	75,0	72,0	1,042
40-44	28,1	25,4	1,106	29,9	25,1	1,191	29,4	24,3	1,210
45-49	5,7	6,4	0,891	6,3	6,4	0,984	6,6	6,2	1,064
Tasa global de fecundidad	3,08	3,13	0,984	3,08	3,09	0,997	2,95	3,00	0,983

Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censos. Evolución de la población argentina 1950-2000, 1974.

Gráfico 14

TASAS DE FECUNDIDAD POR EDADES DE IFHIPAL Y PROYECCIONES DE POBLACION.
ARGENTINA, 1955-1970



Estimaciones de IFHIPAL por otras variables

Tal como en Costa Rica, se presentan para Argentina, con carácter provisorio, estimaciones de las tendencias de las tasas globales de fecundidad por otras variables, las cuales no han podido ser evaluadas por falta de datos de comparación.

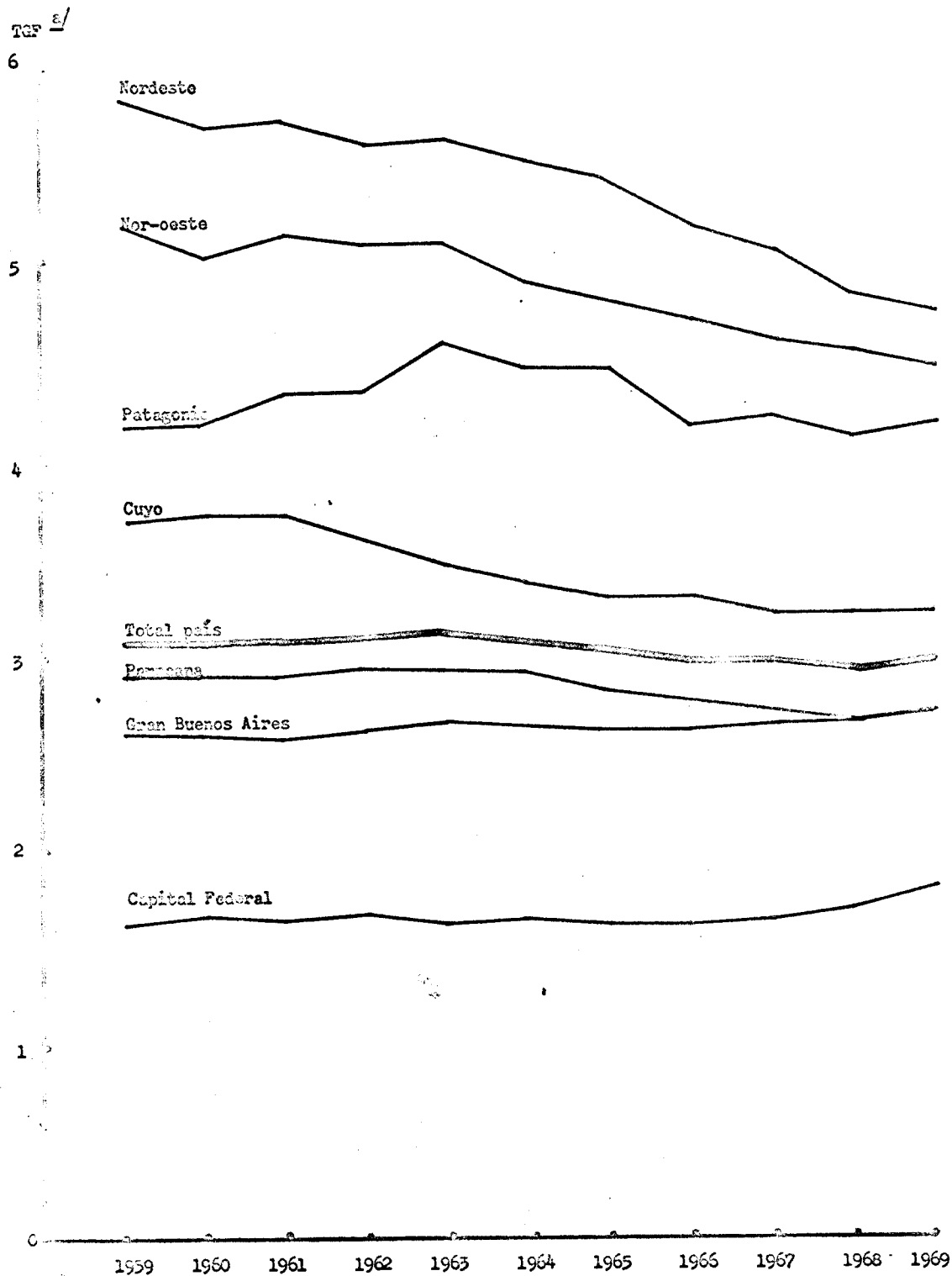
En el gráfico 15 se observan las tendencias de estas tasas en el período 1959-1969 (promedios móviles trienales) para diversas regiones del país. Hay el escalonamiento esperado de los niveles de la fecundidad en razón inversa al grado de desarrollo socio-económico, desde la baja fecundidad de la Capital Federal hasta una fecundidad cuatro veces mayor en las regiones Nordeste y Nor-oeste. Las tendencias son al estacionamiento en las regiones de más baja fecundidad y al descenso en aquellas de más alta fecundidad, la cual aparece más marcada en las dos regiones de mayor fecundidad.

