

Aspectos biométricos de la fecundidad humana

Henri Léridon

Traducción de Zulma C. Gamisa



CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

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

4/10/77

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE - San José**

ASPECTOS BIOMETRICOS DE LA FECUNDIDAD HUMANA

Henri Léridon

Traducción de Zulma C. Camisa

**Serie D. No. 1031
San José, Costa Rica
Enero de 1977**

**INSTITUTO VENEZOLANO DE ESTADÍSTICA Y DEMOGRAFIA
CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA**

Título original: ASPECTS BIOMETRIQUES DE LA
FECONDITE HUMAINE. Institut
National d'Etudes Demographiques, Presses
Universitaires de France, 1973. (Incluye
modificaciones introducidas por el autor).

CONTENIDO

	Página
PREFACIO	1
INTRODUCCION	3

Primera Parte

ANALISIS BIOMETRICO DE LA FECUNDIDAD

Capítulo

I	INTRODUCCION A LOS COMPONENTES DE LA FECUNDIDAD ...	9
	idea general sobre la fisiología de la reproducción	9
	La vida fértil. Pubertad y menopausia	12
	El ciclo ovulatorio	16
	La duración del embarazo	17
	El esquema de estudio	17
II	LOS COMPONENTES DE LA FECUNDIDAD EN EL ANALISIS DEMOGRAFICO CLASICO	21
	Del matrimonio al primer nacimiento	21
	La fecundidad "ulterior"	23
	Los intervalos entre nacimientos	25
	La mortalidad intrauterina	26

Capítulo	Página	
III	LA FECUNDABILIDAD	27
	Caso de un grupo homogéneo. Distribución de las primeras concepciones	28
	Caso de un grupo heterogéneo	29
	Elección de una función de distribución para la fecundabilidad	35
	Estimación de los diversos parámetros	37
	Variación de la fecundabilidad con la edad	43
	Fecundabilidad diferencial	44
	La fecundabilidad después de interrumpida la an- ticoncepción	45
	Otro enfoque de la noción de fecundabilidad	46
IV	LA MORTALIDAD INTRAUTERINA	53
	Cuestiones de lenguaje	54
	Construcción de una tabla de mortalidad intraute- rina	54
	Las tablas disponibles	58
	La mortalidad intrauterina según la edad de la madre, el orden del embarazo y el resultado de los embarazos anteriores	66
	Estudio sistemático de los embarazos sucesivos ..	75
	Etiología de la mortalidad intrauterina	84
	Hacia una tabla completa de mortalidad intraute- rina	85
	Fecundabilidad y mortalidad intrauterina	90

Capítulo		Página
V	EL TIEMPO MUERTO FISIOLÓGICO	93
	La amenorrea post-partum	93
	Los intervalos intergenésicos	97
	Conclusión sobre el tiempo muerto	101
VI	LA ESTERILIDAD	105
	Cuestiones de definiciones	105
	Infecundidad y esterilidad	107
	La esterilidad total (o primaria)	108
	La esterilidad parcial (o secundaria)	109
	Tasas de esterilidad según la edad	110
	Conclusión sobre la esterilidad	113
VII	FECUNDIDAD NATURAL Y ANTICONCEPCION	115
	Enfoque de la noción de eficacia de la anticoncepción	116
	¿Qué es la fecundidad natural?	118

Segunda Parte

MODELOS MATEMÁTICOS

VIII	PRINCIPIO Y PRESENTACION DE LOS MODELOS	127
	Los diversos caminos de formulación	127
	Algunos resultados teóricos obtenidos por L. Henry	131
	Algunos resultados teóricos de Sheps y Menken	135
	Las aplicaciones numéricas, El modelo Fermod (Potter y Sakoda)	137
	Un ejemplo de modelo por simulación (Jacquard y Bodmer)	139
	El problema de la heterogeneidad de las cohortes reales	141

Capítulo	Página
IX APLICACION AL ESTUDIO DE LOS INTERVALOS INTERGENESICOS	143
Papel del tamaño final de la familia	143
La red de los intervalos intergenésicos	145
Perfil característico de una red	150
Descripción del modelo considerado	152
Valores numéricos de los diversos parámetros	155
Efecto de la evolución de la fecundabilidad y de la mortalidad intrauterina con la edad	159
Papel de las distribuciones de la edad al casarse y de la edad a la esterilidad definitiva	164
VISION DE CONJUNTO	168
ANEXO	
A Cuadros anexos	171
B Fórmulas principales de los modelos de L. Henry	187
C Bibliografía analítica	193
INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS	211

P R E F A C I O

A lo largo de sus tres siglos de existencia, los demógrafos han distribuido muy desigualmente sus investigaciones entre los distintos problemas de población. Primero atrajo su atención la mortalidad, al punto que la mayoría de los primeros demógrafos, de Graunt a Wargentín, deben su celebridad a los progresos que realizaron en el campo de la medición de esa variable; no pensaron en estudiar la fecundidad sea por falta de datos, o, más probablemente por falta de interés.

Las tesis de Malthus y las polémicas que provocaron habrían debido, lógicamente, promover las investigaciones de la fecundidad. Si las hubo cayeron en el olvido y hubo que esperar hasta fines del siglo XIX, sino hasta el siglo XX, para el estudio continuado de este tema, que pasa al primer plano después de la primera guerra mundial y, sobre todo, después de la segunda.

Sin embargo, la preocupación consistió, por lo menos hasta la última guerra, en juzgar la fecundidad en función del reemplazo de las generaciones, antes que en estudiarla en sus aspectos fundamentales: el biológico que, aun en los regímenes de intensa contracepción, sigue siendo fundamental; el psicosociológico, que rige el comportamiento y, por su intermedio, el abandono en manos de la naturaleza, o la reducción voluntaria de una reproducción que se hace rápidamente superabundante.

Por cierto, faltaban los datos, pero se estaba muy lejos de utilizar todos aquellos de que se disponía. Las estadísticas de los nacimientos según el orden, por ejemplo, no se aprovechaban.

En Italia y los Estados Unidos, empero, se empieza a salir del estudio descriptivo o comparativo. En 1924, C.Gini concibe una noción nueva, la fecundabilidad, y trata de medirla. En la década de los años 30, R.Pearl trata por su parte, independientemente de lo que C.Gini y sus colaboradores habían podido hacer, de llegar a la fecundidad natural. Trata también de medir la eficacia de la contracepción. En esa época estas tentativas tuvieron éxito solo a medias: faltaban los datos apropiados y, sobre todo, la elaboración teórica era demasiado sumaria como para evitar ilusiones, interpretaciones falsas o aplicaciones erradas.

Para que algunas de las ideas anteriores fecundasen las investigaciones fue necesario esperar el auge de los estudios demográficos después de la segunda guerra.

En los últimos veinte años, la fecundidad se ha estudiado en sus diversos aspectos como nunca antes. Sin duda, lo que más ha progresado ha sido la teoría y si el número y la calidad de los datos son todavía insuficientes, gracias a la armadura teórica que se ha elaborado se les sabe interpretar y utilizar mejor.

Entre los datos nuevos, merecen mención especial los relativos a la mortalidad intrauterina espontánea. Mal medida hasta comienzos de los años 60, a menudo se la descuidaba no obstante que desempeña un papel muy importante.

Descubridores de tierras nuevas, los investigadores aman demasiado adelantarse siempre, sin preocuparse de lo que ocurre a su lado o detrás. Ocurre así que sus descubrimientos permanecen por mucho tiempo ignorados, inexplorados o mal relacionados con otros; que una pista abierta se olvida y luego vuelve a seguirla un recién llegado como si jamás hubiese sido hallada.

Por consiguiente, hay que alentar a los investigadores a reanudar, reagrupar, coordinar y prolongar los trabajos de sus predecesores; hay también que felicitarlos por su éxito en este esfuerzo de síntesis.

Henri Léridon lo ha hecho y llevado a cabo y nos presenta aquí un conjunto de trabajos y de resultados sobre el análisis biométrico de la fecundidad y de los modelos matemáticos de constitución de la familia, que él prolonga exitosamente con sus propias investigaciones.

No es de extrañarse de que la mortalidad intrauterina ocupe un lugar importante en esta obra puesto que, como lo he señalado, su importancia se ha reconocido sólo muy recientemente.

Cabe destacar a este respecto el papel que han representado en este sentido la demografía, la colaboración interdisciplinaria y la utilización de un sólido acervo teórico. Merced a la aplicación de la técnica de las tablas de mortalidad, los doctores French y Bierman lograron medir por primera vez la mortalidad intrauterina; merced a una colaboración entre demógrafos y médicos, se han podido precisar ciertas relaciones entre las anomalías cromosómicas y la mortalidad intrauterina; merced a los avances teóricos, el autor ha obtenido excelentes resultados en la reconstrucción, mediante modelos, de la red de curvas de los intervalos intergenésicos.

INTRODUCCION

Desde el antiguo "Creced, multiplicaos y cubrid toda la tierra" hasta los debates sobre el tema "Objetivo: una tasa de crecimiento demográfico nula" ("Zero population growth"), pasando por las tesis de Malthus, la humanidad ha recorrido un largo camino — incluyendo su fracción de tradición judío-cristiana. Un largo camino en el campo del dominio y de la regulación de la fecundidad, y no obstante un brevísimo camino en el campo del conocimiento y del dominio de los mecanismos fisiológicos, psicológicos o sociológicos que han hecho posible, han acompañado, han robustecido, o han promovido esta evolución.

No cabe duda de que los procesos fisiológicos de la reproducción se conocen actualmente bastante bien: desde las diversas fases del ciclo ovárico hasta los sistemas de codificación genética, el avance de la ciencia ha sido considerable. Sin embargo, conviene recordar que la mayoría de estos descubrimientos son *posteriores* al gran vuelco de los siglos XVIII y XIX: los campesinos franceses de fines del siglo XVIII, que comenzaban a reducir voluntariamente su descendencia, no contaban con ninguna asistencia científica o técnica... Aun hoy día, no obstante los grandes esfuerzos desplegados desde hace dos decenios, "el arma absoluta" — es decir, el método anticonceptivo perfecto — no se conoce, y quizá ni siquiera se vislumbra.

¿Y qué decir del dominio de los *móviles profundos* de los individuos? ¿Por qué, por ejemplo, los franceses "supieron" desde fines del siglo XVIII que "tenían" que limitar su descendencia, aun antes que Francia alcanzase a recorrer una fase de crecimiento demográfico rápido? ¿Y por qué tantas poblaciones del Tercer Mundo no se hacen el mismo "razonamiento" en circunstancias que a menudo soportan desde hace por lo menos una generación el peso de un crecimiento demográfico acelerado?

¿Por qué la familia francesa cuenta, en 1972, con poco menos de 3 hijos en promedio — y no con cuatro, dos, uno o cero?

¿Por qué la sociedad se muestra a veces tan sensible a los efectos de la coyuntura, o de la moda, y a veces tan poco sensible?

¿Por qué tantos países europeos registraron durante los años 50 una alza (imprevista) de la natalidad, y a partir de 1965 una baja (también imprevista) de tal natalidad?

¿Cómo pueden explicarse los movimientos estacionales de la tasa de natalidad? ... Para éstas y otras tantas preguntas no existen respuestas firmes. O, si se prefiere, cada una de ellas tiene "su" respuesta.

*
* *

El campo de investigación es, pues, vasto — incluso demasiado vasto como para que se piense explotarlo totalmente de un solo impulso.

En este primer volumen tratamos de sintetizar los conocimientos relacionados con los diversos parámetros fisiológicos que inciden directamente en la fecundidad, y a los que se puede acceder mediante la observación demográfica. Lo que ha llamado nuestra atención son las variaciones de estos parámetros, como así mismo sus consecuencias demográficas, y no las variaciones geográficas o históricas de las tasas de fecundidad, por ejemplo, que constituyen su expresión última, pero demasiado ambigua.

En un segundo volumen, intitulado *Natalidad, estaciones y coyuntura económica* ^{1/}, seguiremos un camino inverso: partiendo de las *fluctuaciones mensuales* de la natalidad, investigaremos hasta qué punto éstas pueden estar influidas por los factores aleatorios de la coyuntura económica, y nos preocuparemos del origen (complejo) de las variaciones estacionales de la natalidad.

*
* *

"La biometría es la ciencia de la variabilidad, de los fenómenos que con ella se relacionan y de los problemas que de ella derivan" ^{2/}.

El análisis demográfico clásico se preocupa de los fenómenos demográficos en cuanto *hechos estadísticos*, cuya interpretación requiere de la reunión de diversas informaciones sobre los individuos que sufren tales fenómenos (edad, duración del matrimonio, categoría socio-profesional, etc...). En el caso de la fecundidad, el hecho estadístico es el *parto*,

^{1/} I.N.E.D. - P.U.F., Cahier No. 66 (1973).

^{2/} E. Schreider, *Biotypologie*, Tome XIII, pág. 21 (1953).

que puede ser sencillo o múltiple, a término o prematuro, dar lugar a un nacimiento vivo o a la expulsión de mortinato, etc. Cuando el fenómeno es renovable (como es el caso de que aquí se trata), puede encontrarse varias veces a un mismo individuo, con lo que el análisis se enriquece. Sin embargo, el principio es el mismo, es decir, generalmente uno no se interesa sino en el fenómeno como tal y no en las *condiciones de su producción* (o en las razones de su ausencia). En suma, al centrar toda su atención en el *impacto en la población* de esos fenómenos, uno se abstiene voluntariamente de interrogarse acerca de todo lo que ha podido preceder su presencia en los diversos individuos que componen la población.

Nuestro camino consistirá, por lo contrario, en *redescomponer* el fenómeno general de la "fecundidad", estudiándolo a nivel del individuo afectado. Este paso de la "macrodemografía" a la "microdemografía" es importante y útil por lo menos por dos razones.

En primer término, la influencia de los diversos factores de la fecundidad no puede comprenderse y evaluarse que no sea por intermedio de los *componentes* que estudiaremos en razón de que su influencia sólo se ejerce sobre una *parte de esos componentes*. Veamos un ejemplo: definiremos una "probabilidad mensual de concepción" que está sometida a diversos factores fisiológicos o de comportamiento (en particular la práctica de la contracepción). Esta probabilidad sólo tiene sentido durante los períodos en que la mujer es *fecundable*, lo que excluye todos los períodos de esterilidad temporal o definitiva.

En seguida, si se sabe reconstituir la fecundidad a partir de sus diversos componentes, se está en situación de evaluar con precisión las consecuencias a nivel macrodemográfico (en términos de análisis demográfico clásico) de una variación de uno de los factores, variación que puede expresarse en términos microdemográficos.

Este procedimiento es bastante clásico. Sin embargo, no siempre es interesante, pues la segunda etapa (agregación de los datos individuales) no siempre es posible. La imposibilidad puede provenir de una incoherencia en las definiciones de los componentes, o de la complejidad de los cálculos necesarios. A la inversa, el hecho de que la agregación sea posible no prueba que el análisis sea preciso. En particular, puede que la descripción adoptada no sea una *solución única* del problema estudiado. Si así ocurre es porque el análisis no está aún bastante afinado: sin embargo, la solución obtenida es legítima, pero únicamente a *nivel del análisis* en que el investigador se coloca.

Aquí la agregación es posible, y aun bastante fácil. Aparte de su interés intrínseco — por el enriquecimiento que significa para el análisis de un fenómeno complejo —, ella encuentra una aplicación inmediata en un problema nuevo e importante, como es la evaluación de la eficacia de los programas de prevención de los nacimientos en países donde las estadísticas básicas son deficientes y donde no es posible seguir, año por año, la

evolución de la tasa de natalidad y de las tasas de fecundidad por edad. No desarrollaremos específicamente este aspecto de la cuestión, pero se comprenderá fácilmente el principio, por un lado mediante la simple noción de la "eficacia de la contracepción" y por el otro, a través de los modelos propuestos.

Si la fecundidad es — cada vez más — un fenómeno social, no puede olvidarse que ella es *primero* un proceso *fisiológico* complejo. Una noción aparentemente tan sencilla como la de "fecundabilidad" nos remite constantemente a aspectos precisos de esta fisiología. Es la razón por la cual nos veremos frecuentemente obligados a insistir en ella a través de toda la Primera Parte.

Esta Primera Parte revestirá sobre todo la forma de un *balance* de nuestros conocimientos, tanto en el plano demográfico como en el de los datos estadísticos disponibles — son raros — relativos a las variables fisiológicas en juego. Creemos que este balance presenta un interés particular que proviene de la atomización y de la dispersión — excesivas por muchos conceptos — de las publicaciones en que se funda. Hemos debido hurgar en más de sesenta revistas diferentes: demográficas, médicas, genéticas, biométricas, etc., y las obras de síntesis son inexistentes. De ahí que estimáramos conveniente publicar una bibliografía (como apéndice), clasificada y seleccionada, del conjunto de los artículos y de las obras de que pudimos disponer o de que tuvimos conocimiento. Esta bibliografía no pretende en forma alguna ser exhaustiva: sobre todo, se nos han escapado seguramente numerosos artículos "aislados" en revistas poco difundidas en los círculos demográficos.

En esta Primera Parte, el estudio de la mortalidad intrauterina según los órdenes sucesivos y el resultado de los embarazos precedentes, basado en una encuesta realizada en la Martinica, es totalmente inédito.

Del análisis pasaremos — en la Segunda Parte — a la síntesis, bajo la forma de los *modelos matemáticos* que se han aplicado al estudio de la fecundidad. Desarrollaremos una nueva aplicación al estudio de la "red de intervalos intergenésicos", aplicación destinada a aclarar la evolución según la edad de los diversos factores componentes.

Ahí reside el interés — y el éxito — de la distinción micro-macro-demográfica, en cuanto permite remitir constantemente de la una a la otra en un proceso dialéctico fecundo: los parámetros definidos en la escala "micro" han entrado en el modelo, cuyos resultados (a escala "macro") se comparan con las observaciones disponibles, y esta confrontación aclara a su vez ciertos aspectos de los parámetros utilizados. Por cierto, hay que controlar de cerca las hipótesis admitidas para evitar "círculos viciosos"; pero, a la inversa, el modelo que necesitase datos completos y perfectos sería inútil... puesto que no nos enseñaría nada!

PRIMERA PARTE

ANALISIS BIOMETRICO DE LA FECUNDIDAD

CAPITULO I

INTRODUCCION A LOS COMPONENTES DE LA FECUNDIDAD

Idea general sobre
la fisiología de la
reproducción ^{1/}

En la especie humana, la fecundación consiste en la unión de un gameto femenino (el óvulo) y un gameto masculino (el espermatozoide), de donde resulta la formación de una célula inicial: el huevo fecundado. Normalmente, la fecundación se realiza en el primer tercio de la trompa de Falopio, muy poco tiempo después de la salida del óvulo fuera del folículo ovárico.

El stock de estos folículos se forma definitivamente antes del nacimiento ^{2/} y es de tamaño considerable; más de 5 millones hacia la 30^a. semana del desarrollo embrionario. Pero, a lo sumo unos 450 (menos del uno por 10 000) llegarán a la madurez con la expulsión de un óvulo en el transcurso de la vida genital de la mujer. Los restantes se degeneran progresivamente (al nacimiento ya no son más de 400 000).

Cada uno de los folículos encierra un "ovocito primario", célula diploidea, es decir, que cuenta con un doble juego de cromosomas, evidentemente todos idénticos a los de la madre. Después de su formación — muy precoz según hemos visto — el ovocito entra en una fase de lento crecimiento de volumen, sin división celular. A partir de la pubertad, cada ciclo ovárico es marcado por la reactivación de un folículo y de su ovocito,

^{1/} Aquí nos basaremos principalmente en la obra de J.P. Gautray (Ref. 022), en la parte referente a la formación y al desarrollo del gameto femenino.

^{2/} Por el contrario, los espermatozoides son renovados en cada ciclo espermatogénésico (de una duración de 74 días). Su número es considerable, ya que alcanza normalmente a muchas centenas de millones ...

los que comienzan una fase de transformaciones rápidas, cuyo esquema parece ser el siguiente: después del desdoblamiento de sus cromosomas^{3/}, el ovocito sufre una primera división meiótica, con la partición de los cromosomas (sin separación de los pares), que da origen a dos células diploideas: una, el "primer glóbulo polar", es expulsada del folículo y reabsorbida de una manera poco conocida; la otra constituye el "ovocito de segundo orden". Este último inicia en seguida la segunda división meiótica, con partición de los pares de cromosomas, lo que da origen a dos células haploideas: "el segundo glóbulo polar", que es expulsado, y el *óvulo*.

El folículo, que ya ha alcanzado la madurez y se ha transformado en "folículo de De Graaf", se rompe entonces para dar salida al óvulo: tal es *la ovulación* propiamente dicha. El óvulo se desplaza por la trompa de Falopio y si encuentra a tiempo un espermatozoide puede tener lugar la fecundación. El período de sobrevivencia del óvulo es corto: sin duda inferior a las 48 horas, puede ser menos de 24 horas^{4/}. En efecto, es necesario tener en cuenta que el óvulo es una célula muy frágil porque se halla en plena transformación meiótica. Si tiene lugar la fecundación, la ~~metosis~~ termina con la reconstitución de una célula normal diploidea: el huevo. En este caso, el folículo permanece en la superficie del ovario y transformado en el "cuerpo amarillo", prolongará su actividad durante muchos meses representando un papel importante en la regulación del desarrollo embrionario.

El óvulo fecundado continúa su avance por la trompa, después cae a la cavidad uterina (hacia el cuarto día) en donde se fija sobre la pared: es la *nidación*, que tiene lugar alrededor del 6° día después de la ovulación. Simultáneamente, comienza la división celular, que permite — por diferenciación de las células creadas — la constitución progresiva de un ser humano. Si bien es cierto que el patrimonio genético y con él, todos los "códigos" necesarios para la diferenciación celular están enteramente establecidos en la célula inicial, hay una gran distancia entre este huevo unicelular y el organismo acabado, con sus miles de millones de células, que sólo podrá ser viable después de 6 meses de desarrollo. He aquí algunas de las etapas de este desarrollo.

- 13° - 14° día: comienzo de la participación sanguínea materna a través de la placenta (altura del embrión; de 1 a 2 mm.)
- 3 semanas: comienza a latir el corazón.

^{3/} Esta fase se iniciaría desde la formación del ovocito, pero la separación en dos células sólo tiene lugar en el momento de la reactivación.

^{4/} El período de sobrevivencia del espermatozoide sería de 48 horas, y a su término, estaría en la trompa.

- 7 semanas: el feto fabrica su propia sangre. El hígado comienza a funcionar. Termina de formarse el cerebro (altura: 2 cm.).
- 13 semanas : (3 meses) comienzo de los movimientos. Desarrollo de los órganos genitales externos (altura: 10 cm.).
- 26 semanas : (6 meses) comienzo de la viabilidad (altura: 25 cm.; peso: aproximadamente 1 kgr.).
- 38 semanas : término normal (peso promedio: 3.2 a 3.5 kgr.).

En este proceso, lento y complejo, los riesgos de "incidentes" parecen considerables, y cuanto más se enriquece nuestro conocimiento, más claramente se nos presentan tales riesgos.

"Todos estos fenómenos biológicos (que proceden a la maduración de los gametos, a su sobrevivencia, a su fusión y al primer desarrollo del huevo), necesitan una sincronización perfecta para que su desarrollo continúe normalmente, (...). Esta complejidad hace que, si la experiencia cotidiana no probara lo contrario, uno estaría tentado a considerar que la producción de un embarazo es muy problemática" 5/.

Felizmente existen numerosos mecanismos reguladores. Sin embargo, ciertos errores son insalvables: los que afectan el *patrimonio genético* mismo. Tales errores pueden producirse durante toda la meiosis y luego, en el transcurso de todas las primeras divisiones celulares: *actualmente se sabe que estos errores son numerosos*. A menudo, son tan graves que el huevo apenas sobrevive algunos días o algunas semanas. En unos pocos casos, el desarrollo no se detiene y el niño nace con anomalías graves o benignas (aproximadamente un 1 por ciento de los nacimientos de término). Pero no todas las malformaciones congénitas tienen ese origen: a ellas se agregan los efectos de los genes nocivos (no letales), o una lesión no cromosomática del embrión, especialmente en la delicada fase del crecimiento, entre la 3a. y la 10a. semana, o aun durante el parto.

Conviene entonces distinguir entre:

- las malformaciones *congénitas* por definición, observadas *al término* no en un niño nacido vivo o nacido muerto, cuya etiología es variada y cuya frecuencia es débil (a lo más cuatro o cinco por ciento);

- las malformaciones observadas en los productos de *aborto precoz* (antes de las 20 semanas), las que a menudo tienen como origen una anomalía cromosomática grave y cuya frecuencia es más elevada cuanto más corta es la duración de la gestación.

Insistiremos en estas últimas al estudiar la *mortalidad intrauterina*. Por ahora podemos retener la idea de que la reproducción no es un proceso perfecto, que se desarrolla casi sin incidentes desde que se produce la fecundación, sino, por el contrario, un sistema autoregulator que corrige (por eliminación) sus errores graves, con una tasa de eliminación elevada: por lo menos de 40 por ciento, y quizá de 65 por ciento. La fecundación puede ocurrir: en ciertos casos es inútil, pues el óvulo es tan defectuoso que el huevo está condenado de antemano a una rápida destrucción.

La vida fértil. Pubertad y menopausia. Los límites de la vida fértil de la mujer no son fáciles de definir. Es cierto que existen dos límites objetivos: la aparición de las primeras reglas (o más sencillamente la pubertad), y la menopausia o cesación definitiva de las reglas. De hecho, trátase de límites "por exceso": el comienzo de la vida fértil es a menudo posterior a las primeras reglas, pues los primeros ciclos pueden ser anovulatorios; y en la mayoría de los casos la esterilidad definitiva sobreviene mucho antes de la menopausia, la que en realidad es su última manifestación. Volveremos a ocuparnos de estos dos puntos.

Ashley Montagu hizo, en 1946, una notable observación acerca de "la esterilidad de los adolescentes" (Ref.025). Basándose en la experiencia de numerosos etnólogos sorprendidos por la escasez de nacimientos ilegítimos en poblaciones donde las relaciones pre-maritales eran ampliamente toleradas y aun alentadas, por una parte, y en datos sobre el intervalo entre el matrimonio y la primera concepción (cuando el matrimonio era posterior a la pubertad) o entre la pubertad y la primera concepción (cuando el matrimonio precedía a la pubertad), por otra, llega a la conclusión de que existe un largo período casi esterilidad que puede alcanzar varios años. Han confirmado este resultado varios estudios de demografía histórica cuando ha sido posible calcular una tasa de fecundidad legítima antes de los 20 años: esta tasa suele ser de un 10 a un 20 por ciento inferior a la correspondiente a la edad de 20-24 años.

En realidad, se desconoce si "el estado fértil" aparece progresivamente en cada mujer o se alcanza de golpe, pero a edades variables según las mujeres. Para saberlo, se puede tratar de estudiar el intervalo entre el primer y el segundo nacimiento, en los casos en que el matrimonio ha sido lo suficientemente precoz como para que la segunda concepción quede aún incluida en el período de "sub-fertilidad". Intentamos este estudio mediante datos provenientes de distintos trabajos (Ref.035), pero los resultados fueron mediocres.