La fecundidad por grupos socio-económicos puede observarse en el gráfico 16. La población denominada "baja agrícola" tiene una definida mayor fecundidad y es la única que muestra una tendencia a la reducción. Los demás grupos se escalonan como era de esperar, aunque el grupo "media alta" tiene una discreta mayor fecundidad que la "clase" media. Este punto será mayormente analizado cuando se haga el estudio de fecundidad de Argentina.

Sin mayores elementos de comparación, las estimaciones brevemente descritas muestran una coherencia general con la distribución esperada de la fecundidad.

Gráfico 15

TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD POR REGIONES GEOGRAFICAS. ARGENTINA, 1959-1969

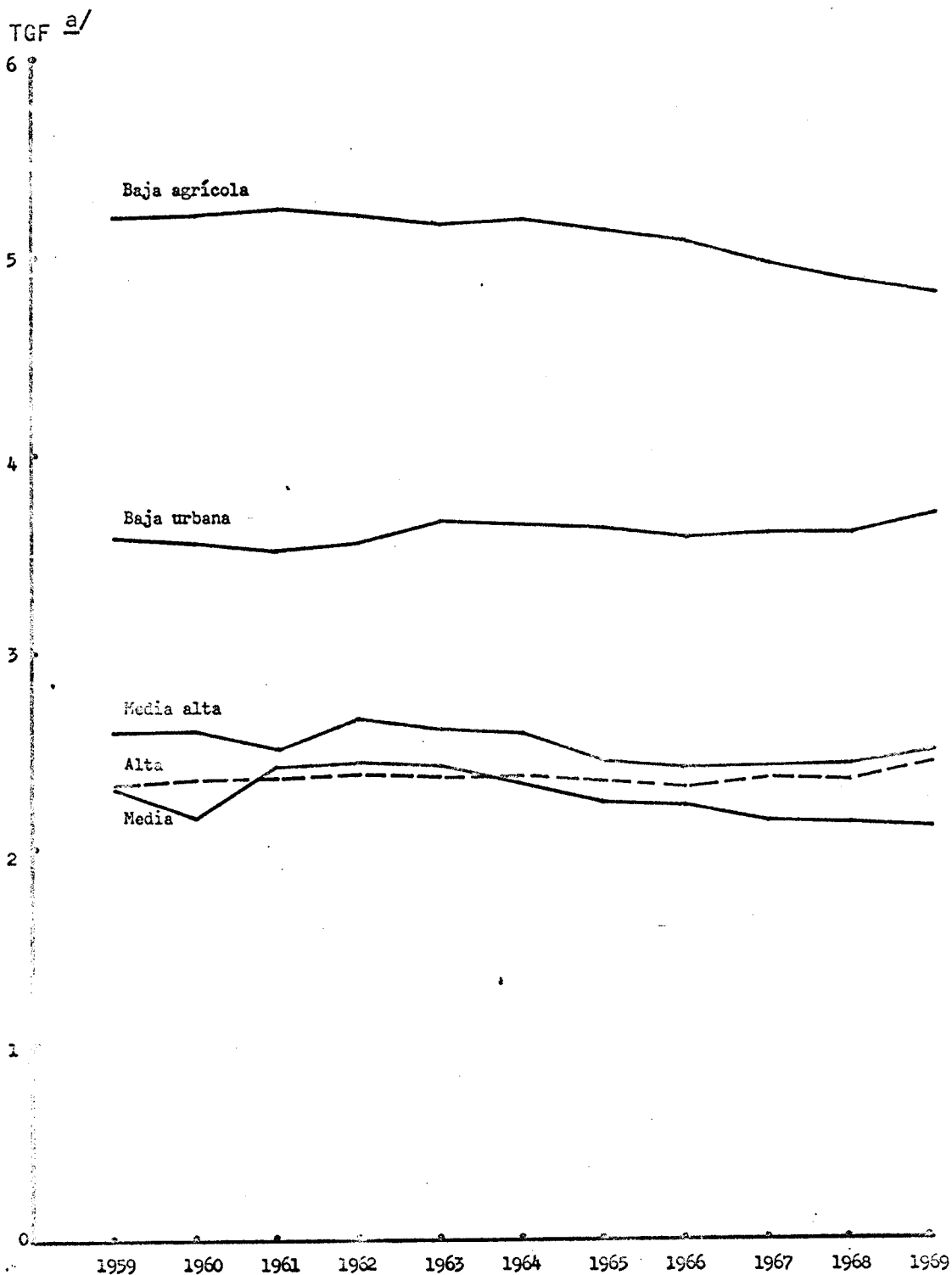


$\frac{e}{}$ Promedios móviles trienales

Fuente: INEPAI.

Gráfico 16

TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD POR GRUPOS SOCIO-ECONOMICOS. ARGENTINA, 1959-1969



a/ Promedios móviles trienales.

Fuente: IFHIPAL.

RESUMEN Y CONCLUSIONES

1. Como paso previo a la aplicación del método de hijos propios para el estudio de la fecundidad en los países de la América Latina (IFHIPAL), se ha estudiado la precisión de las estimaciones hechas con el método aplicado a los censos de Costa Rica y la Argentina. Para ello se han comparado estas estimaciones con las tasas basadas en las estadísticas de registro de nacimientos (que fueron previamente evaluadas) y con estimaciones obtenidas de otras fuentes.
2. El programa MATCH, que para niños con sus presuntas madres y fue elaborado por el East-West Population Institute, fue evaluado con material del Censo Experimental de Atenas (Costa Rica) y la Encuesta Demográfica de Posadas (Argentina). En ambos casos la verdadera madre estaba identificada por una pregunta especial. El resultado es muy satisfactorio y revela un error de 1,2 por ciento en Atenas y de 2,6 por ciento en Posadas. Se trata de encuestas especiales; es posible que en los censos de población estos sean algo más frecuentes. Por otra parte, el programa que fue elaborado para la realidad de países asiáticos, tiene una restricción relativa al estado marital de la mujer que no es aplicable a Latinoamérica y debe ser eliminada. Este factor aparentemente es la causa de la distorsión de las tasas de fecundidad por edad, que se menciona más adelante.

3. A nivel nacional, las tasas globales de fecundidad de IFHIPAL obtenidas para los 13 años precedentes al censo, son bastante similares a la de los grupos de comparación, aunque tienden a una ligera sobreestimación.
4. La omisión censal en los menores de dos años determina una subestimación de la fecundidad en los dos años precedentes al censo y los errores en la declaración de la edad de los niños genera irregularidades en las tasas anuales. El uso de tasas quinquenales por edad de la mujer y de promedios móviles trienales en las tendencias minimiza estos factores de error, aunque no elimina la subestimación de años recientes. En los países donde no se cuente con elementos para corregir los errores censales mencionados, las estimaciones de este período serán eliminadas, porque acentúan el descenso real de la fecundidad.
5. Las tasas de fecundidad por edad son también satisfactorias, pero hay una tendencia del método a subestimarlas en las mujeres de menos de 25 años y a sobreestimarlas en edades mayores. Esta distorsión parece originada en la estructura del programa MATCH, que se ha mencionado anteriormente.
6. En dos provincias de Costa Rica donde la migración interna es importante se observan alteraciones en las estimaciones regionales de la fecundidad. El numerador y el denominador de las tasas están subestimados en la región donde prima la emigración y sobreestimados en aquella