De todos modos el problema se complica debido a la mortalidad intrauterina: puesto que admitimos, hipotéticamente, la existencia de una fase durante la cual ciertos mecanismos del ciclo ovárico — en particular, la regulación hormonal — serían defectuosos, la consecuencia puede ser, según ya lo dijimos, una detención prematura del desarrollo del embrión o un fracaso en la fecundación.

Sea lo que fuera, lo cierto es que el fenómeno descrito por Montagu es bien real.

La edad de la pubertad a menudo aparece indicada en los estudios de biometría general. Hay que hacer notar dos hechos:

- 1) La existencia de grandes diferencias regionales y sociales.
- 2) En las sociedades modernas se ha comprobado, en el transcurso del último siglo, una rápida disminución de la edad media a que aparecen las primeras reglas.

Consideremos, por ejemplo, por una parte, los resultados obtenidos por Bourlière y otros, en mujeres parisienses de alto nivel socioeconómico (Ref. 129), y por otra, en habitantes de una pequeña comuna de Bretaña, Plozévet (Ref. 128) (véase el cuadro A.1). Se advierte que la pubertad es más precoz en las primeras que en las segundas (lo que comprueba nuestra primera observación), pero también que la edad de la pubertad ha disminuido rápidamente en las mujeres de Plozévet: de 15 años y 9 meses hacia 1900, a 13 años y 5 meses hacia 1946. El desvío entre los dos grupos se reduce apenas a 6 meses, siendo así que dos generaciones antes era de más de 2 años. En los dos grupos, los casos de pubertad antes de los 10 años y después de los 18 parecen muy raros.

Cuadro A.1
EDAD MEDIA A LA PUBERTAD

Edad media al momento de la en- cuesta	Parisienses(1)		Plozévesienses(2)		Punjab(3)	Estados Unidos (4)
	Prome- dio	Desvño- tipo	Prome- dio	Desvño- tipo	Prome- dio	Prome- dio
80 años	13.5	1.7	15.7	}	14.5	—
70 años	12.7	1.3	14.7			13.7
60 años	13.0	1.8	14.6			13.4
50 años	13.1	1.5	14.2			13.1
40 años	12.7	1.2	13.7			13.1
30 años	12.9	1.2	13.4			12.8
Número total de observaciones	268		253		459	3 581

Fuentes: (1) Véase ref. bibliográfica (129). La encuesta se realizó entre 1957-1962.

(2) Véase ref. bibliográfica (128). La encuesta se realizó en 1963.

(3) Véase ref. bibliográfica (209).

(4) "Age at Menarche", United States. U.S. Dept. H.E.W., Vital and Health Statistics, series 11, nº 133, 1973.

En conclusión, actualmente la edad media de la pubertad en Francia es cercana a los 13 años. Pero es probable que la mayoría de las niñas todavía no sean fértiles a esa edad, y que el nivel "normal" de la fertilidad se alcance varios años después.

*
* *

La imprecisión es aún mayor para el otro extremo del período fértil. Nos ocuparemos posteriormente de la distribución de *la edad de llegada de la esterilidad definitiva*, tal como se la puede estimar a partir de las proporciones de mujeres ulteriormente no fecundas (véase el capítulo "Esterilidad"). Esta distribución es claramente más "joven" que las que damos aquí para la *menopausia* (es decir, para las últimas reglas).

La edad media de la menopausia parece más estable que la de la pubertad, aunque según ciertas hipótesis tendería a elevarse. En las poblaciones modernas, las reglas cesan naturalmente hacia los 48 a 50 años en promedio (ver cuadro A.2). Pero una encuesta realizada en los Estados Unidos (Ref. 134) mostró que alrededor del 25 por ciento de las mujeres había adelantado artificialmente su menopausia mediante una operación (por ejemplo, una histerectomía). Este hecho viene entonces a contrarrestar la tendencia natural que acabamos de señalar. La comparación entre poblaciones que viven en contextos muy diferentes es delicada, pues a menudo su edad no se conoce con precisión. Sin embargo en el cuadro A.2 se han incluido dos observaciones relativas a poblaciones de la India, que parecen mostrar — a condición de que los resultados sean exactos — una diferencia muy clara con las otras observaciones: la menopausia sería allí aproximadamente cinco años más precoz.

Por consiguiente, actualmente la *duración total de la vida fértil* podría sobrepasar los 35 años, si se considera integralmente el período pubertad-menopausia. En la realidad, es inferior, de 27 a 28 años en promedio, aparte de que el comienzo y la cesación de la fertilidad pueden darse en forma progresiva.

Cuadro A. 2
DISTRIBUCION DE LA EDAD DE LA MENOPAUSIA

Edad	Estados Unidos (1)	Estados Unidos (2)	París (3)	París (4)	París (5)	Plozévet (6)	Punjab (7)	Aldeas de la India (8)
Antes de 35 años	0	6	-	-			5	2
35-39	2	7	2	-			15	16
40-44	12	16	28	20			42	36
45-49	44	34	41	39			29	29
50-54	34	32	27	36			9	17
55-59	8	5	2	5			-	-
60-65	-	-	-	-			-	-
Edad promedio	48,1		- 48		49,8	49,0	42,6	
Edad mediana	49,8	49					44	44,8
Número de Observaciones	897	1370	228	101	159	124	132	2976

- (1) Menopausia natural solamente. Encuesta transversal, 1960-62. Ref. (134).
 (2) Todas las menopausias. Encuesta transversal, 1960-62. Ref. (134).
 (3) Encuesta retrospectiva en un hospicio público, 1953, Ref. (135).
 (4) Encuesta retrospectiva en casas de retiro privadas. Ref. (135).
 (5) Encuesta transversal en un medio social elevado, 1957-1962. Ref. (129).
 (6) Encuesta transversal en un medio rural, 1963. Ref. (128).
 (7) Encuesta retrospectiva y prospectiva, 1955-1959. Ref. (138).
 (8) Encuesta transversal, 1955. Ref. (188).

El ciclo ovulatorio. El conocimiento del ciclo mensual femenino es de capital importancia, pues es un hecho que el óvulo no pueda ser fecundado más que durante un intervalo de tiempo muy corto, que los autores fijan en 48 o 24 horas. La idea de utilizar esta propiedad con un fin anticonceptivo, tal como fue propuesto por Ogino y Knaus en 1925-30, tropezó muy pronto con una cuádruple variabilidad del ciclo ovulatorio:

- 1) La duración (promedio) de un ciclo es variable de una mujer a otra (de 10 a 45 días).
- 2) Para una misma mujer, la duración de los ciclos sucesivos también es variable.
- 3) El lugar del día de la ovulación en el interior del ciclo es variable.
- 4) Por último, todos estos parámetros parecen evolucionar con la edad de la mujer.

P. Vincent precisó en 1956, nuestros conocimientos sobre estas diferentes fuentes de variación (Ref.028). Hoy en día se admite, sobre todo gracias a los trabajos de Hertig, que el ciclo "normal" tiene una duración total de 26 a 30 días, presentando la fase post-ovulatoria (de la ovulación al primer día de las reglas siguientes) una duración relativamente constante: 14 días (± 2). Pero aún con estos criterios de regularidad, se ve que la ovulación puede situarse entre 10° y el 18° día del ciclo: la zona de incertidumbre cubre por lo tanto un 25 por ciento del ciclo...

La frecuencia de ciclos anormalmente prolongados es particularmente elevada durante las fases post-pubertaria y pre-menopáusica. Según Wollmann, a quien P. Vincent cita con frecuencia, cada una de esas fases podría durar de 5 a 10 años: esto constituye una primera explicación de la sub-fertilidad que caracteriza esas edades.

A eso se agrega, sin duda, el efecto de una proporción elevada de *ciclos anovulatorios*. Pero aun fuera de estas dos zonas críticas, los ciclos anovulatorios existen en proporción no despreciable que según Farris (1952) y De Allende (1956), citados por J.P. Gautray, puede llegar a un 15 por ciento. Como en estas muestras, existe un riesgo de sesgo, es necesario considerar esta estimación como *un máximo*. Otros autores señalan proporciones cercanas al 5 por ciento (véase, por ejemplo, J.Pascal(Ref.121)).

El examen de la curva de temperatura permite actualmente un análisis bastante cómodo del desenvolvimiento del ciclo. A condición de que éste no sea demasiado irregular, es posible determinar con una precisión aceptable la fecha de la ovulación y basar una previsión de ésta en una estadística *individual*: es éste un progreso considerable con relación al método Ogino-Knaus, lo que no significa que todos los problemas se hayan resuelto.

La duración del embarazo es evidentemente función de su momento de término. Para los abortos espontáneos, establecer una distribución de los embarazos según su duración equivale a construir una tabla de mortalidad intrauterina. Volvemos sobre este tema posteriormente. Aquí nos limitaremos únicamente a los *nacimientos vivos*.

En el cuadro A.3 se reproduce la distribución obtenida por Hammes y Treolar en California, basada en 198 000 observaciones. Las duraciones de la gestación se contaron, según la costumbre anglo-sajona, a partir del primer día de las últimas reglas. Nosotros las convertimos en "duraciones verdaderas" restando uniformemente dos semanas. Además, a la tabla en semanas agregamos una tabla en *meses de calendario* (meses de 30.4 días), que es necesario para ciertas aplicaciones.

Para un niño nacido vivo, la duración media de la gestación se establece en 265 días (o 38 semanas) a contar del día teórico de la ovulación, o sea, 279 días (o 40 semanas) a contar del primer día de las últimas reglas. Los 9 meses calculados de "fecha a fecha" (por ejemplo, del 15 de abril al 15 de enero), que a menudo sirven como estimación rápida del término de un embarazo, equivalen *en promedio* a 274 días, con un margen de variación de 273 a 276 días según el período del año a que corresponda (ver P. Vincent, Ref.029, Anexo).

La mediana también se acerca a las 38 semanas y el modo se sitúa entre las duraciones 38 y 39.

El esquema de estudio Después de esta necesaria incursión en el campo fisiológico, es hora de definir los "componentes" ya enunciados y cuya elección resulta lógicamente del "soporte" fisiológico que acabamos de describir ^{6/}.

La existencia del ciclo ovulatorio, con un período de fertilidad preferencial, obliga a elegir como unidad de tiempo el ciclo mismo. De aquí que la fecundabilidad (probabilidad de concebir en el transcurso de un ciclo) sea aplicable en la práctica, a la pareja, e incluya en particular el efecto de la frecuencia de las relaciones sexuales y de su distribución en el interior del ciclo.

Puesto que una cierta proporción de las fecundaciones realizadas no dan lugar a un nacimiento vivo, será necesario tener en cuenta esta *mortalidad intrauterina*.

^{6/} Los principios y las justificaciones de este esquema de análisis los expuso claramente L. Henry en 1953 (Ref. 160) y 1957 (Ref. 157).

Cuadro A. 3

DISTRIBUCION DE LAS DURACIONES DE EMBARAZO
(Niños nacidos vivos)
(Duración calculada a partir del día teórico de la ovulación)

Duración cumplida (semanas) x	Porcenta je	Porcenta je acumu lado de 0 a x (in cluido)	Escala en días	Duración cumplida (meses) y	Porcenta je	Porcenta je acumu lado de 0 a y (in cluido)
≤25	0,5	0,5	≤181	≤5	0,5	0,5
26 - 28	0,4	0,9	182-202	6 (182 a 212j)	1,0	
29	0,4	1,3	203-209			1,5
30	0,4	1,7	210-216	7 (213j a 242j)	6,0	
31	0,6	2,3	217-223			
32	1,2	3,5	224-230			
33	1,9	5,4	231-237			7,5
34	3,0	8,4	238-244	8 (243j a 273j)	66,0	
35	5,8	14,2	245-251			
36	12,8	27,0	252-258			
37	21,6	48,6	259-265			
38	23,2	71,8	266-272			73,5
39	14,7	86,5	273-279	9 (274j a 303j)	25,5	
40	7,1	93,6	280-286			
41	4,1	97,7	287-293			
42	0,5	98,2	294-300			99,0
43	0,8	99,0	301-307	10 (304j y más)	1,0	
44	0,1	99,1	308-314			
≥45	0,9	100,0	≥315			100,0

Fuente: L. M. Hammes y A. E. Treolar: "Gestional interval from vital records", Am. J. of Public Health, Vol. 60 N° 8, agosto, 1970.

Además, cada embarazo comenzado tiene como efecto inmediato colocar a la mujer en un período "no fecundable". Este período, de duración variable según el resultado del embarazo, se prolonga después del parto: es la amenorrea post-parto. Diremos que desde el momento de la fecundación hasta el primer ciclo ovulatorio 7/, la mujer está en "tiempo muerto".

Por último, una *esterilidad* puede en cualquier momento interrumpir o cerrar definitivamente el período de vida fértil.

*
* *

Cada uno de estos cuatro conceptos tiene un origen fisiológico evidente. Pero, además, es importante comprobar que *también* puede llegarse a ellos por el análisis demográfico: si cualquiera de esas dos condiciones no se cumpliera, el esquema no sería válido.

Sin embargo, la *autonomía* de cada uno de los conceptos no está bien establecida. Por ejemplo, la frontera entre la fecundabilidad y la mortalidad intrauterina es difícil de fijar; el fin del "tiempo muerto" fisiológico es difícil de observar debido a la existencia de ciclos anovulatorios. Además, estos últimos pueden crear en cualquier momento períodos de esterilidad temporal que nuestro esquema integra mal. Más adelante nos ocuparemos de estos diversos puntos de manera más detallada.

No existe ninguna razón para suponer a priori la *independencia* de estos cuatro componentes. Por el contrario, se puede muy bien imaginar que una mujer que tiene abortos repetidos está expuesta a un riesgo de esterilidad prematura; o también, que una fecundabilidad baja está asociada a una fuerte letalidad intrauterina precoz ... Estas diversas hipótesis se han discutido muy poco hasta ahora, no obstante que, como se verá al comienzo de la Segunda Parte, el problema merece examinarse.

7/ O hasta la reanudación de las relaciones sexuales, si ésta es posterior.

CAPITULO II

LOS COMPONENTES DE LA FECUNDIDAD EN EL ANALISIS DEMOGRAFICO CLASICO

Por definición, el análisis de los componentes se sitúa a *este lado* de las estadísticas usuales y a priori, debería quedar fuera de su alcance. Sin embargo, no existe una frontera bien marcada y los cuatro componentes que vamos a estudiar pueden ponerse en evidencia mediante observaciones bastante clásicas.

Del matrimonio al primer nacimiento. En un país en donde la ilegiti-
midad es baja, el matrimonio mar-
ca el comienzo de un período de exposición al riesgo de concebir. Prescin-
diendo de las concepciones pre-nupciales — que examinaremos más adelante —,
la fecha exacta del comienzo de ese período se conoce perfectamente. Esta es
una situación que se presenta raras veces: el momento en que la mujer
vuelve a ser fértil, especialmente después de cada nacimiento, no puede
definirse con precisión. La única otra manera de constituir una cohorte
de mujeres "nuevamente expuestas al riesgo de concebir" consiste en obser-
varlas en el momento del *abandono de un método anticonceptivo* utilizado
hasta entonces con eficacia total. Aún así se plantean problemas parti-
culares que abordaremos posteriormente.

No habiendo concepciones pre-nupciales, las primeras concepciones sólo
podrían ocurrir durante el primer mes de matrimonio, y los primeros naci-
mientos (vivos) se concentrarían en el 9° y el 10° mes. La existencia de
concepciones pre-nupciales en número raras veces despreciable — en Francia
representan entre un 20 a un 25 por ciento de los primeros nacimientos le-
gítimos — no constituye una barrera insuperable. En el cuadro A.4 se
indica la distribución de 1 000 primeros nacimientos legítimos según la
duración del matrimonio (en meses cumplidos), y los cocientes mensuales
que se derivan de ellos, observados por P. Vincent en un grupo de familias

numerosas (mujeres casadas entre los 15 y los 30 años) (Ref. 043). Admitiremos que estas mujeres nunca practicaron la anticoncepción.

Se observa que la distribución de los primeros nacimientos presenta un máximo muy claro en la duración 9, y enseguida decrece progresivamente. Así mismo, la serie de los *cocientes mensuales de fecundidad* (relación entre el número de nacimientos en el mes considerado y el número de mujeres que aún no ha dado a luz al comienzo de ese mes) presenta un salto entre las duraciones 8 y 9 meses, siendo a continuación más lenta la disminución. Más adelante veremos la razón de esta baja. Por el momento consideraremos solamente el cociente correspondiente al décimo mes (duración 9).

Cuadro A.4

DISTRIBUCION DE 1 000 PRIMEROS NACIMIENTOS LEGITIMOS
POR DURACION DEL MATRIMONIO (EN MESES)

Duración en meses cumplidos	Número de pri- meros nacimientos (por mil)	Cociente mensual de fecundidad (por mil)
0	15	15
1	25	25
2	34	35
3	34	37
4	41	46
5	45	53
6	46	57
7	32	42
8	68	93
9	146	220
10	112	217
11	77	192
12	59	181
13	44	166
14	34	153
15	26	136
16 y más	162	-
TOTAL	1 000	

Fuente: P.Vincent. Ref.(043). Basado en los cuadros XXI y XXVII.

Si todos los embarazos durasen exactamente nueve meses, este cociente de fecundidad sería igual a la probabilidad de concebir, durante el transcurso del primer mes de matrimonio, un niño destinado a nacer vivo. A esta probabilidad la llamaremos "fecundidad efectiva".

En realidad, algunos nacimientos del décimo mes provienen de concepciones del segundo mes, de la misma manera que ciertas concepciones del primer mes han dado lugar a un nacimiento el noveno mes. La compensación no es perfecta ^{8/} y la fecundabilidad calculada es levemente inferior a la real (del orden de un 10 a 15 por ciento).

La fecundidad "ulterior". Habiendo considerado un primer componente -- la fecundabilidad --, veremos ahora cómo se presenta naturalmente la esterilidad definitiva.

En un estudio retrospectivo se puede calcular, para cada orden de nacimiento, la proporción de mujeres *ulteriormente fecundas* (es decir, de mujeres cuya descendencia final ha excedido el orden considerado), llamada "probabilidad de agrandamiento".

La probabilidad de agrandamiento de orden n se calcula así:

$$a_n = \frac{\text{Número de mujeres que tuvieron por lo menos } n+1 \text{ nacimientos}}{\text{Número de mujeres que tuvieron por lo menos } n \text{ nacimientos}}$$

(la descendencia media final es entonces: $d = a_0 + a_0a_1 + a_0a_1a_2 + \dots$)

En el cuadro A.5 se presentan algunos valores observados en una población aún muy poco maltusiana y en otra ya netamente maltusiana.

^{8/} Véase el cuadro A.3. A esto se agrega, como veremos, un efecto de selección progresiva debido a la existencia de concepciones pre-nupciales. En rigor, el cociente de 9 meses sólo puede servir como estimación de la fecundabilidad de las mujeres que no habían concebido durante el transcurso de los 8 primeros meses.

Cuadro A.5
PROBABILIDADES DE AGRANDAMIENTO

	Inglaterra y Gales Promociones de casadas 1861 - 1870		Estados Unidos Generaciones 1885 - 1889	
	Edad al matrimonio		Edad al matrimonio	
	≤ 20 años	30-34 años	≤ 20 años	30-34 años
a ₀	0,965	0,843	0,917	0,612
a ₁	0,973	0,911	0,856	0,598
a ₂	0,965	0,859	0,754	0,491
a ₃	0,957	0,802	0,731	0,460
a ₄	0,944	0,726	0,726	0,493
a ₅	0,932	0,647	0,714	} 0,454
a ₆	0,915	0,572	0,703	
...	
a ₁₉	0,575			

Fuente: L. Henry. Ref. (002).

Obsérvese que:

1) las probabilidades de agrandamiento disminuyen, pero lentamente, de un orden al otro;

2) por el contrario, la probabilidad de no tener ningún hijo ($1-a_0$) y las probabilidades de abandono de un orden al otro ($1-a_n$) aumentan mucho con la edad al matrimonio.

*
* *

En una población poco malthusiana, la proporción de recién casadas que permanecen sin hijos de una estimación del número de mujeres (o de parejas) ya estériles al momento de su matrimonio ^{9/} y, por consiguiente, a la edad correspondiente:

Edad al momento del matrimonio	a_0	$i-a_0$
Menos de 20 años	0,965	3,5 %
20 - 24 años	0,942	5,8 %
25 - 29 años	0,901	9,9 %
30 - 34 años	0,843	15,7 %

Inglaterra y Gales, promociones 1861-1870.

Los intervalos entre nacimientos. Siempre se observa, principalmente en un régimen de fecundidad natural, un intervalo matrimonio-primer nacimiento más corto, en promedio, que los intervalos entre nacimientos sucesivos. Se puede encontrar, por ejemplo:

matrimonio - primer nacimiento: 14 meses
 primero - segundo nacimiento: 24 meses
 segundo - tercer nacimiento: 24 meses

Sin embargo, cada intervalo contiene:

- un retardo medio de concepción (que varía poco, al menos al comienzo del matrimonio),
- una duración del embarazo (9 meses).

Es necesario entonces admitir la existencia de un suplemento de "tiempo muerto" consecutivo a cada parto, que finaliza con el primer ciclo ovulatorio normal (comienzo de la "demora de la concepción"). Así pues, la observación de los intervalos sucesivos pone bien en evidencia el tercer componente de la fecundidad.

^{9/} Se trata, en efecto, de una estimación por exceso, pues ciertas mujeres pueden quedar estériles después de su matrimonio pero antes de tener el tiempo para concebir.

La mortalidad intrauterina. Las estadísticas usuales no permiten evaluar la mortalidad intrauterina. La inscripción en el registro civil generalmente sólo es obligatoria para los nacidos vivos y los *nacidos muertos*, y el límite entre el aborto espontáneo y el nacido muerto está fijado, por convención, en 26 semanas de gestación. Por consiguiente, el número de muertes ocurridas antes de las 26 semanas puede estimarse mediante encuestas específicas.

*
* *

Así, los diferentes aspectos de la fecundidad "natural" se presentan al demógrafo por diversas vías. Además, los conceptos que se han derivado de estas observaciones han servido para destacar una quinta dimensión esencial, la *anticoncepción*.

Analizando separadamente cada uno de los componentes, buscaremos las *causas de sus variaciones*, es decir, los factores de los cuales dependen. Estos factores son de dos tipos:

- factores *fisiológicos*, que regulan el aspecto "natural" de la fecundidad,

- y factores *de comportamiento* que dependen de la "dirección" de la fecundidad.

Sin embargo, la distinción no es tan simple. Tomemos como ejemplo la lactancia: el hecho de amamantar retarda en la mujer el retorno de la ovulación por un proceso *fisiológico*. Pero el hecho de amamantar es también, evidentemente, la manifestación de un comportamiento *voluntario* (o el resultado de una costumbre social, poco importa).

Los dos tipos de factores se encuentran pues fuertemente relacionados. Por el momento no trataremos de mejorar las definiciones; volveremos a ocuparnos de la noción de fecundidad "natural" al final de la Primera Parte.

CAPITULO I X I

LA FECUNDABILIDAD

"Llamo *fecundabilidad de la mujer* a la probabilidad de que la mujer casada sea fecundada en el mes, haciendo abstracción de toda práctica malthusiana o neo-malthusiana destinada a limitar la procreación".

Es en estos términos que Corrado Gini introdujo por primera vez en el vocabulario demográfico (en 1924) (Ref. 049) una noción que se hizo clásica unos treinta años después, cuando L. Henry mostró todo su interés. Esta definición requiere sin embargo precisar dos casos:

- a la restricción referente a las prácticas malthusianas, es necesario agregar (lo que era natural para Gini) la exclusión de los períodos de esterilidad temporal (los "tiempos muertos");

- la unidad de tiempo elegida por Gini es el mes, sin otra especificación: sin duda se trata del *mes calendario* y no del ciclo menstrual. Pero en la práctica, generalmente se mantiene esta confusión, pues la precisión que podría ganarse haciendo la distinción entre ambos conceptos no tendría relación con la complicación adicional de los cálculos, y aún más, sería sin duda ilusoria.

Cuando uno se restringe solamente a las concepciones de niños "nacidos vivos", para evitar cualquier confusión es preferible utilizar la expresión "*fecundabilidad efectiva*".

Intentemos ahora ser más precisos en nuestras definiciones puesto que, como lo veremos en el próximo capítulo, no todas las concepciones son "reconocibles". Para ser conocido por la mujer, un embarazo debe *por lo menos* ocasionar un atraso de las reglas: los tests modernos, por otra parte, sólo son eficaces a partir de la tercera semana de embarazo (duración verdadera). Aún después de estas dos o tres semanas, el embarazo puede permanecer desconocido por la mujer si sus reglas reaparecen rápidamente. Hablaremos entonces de:

– *fecundabilidad total o fisiológica* cuando se toman en cuenta *todas* las concepciones;

– *fecundidad reconocible* cuando se consideran únicamente los embarazos que sobrepasan dos semanas;

– *fecundabilidad aparente* cuando se consideran únicamente los embarazos reconocidos por la mujer y que se declaran, por ejemplo, en una encuesta retrospectiva;

– *fecundidad efectiva* cuando únicamente se toman en cuenta las concepciones que conducen a un nacimiento vivo.

Habitualmente sólo se puede medir la fecundabilidad aparente, incluso sólo la fecundabilidad efectiva. En este capítulo utilizaremos principalmente estos dos conceptos.

Caso de un grupo homogéneo –
Distribución de las primeras
concepciones.

Primero supongamos la fecundabilidad constante e igual para todas las mujeres de un grupo determinado. Sea p esta fecundabilidad. Imaginemos que todas estas mu-

jeses se casan el mismo día, que han evitado toda concepción prenupcial, y no han tenido ninguna intención de retardar su primer hijo. Despreciando el aspecto discontinuo de la fertilidad en el interior del ciclo ^{10/}, las primeras concepciones se distribuyen, mes por mes, según una ley "geométrica" (o de Pascal). Si N representa el efectivo de la cohorte estudiada, el número de concepciones será:

$$C_0 = p N \quad \text{a lo largo del mes 0,}$$

$$C_1 = p (1-p) N \quad \text{a lo largo del mes 1,}$$

$$C_2 = p (1-p)^2 N \quad \text{a lo largo del mes 2,}$$

etc...

El *retardo promedio de la concepción*, m , es igual a:

$$m = 1p + 2p(1-p) + 3p(1-p)^2 + \dots$$

Haciendo $q = 1-p$. Resulta:

$$m = p(1 + 2q + 3q^2 + \dots) = p \frac{1}{(1-q)^2}$$

de donde:

$$m = \frac{1}{p}$$

^{10/} P. Vincent ha estudiado detenidamente las consecuencias de esta discontinuidad en las páginas 168 a 216 de su obra (Ref. 043).

Más precisamente, m representa el número medio de ovulaciones que preceden la concepción (incluyendo la ovulación a que siguió la fecundación). El retardo promedio de la concepción está comprendido entre m y $m-1$ según el intervalo que separa el matrimonio de la primera ovulación siguiente.