donde predomina la inmigración. El grado y distribución de esta alteración es variable en el período retrospectivo estudiado. Aunque en el cálculo de las tasas estas diferencias (que son de igual signo) tienden a compensarse, las tasas resultan distorsionadas, con una tendencia a la sobreestimación, en especial en la región en que el saldo migratorio es positivo.

7. Se han hecho estimaciones preliminares de la fecundidad por educación y condición socio-económica del jefe del hogar, así como por residencia urbana y rural, variables que no están disponibles en las estadísticas vitales. Por ello estas estimaciones no pueden ser evaluadas, pero ellas muestran una coherencia general adecuada.

8. Las estimaciones producidas por el método de hijos propios dependen fundamentalmente de la calidad del censo en que se basan. Los censos de Argentina y de Costa Rica se consideran entre los mejores de la América Latina. Debe suponerse que cuando el método se aplique a censos más deficientes, las estimaciones de fecundidad también lo sean. A pesar de ello, considerando que en los países donde el censo tiene menor calidad también el sistema de registro de nacimientos es muy deficiente, se espera que las estimaciones proporcionadas por el método de hijos propios, aunque sólo sean aproximadas, contribuyan efectivamente a un mejor conocimiento de la situación de la fecundidad en estos países. A lo que se agrega el hecho de que los censos proporcionan variables independientes no disponibles en el sistema de registro de nacimientos, que enriquecen al análisis de la fecundidad.

9. Para terminar la etapa de evaluación del método se programa:
 - a. Obtener nuevas estimaciones con un programa MATCH corregido.
 - b. Ensayar tabulaciones usando el lugar de residencia cinco años antes del censo en lugar del sitio de residencia en el censo , para intentar controlar el factor migraciones internas. Un método más elaborado se encuentra en ensayo en el East-West Population Institute.
 - c. Considerando que la mortalidad en los primeros años de vida ha tenido un descenso importante en algunos países (como es el caso de Costa Rica), se ensayará obtener estimaciones en este país con un regimen de mortalidad también en descenso. Su comparación con las estimaciones hechas con una mortalidad estable permitirá evaluar el efecto de este factor en la estimación de la fecundidad.
 - d. Con el fin de determinar las consecuencias de los errores de integridad del censo para la aplicación del método, se aprovecharán los factores de corrección del censo de población de 1973 en Costa Rica (que se conocen por edad y sexo) para obtener nuevas estimaciones de fecundidad.

APENDICE

Cálculo de las tasas de fecundidad por edades basadas en las estadísticas de nacimientos, Costa Rica, 1960 a 1973

Los nacimientos provienen de las publicaciones oficiales^{49/}, sin mayor corrección. Los nacimientos de mujeres menores de 15 años fueron sumados a los del grupo 15-19 años y aquellos con edad ignorada de la madre fueron distribuidos proporcionalmente en los grupos de edad conocida.

Las poblaciones femeninas de 15-49 años utilizadas en el cálculo de las tasas de fecundidad publicadas oficialmente tienen irregularidades, aparentemente en relación con los distintos métodos de estimación empleados. Por este motivo, fueron recalculadas. En el total del país se estimaron por interpolación lineal, para cada grupo de edad quinquenal de la mujer, a partir de la estructura dada para los años 1960, 1965 y 1970 en la proyección de población de Ortega^{50/} (hipótesis recomendada).

En las provincias de Limón y Guanacaste no se dispone de proyecciones. En ellas se estimaron a partir de los censos de 1950, 1963 y 1973, corregidos los dos primeros en 6,1 por ciento y 2,7 por ciento, respectivamente. Se calculó la tasa de crecimiento intercensal en dos censos sucesivos por medio de una función exponencial y con ella se estimaron las

poblaciones para el 15 de noviembre de cada año, en cada grupo quinquenal de edad. Esta fecha es el centro de los períodos anuales retrospectivos usados en IFHIPAL a partir del censo de población realizado del 14 al 19 de mayo de 1973.

Con el mismo propósito de comparación, los nacimientos fueron redistribuidos para cada período anual de IFHIPAL usando las proporciones 0,375 y 0,625. Estas se obtuvieron como el promedio, para los años 1965, 1967 y 1970, de la proporción de nacimientos ocurridos entre el 1 de enero y el 15 de mayo, y entre el 16 de mayo y el 31 de diciembre, respectivamente.

Cálculo de las tasas de fecundidad basadas en el registro de nacimientos de Argentina, 1966 a 1965

Los nacimientos son los publicados oficialmente^{51/}. Aquellos ocurridos en mujeres menores de 15 años fueron sumados al grupo 15-19 y los de mujeres de 60 y más años, al grupo 45-49. Los de edad ignorada, se distribuyeron proporcionalmente a los nacimientos de madres de edad conocida.

En el período 1954 a 1960 los nacimientos se publicaron por grupos decenales de edad de la mujer a partir de los 20 años. Para subdividirlos en edades quinquenales, se estudió su distribución en cada decenio de edad entre 1961 y 1965. Como ésta fue estable para los grupos 30-39 y 40-49, en ellos se utilizó la distribución promedio de estos años. En la

edad 20-29 se encontró una tendencia discreta a un crecimiento relativo del grupo 20- 4 años, por lo cual se proyectó retrospectivamente esta tendencia hasta 1954 para obtener la subdivisión del grupo.

Las poblaciones femeninas por edades quinquenales fueron estimadas a partir de la proyección de población de Argentina^{52/}, interpolando linealmente para cada grupo de edad las cifras para los años 1950, 1955, 1960 y 1965.

Con el fin de adaptar estas estimaciones a los períodos anuales de IFHIPAL, contados retrospectivamente del censo de población realizado el 30 de setiembre de 1970, las estimaciones de la población femenina se movieron al 1 de abril de cada año. Los nacimientos fueron reagrupados utilizando los factores 0,747 y 0,253. Estas proporciones fueron obtenidas como el promedio de los años 1954 a 1960 de los nacimientos ocurridos entre el 1 de enero y el 30 de setiembre, y entre el 1 de octubre y el 31 de diciembre, respectivamente.

Estimaciones de nacimientos basadas en las inscripciones tardías, Costa Rica

Se utilizaron las publicaciones oficiales anuales del período 1960 a 1975 referentes al número de nacimientos ocurridos e inscritos en el mismo año y de aquellos que se registran en los nueve años siguientes (cuadro 17).

A partir de 1976 las casillas correspondientes a inscripciones tardías aun no registradas o no publicadas fueron estimadas con el promedio de la proporción de inscripciones tardías correspondientes de los tres años precedentes de la cohorte conocida en cada caso. Así, por ejemplo, las inscripciones para el año 1976 de los nacidos en 1973 es:

$$(0,0032 + 0,0039 + 0,0030) : 3 = 0,00337$$

$$0,00337 \cdot 49\ 454 = 168$$

Cuadro 17

NACIMIENTOS POR AÑO DE OCURRENCIA Y AÑO DE INSCRIPCIÓN. PROPORCIÓN DE INSCRIPCIONES TARDIAS RESPECTO A NACIMIENTO OCURRIDOS E INSCRITOS EN EL MISMO AÑO. COSTA RICA, 1960-1975