La variancia de la distribución es:

$$\sigma^2 = \frac{1-p}{p^2}$$

Con la hipótesis de homogeneidad, el cociente mensual de concepción (proporción de mujeres que conciben cada mes con respecto a aquellas que aún no han concebido), es constante:

$$q_0 = \frac{C}{N} = p$$

$$q_1 = \frac{C_1}{N-C_0} = p$$

etc...

Ahora bien, hemos podido observar (véase el cuadro A.4) que, en realidad, los cocientes sucesivos de fecundidad a los 9, 10, 11 ... meses de matrimonio *disminuían* bastante rápido. Como es bastante fácil admitir que la fecundabilidad y la mortalidad intrauterina evolucionan demasiado lentamente con la edad o la duración del matrimonio para ser causantes de esa evolución, la hipótesis de la homogeneidad del grupo no puede sostenerse.

Caso de un grupo heterogéneo. Gini había llegado ya a la conclusión de que era necesario tener en cuenta la dispersión de la fecundabilidad y había descrito el proceso de *selección progresiva* que resulta de ella: las mujeres más fértiles conciben más rápido, de tal suerte que la fecundabilidad promedio de las que aún no han concebido en las duraciones sucesivas x , $x+1$, $x+2$, etc. es cada vez más débil.

Es este el fenómeno que se pone en evidencia por la evolución del cociente de concepción:

$$q_x = \frac{C_x}{x-1 - \sum_0^{x-1} C_i}$$

(fecundabilidad promedio de las mujeres que aún no han concebido al comienzo del mes x).

La misma evolución se observa con la ayuda del índice propuesto por Gini, que se interesaba en la fecundabilidad promedio de las mujeres que conciben en el transcurso de un mes dado (aquí el mes x). Esta es igual a:

$$G_x = 1 - \frac{c_{x+1}}{c_x}$$

Para llegar a este resultado, supondremos que la densidad de probabilidad de las fecundabilidades es continua. Sea $f(p)$ esta función:

$$\int_0^1 f(p) dp = 1$$

$$\int_0^1 p f(p) dp = \bar{p}$$

En una cohorte de efectivo unitario, la distribución de las concepciones en los diferentes meses es la siguiente:

$$c_0 = \int p f(p) dp = \bar{p}$$

$$c_1 = \int (1-p) p f(p) dp$$

...

$$c_x = \int (1-p)^x p f(p) dp$$

La fecundabilidad promedio de las mujeres que conciben durante el transcurso de cada uno de esos meses es:

$$G_0 = \frac{1}{c_0} \int p \cdot p f(p) dp$$

$$G_1 = \frac{1}{c_1} \int p \cdot (1-p) p f(p) dp$$

...

$$G_x = \frac{1}{c_x} \int p \cdot (1-p)^x p f(p) dp$$

en donde :

$$\frac{c_{x+1}}{c_x} = \frac{1}{c_x} \left[\int p(1-p)^x f(p) dp - \int p^2(1-p)^x f(p) dp \right]$$

$$= \frac{1}{c_x} [c_x - c_x G_x]$$

$$G_x = 1 - \frac{c_{x+1}}{c_x}$$

El interés de esta fórmula está en que haciendo intervenir la *relación* entre dos cantidades calculadas para dos meses *sucesivos*, es poco sensible a los acontecimientos perturbadores que podrían modificar el efectivo de la cohorte expuesta "al riesgo": muerte, migración, esterilidad ^{11/}. Y para evitar que la estimación se base únicamente en un número pequeño de concepciones (las correspondientes a los meses x y $x+1$), Gini propuso hacer un promedio ponderado de las estimaciones establecidas para los n primeros meses del matrimonio: se obtiene así la fecundabilidad promedio de las mujeres que conciben en el transcurso de estos n primeros meses, y que pertenecen por lo tanto a una submuestra seleccionada por su alta fecundabilidad. En efecto, Gini propuso calcular la cantidad:

$$Q_n = 1 - \frac{1}{\sum_0^{n-1} c_x} \left[\sum_0^{n-1} c_x \frac{c_{x+1}}{c_x} \right] = 1 - \frac{\sum_0^{n-1} c_{x+1}}{\sum_0^{n-1} c_x}$$

^{11/} Sin embargo, Gini daba pruebas de un optimismo excesivo al pensar que su método podía aplicarse sin dificultad a grupos maltusianos. En efecto, para éstos, la práctica de la anticoncepción puede variar muy sensiblemente a lo largo de los primeros meses de matrimonio y modificar notablemente los efectivos expuestos "al riesgo", o el nivel de ese riesgo.

La fecundabilidad promedio de este grupo de mujeres es:

$$P_n = \frac{\sum_0^{n-1} c_x \cdot G_x}{\sum_0^{n-1} c_x} = \frac{\sum_0^{n-1} c_x - \sum_0^{n-1} c_{x+1}}{\sum_0^{n-1} c_x} = Q_n$$

Volvamos ahora a los primeros meses. Ya hemos visto que:

$$c_0 = \bar{p}$$

El número de concepciones del primer mes (para una cohorte de efectivo unitario) da entonces una estimación de la fecundabilidad promedio de toda la cohorte. Por otra parte, c_1 da una estimación de la variancia (o de la dispersión) de esta distribución. En efecto:

$$c_1 = \int p(1-p) f(p) dp = \int p f(p) dp - \int p^2 f(p) dp$$

$$c_1 = \bar{p} - (V - \bar{p}^2)$$

o aún, haciendo :

$$c^2 = \frac{V}{\bar{p}^2}$$

$$\frac{c_1}{c_0} = 1 - \bar{p} (1+c^2)$$

de donde se puede deducir el coeficiente de variación (c) o la variancia (V).

En la práctica, para estas estimaciones generalmente se utilizan distribuciones de los primeros nacimientos según la duración del matrimonio. Por un lado, sólo se pueden obtener estimaciones de la fecundabilidad efectiva, y por el otro, la distancia concepción-nacimiento falsea un poco el cálculo.

En efecto, en otra parte ^{12/} hemos establecido que para 100 niños concebidos en el transcurso del mes calendario 0:

- 2 nacen en el transcurso del mes 7,
- 23 nacen en el transcurso del mes 8,
- 66 nacen en el transcurso del mes 9,
- 9 nacen en el transcurso del mes 10.

El máximo se alcanza, pues, en el noveno mes, pero la distribución no es simétrica alrededor de este mes. De ello resulta que el cálculo del estimador está falseado para el mes 9.

Para convencerse de eso, basta volver un instante al caso simple de un grupo homogéneo. En el cuadro A.6 hemos calculado una distribución de los primeros nacimientos en una cohorte de 1000 mujeres, de igual fecundabilidad efectiva (0,25) y casadas al comienzo del mes 0 ^{13/}. El total de los nacimientos del mes 9 (N_9) es igual a 211 en lugar de los 250 esperados. Del mismo modo, la relación:

$$\frac{N_{10}}{N_9} = \frac{181}{211} = 0,857$$

es demasiado elevada: su valor debería ser constantemente igual a 0,75, como ocurre a partir del mes siguiente:

La existencia de concepciones pre-nupciales no bastaría para restablecer las cosas, pues generalmente son poco numerosas: 25 por ciento, distribuidas en 5 o 6 meses antes del matrimonio. En nuestro esquema, esto daría apenas cohortes suplementarias de 50 concepciones por mes. Por ejemplo las del mes -1, apenas darían 5 nacimientos en el mes 9, con lo que N_9 se elevaría de 211 a 216.

^{12/} Véase "Natalité, saisons et conjoncture économique", op.cit.

^{13/} Admitimos aquí que los matrimonios se encuentran uniformemente distribuidos en el interior del ciclo menstrual, es decir que el retardo promedio entre el matrimonio y la primera ovulación es cercano a las 2 semanas. Por otra parte, la duración promedio de los ciclos los identificamos a la de los meses del calendario.

Cuadro A.6

DISTRIBUCION MENSUAL DE LOS NACIMIENTOS EN UNA COHORTE DE 1 000 CASADAS
(fecundabilidad homogénea: $p = 0,25$)

Duración del matrimonio (en meses cum- plidos (x)	Mes de la concepción y número de concepciones									Naci- mientos N_x	$\frac{N_{x+1}}{N_x}$
	0	1	2	3	4	5	6	7	8		
	250,0	187,5	140,6	105,5	79,1	59,3	44,5	33,4	25,0		
7	5,0									5,0	-
8	57,5	3,7								61,2	-
9	165,0	43,1	2,8							210,9	0,857
10	22,5	123,8	32,3	2,1						180,7	0,751
11		16,9	92,3	24,3	1,6					135,8	0,749
12			12,7	69,6	18,2	1,2				101,7	0,750
13				9,5	52,2	13,7	0,9			76,3	0,748
14					7,1	39,1	10,2	0,7		57,1	0,751
15						5,3	29,4	7,7	0,5	42,9	

Como conclusión de este rápido análisis y de las investigaciones mucho más detalladas de L. Henry (Ref.078) o de P. Vincent (Ref.043), se puede admitir que *el cociente de fecundidad para 9 meses cumplidos subestima casi en un 15 por ciento la fecundabilidad efectiva y, evidentemente, mucho más la fecundabilidad total.*

La situación no es mejor para los meses siguientes, como consecuencia de la selección progresiva en favor de las mujeres de alta fecundabilidad. Generalmente el cociente para el mes 10 se acerca al correspondiente al mes 9, y disminuye después (véase el cuadro A.4).

El índice de Gini (G_x) acentúa aún más el efecto de la selección: los primeros valores son superiores a la fecundabilidad promedio del grupo, y los últimos son inferiores. Se tiene, por ejemplo:

$$G_0 = \bar{p} (1 + c^2) > \bar{p}$$

(las mujeres que conciben en el transcurso del primer mes tienen una fecundabilidad superior al promedio).

Elección de una función de distribución para la fecundabilidad.

La elección de una función de distribución depende del fin que se persigue. Se puede necesitar esta función, perfectamente definida, para aplicaciones precisas (por ejemplo,

para estudiar las diferencias entre un modelo de fecundabilidad homogénea y otro de fecundabilidad heterogénea): en este caso, por lo general puede bastar una distribución simple, discreta, limitada a algunos puntos, que se definen empíricamente. O por el contrario, se desea *estimar* la función misma a partir de observaciones, o aún, construir un modelo a partir de funciones *continuas*. En ambos casos es necesario elegir un tipo de función y después estimar sus parámetros.

L. Henry ha propuesto (Ref.034) y después utilizado (Ref.051) una función, llamada de Pearson - 1, en la clasificación propuesta por el estadístico inglés, más conocida actualmente con el nombre de "distribución Beta". La densidad $f(p)$ toma la forma:

$$f(p) = \frac{p^{a-1} (1-p)^{b-1}}{B(a, b)} \quad (1)$$

con : $0 < p \leq 1$ y $a, b > 0$,

$$B(a, b) = \int_0^1 p^{a-1} (1-p)^{b-1} dp,$$

que también puede escribirse :

$$f(p) = A p^{a-1} (1-p)^{b-1}$$

con :

$$A = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a) \Gamma(b)}$$

y

$$\Gamma(a) = \int_0^{\infty} x^{a-1} e^{-x} dx.$$

Esta segunda expresión es útil en los cálculos debido a una propiedad de la función Gamma:

$$\Gamma(a+1) = a \Gamma(a)$$

No daremos aquí las demostraciones de los diversos resultados que examinaremos a continuación. Se las puede encontrar en algunas obras de estadística y como anexo en artículos de L. Henry (Ref. 051), R. G. Potter (Ref. 062) y A. K. Jain (Ref. 052).

Veamos primero el promedio y la variancia de las fecundabilidades:

$$\left\{ \begin{array}{l} \bar{p} = \frac{a}{a+b} \\ v = \frac{ab}{(a+b)^2 (a+b+1)} \end{array} \right. \quad (II)$$

También la *distribución de las primeras concepciones* se define fácilmente. El número de concepciones del mes j es igual a:

$$c(j) = \frac{ab(b+1)\dots(b+j-1)}{(a+b)(a+b+1)\dots(a+b+j)} \quad \text{para } j \geq 1$$

con :

$$c(0) = \frac{a}{a+b} = \bar{p}$$

(siendo el efectivo inicial de la cohorte igual a 1).

El cociente de fecundidad del mes j tiene por expresión:

$$q_j = \frac{a}{a+b+j}$$

El promedio y la variancia de esta distribución son los siguientes:

$$\left\{ \begin{array}{l} m = \frac{a+b-1}{a-1} \quad (\text{si } a > 1) \\ \sigma^2 = \frac{ab(a+b-1)}{(a-1)^2(a-2)} \quad (\text{si } a > 2) \end{array} \right. \quad (III)$$

Es interesante comparar estas expresiones con las obtenidas antes para un grupo *homogéneo*. Supongamos que ésta tenga una fecundabilidad igual a la fecundabilidad promedio \bar{p} del grupo heterogéneo. Se ha visto que para un grupo homogéneo :

$$m' = \frac{1}{p}$$

y

$$\sigma'^2 = \frac{1 - \bar{p}}{\bar{p}^2}$$

Expresando el valor de \bar{p} en función de los parámetros a y b :

$$\bar{p} = \frac{a}{a+b}$$

se obtiene :

$$m' = \frac{a+b}{a} \quad \left(\text{en lugar de } m = \frac{a+b-1}{a-1} \right)$$

$$y \quad \sigma'^2 = \frac{b(a+b)}{a^2} \quad \left(\text{en lugar de } \sigma^2 = \frac{ab(a+b-1)}{(a-1)^2(a-2)} \right)$$

Para profundizar la comparación necesitamos disponer de valores numéricos para los parámetros.

Estimación de los diversos parámetros.

Existen muchos métodos. El que hasta ahora se ha utilizado por la mayoría de los autores es el método "de los momentos", que consiste en expresar los dos parámetros buscados (a y b) en función de los dos primeros momentos de la distribución (m y σ^2), estimados a partir de la muestra, y deducir de ellos las estimaciones de los parámetros ^{14/}. Las fórmulas son las siguientes :

^{14/} No es necesariamente el mejor método de estimación. En particular, el promedio observado es a menudo un indicador poco eficaz del promedio teórico, a causa del peso que toman, en promedio, los valores anormalmente elevados (cola de la distribución). Se podría considerar la posibilidad de utilizar el método de la máxima verosimilitud, pero los cálculos serían bastante más largos.

$$\hat{a} = \frac{2\sigma^{*2}}{\sigma^{*2} - m^{*2} + m^*}$$

$$\hat{b} = (m^* - 1) (\hat{a} - 1)$$
(IV)

siendo m^* y σ^{*2} el promedio y la variancia de los retardos de concepción *observados* en la muestra. Es suficiente usar \hat{a} y \hat{b} en las fórmulas (II) para obtener \hat{p} y \hat{v} .

En efecto, como Majumdar y Sheps lo han hecho notar (1970, Ref. 059 bis), los estimadores (IV) resultan levemente sesgados cuando el número de observaciones (n) es pequeño, pues el estimador mismo de la variancia σ^{*2} está sesgado. Es preferible entonces utilizar las fórmulas siguientes:

$$\hat{a} = \frac{2n\sigma^{*2}}{(n+1)\sigma^{*2} - (n-1)m^{*2} + (n-1)^*}$$

$$\hat{b} = (m^* - 1) (\hat{a} - 1)$$
(V)

En el mismo artículo, Majumdar y Sheps sugieren el empleo del método de la verosimilitud máxima y comparan los méritos respectivos de ambos métodos de estimación. La limitación más importante del empleo del método de los momentos es de orden práctico: es necesario disponer de la distribución *completa* de las primeras concepciones. Ahora bien, en la práctica, la distribución a menudo queda trunca: por ejemplo, el período de observación puede estar limitado a dos años, o puede variar de una mujer a otra. En estos dos casos, se impone aplicar el método de la verosimilitud máxima.

Sheps y Menken (1973, Ref. 178 bis, pág. 98) dieron las fórmulas de estas estimaciones. Sea:

C_y el número de concepciones observadas durante el mes y (y varía de 1 a t);

N_y el número de mujeres efectivamente expuestas al riesgo de concebir durante el mes y ;

$$P = \sum_{y=1}^t C_y ;$$

$$F = \sum_{y=1}^t \frac{N_y - C_y}{b+y-1}$$

El estimador \hat{b} se obtiene resolviendo la siguiente ecuación:

$$1 - \sum_{y=1}^x \frac{N_y}{P + (b+y-1)F} = 0$$

Para esto se puede utilizar el método de Newton-Raphson. Sea entonces \hat{F} el valor de F correspondiente a $b = \hat{b}$. El estimador \hat{a} es igual a:

$$\hat{a} = \frac{P}{\hat{F}}$$

Estas estimaciones están sesgadas, pero, a nuestro entender la importancia de este sesgo no se ha estudiado.

En el cuadro A.7 se reproducen y completan las estimaciones obtenidas por diversos autores:

- L. Henry (Ref. 051) determinó los parámetros de una función Bêta a partir de los cocientes de fecundidad de los primeros meses, utilizando las fórmulas indicadas antes (página 36). Luego llegó a una distribución discreta con el mismo promedio y la misma dispersión. La distribución es la siguiente:

Fecundabilidad	0,05	0,15	0,25	0,35	0,45	0,55	0,65
Frecuencia	0,1	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1

($\bar{p} = 0,320$ y $\sigma^2 = 0,313$)

- R. G. Potter y M. P. Parker (Ref. 062): ajuste de los datos recogidos en la encuesta de Princeton ("Family growth in Metropolitan America"), para las mujeres que declararon no haber practicado la anticoncepción al comienzo de su matrimonio (458 mujeres).

- A. K. Jain (Ref. 052): ajuste de los datos recogidos en Taiwan, con la misma restricción (2 190 mujeres casadas entre 12 y 30 años).

- E. S. Berquó y otros (Ref. 047): datos recogidos en el distrito de Sao Paulo (2 313) mujeres casadas entre 15 y 35 años).

- P. Vincent (Ref. 043): datos referentes a un grupo de familias numerosas (aquí: 6 552). El ajuste lo realizamos nosotros mismos.

Cuadro A.7

REPRESENTACION DE LA DISTRIBUCION DE LAS FECUNDABILIDADES POR UNA
DISTRIBUCION BETA (PEARSON-I)*

Autor	Ref.	a	b	\bar{p}	Vx100	$c^2 = \frac{V}{\bar{p}^2}$	m	σ^2	m'	σ'^2	$\frac{m'}{m}$	$\frac{\sigma'^2}{\sigma^2}$	m \bar{p}
-L. Henry	(1)	1,75	3,75	0,318	3,33	0,329	6,00	-	3,14	6,74	0,523	-	1,91
-Berquó y otros	(2)	2,55	10,65	0,193	1,096	0,294	7,88	252	5,18	21,65	0,657	0,086	1,52
-A.K. Jain	(3)	3,48	17,89	0,163	0,609	0,229	8,20	139	6,14	31,57	0,748	0,238	1,34
-Potter y Parker	(4)	2,92	17,34	0,144	0,580	0,280	10,03	288	6,94	41,23	0,692	0,143	1,44
-P. Vincent	(5)	3,60	11,80	0,228	1,10	0,212	5,54	56,6	4,28	14,02	0,775	0,248	1,26

- * Significado de los símbolos:
- a y b son los parámetros de la función $f(p)$;
 - \bar{p} , V y c representan respectivamente, el promedio, la variancia y el coeficiente de variación de las fecundabilidades;
 - m y σ^2 representan el promedio y la variancia de la distribución de los retardos de la concepción (en meses);
 - m' y σ'^2 serían el promedio y la variancia de esta distribución para un grupo homogéneo de fecundabilidad igual a \bar{p} .

- Referencias: (1) L.Henry (Ref. 078).
 (2) Berquó y otro (Ref. 047). Ajuste realizado por nosotros.
 (3) A.K. Jain (Ref. 052).
 (4) R.G. Potter y M.P. Parker (Ref. 062).
 (5) Ajuste realizado por nosotros a partir de los datos de P.Vincent (Ref.043) página 135.

Los datos de P. Vincent se refieren únicamente a los nacimientos vivos; trátase por lo tanto de una estimación de la fecundabilidad efectiva.

Los otros datos toman en cuenta todas las concepciones reconocibles cualquiera haya sido el resultado del embarazo. La estimación obtenida es intermedia entre la fecundabilidad "efectiva" y la fecundabilidad aparente.

*
* *

La dispersión de los resultados es bastante grande. La fecundabilidad promedio, por ejemplo, varía entre 0,14 y 0,32. Pero es muy probable que el resultado obtenido por Potter esté sesgado, pues la eliminación de los períodos de práctica de la anticoncepción no fue perfecta ^{15/}. Por otras razones, también Jain estima que su estimación es un poco débil; en realidad es posible que esté menos sesgada de lo que él piensa, pues se trata de mujeres casadas muy jóvenes: la mitad de su muestra está compuesta de mujeres casadas antes de los 20 años. Para el grupo 21-25 años, Jain encontró $\bar{p} = 0,224$, con una tasa de registro de la mortalidad intrauterina muy baja (5%). Por lo tanto, se trata casi de una estimación de la fecundabilidad efectiva.

Del estudio de Berquó y otros, hemos tomado solamente las estimaciones de m y σ^2 , y hemos recalculado los otros parámetros. En efecto, en los resultados de este artículo existe una incoherencia entre los valores dados para m y σ^2 y las distribuciones teóricas que supuestamente se han derivado de ellas (por ejemplo, en la tabla IA, la proporción teórica de las mujeres que conciben durante el primer mes debería ser igual al valor medio de la fecundabilidad: $\bar{p} = \hat{a} / (\hat{a} + \hat{b})$, calculándose \hat{a} y \hat{b} a partir de m y σ^2 mediante las fórmulas indicadas anteriormente. No es el caso).

El retardo medio de la concepción (m) es del orden de los 8 meses. Se puede ver que este retardo es claramente superior al de un grupo homogéneo, siendo el desvío relativo tanto más grande cuanto más alta es la fecundabilidad promedio.

La comparación de las variancias (σ^2 y σ'^2) es aún más sorprendente: en la muestra de Berquó y otros, la variancia es 12 veces más alta que en la del grupo homogéneo de referencia!

Se cometería igualmente un error apreciable al estimar la fecundabilidad por la inversa del retardo de la concepción (como en el caso homogéneo). En efecto, el producto $m\bar{p}$ varía entre 1,3 y 1,9; por consiguiente, para obtener \bar{p} , es necesario multiplicar $\frac{1}{m}$ por un coeficiente comprendido entre estos dos valores.

^{15/} Los autores consideran poco satisfactorio el ajuste de sus datos a una función Beta.

Por otra parte, es fácil demostrar, volviendo a la fórmula general que da las concepciones del mes x :

$$c_x = \int (1-p)^x p f(p) dp$$

que el *retardo promedio de la concepción* - en el caso heterogéneo - es igual a la inversa de la media armónica de las fecundabilidades:

$$\begin{aligned} m &= \sum_{x=0}^{\infty} \int x(1-p)^x p f(p) dp \\ &= \int \left[\sum_{x=0}^{\infty} x(1-p)^x \right] p f(p) dp \\ &= \int \left[\frac{1}{p^2} \right] p f(p) dp \end{aligned}$$

$$m = \int \frac{1}{p} f(p) dp$$

Queda claro que: $\bar{p} = \int p f(p) dp \neq \frac{1}{m}$

Como conclusión de estos resultados, de los de P. Vincent, que hemos señalado anteriormente, y de numerosos estudios de demografía histórica (véase la parte 1.5 de la Bibliografía), se puede pensar que hacia los 25 años, la *fecundabilidad efectiva* se acerca a 0,20-0,25 y la *fecundabilidad reconocible* es más que 0,30. Trátase solamente de órdenes de magnitud, pues la fecundabilidad puede variar de un grupo a otro, de una mujer a otra y, para una misma mujer, con la edad - según vamos a verlo.

Variación de la fecundabilidad con la edad

La evolución de la fecundabilidad con la edad puede comprobarse de dos maneras:

-- Comparando los *retardos promedios de concepción*, cuando es posible "aislarlos". En la práctica, se tratará del intervalo matrimonio-primer concepción, lo que significa comparar grupos que se diferencian por *la edad al casarse*.

-- O bien, observando el alargamiento de *los últimos intervalos* entre nacimientos.

Sin embargo, está última observación no permite sacar conclusiones definitivas: en la medida en que se observen los nacimientos vivos -- por consiguiente, la fecundabilidad efectiva -- el alargamiento de los intervalos también puede deberse a un aumento de la mortalidad intrauterina. Esto es precisamente lo que mostraremos en la segunda parte de este estudio.

Por otra parte, uno podría preguntarse si la fecundidad no es función de otras variables relacionadas con la edad, como *la duración del matrimonio* o *el número de hijos ya tenidos*. En 1957, L. Henry (Ref. 157) sostenía el predominio de la edad misma, basándose principalmente en el hecho de que en un régimen natural, "la fecundidad prácticamente no depende de la edad al casarse cuando la duración del matrimonio sobrepasa algunos años". Aun cuando esta conclusión admitiría hoy algunos matices, el predominio de la edad es un hecho.

Volvamos entonces a las estimaciones basadas en la demora de la primera concepción. Ellas informan principalmente sobre la evolución de la fecundabilidad desde la pubertad hasta los 30 años, aproximadamente.

Calculando un cociente bimestral a los 10-11 meses de duración del matrimonio, P. Vincent llega a una *duplicación* de la fertilidad entre 15 y 20 años, edad a partir de la cual la progresión se debilita bastante (Ref. 043, páginas 212-213). A.K. Jain obtiene un resultado muy parecido, ajustando una distribución Beta a cada categoría de edad al casarse (véase cuadro en la página siguiente).

Edad al casarse	Fecundabilidad promedio	Número de mujeres
15 años y menos	0,090	69
16 años	0,093	110
17 años	0,128	211
18 años	0,121	292
19 años	0,151	385
20 años	0,180	374
21 - 25 años	0,224	679
26 años y más	0,180	70
TOTAL	0,163	2 190

Por lo tanto, en el conjunto, las observaciones son compatibles con la hipótesis de un aumento de la fecundabilidad desde la pubertad a los 20 años. Pero, repitámoslo, subsiste una ambigüedad: el mismo resultado se obtendría extendiendo "la edad de adquisición de la fertilidad", suponiéndose que el nivel máximo lo alcanza cada mujer desde los primeros meses de fertilidad. Por lo demás, esta ambigüedad carece de importancia en la práctica.

En el otro extremo de la vida fértil, la situación es diferente: el alargamiento muy claro de los últimos intervalos en cada familia (véase páginas 139 y 140) muestran bien que hay un paso *continuo* de un estado al otro. La inseguridad en este caso, reside en la elección del parámetro: ¿ se trata de un descenso de la fecundabilidad ^{16/}, de un aumento de la mortalidad intrauterina, o de un aumento de la frecuencia de los ciclos anovulatorios? No se excluye la posibilidad de que las tres explicaciones sean concurrentes.

Fecundabilidad diferencial. Fuera del efecto de la edad, ¿ son significativos los desvíos observados entre las fecundabilidades de grupos diversos? Para afirmarlo, es necesario librarse de un cierto número de sesgos posibles.