Año de inscripción	Nacimientos por año de ocurrencia y proporción de inscripciones tardías															
	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
1960	50 214															
1961	5 449 (10,9)	52 870														
1962	674 (1,3)	4 515 (8,5)	53 720													
1963	399 (0,8)	528 (1,0)	4 124 (7,7)	57 426												
1964	239 (0,5)	315 (0,6)	452 (0,8)	2 745 (4,8)	56 760											
1965	211 (0,4)	247 (0,5)	290 (0,5)	397 (0,7)	2 501 (4,4)	58 161										
1966					462 (0,8)	2 144 (3,7)	58 751									
1967	284 (0,6)	452 (0,8)	185 (0,3)	197 (0,3)	263 (0,5)	318 (0,5)	1 708 (2,9)	58 314								
1968	116 (0,2)	185 (0,3)	402 (0,7)	149 (0,3)	163 (0,3)	185 (0,3)	290 (0,5)	1 284 (2,2)	56 353							
1969	93 (0,2)	125 (0,2)	208 (0,4)	297 (0,5)	170 (0,3)	156 (0,3)	223 (0,4)	346 (0,6)	1 684 (3,0)	54 682						
1970		122 (0,2)	133 (0,2)	190 (0,3)	315 (0,6)	191 (0,3)	174 (0,3)	428 (0,7)	386 (0,7)	2 609 (4,8)	53 209					
1971			144 (0,3)	106 (0,2)	197 (0,3)	266 (0,4)	136 (0,2)	163 (0,3)	181 (0,3)	254 (0,5)	1 689 (3,2)	53 202				
1972				138 (0,2)	146 (0,2)	239 (0,4)	270 (0,5)	214 (0,4)	217 (0,4)	182 (0,3)	308 (0,6)	2 498 (4,7)	53 226			
1973					106 (0,2)	117 (0,2)	247 (0,4)	294 (0,5)	219 (0,4)	133 (0,2)	171 (0,3)	250 (0,5)	2 464 (4,6)	49 454		
1974						117 (0,2)	128 (0,2)	237 (0,4)	208 (0,4)	124 (0,2)	165 (0,3)	210 (0,4)	277 (0,5)	2 987 (5,9)	52 376	
1975							74 (0,1)	98 (0,2)	329 (0,2)	158 (0,3)	139 (0,3)	142 (0,3)	160 (0,3)	249 (0,5)	2 558 (4,9)	54 433
1976								100 (0,17)	110 (0,20)	152 (0,35)	206 (0,39)	155 (0,29)	146 (0,27)	168 (0,34)	261 (0,5)	440 (0,8)
1977									96 (0,17)	107 (0,20)	187 (0,35)	206 (0,39)	156 (0,29)	135 (0,27)	178 (0,34)	271 (0,5)
1978										94 (0,17)	104 (0,20)	187 (0,35)	206 (0,39)	144 (0,29)	143 (0,27)	184 (0,34)
1979											91 (0,17)	104 (0,20)	187 (0,35)	192 (0,39)	153 (0,29)	145 (0,27)
1980												91 (0,17)	104 (0,20)	174 (0,35)	203 (0,39)	156 (0,29)
1981													91 (0,17)	97 (0,20)	184 (0,35)	211 (0,39)
1982														85 (0,17)	102 (0,20)	191 (0,35)
1983															90 (0,17)	10 (0,20)
1984																9 (0,17)
Total nacimientos ocurridos	58 313	59 579	59 882	61 897	61 083	61 894	62 001	61 478	59 583	58 535	56 269	57 045	57 017	53 625	56 248	58 59

Fuente: Dirección General de Estadística y Censos. Estadísticas Vitales, años 1960 a 1975.

BIBLIOGRAFIA

1. Grabill, W.H. y Cho, L.J., Methodology for the Measurement of Current Fertility from Population Data on Young Children. Demography, Vol. 2, 1965.
2. Cho, L.J., Grabill, W.H. y Bogue, J., Differential Current Fertility in the United States. Chicago: Community and Family Study Center, University of Chicago, 1970.
3. Cho, L.J., The Own-Children Approach to Fertility Estimation: An Elaboration. International Union for The Scientific Study of Population, International Population Conference, Liège, 1973, Vol. 2, 1974.
4. Cho, L.J. y Feeney, G., Retrospective Estimation of Single-Year Age Specific Fertility Rates by the Own-Children Method: a Methodological Elaboration. Technical Appendix (sin identificación).
5. Retherford, R. y Cho, L.J., Age-Parity-Specific-Birth Rates, Birth Expectations, and Birth Probabilities from Census or Survey Data on Own-Children. East-West Population Institute (mimeo), May 1975.
6. Retherford, R., Single-Year Computational Procedures Used in the Own-Children Method. Asian and Pacific Census Newsletter, February 1978.
7. Retherford, R. y Bennet, N., Sampling Variability of Own-Children Fertility. Demography, Vol. 14, No. 4, November 1977.
8. Feeney, G., El método de hijos propios para estimar tasas de fecundidad por edad: notas preparadas para un seminario de análisis demográfico y evaluación de informaciones. CELADE, Serie D, No. 92, agosto, 1977.
9. Ho, V., MATCH: A Program to Match Children and Spouses to Women, Stage 1 of Own-Children Package. East-West Population Institute, East-West Center, (mimeo), March 1978.