^{16/} Que podría resultar, entre otras, de una disminución de la frecuencia de las relaciones sexuales.

1) "El efecto de la memoria": cuanto mayor es la duración del matrimonio al momento en que la mujer es interrogada, mayor es el riesgo de omitir un aborto previo al primer nacimiento vivo.

2) "El efecto de truncatura": cuanto menor es la duración del matrimonio al momento de la entrevista, mayor es la selección de la muestra; las mujeres de alta fecundabilidad tienen más probabilidades de concebir en un período determinado que las otras. Este efecto actúa en sentido opuesto al precedente, lo que no quiere decir que se compensen exactamente.

3) La importancia de las concepciones prenupciales: en principio, están excluidas del análisis. Pero un parto a los 8 o 9 meses puede provenir de una concepción postnupcial o prenupcial, y la separación es difícil.

4) Los períodos de anticoncepción: en principio, ellos también se excluyen del análisis. Pero en un interrogatorio retrospectivo es muy difícil asegurar la exactitud de las declaraciones sobre este tema.

5) La tasa de mortalidad intrauterina precoz (no percibida): nos limitamos a mencionarla, pues nuestra ignorancia en este campo es por lo menos tan grande como en el de la fecundabilidad.

Consciente de todos estos posibles sesgos, A. K. Jain — a partir de la muestra ya descrita antes — llega no obstante a la conclusión de que existe, para esta muestra, una *correlación positiva* entre la fecundabilidad y la posición social (representado por el nivel de instrucción, la profesión del marido, el origen geográfico o étnico) (Ref. 054). Antes de afirmar la existencia de diferencias realmente *fisiológicas*, el autor estima que habría que disponer de mayores antecedentes sobre las variaciones eventuales:

- del retardo en la consumación del matrimonio,
- de la frecuencia de las relaciones sexuales,
- del deseo de concebir rápidamente un primer hijo.

... El problema, según se ve, permanece abierto.

La fecundabilidad después de interrumpida la anticoncepción.

La fecundabilidad natural es la más fácil de medir en una población no malthusiana, inmediatamente después del ma-

trimonio. Por el contrario, en una población malthusiana se pueden aprovechar los períodos de interrupción de la anticoncepción cada vez que se desea un embarazo. Teóricamente es bastante sencillo constituir, a partir de preguntas retrospectivas, cohortes de mujeres "nuevamente expuestas al riesgo" de concebir. En la práctica, se tropieza con dificultades para definir con exactitud el *primer mes* de exposición.

Esta idea fue explotada en 1950 por C. Tietze y otros (Ref. 069) con consultantes de un servicio de obstetricia de Baltimore. El primer cociente mensual de concepción después de interrumpir la anticoncepción se aproximaba a 0,30.

Potter y Parker (Ref. 062) comprobarán después en un estudio comparable, que el primer cociente corría el riesgo de estar muy sobreestimado, debido a que ciertas mujeres "racionalizaban" a posteriori concepciones que en realidad no habían sido planificadas. También observaron que su estimación excedía claramente la obtenida para las recién casadas (que declararon no haber practicado la anticoncepción al comienzo del matrimonio). Si respecto de estas últimas existe un riesgo de subestimación resultante de períodos de anticoncepción no declarados, para las primeras hay uno de sobreestimación proveniente, no sólo de la "recuperación" ya indicada, sino también de esfuerzos deliberados para concebir (esfuerzos que pueden ser eficaces por el conocimiento del período fértil del ciclo) ^{17/}. Tal es así que el 40 por ciento de las mujeres concibieron en el mes siguiente de interrumpida la anticoncepción, contra un 28 por ciento en el primer mes de matrimonio.

Tratábase de parejas que practicaban métodos anticonceptivos "tradicionales". La situación es muy diferente después que se interrumpe el uso de anticonceptivos *hormonales*. En efecto, en este caso, el restablecimiento de los ciclos regulares no es inmediato (lo mismo que después de un parto) y los primeros cocientes de concepción pueden ser claramente *inferiores* a lo normal.

Por todas estas razones, la fecundabilidad "natural" es muy difícil de estimar después de la interrupción de la anticoncepción.

Otro enfoque de la noción de fecundabilidad. Hasta el momento hemos considerado el ciclo mensual como una entidad. Sin embargo, se lo puede descomponer a fin de tener en cuenta el hecho de que únicamente algunos días del ciclo son fértiles y que la fecundabilidad observada resulta de la combinación de un "calendario" del ciclo con un "calendario" de las relaciones sexuales.

El principio del método es simple. Sea N el número de días del ciclo, una vez deducido el período menstrual (por ejemplo, $N = 25$). Sea F el número de días "fértiles" del ciclo, y n el número de relaciones sexuales por ciclo, las que supondremos distribuidas aleatoriamente en el conjunto del período inter-menstrual.

^{17/} Agreguemos a esto que la estimación obtenida para la fecundidad de las recién casadas (no anticonceptivas) es de por sí bastante baja (0,14), lo que puede resultar de la alta proporción de mujeres casadas antes de los 20 años que existen en los Estados Unidos.

La probabilidad de concepción después de una sola relación es igual a F/N y la probabilidad de no concepción, a $(1-F/N)$. En total, la probabilidad de no concepción en el ciclo es, pues, igual a $(1-F/N)^n$ y la fecundabilidad a:

$$P(F, N, n) = 1 - (1 - F/N)^n$$

También se puede suponer que el número de relaciones sexuales jamás excede de 1 por día. En este caso, las n relaciones pueden distribuirse de C_n^N maneras en el período N , y en C_n^{N-F} casos ninguna de las relaciones cae en el período fértil F . En total, la probabilidad de que al menos una relación sea fecundable es igual a:

$$P_1(F, N, n) = 1 - C_n^{N-F} / C_n^F$$

Las dificultades comienzan con la estimación de los parámetros. N es bastante conocido y el error relativo que se puede cometer al estimarlo no es considerable. No ocurre lo mismo con n : los pocos datos disponibles provienen de encuestas bastante limitadas y muestran grandes variaciones según el lugar y la edad. La incertidumbre se vuelve indeterminación en el caso del último parámetro F : pasar de un período fértil del orden de 12 horas a un período cercano a 48 horas equivale a multiplicar por cuatro el parámetro más sensible de la fórmula. R.G. Potter ha analizado muy bien las consecuencias de estas inseguridades en un artículo que en 10 años no ha perdido su actualidad (Ref. 061). Se apoyaba sobre todo en los resultados obtenidos anteriormente por C. Tietze (Ref. 067) y por Glass y Grebenik ^{18/} (página 255). Estos parecen haber sido los primeros en proponer que se estime la fecundabilidad a partir de las fórmulas indicadas. Por el contrario, Tietze buscaba una estimación de F admitiendo que la fecundabilidad se acercaba a 0,2 - 0,3. Estas tentativas contradictorias indican que nos encontramos en un callejón sin salida, del que sólo conocimientos *exteriores* nos permitirían salir. Para convencerse basta echar una mirada al cuadro A.8 en el que aplicamos la fórmula:

$$P = 1 - (1 - F/N)^n$$

a los casos siguientes:

$$N = 25$$

$$1 \leq n \leq 25$$

$$F = 0,25 - 0,50 - 0,75 - 1 - 2 - 3.$$

^{18/} "The trend and patterns of fertility in Great Britain", Papers of the Royal Commission on Population, Vol. 6, London, H.M.S.O., 1954, Part. I.

Considerando el problema como lo entendía Tietze y conservando los límites que le asignaba a la fecundabilidad (con una preferencia para el límite superior, es decir 0,3), se ve que los períodos F compatibles con las frecuencias n que van de 6 a 12, *son del orden de 0,75 a 1 día*. Este resultado recorta las estimaciones actuales de la duración de sobrevivencia del óvulo y hace suponer que la de los espermatozoides no es más larga.

Pero todo esto es muy teórico. Recientemente abrieron una nueva vía los investigadores ingleses J.C. Barretty J. Marshall, quienes han intentado determinar las *probabilidades de concepción según el día del ciclo*, lo que significa no sólo definir un período fértil F , sino también *ponderar* cada uno de los días correspondientes a F (Ref. 044).

Cuadro A. 8

PROBABILIDAD DE CONCEBIR DURANTE UN CICLO SEGUN LA DURACION DEL PERIODO FERTIL Y EL NUMERO DE RELACIONES (n)

n	Período fértil (en días)						
	0,25	0,50	0,75	1	1,5	2	3
1	0,010	0,020	0,030	0,040	0,060	0,080	0,120
2	0,020	0,040	0,059	0,078	0,116	0,154	0,226
3	0,030	0,059	0,087	0,115	0,169	0,221	0,319
4	0,039	0,078	0,115	0,151	0,219	0,284	0,400
5	0,049	0,096	0,141	0,185	0,266	0,341	0,472
6	0,059	0,114	0,167	0,217	0,310	0,394	0,536
7	0,068	0,132	0,192	0,249	0,352	0,442	0,591
8	0,077	0,149	0,216	0,279	0,390	0,487	0,640
9	0,087	0,166	0,240	0,307	0,427	0,528	0,684
10	0,096	0,183	0,263	0,335	0,461	0,566	0,722
11	0,105	0,199	0,285	0,362	0,494	0,600	0,755
12	0,114	0,215	0,306	0,387	0,524	0,632	0,784
13	0,123	0,231	0,327	0,412	0,553	0,662	0,810
14	0,131	0,246	0,347	0,435	0,580	0,689	0,833
15	0,140	0,261	0,367	0,458	0,605	0,714	0,853
20	0,182	0,332	0,456	0,558	0,710	0,811	0,922
25	0,222	0,397	0,533	0,640	0,787	0,876	0,959

El estudio abarcó 241 parejas casadas, ya fecundas, en su mayoría católicas y que utilizaban el método de la temperatura. Se invitó a las mujeres a anotar cuidadosamente, además de su temperatura diaria, los días de menstruación y los de relaciones sexuales. Estos estados se les solicitaron durante los períodos de anticoncepción voluntaria y durante aquellos en que por el contrario, buscaban la fecundación.

El día de la ovulación se marca cada mes sobre la curva térmica. Como "primer día post-ovulatorio" (índice $i=1$), los autores eligieron el primer día de alza de la temperatura. El día precedente ($i=-1$) es considerado como "primer día pre-ovulatorio".

El procedimiento de los autores es el siguiente: Sea α_i la probabilidad de concebir el día i , si ha habido una relación ese día. Admitiendo que las probabilidades α_i sean independientes, la probabilidad total para un ciclo de duración n es p , de modo que:

$$1 - p = \prod_{i=1}^n (1 - \alpha_i)^{x_i}$$

con $x_i = 1$ si ha habido una relación el día i ,

$x_i = 0$ en el caso contrario;

de donde:

$$\log (1 - p) = \sum_{i=1}^n \gamma_i x_i$$

con :

$$\gamma_i = \log (1 - \alpha_i)$$

Los coeficientes γ_i se evalúan con el método del máximo de verosimilitud, es decir, haciendo máximo el logaritmo de la "verosimilitud" de la muestra de ciclos observados. El resultado de la estimación es la siguiente:

$$\begin{aligned} - \log (1 - p) &= 0,00 x_{-9} + 0,01 x_{-8} + 0,05 x_{-7} + 0,00 x_{-6} + 0,14 x_{-5} \\ &+ 0,22 x_{-4} + 0,19 x_{-3} + 0,35 x_{-2} + 0,15 x_{-1} \\ &+ 0,07 x_{+1} + 0,00 x_{+2} + 0,00 x_{+3} \end{aligned}$$

Variando los desvíos-tipo de los coeficientes estimados entre 0,00 y 0,09, sólo son significativamente diferentes de cero los coeficientes de x_{-5} a x_{-1} .

$$1-p = 0,87 x_{-5} \times 0,80 x_{-4} \times 0,83 x_{-3} \times 0,70 x_{-2} \times 0,86 x_{-1} \times 0,93 x_1:$$

Dicho de otro modo, la probabilidad de concebir, si hay una relación el día λ , es cercana a cero para todo $\lambda < -5$ o > 1 , y durante el período fértil se distribuye así:

D í a	Probabilidad
Pre-ovulatorio - 5	0,13
Pre-ovulatorio - 4	0,20
Pre-ovulatorio - 3	0,17
Pre-ovulatorio - 2	0,30
Pre-ovulatorio - 1	0,14
Post-ovulatorio + 1	0,07

Como se ve, cada una de estas probabilidades es claramente inferior a 1. Aun agregando una o dos veces el valor del desvío-tipo máximo (0,09), ninguna llegaría siquiera a 0,50.

A partir del cuadro precedente, se puede determinar la fecundabilidad mensual resultante de cualquier distribución de las relaciones sexuales en el ciclo. Veamos dos ejemplos:

— Suponiendo que la frecuencia de las relaciones es de 1 todos los y días, la fecundabilidad toma los valores siguientes, según los valores de y :

y	1	2	3	4	5	6	7
p	0,68	0,43	0,31	0,24	0,20	0,17	0,14

— Suponiendo que la frecuencia de las relaciones es de z por período de 6 días :

	2	1	2	3	4	5	6
p		0,17	0,37	0,42	0,53	0,61	0,68

Obsérvese especialmente que aún con una relación por día, la fecundabilidad no sobrepasa 0,68.

También se pueden comparar estos resultados con el cálculo teórico hecho en el cuadro A.8 (es suficiente hacer $n = 42$): la concordancia sería excelente con una duración del período fértil F ligeramente superior a un día. En otras palabras, *el conjunto de las probabilidades diarias obtenidas por Barrett y Marshall sería equivalente a una probabilidad igual a T durante un poco más de un día.*

Se llegó a los resultados anteriores suponiendo una distribución uniforme del número de relaciones en cada ciclo. Hemos estudiado lo que ocurriría en el supuesto de relaciones menos regulares; por ejemplo, dos relaciones consecutivas cada cuatro días y cada seis días. Para un ciclo determinado, pueden presentarse desvíos importantes según la ubicación de los grupos de dos relaciones en el interior del período fértil, pero en promedio los desvíos son insignificantes en el caso del modelo "una relación cada dos días" y del modelo "una relación cada tres días".

También hemos combinado el último cuadro anterior con una distribución de la frecuencia de las relaciones sexuales, observada en la encuesta realizada en las zonas urbanas de los Estados Unidos en 1960 ^{19/}. Resulta una fecundabilidad promedio levemente inferior a 0,30. Teniendo en cuenta una mortalidad intrauterina de 25 por ciento, la fecundabilidad efectiva se acercaría a 0,23: este valor confirma plenamente las observaciones disponibles.

El modo de observación era tal que muy pocas defunciones intrauterinas precoces han podido pasar inadvertidas. En otras palabras, el número de concepciones está probablemente poco sesgado por la existencia de la mortalidad intrauterina (aparte de la correspondiente a las 2 primeras semanas,

^{19/} C.F. Westoff, R.G. Potter, P.C. Sagi: "The third child", Princeton Univ. Press, 1963, La distribución es la siguiente:

Frecuencia (por semana)	<1	1	1 a 2	2	2 a 3	3	3 a 4	4	>4
Número de parejas (%) (Frecuencia promedio: 2,13)	5,3	15,5	15,7	28,1	8,5	12,9	6,6	4,4	2,9

que es casi imposible de descubrir) y por consiguiente no puede considerarse que las estimaciones de la fecundabilidad así obtenidas estén sistemáticamente subestimadas.

Desde el punto de vista de la eficacia del método de las temperaturas, se puede decir que el valor de los coeficientes $(1-\alpha_i)$ durante *los cinco días* anteriores a la ovulación, agregado a la imposibilidad de prever ésta con exactitud, explica la alta tasa de fracaso del método para toda relación durante la primera mitad del ciclo. Por el contrario, después de la ovulación, el riesgo parece muy bajo más allá del tercer día. Pero el riesgo de fecundación de un óvulo sobre-madurado, más quizás la frecuencia de aberraciones cromosómicas o de malformaciones, aumenta en los días que siguen a la ovulación.

Cabe formular, sin embargo, algunas reservas. Por de pronto, es difícil admitir que el momento de la ovulación se haya determinado siempre sin error. Es decir, es posible por lo tanto, que una parte de la extensión del período fértil (6 días) resulta de la imprecisión sobre la fecha exacta de la ovulación.

Por otra parte, si es posible considerar —según los autores— que *cada uno* de los coeficientes para los valores de i distintos de $-5 \leq i \leq 1$ no es significativamente distinto de cero, quizás no ocurriría lo mismo con *su suma*, o, si se prefiere, el producto de los $(1-\alpha_i)$ sería tal vez significativamente diferente de 1. Es éste un punto que convendría examinar antes de despreciar totalmente la veintena de días que restan del ciclo. Finalmente, podría discutirse la hipótesis de independencia de las α_i .

En resumen, este estudio nos deja una impresión contraria a la de los esquemas teóricos. En éstos se admitía que la fecundación sólo era posible durante un muy breve período del ciclo (del orden de un día) y que esa era efectiva desde que había existido una relación durante el período favorable. El estudio precedente parece mostrar, por el contrario, que el período fecundable es relativamente prolongado (6 días), pero con una probabilidad de concepción baja para cada día. La evolución de las ideas sobre la mortalidad intrauterina inclina a pensar que esta segunda interpretación se acerca más a la realidad.

CAPITULO IV

LA MORTALIDAD INTRAUTERINA

Es bastante raro que a un fenómeno que ocurre con frecuencia no se preste la atención debida, inclusive por aquellos a quienes debería importar. Es el caso de la mortalidad intrauterina. Hay, naturalmente algunas razones.

La primera es que hasta cierto punto, el hecho puede ser ignorado por la única persona que podría testimoniar su ocurrencia: la mujer misma.

La segunda razón es la confusión que se ha producido -- y cuya persistencia sorprende a veces -- entre abortos *espontáneos* y abortos *provocados*. La atención se ha concentrado a tal punto sobre los segundos que los primeros han terminado casi por descuidarse.

Una tercera razón resulta de una trampa, bien poco sutil sin embargo pero que había que pensar en evitar. Habitados a manejar tablas de mortalidad, los estadísticos no se han preocupado de una diferencia fundamental que existe entre la mortalidad clásica y la mortalidad intrauterina: para la primera se calculan tasas (o cocientes) relacionando las defunciones con una población-origen perfectamente conocida (una cohorte de recién nacidos, por ejemplo). En el caso de la mortalidad intrauterina, la *población-origen no se conoce*. Si se registran pocos abortos durante el primer mes de gestación, ello no significa que sean poco numerosos: lo que ocurre es que en tales casos el embarazo muy a menudo pasa inadvertido. Así, cuando se relaciona un número de abortos *registrados* con un total de embarazos definidos por la suma de esos abortos y cierto número de nacidos vivos, se "olvida" un número importante de embarazos no descubiertos y por lo tanto, un número igual de abortos no descubiertos. Este punto es capital y lo desarrollaremos extensamente.

Cuestiones de lenguaje. Puesto que hemos sostenido que la confusión entre aborto espontáneo y aborto provocado es una de las razones que dificultan los progresos del conocimiento en la materia, nos esforzaremos en precisar primeramente algunos términos.

La expresión "*muerte intrauterina*" se entiende por sí misma. Se aplica a las muertes que sobrevienen en todas las etapas de la gestación, e incluye por lo tanto a los nacidos muertos.

El término "*aborto*" es ambiguo cuando no va seguido por uno de los calificativos "*espontáneo*" o "*provocado*".

Admitiremos que "*aborto*" es sinónimo de *aborto espontáneo*. En principio, ambas expresiones se aplican a las interrupciones del embarazo anterior al momento en que el feto se hace viable, lo que ocurre a los 6 meses de gestación, según se acepta generalmente. Más allá de ese momento se habla de "nacidos muertos".

La "*duración de la gestación*" puede contarse a partir del primer día de las últimas reglas: es la duración "*convencional*"; o a partir del día en que se presume ocurrió la fecundación (que está muy próximo al de la ovulación): es la duración "*verdadera*". El desvío entre las dos medidas es de unas dos semanas.

Las tablas de mortalidad intrauterina, generalmente se construyen según la duración de la gestación al momento de la expulsión del embrión. Aunque se confunde entonces "duración de la gestación" y "edad de muerte" del embrión, hay que saber que se trata de un abuso del lenguaje, pues *el embrión puede haber muerto mucho antes de su expulsión*. De aquí que convenga distinguir entre "duración de la gestación" y "duración del desarrollo" del feto, la que puede calcularse mediante un examen morfológico u otro.

(Hemos empleado indistintamente los términos "embrión" y "feto". Algunos autores reservan el primero para el período comprendido entre la tercera y la sexta semana del desarrollo. Antes de la tercera semana, se habla de "huevo" o de "cigoto").

En la mayoría de los países, la declaración de las muertes intrauterinas es obligatoria sólo para los *nacidos muertos*, es decir, después de las 26 semanas de duración del embarazo. Por consiguiente la mortalidad anterior sólo puede evaluarse por encuestas específicas.

Construcción de una tabla de mortalidad intrauterina.

Entre 1953 y 1956 se llevó a cabo, en la isla de Kuaí (cerca de Hawai), una encuesta longitudinal sobre el desarrollo de los embarazos. El propósito de esa encuesta fue registrar *todos los embarazos* desde el momento en que eran conocidos por las interesadas, a fin de seguir su evolución y sacar conclusiones para una política de

prevención prenatal y postnatal ^{20/}. La idea más notable de sus autores, los doctores F.E. French y J.E. Bierman, consistió en clasificar las gestaciones registradas según su *fecha de entrada en observación*, a fin de relacionar los hechos estudiados (muertes y abortos), semana por semana, con el efectivo *realmente considerado* en la misma semana. En efecto, a diferencia de las tablas clásicas de mortalidad, las entradas en observación se extienden en el tiempo, de modo que ninguna mujer puede saber con certeza desde el primer día de su embarazo que ella está encinta. En otras palabras, no se puede constituir una "cohorte" en el sentido demográfico de este término, es decir, "un conjunto de individuos que han vivido un acontecimiento semejante en el transcurso de un mismo período de tiempo". Sin embargo, se puede construir una tabla por el método de los *cocientes*.

Designamos con :

- D_t el número de abortos entre las duraciones de embarazo t y $t+1$,
- N_t el número de nacimientos vivos entre las duraciones de embarazo t y $t+1$,
- S_t las salidas de observación, por salida o muerte de la mujer, entre t y $t+1$,
- E_t las entradas en observación (embarazos "reconocidos") entre t y $t+1$.

El número de embarazos en observación en el instante t es :

$$G_t = G_{t-1} + E_{t-1} - (D_{t-1} + N_{t-1} + S_{t-1})$$

El "cociente de mortalidad intrauterina" entre t y $t+1$ (que en realidad es un cociente de expulsión) puede calcularse con la fórmula siguiente:

$$q_t = \frac{D_t}{G_t - 0,5 (N_t + S_t - E_t)} \quad (1)$$

^{20/} Las condiciones sanitarias generales de la isla de Kuai son comparables a las de los Estados Unidos en su conjunto.

Esta fórmula se funda en las siguientes hipótesis :

- 1) *Los diversos acontecimientos tomados en cuenta (entrada, salida, nacimiento vivo, abortos) son estadísticamente independientes.*

Por ejemplo, se debe admitir que la probabilidad de entrada en observación no está ligada a la probabilidad de tener un aborto.

- 2) *Si sólo se tomara en cuenta cada tipo de acontecimiento, su distribución sería uniforme en el interior de cada intervalo ($t, t+1$).*
- 3) *Todos los cocientes calculados son poco confiables.*

En estas condiciones, la fórmula (1) da la probabilidad de que ocurra el acontecimiento estudiado (aborto espontáneo) *cuando se le considera aisladamente*. De la serie de estos cocientes se puede deducir una tabla que se asemeja a una tabla de nupcialidad: el acontecimiento estudiado en la tabla — como el matrimonio — no es inevitable (todos los embarazos no terminan en abortos espontáneos...); por el contrario, el acontecimiento perturbador principal (para la nupcialidad: la muerte; para nuestro ejemplo: el nacimiento vivo) pone fin al riesgo de que ocurra el acontecimiento estudiado (matrimonio o aborto espontáneo).

Se observa, sin embargo, una diferencia esencial: los dos acontecimientos estudiados (aborto espontáneo y nacimiento vivo) son en realidad antagónicos, es decir, *excluyentes entre sí*: desde el momento que uno de los dos ocurre, el otro no puede producirse. Por consiguiente, la fórmula (1) presenta un inconveniente: para los embarazos que se prolongan más allá del término normal, el riesgo de mortalidad aumenta muy fuertemente; y puesto que el nacimiento vivo es considerado como "acontecimiento perturbador", los últimos cocientes de mortalidad intrauterina pesan excesivamente en la tabla, no obstante que el número real de los acontecimientos considerados es bajo. Para evitar este inconveniente existen dos soluciones:

— o bien se excluye el término N_t del denominador, es decir, se calculan las probabilidades de muerte *en presencia de un riesgo excluyente*: el nacimiento vivo; es la solución que habían adoptado French y Bierman;

— o bien se conserva el término en N_t y se detiene la tabla *alrededor de la cuadragésima semana*.

La segunda solución es algo irregular. La primera tiene el inconveniente de ser contraria al principio mismo de una *tabla*, depurada de todos

los acontecimientos antagónicos. Esta es, sin embargo, la solución más realista. Si se la adopta, es necesario calcular dos cocientes que representen, respectivamente, la *probabilidad de abortar* y la *probabilidad de dar a luz un niño nacido vivo*:

$$\left\{ \begin{array}{l} q'_t = \frac{D_t}{G_t - 0,5 (S_t - E_t)} \\ v'_t = \frac{N_t}{G_t - 0,5 (S_t - E_t)} \end{array} \right. \quad (II)$$

Se calculan por lo tanto, dos series "de acontecimientos de la tabla", las muertes (d'_t) y los nacimientos vivos (n'_t) y una serie de "sobrevivientes" (l'_t) que hayan escapado a estos dos acontecimientos:

$$\left\{ \begin{array}{l} d'_t = q'_t l'_t \\ n'_t = v'_t l'_t \end{array} \right.$$

y

$$l'_{t+1} = l'_t - d'_t - n'_t$$

Los dos métodos dan resultados muy próximos pues el desvío entre las dos fórmulas:

$$q_t = \frac{D_t}{G_t - 0,5 (N_t + S_t - E_t)} \quad (I)$$

y

$$q'_t = \frac{D_t}{G_t - 0,5 (S_t - E_t)} \quad (II)$$

es nulo hasta la vigésima semana ($N_t = 0$) y muy bajo hasta la semana 35 ($N_t \ll G_t$). Más allá, el desvío relativo cobra importancia, pero los cocientes calculados se vuelven muy pequeños en valor absoluto (por lo menos hasta hacia la semana 42).

Queda aún por asegurarse de que todas las hipótesis que hemos enumerado estén bien comprobadas. El punto más delicado está al comienzo de la tabla: en efecto, durante todas las primeras semanas las "entradas" distan mucho de encontrarse uniformemente distribuidas en el tiempo. En este caso, el término de corrección:

$$+ 0,5 E_t$$

no es adecuado en absoluto. Uno lo nota por ejemplo, haciendo por separado un cálculo *por mes* (de 4 semanas): la diferencia entre los dos cocientes mensuales obtenidos puede alcanzar el 100 por ciento!