10. Cho, L.J., Suharto, S., McNicoll, G. y Mamas, S.G., Estimates of Fertility and Mortality in Indonesia Based on the 1971 Population Census. Biro Pusat Statistik, Jakarta, Indonesia, Januari 1976.
11. Suharto, S. y Cho, L.J., Preliminary Estimates of Indonesian Fertility Based on the 1976 Intercensal Population Survey. Paper prepared for the Conference on Comparative Fertility Transition in Asia, March 27-31, 1978, Tokyo, Japan (mimeo).
12. Gardner, R., Alam, I., Mirza, M., Retherford, R. y Cho, L.J., Preliminary Estimates on Fertility from the 1973 Housing, Economic and Demographic Survey of Pakistan, North-West Frontier Province, Prepared for presentation at the Second Own-Children Workshop, East-West Population Institute, Honolulu, Hawaii, October 18-22, 1976 (mimeo).
13. Arnold, F., Phananiramai, M., Retherford, R. y Cho, L.J., Estimates of Fertility in Thailand: An Application of the Own-Children Analysis. Prepared for presentation at the Own-Children Workshop, East-West Population Institute, October 18-22, 1976 (mimeo).
14. Levin, M., Own-Children Fertility Estimates for American Samoa, Based on the 1974 Census. Prepared for the Second Own-Children Workshop, October 18-22, 1976 (mimeo).
15. Herrín, A., Problems in the Application of the Own-Children Method in Southern Philippines. Paper presented at the Second Own-Children Method Workshop sponsored by the East-West Population Institute, Honolulu, Hawaii, October 18-22, 1976 (mimeo).
16. Engracia, L., Retherford, R., Smith, P. y Cho, L.J., Estimates of Fertility in the Philippines Derived by the Own-Children Method: 1960-1968. UNFPA-NCSO Population Research Project. Republic of Philippine, National Census and Statistics Office, Manila, August 1977.
17. Itho, T. y Yamamoto, Ch., Estimating Current Differential Fertility from Data on Own-Children for Japan: 1960-1975. The Journal of Population Problems, No. 142, April 1977.
18. Retherford, R. y Cho, L.J., Comparative Study of Own-Children Fertility Estimates in Pakistan, The Philippines and Thailand. Paper presented at the Tokyo Conference on Comparative Fertility Transition in Asia, March 27-31, 1978.

19. Cho, L.J., On Estimating Annual Birth Rates from Census Data on Children. Proceedings of the American Statistical Association, 1971 Social Statistics Section, East-West Population Institute. Reprint No. 22.
20. Cho, L.J., Estimated of Current Fertility for the Republic of Korea and its Geographical Subdivisions: 1959-1970. Yonsei University Press, Seoul, Korea, 1974.
21. Cho, L.J., Current Fertility Estimates and Trends Based on the 1971 Fertility and Abortion Survey Data on Own-Children. The Korean Institute for Family Planning, June 1973.
22. Allen, I.E. y Avery, R.C., Measuring and Analysing Trends and Differentials in Fertility Using an Own-Children Method. Paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, St. Louis, Missouri, April 21-23, 1977 (mimeo).
23. Rindfuss, R.R., Annual Fertility Rates from Census Data on Own-Children: Comparisons with Vital Statistics Data from United States. Demography, Vol. 13, No. 2 May 1976.
24. Rindfuss, R., Methodological Difficulties Encountered in Using Own-Children Data: Illustrations from the United States. Papers of the East-West Population Institute, No. 42, February 1977.
25. Arretx, C., Mellafe, R. y Somoza, J., Fertility Estimate Through the Own-Children Method. An Application to Data from Argentina, 1895. CELADE, Serie A, No. 154, febrero, 1977.
26. Chackiel, J., Aplicación del método de hijos propios para el estudio de la fecundidad en Colombia. (Inédito), 1977.
27. Avery, R.C., A Comparison of Birth Rates Estimated from the Vital Statistics System of Costa Rica and Birth Rates Estimated from Own-Children Methods. Appendix B The Patterns of Fertility Decline in Costa Rica, Stycos, M., International Population Program, Cornell University, Ithaca, New York, 1978.
28. Avery, R.C., Comparing Vital Rates Estimated from Vital Statistics with those Estimated from Own-Children Methods with Example from Costa Rica. Paper presented at the session "New Methods of Analysis por LDC's" at the Annual Meetings of the Population Association of America, April 13-15, 1978, Atlanta, Georgia.
29. Somoza, J., América Latina: situación demográfica alrededor de 1973 y perspectivas para el año 2000. CELADE, Serie A, No. 128, enero, 1975.