Lo ideal es trabajar *con días*. Tomando algunas precauciones, uno puede librarse de todos los términos correctivos del denominador. A falta de datos por días, se puede adoptar una escala en semanas, o también, por períodos de 4 semanas, pero en este último caso, será prudente hacer el cálculo por semana, por lo menos para el *primer mes de observación*.

Las tablas disponibles Ya hemos dicho que la primera *tabla auténtica* es la de French y Bierman, publicada en 1962 (Ref. 077). Los cálculos que allí se hacen y que se reproducen en el cuadro A.9, se refieren a *períodos de cuatro semanas*, utilizando las fórmulas II (q' y v'). Recordemos sus distintas etapas:

1) Basándose en los diversos acontecimientos registrados en el interior de cada período de cuatro semanas (E_t, D_t, S_t, N_t), se calcula el número de embarazos aún en curso en el instante t :

$$G_t = G_{t-1} + E_{t-1} - (D_{t-1} + N_{t-1} + S_{t-1}),$$

y los cocientes siguientes:

$$\left\{ \begin{array}{l} q'_t = \frac{D_t}{G_t - 0,5 (S_t - E_t)} \\ v'_t = \frac{N_t}{G_t - 0,5 (S_t - E_t)} \end{array} \right.$$

Cuadro A.9
TABLA DE FRENCH Y BIERMAN

Duración de la gestación en semanas <u>a/</u>	Datos de origen <u>b/</u>				Embarazos en curso G_t	Efectivo expuesto "al riesgo" $G_t - \frac{S_t}{2} - \frac{E_t}{2}$	Cocientes por mil <u>c/</u>		Tabla de mortalidad intrauterina		
	Entradas E_t	Abortos espontáneos D_t	Salidas de observación S_t	Nacimientos vivos N_t			Nacimientos vivos V'_t	Muertes Q'_t	"Sobrevivientes" L'_t	Muertes d'_t	Nacimientos vivos n'_t
4	592	32	-	-	0	296,0	0	108,1	1000	108,1	0
8	941	72	1	-	560	1030,0	0	69,9	891,9	62,3	0
12	585	77	2	-	1428	1719,5	0	44,8	829,6	37,2	0
16	337	28	2	-	1934	2101,5	0	13,3	792,4	10,6	0
20	248	20	9	1	2241	2360,5	0,4	8,5	781,8	6,6	0,3
24	175	8	6	4	2459	2543,5	1,6	3,1	774,9	2,5	1,2
28	98	8	4	25	2616	2663,0	9,4	3,0	771,2	2,3	7,2
32	67	8	6	72	2677	2707,5	26,6	2,9	761,7	2,2	20,3
36	40	9	3	1074	2658	2676,5	401,3	3,4	739,2	2,5	296,6
40	-	11	-	1601	1612	1612,0	993,2	6,8	440,1	3,0	437,1
Total (4 y más)	3083	273	33	2777						237,3	762,7

a/ Duración convencional (después de las últimas reglas), en semanas cumplidas .

b/ Acontecimientos registrados entre t y $t+4$.

c/ Cocientes por períodos de 4 semanas (véanse las fórmulas en el texto).

Fuente: Ref. 077.

2) A partir de esta doble serie de cocientes, se construye una tabla de dos salidas (muertes y nacimientos vivos):

$$\begin{cases} d'_t = q'_t l'_t \\ n'_t = v'_t l'_t \end{cases}$$

en la que los "sobrevivientes" (l'_t) escapan a los dos riesgos:

$$l'_{t+1} = l'_t - d'_t - n'_t$$

Por cada mil embarazos en curso a las cuatro semanas de gestación (convencional) se tiene que 237 no terminarán en nacimientos vivos.

Si se hubiera contentado, según el método habitual, con relacionar el número de abortos registrados ($\Sigma D_t = 273$) con la suma de los nacimientos vivos más los abortos ($\Sigma D_t + \Sigma N_t = 3050$), se habría encontrado una "tasa aparente" de mortalidad intrauterina cercana a 90 por mil, dos veces y media inferior a la "tasa verdadera" !

Uno podría preguntarse si French y Bierman no subestimaron el primer cociente (q'_4). La fórmula empleada es, según se ha visto, muy aproximada si los acontecimientos no están distribuidos uniformemente en el interior del período (4 a 8 semanas). Se puede pensar que es esto lo que ocurre al comienzo de la observación.

Para verlo, hemos calculado una distribución semanal de las "entradas" y de las muertes por interpolación sobre las curvas que representan las distribuciones acumuladas de estos acontecimientos. A continuación aplicamos las mismas fórmulas anteriores, pero por períodos de una semana, y esto hasta la décima-segunda semana (como aún no hay nacimientos vivos, la tabla tiene una salida única) 21/.

21/ De las 941 "entradas" durante el período 8-12, eliminamos una salida observada durante el mismo período.

Los cocientes relativos a los dos primeros meses de observación toman entonces los valores siguientes :

$$\hat{q}_4 = 150 \text{ p. } 1\ 000 \text{ (contra } 108)$$

y

$$\hat{q}_8 = 72 \text{ p. } 1\ 000 \text{ (contra } 70)$$

Este cálculo se basa evidentemente en una interpolación un poco arriesgada, pero muestra bien *la incertidumbre existente en la estimación del primer cociente* que, al mismo tiempo, es el más importante. Volveremos a ocuparnos de este resultado.

CALCULO DE UNA TABLA SEMANAL (DE 4 A 12 SEMANAS), BASADA EN LAS OBSERVACIONES DE FRENCH Y BIERMAN

Semana t	ΣE_t	E_t	ΣD_t	D_t	G_t	$G_t + \frac{E_t}{2}$	\hat{q}_t p. 1 000	\hat{q}_t	\hat{d}_t
4	0	80	0	2	0	40	50,0	1 000	50,0
5	80	120	2	6	78	138	43,5	950,0	41,3
6	200	180	8	10	192	282	35,5	908,7	32,3
7	380	212	18	14	362	468	30,0	876,4	26,3
8	592		32		560			850,1	
4 a 7		592		32			108,1		149,9
8	592	238	32	16	560	679	23,5	850,1	20,0
9	830	250	48	18	782	907	20,0	830,1	16,6
10	1 080	230	66	19	1 014	1 129	17,0	813,5	13,8
11	1 310	222	85	19	1 225	1 336	14,0	799,7	11,2
12	1 532		104		1 428			788,5	
8 a 11		940		72			69,9		61,6

En el mismo año 1962, publicaron otro estudio importante sobre la mortalidad intrauterina, Sam Shapiro, E.W. Jones y P.M. Densen (Ref. 090). Aunque su título menciona una "tabla de mortalidad" ("A life table of pregnancy termination and correlates of fetal loss"), este aspecto del tema se trata muy poco y la metodología adoptada para la elaboración de la tabla no se explica claramente. Sin embargo, la serie de cocientes semanales que figura como Apéndice (Tabla VI-A), parece correcta a partir de la décima semana; los anteriores están manifiestamente subestimados. Basándonos en estos cocientes semanales, hemos construido una tabla por períodos de 4 semanas con el propósito de compararla con la de French y Bierman. La concordancia es excelente a partir de la octava semana más o menos (véase el cuadro A.10). Por el contrario, el cociente 4-7 semanas es muy bajo: 0,014 contra 0,108.

En 1970, Shapiro, Levine y Abramowicz (Ref. 090 bis) analizaron nuevos datos provenientes de la misma fuente (The Health Insurance Plan of Greater New York), y propusieron numerosas tablas más precisas calculadas por diferentes métodos. Hemos reproducido dos de ellas: una tabla clásica, y otra de la que se excluyeron los embarazos que habían finalizado *menos de una semana* después de su entrada en observación. La diferencia entre las dos tasas obtenidas (340 por 1 000 para la primera y 218 para la segunda) muestra la importancia de la correlación existente entre la fecha de entrada en observación y el resultado del embarazo. Pero es difícil decir cuál de las dos tasas está más cercana a la realidad: si la primera probablemente sobreestima la tasa real, la segunda ciertamente la subestima.

A causa de esta reserva, el interés principal de este estudio está en un análisis de los datos por *edad de la madre, orden del embarazo y según el resultado del embarazo precedente*. Después volveremos sobre el tema.

En 1963, C.L. Erhardt (Ref. 075) publicó varias tablas basadas —como el estudio de Shapiro y otros— en observaciones hechas en Nueva York. Lamentablemente, las fórmulas utilizadas conducen al cálculo de *tasas* en lugar de cociente. Sin embargo, en general los resultados son perfectamente comparables a los de los dos estudios precedentes.

Más recientemente, F. Pettersson (Ref. 085) ha analizado los resultados de una serie de estudios sobre mortalidad intrauterina hechos en Suecia, en el hospital universitario de Uppsala. Publicó, entre otras y sin mayor detalle, una tabla que cubre el período 7-27 semanas. También en este caso recalculado los cocientes por períodos de 4 semanas: los cocientes 8-11 y 12-15 semanas se aproximan a los de French y Bierman (véase el cuadro A.10).

Y en fecha aún más reciente, W.F. Taylor (Ref. 095) propuso una tabla muy detallada, por semana ^{22/}, basada en observaciones hechas en el hospital de Oakland. Esta tabla nos ofrece la oportunidad de volver sobre el problema de las "entradas" distribuidas en las primeras semanas.

^{22/} Los cálculos se hicieron incluso a partir de cocientes diarios.

Cuadro A.10

TABLAS DE MORTALIDAD INTRAUTERINA (COCIENTES Y MUERTES "DE LA TABLA"^{a/})

Duración convencional (semanas) x	French- Bierman		Taylor		Petterson	
	q_x	d_x	q_x	d_x	q_x	d_x
0						
4	0,108	108	0,061	61	(0,016)*	(16)*
8	0,070	62	0,049	46	0,064	63
12	0,045	37	0,025	23	0,044	40
16	0,013	10	0,011	10	0,006	5
20	0,008	6	0,008	7	0,001	1
24	0,003	2	0,003	3	ε	0
28	0,003	2	0,004	3		
32	0,003	2	0,003	3		
36	0,004	3	0,004	3		
40	0,007	5	0,004	4		
44	-		0,010			
48			0,018			
Σ muertes (4-27)		225		150		125
Σ muertes (4-39)		232		159		"
Número de observaciones:						
Σ muertes (4-7)		32		9		4
Σ muertes (4-27)		232		571		116
a = Σ muertes (4-39)		262		729		-
Σ nac. viv. (4-39)		1176		6809		
b = Σ nac.viv. (4-47)		2777		15096		1069
a/b		9,4%		4,8%		10,8%

^{a/} Se trata de una tabla de "doble salida", por nacimiento vivo o por aborto. Aquí figuran solamente los cocientes y las muertes correspondientes al segundo de estos acontecimientos.

* Solamente para la séptima semana.

Cuadro A.10 bis
TABLAS DE MORTALIDAD INTRAUTERINA (COCIENTES Y MUERTES "DE LA TABLA" a/)

Duración convencional (semanas)	Shapiro y otros (1962)		Erhardt <u>b/</u>		Shapiro y otros (1970)			
	q_x	d_x	q_x	d_x	q_x	d_x	q_x	d_x
x								
0			0,112	112	-	-		
4	0,014	14	0,082	73	0,161	161	0,081	81
8	0,059	58	0,067	55	0,135	114	0,081	74
12	0,040	37	0,028	21	0,053	38	0,040	34
16	0,014	12	0,011	8	0,017	12	0,014	12
20	0,006	6	0,009	7	0,007	4	0,006	5
24	0,004	3	0,002	2	0,004	3	0,004	3
28	0,002	2	0,004	3	0,003	2	0,003	2
32	0,003	3	0,002	1	0,003	2	0,003	3
36	0,004	3	0,007	5	0,004	3	0,004	3
40	0,005	2	0,011	8	0,002	1	0,002	1
44	-							
Σ muertes (4-27)		130		166		312		209
Σ muertes (4-39)		138		175		339		217
Número de observaciones:								
Σ muertes (4-7)		92						
Σ muertes (4-27)		825						
a = Σ muertes (4-39)		872						(~ 1200)
b = Σ nac.viv.(4-47)		5852						(~ 10000)
a/b		6,7%		1,2 a 9,1%				12,1%

a/ Se trata de una tabla de "doble salida", por nacimiento vivo o por aborto. Aquí figuran solamente los cocientes y las muertes correspondientes al segundo de estos acontecimientos.

b/ Tabla ajustada y extrapolada por el autor a partir de sus propios datos.

c/ Todos los embarazos.

d/ Excluidos los embarazos que terminaron menos de una semana después de la entrada en observación.

Basándose en cocientes semanales, es fácil calcular cocientes por períodos de 4 semanas. Al igual que el autor, se obtiene así:

$$q_{4-7} = 0,0611$$

$$q_{8-11} = 0,0487$$

Supongamos ahora que los datos básicos se hayan reagrupado desde el comienzo *por meses*. Mediante un cálculo idéntico al realizado en el cuadro A.9, se pueden determinar directamente cocientes por períodos de 4 semanas. Es lo que hacemos en el cuadro siguiente:

	E_t	D_t	S_t	N_t	G_t	$G_t - \frac{S_t E_t}{2}$	q_t	l_t^2	d_t^2
0-3	11	-	-	-	0	0	0	10 000	0
4-7	606	9	2	-	11	313	0,0288	10 000	288
8-11	4 770	145	17	-	606	2 982,5	0,0486	9 712	472
12-15					5 214			9 240	

Los dos primeros cocientes toman los valores:

$$q_{4-7} = 0,0288 \text{ (contra } 0,0611\text{)}$$

$$q_{8-11} = 0,0486 \text{ (contra } 0,0487\text{)}$$

El cociente de 4 a 7 semanas es *inferior en más de la mitad* al que daba el cálculo detallado. Como se ve, el problema de la distribución de las primeras entradas en observación no puede descuidarse.

Finalmente, el cuadro A.10 muestra que la "mejor tabla" (desde el punto de vista estadístico) sigue siendo sin duda la de French y Bierman, pues es la más completa para el período 4-7 semanas. Si se acepta este primer período, en el conjunto, las series de cocientes concuerdan bien, a excepción tal vez de la de Taylor, cuyas estimaciones son un poco más bajas. Estas comparaciones pueden resumirse así:

Tabla	Suma de las muertes de la tabla (por 1 000):	
	4-39 semanas	8-39 semanas
French-Bierman	232	124
Taylor	159	98
Pettersson	125	109
Shapiro y otros (1962)	138	124
Erhardt	175	102
Shapiro y otros (1970) ^{a/}	217	136

^{a/} Excluidos los embarazos que terminaron en menos de una semana después de la entrada en observación.

En la tabla de French y Bierman, hay casi tantas muertes antes de las 8 semanas como después (108 y 124). Guardando esta proporción, se ve que las diversas tablas conducen a un cociente total de mortalidad intrauterina comprendido entre 200 y 250, *para mil embarazos en curso al comienzo de la tercera semana de duración verdadera.*

La mortalidad intrauterina según la edad de la madre, el orden del embarazo y el resultado de los embarazos anteriores.

Si bien el artículo de French y Bierman sigue siendo la principal referencia en materia de tablas de mortalidad intrauterina, los que han orientado las inves-

tigaciones sobre el papel de las variables demográficas en esta mortalidad son los trabajos de Shapiro y otros, en Nueva York (Ref. 090 y 089). Su estudio fue precedido por un importante trabajo de A.C. Stevenson y otros (Ref. 092) en Belfast, consistente en la observación de todos los embarazos terminados en 1957 en la ciudad. A estos dos estudios se deben agregar los de Pettersson (1968) y de Taylor (1970), ya citados, así como en análisis hecho por R.G. Potter y otros (1965) de una encuesta realizada en Punjab (Ref. 087); un estudio que llevaron a cabo en el Hospital de Montreal D. Warburton y F.C. Fraser (1964) (Ref. 097), y un análisis de A.K. Jain de datos recogidos en Taiwan (1969) (Ref. 081 y 080). A estos trabajos agregaremos una primera explotación de datos, aún inéditos, reunidos en una encuesta efectuada en Martinica en la que colaboramos ^{23/}.

Muchos otros trabajos mencionan una tasa de mortalidad intrauterina global, generalmente comprendida entre 10 y 15 por ciento. Hemos recordado únicamente aquellas que proponen un análisis más detallado de esta tasa y no se ven demasiado perturbados por la presencia de un gran número de abortos provocados.

En el cuadro A.11 se indica la naturaleza de las informaciones disponibles en los diez estudios mencionados.

Limitaremos el estudio comparativo de estos trabajos a la presentación de los resultados obtenidos :

- según la edad de la madre,
- según el orden del embarazo,
- y según el resultado de los embarazos anteriores.

Desarrollaremos más a fondo las interrelaciones que existen entre estos tres factores y nuestros propios datos en la sección siguiente.

^{23/} Para la presentación y los resultados generales de esta encuesta, véase H. Léridon, E. Zucker y M. Cazenave: "Pecondité et famille en Martinique. Faits, attitudes et opinions". Cahier No. 56 INED-PUF, 1970.

Cuadro A. 11

CARACTERISTICAS GENERALES DE DIVERSOS ESTUDIOS SOBRE LA MORTALIDAD INTRAUTERINA

Lugar de la encuesta	Año de publicación	Autor	Efectivo útil (embarazos)	Tabla de mortalidad intrauterina	Informaciones disponibles: tasas según:					
					edad (1)	orden (2)	edad y orden	Resultado embarazos anteriores		
								sólo \pm	y edad	y orden
Belfast	1958	Stevenson y otros	9390	(a)	X	X	X			
Hawai	1962	French y Bierman	3050	X						
Nueva York	1962-1969	Shapiro y otros	{ 6844 11630	(b)	X	X	X		X	X
Nueva York	1963	Erhardt	2546	X						
Montreal	1964	Warburton y Frazer	6097		X	X	X		X	X
Punjab	1965	Potter y otros	1765		X	X				
Upsala	1968	Pettersson	{ 1258 3782	X	X	X		X		
Taiwan	1969	Jain	9976		X	X	X			
Oakland	1970	Taylor	15919	X	X	X				
Martinica	1972	Léridon	5672		X	X	X		X	X

(1) edad de la madre. Ciertos estudios dan, además, informaciones sobre la edad del padre

(2) orden del embarazo

(a) datos clasificados según la duración de la gestación, sin construcción de la tabla

(b) datos muy incompletos antes de la décima semana.

Cuadro A. 12

TASAS DE MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN LA EDAD DE LA MADRE
(TASA POR 1 000 EMBARAZOS DESCUBIERTOS)

Fuente	<20 años	20-24	25-29	30-34	35-39	≥40 años	Todas las edades
Stevenson y otros	137	109	116	163	183	275	144
Shapiro y otros I	124	97	115	156	219	142
Shapiro y otros II	103	108	134	163	230	153
Warburton y Frazer	122	143	137	155	187	255	147
Potter y otros	191	121	105	125	171	240	136
Pettersson I	128	181	219	242	196
Pettersson II	99	133	177	210	153
Jain	98	83	122	213	286		120
Taylor (a)	(42)(48)	(87)	(59)
Léridon	101	97	104	139	139	235	121

(a) Cociente de mortalidad intrauterina después de los 3 meses de gestación.

Cuadro A. 12 bis.

TASAS DE MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN LA EDAD DE LA MADRE
PARA UNA TASA GLOBAL IGUAL A 150 POR 1 000

Fuente	<20 años	20-24	25-29	30-34	35-39	≥40 años	Todas las edades
Stevenson y otros	143	114	121	170	191	286	150
Shapiro y otros I	131	102	121	165	231	"
Shapiro y otros II	101	106	131	160	225	"
Warburton y Frazer	124	146	140	158	191	260	"
Potter y otros	211	133	116	138	189	265	"
Pettersson I	98	139	168	185	"
Pettersson II	97	130	174	206	"
Jain	122	104	152	266	357		"
Taylor	107	122	221	"
Léridon	125	120	129	172	172	291	"
Tasas promedio deducidas gráficamente:							
	118	122	135	160	200	270	150

Para la interpretación de los cuadros A.12 a A.15 es necesario precisar algunos puntos:

→ Las dos muestras de S. Shapiro no son independientes (la segunda incluye a la primera), pero como los resultados no se presentan de la misma manera en ambos artículos, los hemos reproducido los dos.

→ La muestra I de Pettersson es la de su encuesta prospectiva (capítulo VII); la muestra II, más grande, comprende todas las mujeres que dieron a luz en el hospital de Uppsala entre enero de 1963 y abril de 1964.

→ En la muestra descrita por R.G. Potter (Punjab), la proporción de nacidos muertos es muy alta, como resultado de la baja cantidad de abortos precoces registrados, y de una elevada mortinatalidad (que quizás comprende "falsos nacidos muertos" en cantidad no despreciable). El carácter anormalmente elevado de la tasa de mortalidad observada en el grupo de "menos de 20 años" resulta en parte de la elevada tasa de mortinatalidad en ese grupo.

→ En las muestras descritas por Pettersson, principalmente en la primera, los abortos provocados figuran en una proporción no despreciable (globalmente, las tasas observadas por Pettersson son, por otra parte, las más elevadas de las diez series).

En el cuadro A.12 se presentan *las tasas de mortalidad intrauterina por edad* obtenidas en las diversas encuestas (a menudo recalculadas por nosotros a fin de hacerlas comparables; por ejemplo, Stevenson calculaba las tasas *sin los nacidos muertos*: nosotros los agregamos a los resultados que damos.)

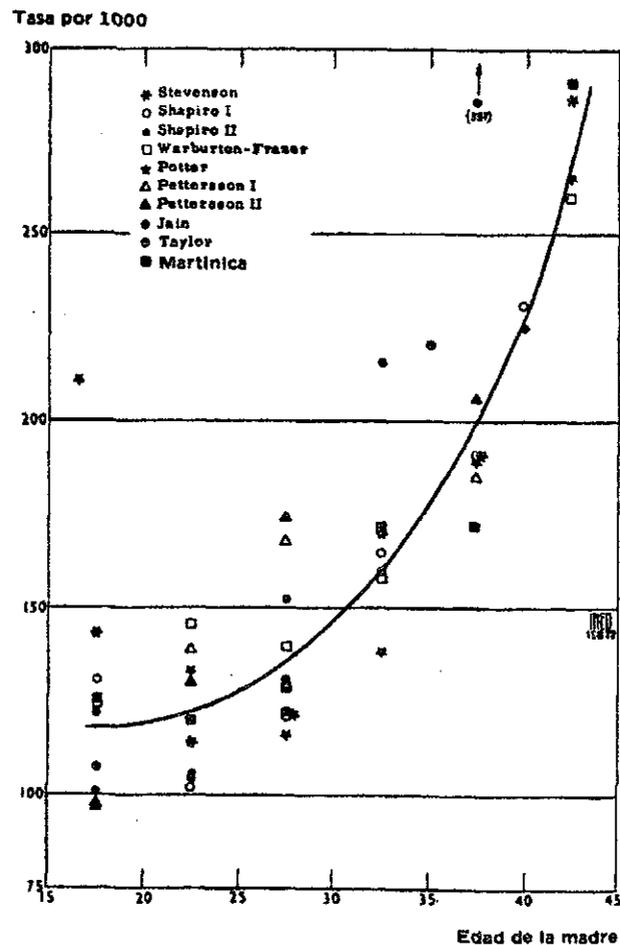
Globalmente (todas las edades reunidas), las tasas observadas están comprendidas entre 120 y 153 por mil — si se excluyen, por la razón indicada antes, los resultados de Pettersson. Las observaciones más cuidadosas, basadas en observaciones semi-longitudinales (y no solamente retrospectivas), dan tasas totales cercanas al 150 por mil. Por lo tanto, podemos considerar que *entre los embarazos descubiertos sin procedimientos especiales, la mortalidad intrauterina es del orden del 15 por ciento.*

Para tener una idea más precisa de la dispersión de los resultados según la edad, calculamos para cada serie (cuadro A.12 bis) tasas por edad para una tasa global *igual a 150 por mil*: si la tasa global efectivamente observada era, por ejemplo, igual a 142 por mil, multiplicamos todas las tasas por edad de la serie correspondiente por el cociente 150/142. Son estas últimas tasas las que se llevaron al gráfico A.1.

Si bien la dispersión de los resultados no es despreciable, la tendencia es sin embargo muy clara: de 20 a 40 años, la tasa de mortalidad intrauterina *duplica* su valor, pasando del 12 a alrededor del 23 por ciento. Es así en realidad porque el crecimiento es muy rápido, especialmente después de los 30 años. En cuanto a la mortalidad en las edades muy jóvenes

(antes de los 20 años), es difícil saber si es más o menos elevada que hacia los 20-24 años. Los dos primeros estudios (Stevenson y Shapiro, 1962), como los de Potter y de Jain, muestran para antes de los 20 años una tasa bastante más alta que para los 20-24 años. Pero la muestra completa de Shapiro (1969) y cuatro de las otras cinco series, presentan una tendencia inversa.

Gráfico A.1
MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN LA EDAD DE LA MADRE
(Para tasas promedio de las diversas series
llevadas a 150 por 1 000)



Cuadro A.13

TASAS DE MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN EL ORDEN DEL EMBARAZO
(TASAS POR 1 000 EMBARAZOS DESCUBIERTOS)

Fuente	1	2	3	4	5	6	7 y más	Todos los órdenes
Stevenson y otros.	107	101	154	168	197	217	210	144
Shapiro y otros I.	97	107	138	186	142
Shapiro y otros II	113	117	146	192	153
Warburton y Frazer	129	139	130	152	140	188	190	147
Potter y otros....	137	143	99	113 130	170	136
Pettersson I.....	159	217	316	318	179	196
Pettersson II.....	112	180	235	199	200	205	320	153
Jain (a).....	86	109	99	148	189	240	345	165
Léridon.....	98	103	110	108	127	107	167	121

(a) Serie *estimada* por el autor.

Cuadro A.13 bis

TASAS DE MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN EL ORDEN DEL EMBARAZO
PARA UNA TASA GLOBAL IGUAL A 150 POR 1 000

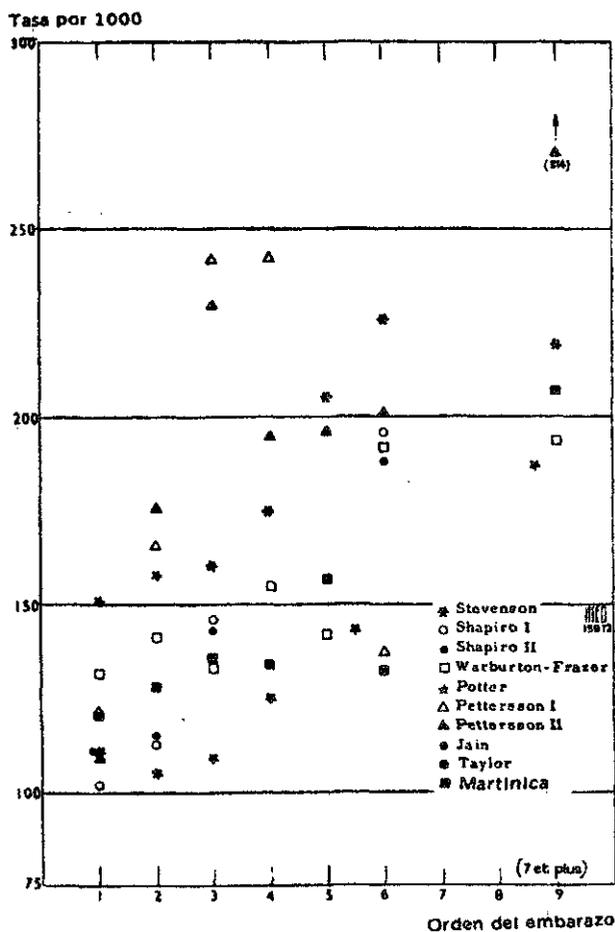
Fuente	1	2	3	4	5	6	7 y más	Todos los órdenes
Stevenson y otros.	111	105	160	175	205	226	219	150
Shapiro y otros I.	102	113	146	196	"
Shapiro y otros II	111	115	143	188	"
Warburton y Frazer	132	142	133	155	143 192	194	"
Potter y otros....	151	158	109	125 143	...	187	"
Pettersson I.....	122	166	242	243	137	"
Pettersson II.....	110	176	230	195	196	201	314	"
Jain.....	78	99	90	135	172	218	314	"
Léridon.....	121	128	136	134	157	133	207	"

Para aclarar las ideas, hemos definido una serie "promedio" basándonos principalmente en los estudios más fidedignos. Sobre la base de una mortalidad intrauterina de conjunto cercana a 150 por 1000, las tasas promedio según la edad quedarían así:

	15-19 años	20-24 años	25-29 años	30-34 años	35-39 años	40-44 años	Conjun to
Tasas por 1 000	118	122	135	160	200	270	150

Gráfico A.2

MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN EL ORDEN DEL EMBARAZO
(Para tasas promedio de las diversas series
llevadas a 150 por 1000)



El estudio según el orden del embarazo conduce a resultados completamente semejantes, a causa de la alta correlación entre el orden y la edad (véase el cuadro A.13). De nuevo, calculamos tasas comparables sobre la base de una mortalidad global igual a 15 por ciento. Pero esta vez (véase el gráfico A.2), la dispersión de los resultados es mucho mayor y sería muy arriesgado definir una serie de tasas promedio. Sin embargo, se puede advertir que para el orden uno la dispersión no es considerable (102 a 151, y aun 102 a 132 si se excluye la observación de Potter): parece entonces que la tasa "de partida", es decir al comienzo de la vida fecunda, varía poco de un grupo a otro. ¿Qué pasa después para que la dispersión aumente tanto? Únicamente la observación longitudinal de los embarazos sucesivos permite conocer mejor esta evolución.

*
* *

La manera en que la historia genésica anterior es tomada en cuenta varía mucho de un estudio a otro. En el cuadro A.14 hemos reproducido los principales resultados disponibles, según:

- el resultado del embarazo que precede al embarazo observado en la encuesta,
- y el número de abortos en el conjunto de embarazos anteriores.

El resultado más sorprendente es la duplicación del riesgo de aborto cuando la mujer ya ha tenido por lo menos uno, y en particular, inmediatamente después de un embarazo terminado en aborto. Como este punto lo hemos estudiado con más detalle en nuestra propia muestra, no nos extenderemos más aquí, pero es este un resultado fundamental.

Finalmente, observemos que la mortalidad intrauterina aumenta con la edad de la mujer aun para los embarazos de primer orden, lo que prueba que la edad juega un papel independiente del orden y de la historia genésica anterior (cuadro A.15). En cada edad, la tasa de orden uno es generalmente un poco inferior a la tasa "todos los órdenes reunidos", lo que concuerda con la conclusión precedente sobre el aumento del riesgo después de un primer aborto. Pero se puede subrayar que para el grupo 35 años y más, la tasa de mortalidad correspondiente al orden 1 es sistemáticamente más elevada que la correspondiente a otros órdenes. Ahora bien, por un lado hay grandes posibilidades de que la edad promedio de las primíparas que existan en el interior de ese grupo, sea más bien inferior a la edad promedio de las multíparas. Mas, por otro lado, las primíparas de más de 35 años forman ciertamente un grupo muy seleccionado de mujeres que tuvieron dificultades para concebir más temprano. Resulta entonces difícil decir si el desvío observado es o no significativo.

Cuadro A.14

RIESGO DE MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN EL RESULTADO DE LOS EMBARAZOS ANTERIORES (TASAS POR 1 000 EMBARAZOS OBSERVADOS)

Fuente	Ningún embarazo anterior	Historia genésica anterior						
		Embarazo precedente		Número de abortos en el conjunto de embarazos anteriores				
		Nacido vivo	Aborto	0	1	2	3+	1+
Shapiro I....	97	110	222					
Shapiro II...	113			56 ^(a)				111 ^(a)
Warburton....	129		267 ^(b)	123	237	262	317	248
Pettersson I.	159			225	343333....		
Pettersson II	112			179	268	415	400	
Léridon.....	98	104	{ 244 203 ^{(b)(c)}	88 ^(c)	189 ^(c)247		201 ^(c)

(a) Embarazos y abortos de una duración de gestación superior a 12 semanas.

(b) Después del primer aborto.

(c) Solamente embarazos del orden 1 al 6.

Cuadro A.15

MORTALIDAD INTRAUTERINA DE ORDEN UNO SEGUN LA EDAD (TASAS POR 1 000 EMBARAZOS DESCUBIERTOS)

Fuente	Orden	<20 años	20-24	25-29	30-34	>35 años	Todas las edades
Stevenson	1	127	91	91	152	214	107
	Todos	137	109	116	163	206	144
Shapiro I	1	126	80	72	130	262	97
	Todos	124	97	115	156	219	142
Shapiro II	1	 94....		151	277	113
	Todos	124....		163	230	153
Warburton	1	106	142	102	173	(471)	129
	Todos	122	143	137	155	199	147
Léridon..	1	87	89	121	145	188	98
	Todos	101	97	104	139	167	121

Estudio sistemático de los embarazos sucesivos. El análisis que proponemos resulta de una encuesta efectuada en 1968 en Martinica, que se basó en una muestra representativa de la población femenina de 15 a 54 años. La lista de los embarazos sucesivos se obtuvo por simple interrogación retrospectiva, pero, la calidad de los datos quedó atestiguada por la muy grande concordancia de nuestros resultados con las de encuestas semi-prospectivas. Otro índice del cuidado con que las encuestadoras realizaron por lo menos esta parte del interrogatorio, nos lo ha suministrado ya el estudio — a priori muy delicado — de la fecundidad según las uniones sucesivas^{24/} Además, hemos calculado tasas de mortalidad intrauterina según el orden, *por generación* (es decir, según la edad al momento de la encuesta), para destacar eventuales sesgos ligados al intervalo transcurrido entre los primeros acontecimientos (primeros embarazos) y la fecha de observación. No encontramos nada significativo. De paso, esto nos da la ocasión para defender *la prioridad de la calidad sobre la cantidad* en las encuestas demográficas, a la vez que para insistir en el alto grado de *coherencia interna* de las observaciones, coherencia que los tests estadísticos usuales no tienen en cuenta, y que proviene de la ausencia de independencia entre esas observaciones, incluso cuando las submuestras que se comparan están compuestas por individuos distintos.

En los cuadros A.12 y A.13 ya dimos las tasas de mortalidad intrauterina por edad y por orden, resultantes de nuestra muestra (cuyo efectivo útil es aquí de 5 672 embarazos).

En el cuadro A.16 y en el gráfico A.3 se presentan las tasas que combinan el orden con la edad^{25/}.

También calculamos tasas *por edad, orden y resultado del embarazo precedente*. Globalmente, para el conjunto de los embarazos de orden 2 al 10, el riesgo de aborto después de un nacimiento vivo es igual a 10⁴ por 1 000, en tanto que *después de un aborto alcanza a 244 por 1 000*. La relación entre estos dos riesgos es un poco más débil en las edades jóvenes y en los órdenes 3 y 4, pero siempre es superior a 1,5 (cuadro A.17). Si nos limitamos a los embarazos de segundo orden que se producen antes de los 25 años, se obtienen las tasas siguientes:

$$\text{— después de un nacimiento vivo: } \frac{47}{498} = 9,4\% \text{ FC}$$

$$\text{— después de un aborto: } \frac{14}{47} = 29,8\% \text{ FC}$$

^{24/} Véase H. Léridon, "Les facteurs de la fécondité en Martinique", *Population*, 1971, No. 2.

^{25/} La edad de la madre es siempre la alcanzada al final del embarazo.

Cuadro A.16
MARTINICA. MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN EL ORDEN Y LA EDAD

Orden del embarazo	Resultado	Edad de la madre						Todas las edades
		<20	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	
1	FC	32	39	21	8	2	1	103
	NV+FC	369	437	174	55	14	2	1051
	Tasa	0,087	0,089	0,121	0,155	0,098
2	FC	17	44	18	6	7	1	93
	NV+FC	140	406	254	82	20	5	907
	Tasa	0,121	0,108	0,071	0,131	0,103
3 y 4	FC	6	43	52	42	10	4	157
	NV+FC	36	455	560	301	73	14	1439
	Tasa		0,095	0,093	0,140	0,161
5 y más	FC	0	11	66	109	82	63	331
	NV+FC	1	110	528	746	618	272	2275
	Tasa		0,100	0,125	0,146	0,133	0,232	0,145
Todos los órdenes	FC	55	137	157	165	101	69	684
	NV+FC	546	1408	1516	1184	725	292	5672
	Tasa	0,101	0,097	0,104	0,139	0,139	0,235	0,121

FC = aborto (o nacido muerto). (En francés "fausse-couche") (N. del T.)

NV = nacidos vivos

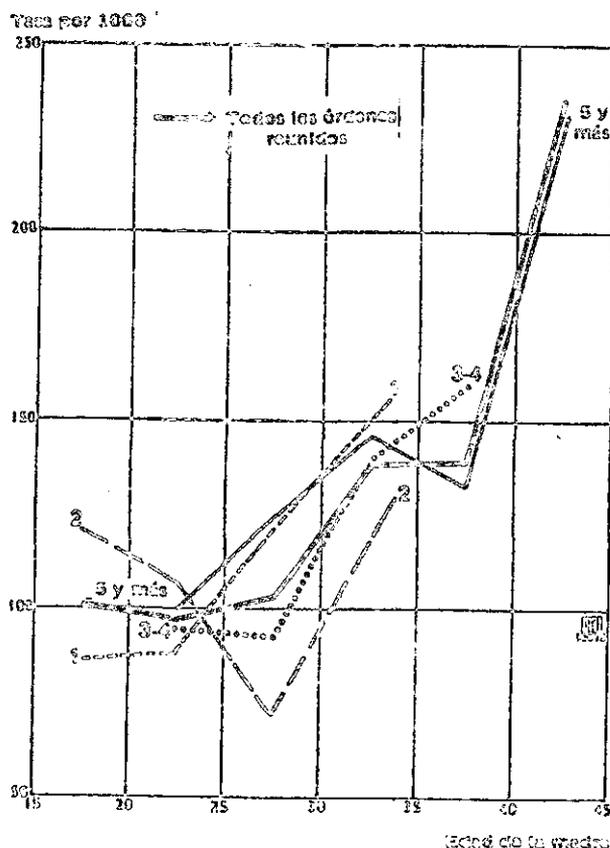
Para proseguir el análisis, hicimos el inventario sistemático de los embarazos sucesivos para las órdenes 1 a 6. Nos limitaremos a estos seis primeros órdenes (que comprenden 4406 embarazos, o sea, 78 por ciento del total) por las razones siguientes:

a) Para una mujer que tuvo seis embarazos, el número de "historias genésicas" posibles es igual a 2^6 , es decir 64. Después del sexto orden, el número de combinaciones sobrepasa rápidamente el de embarazos observados en el mismo orden y los resultados pierden sentido;

b) Hasta el sexto orden inclusive, la tasa de mortalidad intrauterina aumenta bastante poco en nuestra muestra: se elimina así una fuente de sesgos molestos para nuestro análisis, ya que al seleccionar ciertas cohortes se corre el riesgo de aumentar la proporción de abortos por el simple "efecto del orden", que no guarda relación con la historia genésica anterior;

Gráfico A.3

MARTINICA: MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN LA EDAD DE LA MADRE Y EL ORDEN DEL EMBARAZO



Cuadro A. 17

MARTINICA. MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN EL RESULTADO DEL EMBARAZO PRECEDENTE Y SEGUN LA EDAD O EL ORDEN

Embarazo precedente	Embarazo estudiado	Edad de la madre						Todas las edades
		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	≥40	
	FC	19	83	111	101	58	34	406
NV	FC+NV	156	878	1 211	951	534	167	3 897
	Tasa	0,122	0,095	0,092	0,106	0,109	0,204	0,104
	FC	4	15	23	42	15	9	108
FC	FC+NV	21	92	125	126	56	22	442
	Tasa	0,190	0,163	0,184	0,333	0,268	0,409	0,244
Orden del embarazo estudiado								
		2	3	4	5	6 a 10	Total (2 a 10)	
	FC	72	72	60	54	148	406	
NV	FC+NV	823	705	592	501	1 276	3 897	
	Tasa	0,087	0,102	0,101	0,108	0,116	0,104	
	FC	21	13	12	17	45	108	
FC	FC+NV	83	67	73	59	160	442	
	Tasa	0,253	0,194	0,164	0,288	0,281	0,244	

FC = Aborto (o nacido muerto)

NV = Nacido vivo

c) Al mismo tiempo, "el efecto de la edad" se ve muy atenuado, pues nuestra submuestra no contiene más que el 31 por ciento de embarazos después de los 35 años.

Reconstruimos "el árbol" completo de estos 4 406 embarazos según su orden, y también lo descompusimos en tres según la edad alcanzada al término de cada uno de los embarazos: menos de 25 años, 25 a 34 años y 35 años y más. Sólo reproducimos aquí el árbol total (gráfico A.4). El gráfico A.5 resume los principales resultados, que vamos a desarrollar más en los párrafos que siguen. Globalmente, la proporción de abortos entre los embarazos de orden 1 a 6 alcanza a un 10,7 por ciento (472/4 406).

Gráfico A.4

MARTINICA: RESULTADO DE LOS EMBARAZOS SUCESIVOS, PARA LAS ORDENES DEL 1 AL 6

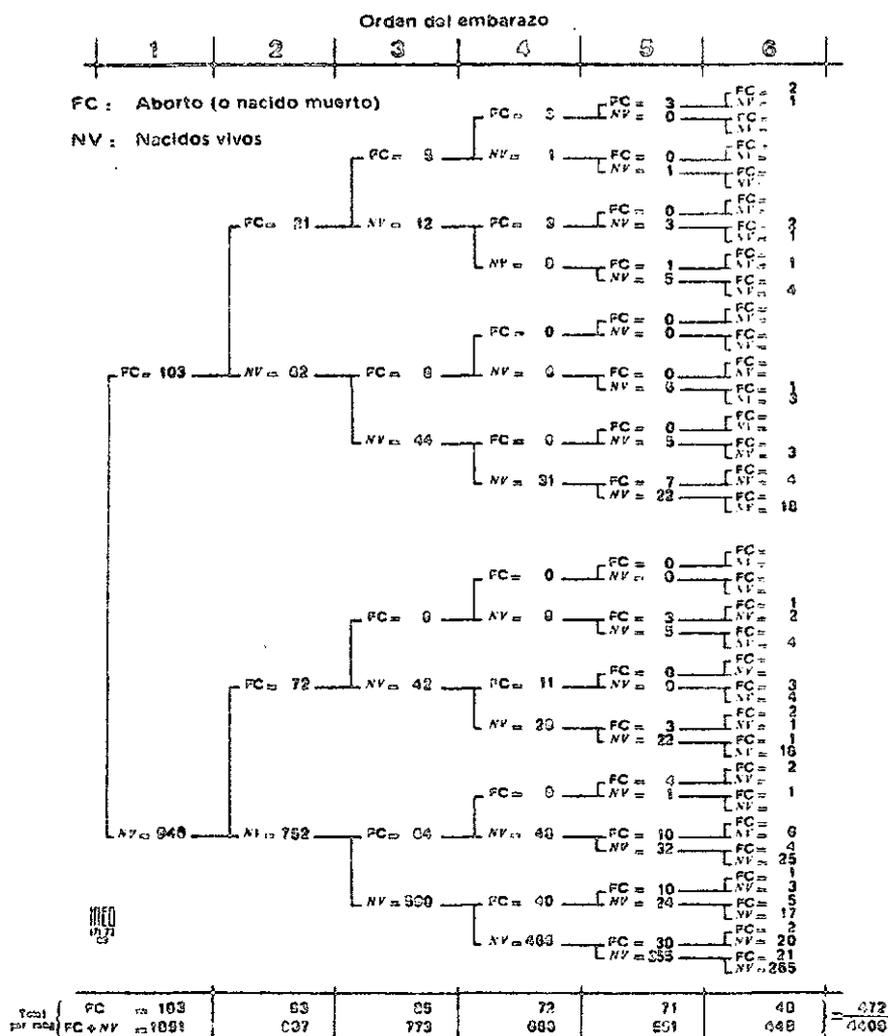
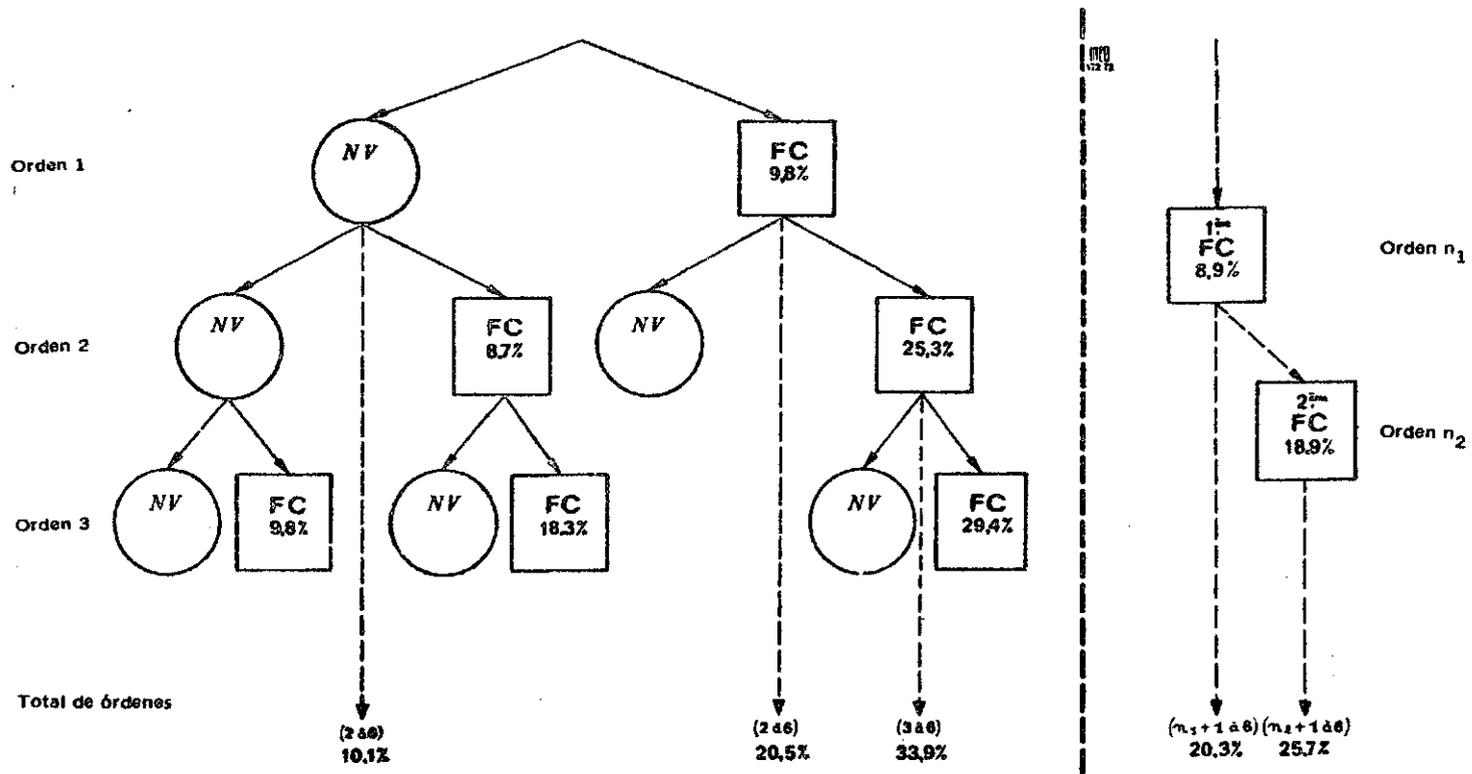


Gráfico A.5

MARTINICA: MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN LA HISTORIA GENESICA ANTERIOR



Para el primer embarazo, el riesgo de aborto es igual a 9,8 por ciento, según ya lo hemos visto. Si el resultado de este primer embarazo es normal, el riesgo conserva el mismo orden de magnitud en el orden siguiente ($72/824 = 8,7\%$); y lo mismo en el orden 3 después de dos nacimientos vivos ($64/654 = 9,8\%$). En cambio, después de un aborto en el orden 1 el riesgo alcanza a un 25,3 por ciento ($21/83$) en el orden 2, y parece aún más elevado después de dos abortos sucesivos en los órdenes 1 y 2 ($5/17 = 29,4\%$ en el orden 3, o $19/56 = 33,9\%$ en todos los órdenes del 3 al 6). En términos más generales, el riesgo de un primer aborto es bajo (menos de un 10 por ciento) cuando los nacimientos vivos se suceden:

TASAS DE MORTALIDAD INTRAUTERINA DE ORDEN
n EN AUSENCIA DE ABORTO EN LOS ORDENES
DE 1 A n-1

n = 1	103/1051	= 9,8 %
n = 2	72/ 824	= 8,7 %
n = 3	64/ 654	= 9,8 %
n = 4	40/ 506	= 7,9 %
n = 5	30/ 385	= 7,8 %
n = 6	21/ 286	= 7,4 %
Total	330/3706	= 8,9 %

La sucesión de las tasas tiene tendencia a descender, como se puede esperar en todo proceso selectivo, pero esta disminución es muy lenta: es posible que el efecto de selección se vea compensado parcialmente por el aumento del riesgo con la edad.

Cuando se produce un primer aborto, el riesgo global de las órdenes posteriores se acerca al 20 por ciento, cualquiera que sea el orden de llegada del primer aborto.

TASA GLOBAL DE MORTALIDAD INTRAUTERINA DESPUES DE UN
PRIMER ABORTO SOBREVENIDO EN EL ORDEN n

n	Embarazos de ordenes ($n + 1$) a 6			
	FC	NV	Total	Tasa
1	62	241	303	20,5 %
2	32	143	175	18,3 %
3	30	110	140	21,4 %
4	16	44	60	21,7 %
5	2	20	22	
Total	142	558	700	20,3 %

Después de un *segundo aborto* el riesgo global es del orden del 25 por ciento ($37/144 = 25,7\%$); después de un *tercero* es aún mayor ($13/23 = 56,5\%$).

*
* *

En lugar de establecer estos resultados "*en forma prospectiva*", como lo hemos hecho hasta aquí (riesgo global de un orden n al orden 6), también se puede proceder en forma *retrospectiva*, calculando, para cada orden, *tasas de mortalidad según el número de abortos anteriores*. Reagrupando los resultados relativos a cada orden, se obtiene:

TASAS DE MORTALIDAD INTRAUTERINA SEGUN EL NUMERO DE
ABORTOS ANTERIORES

Sin aborto.....	330/3706 = 8,9 %
Un aborto.....	105/ 556 = 18,9 %
Dos o más abortos.....	37/ 144 = 25,7 %
Total.....	472/4406 = 10,7 %

El cálculo de la tercera línea es formalmente idéntico al cálculo del "riesgo global después de un segundo aborto" y el resultado no tiene nada de nuevo. La segunda línea, en cambio, está limitada a los embarazos posteriores a un primer aborto, deteniéndose la suma apenas ocurre el segundo. La tasa obtenida (18,9%), lógicamente es inferior al resultado global del cuadro precedente (20,3%), pero la diferencia es pequeña.

Por último, hemos buscado un eventual "efecto de racimo" calculando los riesgos en los órdenes sucesivos después de un primer aborto. Después de reagrupar los resultados obtenidos establecidos para cada orden de llegada del primer aborto, se obtiene:

TASAS DE MORTALIDAD INTRAUTERINA EN EL ORDEN (n+1) CUANDO
EL PRIMER ABORTO SE PRODUCE EN EL ORDEN n:

Orden (n+1).....	50/244 =	20,5 %
Orden (n+2).....	44/189 =	23,3 %
Orden (n+3).....	25/138 =	18,1 %
Orden (n+4).....	18/ 89 =	} 17,8 %
Orden (n+5).....	5/ 40 =	
Total.....	142/700 =	20,3 %

Inmediatamente después del primer aborto, el riesgo (20,5%) no es muy diferente del riesgo global después de este primer aborto (20,3%). Si no se desea limitar el análisis a los embarazos posteriores al primer aborto, el riesgo de mortalidad inmediatamente después de un aborto (cualquiera sea el orden) es igual a 22,1% (73/330).

*
* *

¿Cuáles son las conclusiones de estos resultados? Digamos primero, como ya lo señalaban Warburton y Frazer, que ningún modelo simple permite abarcar todos los fenómenos observados. En general, se puede asegurar que:

1) Existe una gran heterogeneidad inter-individual en cuanto al riesgo de mortalidad intrauterina. Para una cierta proporción de mujeres (quizá un 10 o 20 por ciento), desde el principio el riesgo es muy superior al promedio.

2) Alrededor del 25 por ciento de los embarazos en curso después de cuatro semanas (a partir de las últimas reglas) terminan en una defunción fetal. Sin embargo, esta estimación sólo puede obtenerse mediante el cálculo de una tabla de mortalidad intrauterina: las tasas *aparentes* (obtenidas por un simple estudio retrospectivo, por ejemplo), a menudo son del orden de un 12 a un 15 por ciento.

3) El riesgo aumenta por cierto *con la edad, al menos a partir de los 30-35 años, cualesquiera que sean los antecedentes genésicos*. Es lo que sucede particularmente en el caso del *primer* embarazo.

Subrayamos un último punto. Implícitamente hemos ignorado en esta discusión, la presencia eventual de abortos *provocados* pero declarados como espontáneos. El efecto de repetición que hemos observado podría tal vez explicarse así: toda mujer que acepta un primer aborto provocado aumenta su probabilidad de tener otros, y, sin duda, también aumenta el riesgo de un aborto espontáneo ulterior. Sin embargo permanece sin aclarar el hecho de que el efecto de repetición se observa *en todas partes* con la *misma intensidad*. Habría que admitir entonces que la tasa de disimulo es en todos los países del mismo orden de magnitud, lo que -sin ser imposible- no es muy probable.

Etiología de la mortalidad intrauterina.