30. Ortega, A., Evaluación del censo de 1973 y Proyección de la población por sexo y grupos de edades, 1950-2000. Dirección General de Estadística y Censos y CELADE. San José, Costa Rica, junio, 1976.
31. Retherford, R., Choe, M.K. y Wanglee, A., An Improved Procedure for Adjusting for Omissions and Misreporting of Children in the Own-Children Method for Fertility Estimation. Asian and Pacific Census Newsletter. East-West Population Institute, 1978.
32. Dirección General de Estadística y Censos, Estadísticas Vitales, años 1956 a 1973.
33. Dirección General de Estadística y Censos. Estadísticas Vitales, 1959, pág. 6.
34. Gómez, M., El descenso de la fecundidad en Costa Rica. Departamento de Estadística, Escuela de Ciencias Económicas, Universidad de Costa Rica, 1974.
35. Ortega, A., Evaluación del censo de 1973 ... op. cit.
36. Avery, R.C., A Comparaison of Birth Rates ... op. cit.
37. Avery, R.C., A Comparaison of Birth Rates ... op. cit.
38. Dirección General de Estadística. Estadística Vital 1970.
39. Behm, H. y colaboradores, Mortalidad en los primeros años de la vida en países latinoamericanos. CELADE, Serie A, No. 1024 a 1032, 1036 y 1037, años 1976-1978.
40. Schmidt, A., Estimaciones demográficas de la Región Central de Costa Rica 1950-1973. Instituto de Investigaciones Sociales, Universidad de Costa Rica. Avances de Investigación, No. 26, 1977.
41. Dirección General de Estadística y Censos. Encuesta de fecundidad 1976 (datos preliminares).
42. Chackiel, J., La fecundidad y la mortalidad en Costa Rica 1963-1973. CELADE, Serie A, No. 1023, 1976.
43. Ortega, A., Evaluación del censo ... op. cit.
44. Pantelides, E., Los datos para el estudio de la fecundidad en la Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos. Serie Investigaciones Demográficas No. 2 (sin fecha).

45. Recchini, A., República Argentina: corrección de la serie anual de nacimientos registrados por sexo y jurisdicción, 1901-1967. Instituto Torcuato di Tella. Publicación No. 1 de la serie Datos y Análisis Demográficos de la República Argentina. Buenos Aires, julio 1967.
46. Camisa, Z., Evaluación y ajuste del censo de población de 1960 por sexo y edad y tabla abreviada de mortalidad 1959-1961. CELADE, Serie C, No. 32 (sin fecha).
47. Instituto Nacional de Estadística y Censos. Hechos Demográficos 1961-1966, Tomo I.
48. Instituto Nacional de Estadística y Censos. Evolución de la población argentina 1950-2000, 1974.
49. Dirección General de Estadística. Estadística Vital, 1959 a 1973.
50. Ortega, A., Evaluación del censo ... op. cit.
51. Instituto Nacional de Estadística y Censos. Hechos Demográficos... op. cit.
52. Instituto Nacional de Estadística y Censos. Evolución ... op.cit.