Desarrollaremos sólo este punto, brevemente, pues los aspectos médicos sobrepasan mucho nuestra competencia. Pero es interesante señalar la medida en que el progreso de los conocimientos acerca de la *tasa de incidencia* de la mortalidad intrauterina, ha influido en la evolución de las ideas acerca de *las causas* de esta mortalidad. Desde que quedó en claro que la mayor parte de la mortalidad intrauterina se concentraba en las primeras semanas del desarrollo en el útero y que la expulsión del embrión podía ocurrir hasta varias semanas después de detenerse su desarrollo, hubo que abandonar las interpretaciones demasiado inmediatas: traumatismo sufrido por la madre (viaje, esfuerzo violento, etc.), shock psicológico, etc. Estos hechos pueden provocar *la expulsión* de un embrión ya fallecido, pero es muy raro que constituyan la causa de esa muerte.

De una manera general, conviene distinguir los abortos *tardíos* (después de la 20a semana) y los abortos *precoces* (antes de la 20a semana). Respecto de los primeros, las lesiones inflamatorias, a menudo de origen infeccioso, serían las causantes de más de la mitad de los abortos espontáneos. Las malformaciones uterinas también podrían tener un papel no despreciable, sobre todo en el caso de abortos espontáneos repetidos.

En cuanto a los abortos precoces, la etiología es totalmente diferente. El origen de la mayoría de estos abortos reside en *anomalías de la estructura genética* del cigoto. Estas anomalías pueden ser de dos tipos:

— *anomalías génicas*, que afectan sólo a uno o a varios genes. Estas anomalías pueden haberse adquirido por herencia o provenir de una mutación.

— *anomalías cromosomáticas* que afectan a uno o a varios cromosomas. Estas anomalías son graves y en su mayoría no se observan jamás en niños llegados a término.

Son estas anomalías o "aberraciones" cromosomáticas las que explican la mayor parte de las muertes intrauterinas precoces. Se lo suponía desde hace mucho tiempo, después de los trabajos fundamentales de Hertig y otros, pero las ideas han podido apreciarse mejor con la determinación sistemática de cariotipos (es decir, de "mapas cromosomáticos") de productos de abortos espontáneos, realizada a gran escala por D. Carr, en Canadá, y por J. y A. Boué en Francia (véase la rúbrica 1.121 de la bibliografía). De acuerdo con las observaciones de estos últimos, *casi los dos tercios* de los abortos espontáneos se deben a una aberración cromosomática. Comparando sus resultados con los de Shapiro (en cuanto a la evolución de la mortalidad intrauterina total según la edad) y de French y Bierman (respecto del nivel general), hemos podido proponer una descomposición de las tasas por edad o por orden de embarazo (Ref. 084). Los resultados (cuadro A.18) muestran que *el aumento de la mortalidad intrauterina con la edad de la madre (o con el orden del embarazo) resulta principalmente del aumento del riesgo genético.*

En el estado actual de las observaciones, no podemos precisar más el papel de las aberraciones cromosomáticas y de las otras anomalías en el riesgo de mortalidad en función del resultado de los embarazos precedentes o en función del origen de los abortos precedentes. Por lo demás, sería necesario entrar en el detalle de los diversos tipos de anomalías y tener en cuenta los antecedentes hereditarios de los padres, así como las anomalías observadas en los niños nacidos a término.

Hacia una tabla completa de mortalidad intrauterina.

Ya dijimos que la estimación de French y Bierman para el período de 4 a 7 semanas, quizás sea inferior a la realidad, pues su primer cociente muy bien podría aproximarse a 150 por mil. Con este cociente, la mortalidad total excedería el 270 por mil según su tabla.

¿Y qué pasa durante el transcurso de las *dos primeras* semanas de embarazo, entre la ovulación y el momento teórico de las reglas siguientes? No existe aún una respuesta apropiada para esta pregunta. Pero tratemos de seguir paso a paso el desarrollo del proceso.

Si hay fecundación el resultado es la formación de un huevo, que inicia de inmediato, *pero muy lentamente*, su división celular. En el momento de entrar en la cavidad uterina, alrededor del cuarto día, el huevo sólo cuenta con una docena de células (en caso de desarrollo *normal*). Al término de la primera semana, ocurre la nidación, pero el huevo mide aún menos de un milímetro. Esto quiere decir que si la expulsión ocurre hacia

Cuadro A. 18

**MORTALIDAD INTRAUTERINA DE ORIGEN GENETICO SEGUN
LA EDAD DE LA MADRE Y EL ORDEN DEL EMBARAZO**

	E d a d d e l a m a d r e :					
	<20 años	20-24	25-29	30-34	35-39	≥40 años
Tasa de mortalidad intrauterina global, por mil (a)	(207)	162	192	261	366	(500)
Proporción de anomalías cromosómicas (b)	(0,42)	0,59	0,58	0,65	0,74	0,85
Descomposición de la tasa:						
origen genético:	(87)	96	111	170	270	(425)
origen no genético:	(120)	66	81	91	96	(75)
	O r d e n d e l e m b a r a z o :					
	1	2	3	4 y más		
Tasa de mortalidad intrauterina global, por mil (a)	162	179	230	311		
Proporción de anomalías cromosómicas (b)	0,58	0,65	0,65	0,66		
Descomposición de la tasa:						
origen genético:	94	116	149	205		
origen no genético:	68	63	81	106		

(a) 1,67 veces las tasas brutas registradas por Shapiro y otros (Ref. 090). El coeficiente 1,67 es igual a la relación entre la tasa global de la tabla de French y Bierman (Ref. 077) y la tasa global obtenida por Shapiro.

(b) Según los resultados de J. y A. Boué.

la segunda o tercera semana (en el momento teórico de las reglas), habría que estar muy bien preparado para distinguir este ciclo *con fecundación* de un ciclo ovulatorio normal, sin fecundación. Por cierto, la distinción no es imposible teóricamente: desde el comienzo de un embarazo, por ejemplo, ciertos equilibrios hormonales se modifican considerablemente. Pero la detención muy precoz del desarrollo del huevo y luego su expulsión, pueden resultar precisamente de una mala "regulación" de las secreciones hormonales. En otras palabras, los medios de que se dispone para descubrir -aún muy pronto- un embarazo *normal* pueden resultar inoperantes en el caso de un embarazo *anormal* ...

En cuanto a la observación *directa*, ella trae evidentemente como secuencia la detención inmediata del desarrollo!

Sin embargo, es así como se ha podido tener alguna idea sobre los quin ce primeros días de la gestación. Es un trabajo muy minucioso, realizado por Hertig y sus colaboradores (Ref. 108) al realizar operaciones (del tipo histerectomía) destinadas a producir una esterilización definitiva. En vista de esta consecuencia inevitable, no había inconveniente en solicitar a las mujeres afectadas que se mantuviesen voluntariamente en condiciones óptimas de fecundación justo antes de la operación. Hertig pudo constituir así (progresivamente) una pequeña muestra de mujeres:

- que ya habían comprobado su fertilidad,
- que habían ovulado normalmente en el curso del último ciclo,
- que habían tenido por lo menos una relación sexual menos de 24 horas antes o después del día de la ovulación,
- y cuya operación no se debía a un estado patológico que pudiera impedir la fecundación.

Al operar a estas mujeres en los días siguientes a la ovulación, Hertig trató de establecer los casos de fecundación efectiva, el grado de desarrollo del huevo y el carácter normal o anormal de su evolución. De 107 casos, comprobó una fecundación efectiva en 34, detectando un huevo de 2 a 17 días de edad. En 10 de estos 34 casos, el huevo era manifiestamente anormal. Después, Hertig constituyó una submuestra de 36 mujeres, límita da a los casos cuya investigación se había podido realizar en las mejores condiciones posibles (generalmente es esta submuestra la que se cita en la literatura). En este grupo, la fecundación se comprobó en 21 casos, 6 de los cuales correspondían a implantación con un huevo anormal. En otras palabras, la "fecundación aparente" de esta muestra se eleva a $15/36 = 0,42$

En 1967, Hertig dio un excelente resumen de sus trabajos y de sus conclusiones (Ref. 106). De 100 óvulos puestos en contacto con espermatozoides, estima que se encontrarán:

- 16 casos de no fecundación,
- 15 muertes antes de la implantación (la semana),

27 muertes en el transcurso de la 2a. semana,

8 muertes entre la 3a. y la 6a. semana,

3 muertes durante los meses siguientes, y

31 nacimientos vivos (entre los cuales, un niño en promedio será portador de anomalías congénitas).

Así, de 42 embarazos en curso al comienzo de la tercera semana 11 terminarían en abortos espontáneos, o sea el 26 por ciento, tasa compatible con las observaciones de French y Bierman. Pero habría que agregar un número igual de embarazos (42) interrumpidos antes de finalizar la segunda semana.

*
* *

Más recientemente, W.H. James volvió a analizar los datos de Hertig llegando a conclusiones algo diferentes (Ref. 083). Según James, sería necesario contar:

10% de fracasos en la fecundación,

50% de huevos anormales entre los óvulos fecundados,

60% de estos huevos anormales desaparecerían antes del 25° día, y

10% de los huevos normales desaparecerían antes del 25° día.

De 90 casos de fecundación efectiva, habría entonces:

$\frac{1}{2} \times 90 \times 0,6 = 27$ muertes de cigotos anormales en el transcurso de las dos primeras semanas (aproximadamente).

$\frac{1}{2} \times 90 \times 0,1 = 5$ muertes de cigotos normales en el transcurso del mismo período, lo que dejaría 58 embarazos en curso dos semanas después de la fecundación. Si a estos 58 "sobrevivientes" se les aplica — como lo admite James — el cociente global de la tabla de French y Bierman se producirían aún:

$58 \times 0,237 = 14$ muertes después de dos semanas, lo que dejaría finalmente 44 nacimientos vivos (en lugar de 31 según Hertig).

Pero en este cálculo se le puede objetar que la proporción de cigotos anormales que se desarrollan hasta su término normal sería demasiado elevado. En efecto, después de dos semanas de desarrollo subsistirían:

$$45 - 27 = 18 \text{ cigotos anormales,}$$

y por consiguiente, después de 36 semanas de desarrollo, un mínimo de:

$19 - 14 = 4$ niños portadores de anomalías, de $\frac{4}{44}$ nacidos vivos, o sea, casi un 10 por ciento (la proporción que generalmente se admite para el conjunto de las malformaciones congénitas, incluyendo las benignas, es inferior al 5 por ciento, y para las anomalías cromosomáticas solamente, cercana al 1 por ciento).

Para resolver el problema, no bastaría aumentar ligeramente la mortalidad después de 2 semanas integrando los 3 o 4 embriones anormales "superfluos", pues de todas maneras no es posible admitir que todos los embriones muertos después de 2 semanas sean defectuosos. Para convencerse, el problema se puede plantear así:

Partamos de los 40 embriones normales y de los 18 anormales, aún en desarrollo después de dos semanas en el esquema de James. Podemos admitir, como máximo, que de los 18 anormales uno llegará a término. Se contarían entonces 17 muertes de embriones anormales.

Cuando hablamos de embriones "anormales" se trata siempre de anomalías graves, en la mayoría de los casos de origen cromosomático. Ahora bien, según J. y A. Boué, se encuentra una anomalía cromosomática, aproximadamente en el 60 por ciento de los abortos espontáneos de dos semanas. Además, de las 17 muertes de embriones anormales, habría que admitir entonces:

$$17 \times \frac{40}{60} = 11 \text{ muertes de embriones normales}$$

En resumen, al término normal sólo subsistirían $58 - 17 - 11 = 30$ niños nacidos vivos. Se vuelve, al resultado de Hertig, pero con una mortalidad después de dos semanas igual al doble de la de French y Bierman ($28/58=0,483$). Entonces, en nuestra opinión el esquema de James es defectuoso y la estimación de Hertig es más coherente.

Combinando los resultados de Hertig con los de French y Bierman se llega así a la "tabla de mortalidad intrauterina completa" que se presenta a continuación, que incluye los casos de fracaso de fecundación, la que — repitámoslo — se intentó en condiciones óptimas (una relación a menos de 24 horas del momento de la ovulación).

TABLA COMPLETA DE MORTALIDAD INTRAUTERINA (100 OVULOS EXPUESTOS AL RIESGO DE FECUNDACION) (A PARTIR DE LOS RESULTADOS DE HERTIG Y DE FRENCH Y BIERMAN)

Semanas después de la ovulación (x)	Muertes ⁽¹⁾ d_x	Sobrevivientes ⁽²⁾ S_x
	16 ⁽³⁾	100
0	15	84
1	27	69
2	5,0	42
6	2,9	37
10	1,7	34,1
14	0,5	32,4
18	0,3	31,9
22	0,1	31,6
26	0,1	31,5
30	0,1	31,4
34	0,1	31,3
38	0,2	31,2
Nacidos vivos		31

(1) Más precisamente, *expulsiones* de embriones muertos.

(2) Embarazos aún en curso.

(3) Fracasos a la fecundación.

Fecundabilidad y mortalidad intrauterina Como la noción de fecundabilidad puede haberse diluido un tanto en los párrafos consagrados a la mortalidad intrauterina, no será inútil insistir sobre ella. En efecto, como L. Henry lo ha mostrado en un importante artículo teórico (Ref. 051), esos dos componentes están fuertemente relacionados.

Si nos atenemos a la tabla que acabamos de presentar, la fecundabilidad "fisiológica" alcanzaría a 0,84 (y aún a 0,90 según James). Como las 42 muertes de las dos primeras semanas pasan totalmente inadvertidas, inmediatamente se puede fijar esta estimación en 0,42. Esta operación no presenta ningún inconveniente si el riesgo de fecundación durante el primer ciclo consecutivo no se ve modificado por la existencia de un embarazo efímero (en otras palabras, si el tiempo muerto que sigue es nulo). Si tal es el caso, equivale a admitir que no hubo fecundación, o que la fecundación tuvo lugar pero no tuvo ninguna consecuencia en el ciclo siguiente.

En realidad, no sabemos si esto es así. Lo que sabemos es que si tal concepción es seguida de un tiempo muerto, éste es de corta duración. En efecto, R.G. Potter (Ref. 016) y L. Henry (Ref. 051) han demostrado que el tiempo muerto consecutivo a un aborto que sobreviene a los dos o tres meses no excede, en promedio, más de un mes la duración de la gestación. El error que se puede cometer al integrar la mortalidad intrauterina de las dos primeras semanas con la fecundabilidad es, por lo tanto, muy reducido.

Aclarado este primer punto, se podrá encontrar que la estimación de la fecundabilidad (0,42) es aún demasiado elevada. Resulta, en efecto, una fecundabilidad "efectiva", en términos de nacimientos vivos, igual a 0,31, en tanto que anteriormente sugerimos un valor cercano a 0,25 (hacia los 25 años). Pero no se debe perder de vista que Hertig se había colocado en condiciones "óptimas", al considerar únicamente los casos en que hubo relación sexual a menos de 24 horas de la ovulación. Para que esto ocurra así en una muestra, por ejemplo, de recién casadas, habría que admitir una frecuencia (uniforme) de relaciones igual a uno cada dos días, lo que es superior a los resultados de la mayoría de las encuestas. Reduciendo esa frecuencia a una cada tres o cuatro días, se pasa, según el estudio de Barrett y Marshall, de una fecundabilidad 0,43 a una fecundabilidad 0,31 o 0,24 (véase la página 50).

Así queda establecida la coherencia de estas diversas apreciaciones de una misma noción. Pero sería imposible ir más allá del resultado de Hertig (63% de los huevos eliminados espontáneamente), sin entrar en contradicción con las conclusiones más seguras de los estudios demográficos sobre la fecundidad.

CAPITULO V

EL TIEMPO MUERTO FISIOLÓGICO

Cualquiera que sea el resultado del embarazo, toda concepción marca el comienzo de un período durante el cual la fecundabilidad es nula, período cuya duración es por lo menos igual al de la gestación (y a menudo más prolongado), que se denomina — siguiendo a L. Henry — un *tiempo muerto*.

Si la experiencia cotidiana enseña, desde los tiempos más remotos, que la mujer es poco fértil durante el post-partum, y principalmente cuando amamanta, durante mucho tiempo se ha carecido, en cambio, de datos científicos y estadísticos y todavía más, se puede decir que gran parte de nuestros conocimientos sobre la materia proviene de observaciones estrictamente demográficas, a través de los intervalos intergenésicos, y sin que la duración de la amenorrea post-partum se conozca siempre con precisión. Comenzaremos, sin embargo, por tratar las variables fisiológicas, prefiriendo así el orden lógico al orden histórico.

La amenorrea post-partum. Como primer paso, conviene distinguir entre las poblaciones en donde la lactancia es corta o nula (la mayoría de los países del Occidente contemporáneo) y aquellas en donde es prolongada y casi general (caso de los países del Tercer Mundo). En efecto la distancia entre unas y otras, desde el punto de vista médico, alimenticio y sociológico, es demasiado grande como para permitir sin más las extrapolaciones de un caso a otro.

En lo que respecta a las primeras, recordaremos dos estudios suficientemente profundos: el de Salber, Feinleib y Macmahon, en Boston (Ref. 124), y el de J. Pascal, en Cambrai y París (Ref. 121) ^{26/}. En los dos casos, la encuesta se hizo entre mujeres que habían dado a luz recientemente en uno de los hospitales de la ciudad de Boston, en el primero, y en diversas maternidades, en el caso segundo.

^{26/} En este estudio se encontrará un panorama muy completo de la literatura sobre el tema.

En Boston, el 78 por ciento de las mujeres no habían amamantado nada. La proporción es más baja en la segunda muestra (38 por ciento), que es probablemente más selectiva a este respecto. En estas mujeres, la duración de la amenorrea fue en promedio, de 58 días (algo menos de dos meses). Como la primera ovulación puede haber ocurrido antes de la primera menstruación después del parto, se ve que el tiempo muerto total no excede de 10 u 11 meses cuando no hay lactancia.

Pero la duración de la amenorrea aumenta considerablemente con la duración de la lactancia ^{27/}, aunque menos rápidamente que ella, como lo muestra el cuadro A.19. Con una duración de la lactancia de hasta tres meses, la duración promedio (o mediana) de la amenorrea es mayor. Con una de más de tres meses, es inferior. Para una lactancia de cinco a seis meses, la duración promedio de la amenorrea es de unos cuatro meses.

Es por lo tanto seguro que en una alta proporción de mujeres que amamantan cesa su amenorrea *antes* de que desteten a su hijo (alrededor de los dos tercios entre las que amamantan por lo menos durante cuatro meses). Pero además, una primera ovulación puede *preceder* las primeras reglas: es incluso el caso más frecuente, contrariamente a lo que hacían pensar los trabajos anteriores, revisados por Tietze en 1961 (Ref. 127). El único estudio que nos permite analizar aquí este punto es el de Pascal, que fue completado con la determinación de la primera ovulación post-partum. En esta muestra, la primera ovulación tuvo lugar:

- en 57% de los casos antes de la primera menstruación después del parto,
- en 33% de los casos en el transcurso del primer ciclo siguiente,
- en 6% de los casos en el transcurso del segundo ciclo siguiente,
- en 3% de los casos en el transcurso del tercer ciclo siguiente, y
- en 1% de los casos en el transcurso del cuarto ciclo siguiente.

Ni la duración de la lactancia, ni la edad, ni la paridez provocan diferencias significativas.

Por consiguiente y en promedio, no parece necesario agregar sistemáticamente a la duración de la amenorrea uno o dos ciclos supuestamente anovulatorios, como algunos autores lo habían sugerido (esto no excluye la posibilidad de que tales ciclos sobrevengan en cualquier momento de los períodos fértiles). ^{28/}

Sin embargo, es probable que el retorno a una fertilidad normal no sea súbito. En efecto, los primeros ciclos son a menudo irregulares y su variancia es mucho más elevada que normalmente. Veamos, siempre según J. Pascal, la evolución de la variancia de los ciclos sucesivos:

^{27/} La duración de la lactancia toma en cuenta, incluso, eventualmente, la de la lactancia mixta.

^{28/} Estas conclusiones acaban de ser confirmadas por un estudio de Pérez y otros, en Chile (Véase la Ref. 122).

V = 48,5 para el primer ciclo después de la primera menstruación posterior al parto,

V = 32,7 para el segundo ciclo después de la primera menstruación posterior al parto,

V = 20,2 para el tercer ciclo después de la primera menstruación posterior al parto,

V = 21,2 para el cuarto ciclo después de la primera menstruación posterior al parto,

V = 15,7 para el quinto ciclo después de la primera menstruación posterior al parto.

La frecuencia de los ciclos anovulatorios baja, al mismo tiempo, de 10 a menos del 5 por ciento.

Cuadro A. 19

DURACION DE LA AMENORREA SEGUN LA DURACION TOTAL DE LA LACTANCIA
(COMPLETA O MIXTA)

Duración de la lactancia	Duración de la amenorrea (en días)				
	Francia (a)		Boston (b)		Santiago (d)
	Promedio	Mediana	Promedio	Mediana	Promedio
Sin lactancia	58	52,5	58	55	443
Inferior a 1 mes.....	52	49		56	53
1 a 2 meses	68	64		68	71
2 a 3 meses	82	83		85	89
3 a 4 meses	95	101		112	107
4 a 5 meses	115	123		124	125
5 a 6 meses	126	118		155	143
Superior a 6 meses (c)	175	(185)		(150)	-

(a) Fuente: J. Pascal, Ref. (121). 425 mujeres que amamantaron y 276 que no amamantaron.

(b) Fuente: Salber y otros, Ref. (124). 485 mujeres que amamantaron y 712 que no amamantaron.

(c) En promedio, ocho meses aproximadamente.

(d) Fuente: Pérez y otros, Ref. (122). 170 mujeres que amamantaron y 30 que no amamantaron (Resultados ajustados).

En las poblaciones en donde la lactancia prolongada constituye la regla común (la imposibilidad de amamantar puede significar la muerte del niño), la situación se conoce menos. Pero es un hecho la existencia de una correlación muy alta y muy significativa entre la duración de la lactancia y la duración de la amenorrea.

Esta correlación aparece en diferentes estudios realizados principalmente en Africa y en Asia. El cuadro A. 19 bis presenta algunos ejemplos.

Cuadro A. 19 bis

DURACION MEDIA O MEDIANA DE LA AMENORREA SEGUN
LA DURACION DE LA LACTANCIA

Lugar	Fuente	Referencia	Duración de la lactancia (en meses)		Duración de la amenorrea (en meses)	
			Media	Mediana	Media	Mediana
Bombay	Baxi (1957)	113 ter	16.5		11.9	
Punjab	Potter y otros (1965)	123		21		11
Bangladesh	Chen y otros (1974)	011 ter		24 (a)		17
Taiwan	JAIN y otros (1970)	117	15.0	13.8	10.1	11.4
Corea del Sur	KOH y SMITH (1970)	119 bis	24		14.6	14
Tailandia (c)	Sivin (1974)	126 bis	11.2		6.1	
Ruanda	Bonte y Van Balen (1969)	127 bis		18		12
Senegal	Cantrelle y Léridon (1971)	011 bis	24.3	24	15 (b)	13 (b)
Turquía, Irán (d)	Sivin (1974)	126 bis	13.0		6.2	
Colombia, Venezuela (e)	Sivin (1974)	126 bis	7.6		3.9	

(a) En el caso de una concepción durante la lactancia, la duración se cuenta únicamente hasta la concepción.

(b) Estimación indirecta.

(c) Cuatro países del Asia suroriental ————— 72% de mujeres en Tailandia.

(d) Tres países del Asia occidental ————— 90% de mujeres en Turquía e Irán.

(e) Cuatro países de la América Latina ————— 71% de mujeres en Colombia y Venezuela.

Aunque la duración media (o mediana) de la lactancia pueda sobrepasar los dos años, la duración media (o mediana) de la amenorrea jamás sobrepasa un año o un año y medio. Las duraciones más prolongadas de la amenorrea se han observado en Bangladesh (Matlab Study): 17 meses; en Corea del Sur: 14 meses; y en Senegal: alrededor de 13 meses. En todos los demás países, las duraciones medias son inferiores a un año. Luego, es probable que el efecto inhibitor de la lactancia sobre la ovulación disminuya cuando la lactancia se prolonga.

En términos generales, los resultados citados nos llevan a pensar que *la duración total del tiempo muerto (para un nacimiento vivo) es del orden de los 20 meses cuando la lactancia es general y prolongada.* Este análisis está también confirmado por los métodos indirectos.

Los intervalos intergenésicos. La existencia de un tiempo muerto que excede en mucho a la duración de la gestación queda probado, según hemos dicho, por el hecho de que los intervalos intergenésicos son, en promedio, claramente más largos que el intervalo matrimonio-primera nacimiento. Como órdenes de magnitud indicamos para los primeros 24 meses (hacia los 20-25 años, es decir al comienzo del matrimonio), y para el segundo 14 meses, o sea, una diferencia de 10 meses que no puede atribuirse al azar (algunos datos de este tipo se dan en el cuadro A. 20).

Por ahora, dejemos de lado el problema de la mortalidad intrauterina. Siendo poco variable la duración de la gestación, el solo conocimiento de un intervalo intergenésico permite calcular únicamente la suma:

retardo de la concepción + tiempo muerto post-partum

Toda comparación de varios intervalos para estudiar su variación con la edad o estimar su dispersión inter-individual, incorpora por lo tanto, *dos fuentes distintas de variabilidad.* Los problemas producidos por esta interferencia (Ref. 115) han sido estudiados por L. Henry, quien propone dos soluciones:

1) La comparación entre intervalos matrimonio-primera nacimiento, e intervalos intergenésicos da una buena estimación del orden de magnitud del tiempo muerto (a pesar de la discontinuidad que podría causar el primer embarazo);

2) el tiempo muerto aumenta probablemente con la edad, después de los 30 años, al mismo tiempo que disminuye la fecundabilidad.

Además, la existencia de la mortalidad intrauterina no modifica el esquema.

Cuadro A. 20
INTERVALOS ENTRE NACIMIENTOS Y "TIEMPOS MUERTOS"

Tipo de intervalo	Intervalos medios, en meses:				
	Québec	Crulai	Isla de Francia	Túnez	Tourouvre y Perche
Matrimonio-primer nacimiento (1)	17,3	16,3(a)	14,2		17,3(a)
Primero-segundo nacimiento	22,5	26,5(a)	22,8		24,5(a)
<i>Destino del niño nacido al comienzo del intervalo:</i>					
-fallecido antes de los 6 meses	18,8	20,7(b)	20,6	18,4	20,7(b)
-fallecido entre 6 y 12 meses	23,5		26,4	23,2	
-sobreviviente a 1 año	25,0	29,6(b)	27,2	27,5	30,0(b)
	Senegal	Mommlingen	Taiwan(c)		
-Fallecido entre 0 y 3 meses	19,7	16,1(d)	11,4(+9)		
-Fallecido entre 3 y 6 meses	21,5	17,0(e)			
-Fallecido entre 6 y 9 meses	22,1	20,2			
-Fallecido entre 9 y 12 meses	25,1				
-Sobreviviente a 1 año	32,7	27,5	17,3(+9)		
-Sobreviviente a 3 años y medio	33,7				

- (1) Solamente partos a partir del octavo mes de matrimonio.
(a) Mujeres casadas entre 20 y 30 años.
(b) Promedios de los intervalos medios de cada tipo, por familia, no ponderados (familias de tamaño 3 a 13).
(c) Intervalo calculado entre un parto y la concepción siguiente (agregar 9 meses para la comparación con las otras observaciones).
(d) Muertes entre 0 y 1,2 meses.
(e) Muertes entre 1,2 y 6 meses.

Fuentes: Québec: J. Henripin (Ref. 196) - Crulai: E. Gautier y L. Henry (Ref. 194) - Isla de Francia: J. Ganiage (Ref. 193) - Tourouvre: H. Charbonneau (Ref. 186) - Senegal: P. Cantrelle y H. Léridon - (Ref. 114) - Mommlingen: J. Knodel (Ref. 118) - Taiwan: A. K. Jain (Ref. 116) - Túnez: J. Ganiage (Ref. 192).

También se puede tener una idea del *aumento* del tiempo muerto *provocado por la lactancia* clasificando los intervalos según *la edad al fallecer del primero de los dos hijos*.

En efecto, la muerte del hijo tiene como consecuencia inmediata la interrupción de la lactancia y, por lo tanto, también el fin de la inhibición de la ovulación ligada a la lactancia. Numerosas monografías de demografía histórica sugieren estas comparaciones entre intervalos "después de la muerte" (niño fallecido antes de los seis meses o antes de un año), e intervalos "antes de la muerte" (niño sobreviviente al año). Los promedios de los intervalos pueden calcularse de distintas maneras (promedios por orden, por familia, ponderados o no ponderados, etc.).

En el cuadro A. 20 hemos reproducido algunos resultados: cuando se compara el caso en que el hijo fallece antes de los seis meses con el que corresponde a un hijo que sobrevive por lo menos un año, las diferencias fluctúan entre 6 y 10 meses.

Como los efectivos utilizados en cada monografía son limitados, el cálculo generalmente no se ha hecho de manera detallada (salvo el de J. Knodel, para Mommlingen, Baviera). Una encuesta de visitas repetidas realizada por P. Cantrelle en Senegal, nos ha brindado la oportunidad de estudiar de manera más profunda las interrelaciones entre fecundidad, lactancia y mortalidad infantil (Ref. 114).

En particular, hemos podido calcular los intervalos entre nacimientos según la edad al destete del hijo precedente (por períodos de tres meses), según la edad al fallecer del hijo precedente (por períodos de tres meses), y según que este hijo haya fallecido antes o durante el embarazo siguiente (véase el cuadro A. 20 bis).

En los tres casos, *el aumento del intervalo es rápido*: en promedio, 12 meses, cuando se pasa de una edad al fallecer inferior a tres meses ^{29/} a una edad al fallecer superior a los 18 meses. Después de los dos años, las curvas se separan bastante, pero una parte de los desvíos es consecuencia de la duración limitada de la observación.

^{29/} El número de destetes (sin muertes) antes del año era demasiado bajo para prestarse a un análisis serio.

Cuadro A. 20 bis

SENEGAL: INTERVALOS INTERGENESICOS, SEGUN LA EDAD AL FALLECER O LA EDAD AL DESTETE DEL PRIMERO DE LOS DOS HIJOS

Edad al fallecer o al destete (en meses)	Intervalo medio según la edad		
	Al destete	Al fallecer	Al fallecer, para las muertes antes de la con- cepción del segundo hijo
0 - 2	25,1	19,7	19,7
3 - 5		21,5	22,0
6 - 8		22,1	22,4
9 - 11		25,1	25,7
12 - 14	25,4	26,8	28,4
15 - 17	28,4	30,0	31,5
18 - 20	28,7	30,9	34,9
21 - 23	32,5	28,9	33,8
24 - 26	34,7	31,2	38,3
27 - 29	37,2	33,5	40,6
30 - 32	37,8	33,5	(45,2)*
33 - 35	40,9	32,7	(50,0)*
Todas las edades al destete	33,4		
Edad al fallecer 0-42 meses		27,6	27,6
Niño sobrevivien- te a los 42 meses		33,7	-
Todos los inter- valos	30,9	30,9	-

(*) Menos de 10 intervalos.

Fuente: P. Cantrelle y H. Léridon (Ref. 114).

En el gráfico A. 6 indicamos una descomposición *aproximada* del intervalo. La duración de la esterilidad post-partum (que supondremos igual a la de la amenorrea), es igual a la del intervalo, menos la duración de la gestación (nueve meses) y el "retardo medio de la concepción de un niño al nacer vivo". En el artículo citado, estimábamos en 0,18-0,19 la fecundabilidad efectiva del grupo estudiado. Según los resultados del cuadro A.7, se puede evaluar en ocho meses aproximadamente, el plazo de concepción correspondiente. De aquí se deduce la duración de la esterilidad post-partum, que es responsable del mayor o menor alargamiento del intervalo. En el cuadro que se presenta a continuación, la hemos comparado con los resultados de J. Pascal (según el cuadro A. 19):

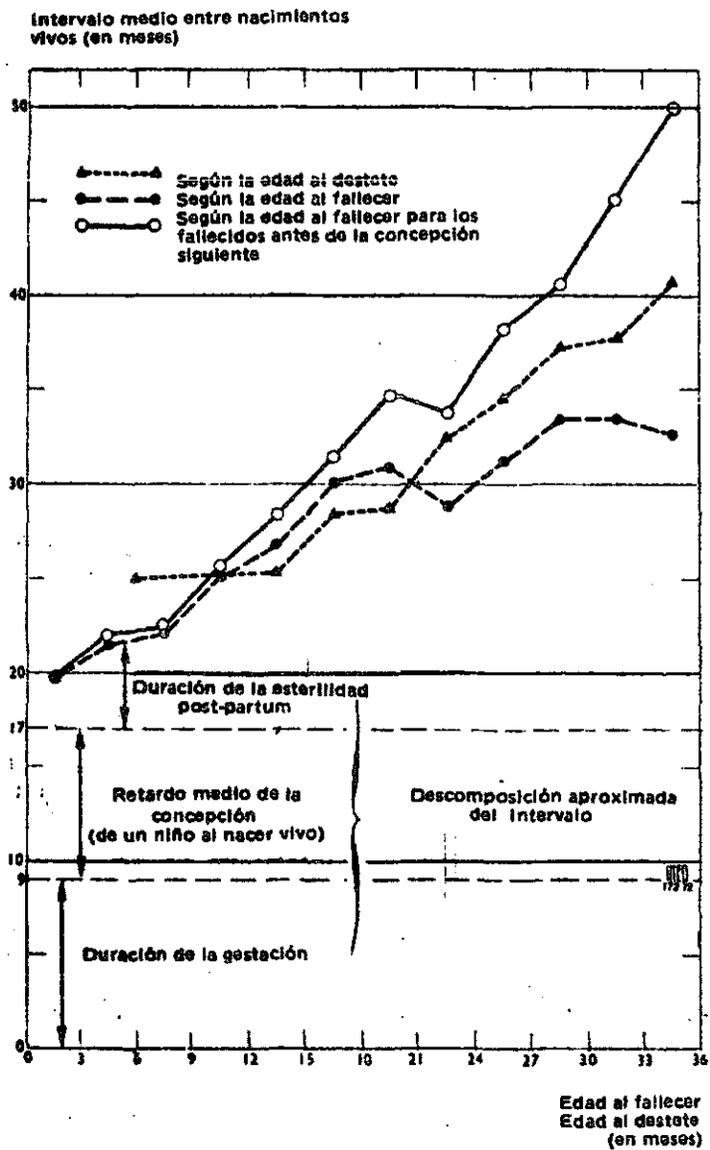
Duración de la lactancia (en meses)	Duración de la esterilidad post-partum:	
	Senegal (evaluación)	Francia (según J. Pascal) (duración de la amenorrea)
0 a 3	2,7	2,2
3 a 6	4,5	3,8
6 a 9	5,1	5,0
9 a 12	8,1	-

Para el Senegal utilizamos los intervalos según la edad al *fallecer* — pues los destetes sin muerte eran muy raros antes del año. Se observa que ambas series son coherentes, a pesar de las grandes diferencias existentes entre las dos poblaciones estudiadas.

Conclusión sobre el tiempo muerto. En este rápido recorrido, no nos hemos referido a la variabilidad del tiempo muerto con la edad, ni a su dispersión en el seno de una misma población. Los estudios sobre el tema son muy escasos y el análisis esencial en esta materia es un artículo de R. G. Pottery y otros, sobre el Punjab (Ref. 039).

Gráfico A.6

SENEGAL: INTERVALOS INTERGENESICOS SEGUN LA EDAD AL DESTETE O LA EDAD AL FALLECER



Despréndese de él que el aumento de la duración de la amenorrea con la edad podría explicar *cerca de la mitad* del alargamiento de los intervalos. La otra mitad resultaría del descenso de la fecundabilidad y, principalmente, del aumento de la mortalidad intrauterina. En cuanto a la *dispersión* de la duración de la amenorrea media entre las mujeres, sólo explicaría *un cuarto* de la variancia total de los intervalos. Es cierto que esta dispersión total es considerable (cuadro A.21).

Cuadro A.21

PUNJAB: INTERVALOS INTERGENESICOS Y DURACION DE LA AMENORREA (EN MESES), SEGUN LA EDAD DE LA MUJER

	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	>40 años	Todas las edades
Duración de la amenorrea:							
.. Promedio ^(a)	7,4	9,4	10,7	12,3	12,9	13,9	10,8
.. Variancia	30,4	57,9	40,5	47,0	77,2	99,7	55,0
Intervalo:							
.. Promedio		...30,5 ^(b) 35,0 ^(c)			31,3
.. Variancia		..180,4282,7			196,0

(a) Edad al final de la amenorrea.

(b) Edad al comienzo del intervalo (635 intervalos).

(c) Edad al final del intervalo (423 intervalos).

Fuente: R.G. Potter y otros (Ref. 039).

Finalmente, el hecho esencial es el siguiente: *el abandono general de la lactancia ha reducido en forma considerable la duración de la esterilidad post-partum* en las mujeres de los países occidentales (y en otras partes). El tiempo muerto correspondiente ha bajado de diez a doce meses, en promedio ^{30/}, a menos de tres meses, haciendo pasar el intervalo medio

^{30/} A veces menos en ciertas poblaciones europeas antiguas (siglos XVII y XVIII), donde la lactancia era a veces limitada.

entre dos nacimientos vivos de 28-30 meses (aproximadamente) a un valor "potencial" algo superior a los veinte meses. Pero la anticoncepción ha venido a compensar — y aun a sobrepasar — esta reducción potencial.

Con la reducción de la fecundidad, y simultáneamente de la duración de la lactancia, el "tiempo muerto" ocupa hoy un lugar reducido en la vida fértil de las mujeres. Salber ha calculado, en el artículo ya citado, que las mujeres de Boston pasan, en promedio, un 7 por ciento de su tiempo de vida fértil (12 a 45 años) en tiempo muerto ^{31/} contra aproximadamente un 40 por ciento en el caso de las mujeres de Punjab.

Digamos por último, que hemos despreciado el caso en que la duración de la esterilidad fisiológica post-partum era inferior a la de las prohibiciones o tabúes sexuales durante este período. En efecto, nos parece que este caso debe ser bastante raro, salvo en un régimen de poligamia. Sin embargo, conviene asegurarse de ello en cada circunstancia, teniendo en cuenta la distancia que puede existir entre la "teoría" y la práctica...

^{31/} Tiempo muerto total, incluyendo los períodos de gestación.

CAPITULO VI

LA ESTERILIDAD

Cuestiones de definiciones. "La esterilidad de una pareja (incapacidad de procreación) puede provenir de una de las dos personas que la forman, o de una incompatibilidad biológica entre ellas. Se distingue la *esterilidad total* (1), o incapacidad de procrear un hijo, de la *esterilidad parcial* (2), o incapacidad de procrear un nuevo hijo después de haber procreado por lo menos uno".

"(2) (Esterilidad parcial): no debe confundirse con la *esterilidad secundaria*, expresión médica que designa una esterilidad consecutiva a una enfermedad o a un traumatismo".

Lo anterior, extraído del artículo 622 del "Diccionario demográfico plurilingüe" ^{32/} (volumen en francés), muestra que los problemas de lenguaje son importantes en la materia. El paso de un idioma al otro no arregla nada. A continuación se indican los mismos párrafos del mismo artículo 622 de la versión *inglesa* del diccionario:

"A sterile couple cannot procreate a child. The sterility may be due to either or both partners and either or both may prove to be fecund with another mate. Among women, we distinguish *primary sterility* (1) where the woman has never been able to have children, and *secondary sterility* (2) which arises after one or more children have been born".

Para comparar estos dos pasajes, conviene precisar primero que el uso ha consagrado una rareza que hace del inglés "fecund" el equivalente exacto del francés "fétil" (apto para la procreación), y del inglés "fertile" el equivalente del francés "fecundo" (fertilidad probada).

Pero si el francés opone con mucha lógica "estéril" a "fétil" e "in fecundo" a "fecundo", el inglés utiliza indistintamente "sterile" o "in fecund" en el sentido común de "no fértil" (o estéril), en oposición a "fecund"; y el término que traduce la noción de "no fecundidad" es "infértil":

	Francés	Inglés	Español *
- Aptitud para procrear	fertilité	fecundity	fertilidad
Opuesto :	{ infertilité sterilité	{ infecundity sterility	{ infertilidad esterilidad
- Procreación efectiva:	fécondité	fertility	fecundidad
Opuesto :	infécondité	infertility	infecundidad
- Probabilidad de concepción en el transcurso de un ciclo:	fécondabilité	fecundability	fecundabilidad

*/ Agregado por el traductor.

En el último renglón del cuadro precedente, se ha agregado la "fecundabilidad" - que también traduce una aptitud, como el sufijo "abilidad" lo muestra bien y que el inglés también expresa con la palabra "fecundability".

Volvamos ahora a las definiciones citadas. Los dos diccionarios hacen corresponder :

esterilidad *total* y *primary sterility*,

esterilidad *partielle* y *secondary sterility*,

aunque la expresión "esterilidad secundaria" - según la versión francesa - se reserva al uso médico (esterilidad causada por un traumatismo o una enfermedad). La expresión "esterilidad primaria" no aparece en esta versión.

Estos matices en las definiciones ocultan, en realidad, importantes diferencias de puntos de vista.

Imaginemos el caso de una mujer hipotéticamente fértil a los 20 años. Se casa a los 30 años con un hombre también fértil. La pareja no logra tener un hijo. Dejamos de lado la posibilidad de una eventual incompatibilidad biológica entre los dos esposos, y supongamos todavía que clínicamente se demuestra que la mujer se ha vuelto estéril. Desde el punto de vista de la definición inglesa, estamos ante una "esterilidad primaria", puesto que la mujer (o la pareja) resulta incapaz de tener un hijo. Esta conclusión vale *para la edad a la cual se comprueba la incapacidad*, sin perjuicio de la situación que puede haber existido entre los 20 y los 30 años.

Desde el punto de vista de la definición francesa, es más difícil decir que estamos ante una *esterilidad total*, puesto que hemos admitido que la mujer es simplemente fértil durante un cierto número de años, entre la edad de 20 años y una edad indeterminada (inferior a los 30 años).

La dificultad reside en la elección entre un punto de vista "prospectivo", que se adapta sin vacilación cuando se trata de estudiar *la aptitud*, y un punto de vista "retrospectivo", más pragmático, desde el cual el observador se limita a *constatar* a posteriori un estado de hecho. La observación demográfica obliga a situarse en la segunda perspectiva, que será pues la nuestra; nos obliga a adaptar esta posición debido a que muy a menudo uno se limita al registro de los nacimientos vivos solamente e ignoramos por lo tanto otros embarazos que hubieran podido probar la aptitud de la mujer para concebir, y también para engendrar. En consecuencia, hablaremos indistintamente de esterilidad "primaria" o "total" cuando una pareja no logra engendrar un hijo nacido vivo.

La misma aclaración es válida para la distinción entre esterilidad "secundaria" y "parcial": por ejemplo, los resultados de un parto, ¿deben considerarse como causas "médicas" o no? El parto mismo, ¿no constituye un "traumatismo" para el organismo femenino? Si en las definiciones dadas es evidente que la esterilidad "parcial" tiene un sentido mucho más amplio que la esterilidad "secundaria", los límites de la segunda no aparecen claros.

Infecundidad y esterilidad. Puesto que estamos obligados a *constatar* a posteriori una esterilidad (parcial o total), ello equivale a decir que nuestras estimaciones se basan en la observación de la *infecundidad*. Sea un grupo de mujeres de edad x que acaban de dar a luz; por lo tanto, todas ellas todavía son fértiles a la edad x , o más exactamente, a la edad x menos 9 meses. Entre ellas, una cierta proporción (S_x) no volverá a tener otro hijo: quedarán estériles antes de haber tenido tiempo de concebir de nuevo. Se puede considerar que S_x es una estimación de la proporción de mujeres que quedaron estériles entre:

$$x(-9 \text{ meses}) \text{ y } x+d,$$

siendo d el retardo de la concepción después de un parto (retardo que aquí incluye el tiempo muerto post-partum).

Lo importante es que este intervalo incluye una gestación y un parto: por lo tanto, S_x toma en cuenta el riesgo de esterilidad *ligado a un embarazo*.

En efecto, se puede admitir, como primera aproximación, que el riesgo de quedar estéril para una mujer aún fértil, depende de dos factores:

— su aumento de edad (riesgo de esterilidad "espontánea" o fisiológica),

— y sus maternidades sucesivas, que pueden perturbar accidentalmente sus funciones reproductoras.

P. Vincent, en 1950, (Ref. 137), y L. Henry, en 1953, (Ref. 132), han indicado los medios para poner en evidencia esos dos factores.

La esterilidad total (o primaria). En una población no maltusiana, una pareja de recién casados que permanecen varios años (cinco, por ejemplo) sin tener hijos, puede considerarse *estéril*: totalmente, si se trata de los cinco primeros años de matrimonio, o parcialmente si se trata de cinco años siguientes a un parto. En este último caso, el plazo debe aumentarse cuando la pareja sobrepasa los 35 años.

Si se clasifica a los recién casados en diversos grupos *según la edad al matrimonio* (generalmente la edad de la mujer), la *proporción* xS_0 de las parejas casadas a la edad x y que permanecen sin hijos, es una estimación de la *tasa de esterilidad total* a la edad $x+d$, si las parejas fecundas casadas a la misma edad tienen su primer hijo a la edad $x+d$, en promedio. El complemento a uno de S_0 no es otra cosa que la "probabilidad de agrandamiento de orden 0", que se representa con a_0 . La serie de las diversas xS_0 (o de las diversas a_0) permiten seguir entonces la evolución de la tasa de esterilidad total con la edad.

En realidad, esta estimación sólo es válida para las parejas *casadas*. La restricción es importante si hay razón para pensar que la tasa de esterilidad no es idéntica en las casadas y en las solteras. Por ejemplo, el hecho de que ciertos matrimonios sean consecuencia de un embarazo en curso, tiende a aumentar la fertilidad de las parejas casadas.

Basándose en la "estadística de familias" de tres grupos de origen europeo (mineros franceses, rurales de Québec y habitantes de Inglaterra y Gales), P. Vincent propuso la siguiente estimación (Ref. 137, cuadro IV) :

PROPORCION DE PAREJAS ESTERILES ENTRE LOS RECIEN CASADOS

	Edad aproximada (a) de la mujer:					
	21	25	30	34,5	39,5	44,5
Proporción de parejas estériles a la edad a: (%)	4	6	10	16	33	69

La esterilidad parcial (o secundaria). El método de las "probabilidades de agrandamiento" puede extenderse a las edades o a los órdenes de nacimiento sucesivos. En efecto, las probabilidades de agrandamiento de orden 1 (a_1), de orden 2 (a_2), etc., se definen como las proporciones de parejas que tienen por lo menos dos hijos (de las que tuvieron un primer hijo), por lo menos tres hijos (de las que tuvieron un segundo hijo), etc. Pero el complemento a uno de a_n mide esta vez las *nuevas adquisiciones de esterilidad* entre la edad media al n ésimo nacimiento y la edad media al nacimiento ($n+1$), puesto que todas las parejas consideradas eran fértiles al comienzo del intervalo.

Por lo tanto, se puede comparar la evolución con la edad de $(1-a_n)$ con la correspondiente a $-\Delta a_0/a_0$, como lo hizo P. Vincent en el artículo citado, en que $-\Delta a_0/a_0$ representa la esterilidad adquirida por el solo envejecimiento ^{33/} entre las edades x y $x+3$, en las a_0 parejas aún fecundas a la edad x , si las diferencias entre las edades medias de dos maternidades sucesivas es igual a 3 años. Por el contrario, $(1-a_n)$ incluye los *efectos de la maternidad* además de los de la edad.

Las parejas con relación a las cuales se calcula a_1 , a_2 , etc., se seleccionan por el hecho de que han tenido *por lo menos un hijo*. Es interesante ver, en cambio, que el hecho de que hayan tenido uno, dos, tres, cuatro o cinco, es indiferente, en el sentido que "la probabilidad de agrandamiento de una familia considerada al nacimiento de un hijo nacido vivo es, a igual edad de la mujer al momento de este nacimiento, independiente del orden de ese nacimiento" (L. Henry, (Ref. 132)).

En la práctica, esto es cierto para los órdenes del 1 al 5, pero no lo es para los órdenes superiores a 5 por la heterogeneidad de las fecundabilidades.

^{33/} De hecho, $(1-a_0)$ comprende el riesgo de esterilidad ligado a un primer parto que no dio lugar a un nacido vivo (por ejemplo, un aborto espontáneo).

Este resultado no era evidente a priori. En efecto, equivale a admitir que *la probabilidad de adquisición de la esterilidad es independiente del número de hijos ya nacidos*. Notemos que esto no impide que la esterilidad pueda adquirirse con motivo de un nacimiento: es, por lo demás, la razón por la cual las tablas de adquisición de la esterilidad establecidas para las mujeres que *ya fueron madres* (probabilidad de agrandamiento a_1 , a_2 , etc.) y para las *recién casadas* (probabilidad de agrandamiento a_0) no pueden ser rigurosamente idénticas. Pero este riesgo suplementario es el mismo a cada nacimiento.

Según los resultados de P. Vincent, el riesgo de adquisición para las mujeres que ya fueron madres parece claramente superior al riesgo proveniente del solo envejecimiento hasta los 30-35 años, aproximadamente.

Finalmente, teniendo en cuenta las reservas que constantemente tenemos que hacer como consecuencia de los diversos sesgos de selección, se puede considerar que el riesgo de adquisición "espontánea" de la esterilidad de las mujeres que fueron fecundas, no se refiere en absoluto del mismo riesgo a que se exponen las mujeres aún infecundas por celibato; pero las primeras soportan un riesgo suplementario a cada maternidad.

Tasas de esterilidad según la edad. Volvamos ahora al tema, aparentemente más simple, de la evaluación de la proporción de mujeres estériles a una edad dada, cualquiera sea su estado matrimonial o su historia genésica anterior.

De acuerdo con la conclusión del párrafo precedente, $(1-a_0)$ nos proporciona ya una estimación conveniente. Pero también se puede proceder de otra manera.

Consideremos una serie de tasas de fecundidad por edad:

s_{15} , s_{20} , s_{25} , s_{30} , etc.

Partiendo de datos individuales también es posible calcular tasas de fecundidad para *las mujeres ulteriormente fecundas*. Una mujer, perteneciente a un determinado grupo de edades, es considerada como "ulteriormente fecunda" si da a luz otro hijo en uno de los grupos siguientes de edad. De esta manera, las mujeres que quedaron estériles quedan eliminadas. Se obtendrá una nueva serie:

s'_{15} , s'_{20} , s'_{25} , s'_{30} , etc.

Si se divide cada tasa f por su correspondiente f' , se obtiene la proporción de mujeres aún fértiles en el grupo de edad considerado, y con el complemento a uno, la tasa de esterilidad buscada. Por ejemplo:

$$\frac{5025}{5025} \approx 1 - S_{27,5}$$

Basándose en cinco series correspondientes a poblaciones de origen europeo (siglos XVII, XVIII y XIX), L. Henry propone los valores siguientes:^{34/}

PROPORCION DE PAREJAS ESTERILES SEGUN LA EDAD (REF. 199)

	Edad de la mujer				
	20 años	25 años	30 años	35 años	40 años
Porcentaje de estériles	3	6	10	16	31

Esta serie es muy parecida a la indicada anteriormente, que se basaba en las probabilidades de agrandamiento a_0 . Pero esta reducción no debe ilusionarnos: nuestros conocimientos sobre la esterilidad siguen siendo *muy imprecisos*. Se basan en un pequeño número de observaciones referentes a poblaciones antiguas, y la generalización de la anticoncepción ha hecho casi imposible la observación en poblaciones contemporáneas.

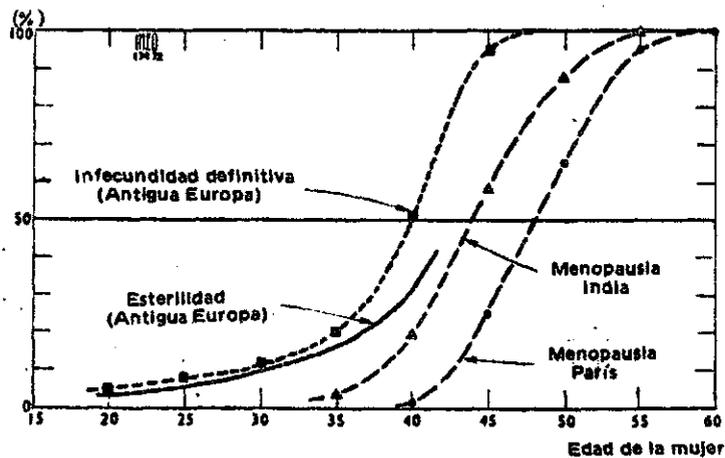
Insistamos también sobre el hecho de que a causa del rápido crecimiento de la tasa de esterilidad según la edad a partir de los 35 años, la serie de las tasas de fecundidad definitiva según la edad diverge sensiblemente de la de las tasas de esterilidad a las mismas edades. A continuación se indican los valores propuestos por L. Henry para las tasas de infecundidad correspondientes a las tasas de esterilidad presentadas anteriormente:

^{34/} De hecho, una de las cinco series se estableció por el método de las probabilidades de agrandamiento.

		Edad de la mujer					
		20 años	25 años	30 años	35 años	40 años	45 años
Porcentaje de infecundas		4	8	12	20	50	95

Por último, se pueden comparar estas tasas con las proporciones de mujeres menopáusicas según la edad. Para ello, hemos tomado algunos datos del cuadro A.2. El gráfico A.7 permite estas comparaciones: por una parte, hemos representado en él los promedios de dos series parisienses y por la otra, las dos series de la India (pueblos + Punjab). Evidentemente, es difícil saber si las mujeres de la antigua Europa llegaban a la menopausia a edades cercanas a las parisienses de hoy, o de las mujeres hindúes de hoy. En el segundo caso, se tendría una estimación por exceso de la esterilidad a cada edad, puesto que las dos series tienden a aproximarse. Pero en el primer caso, la esterilidad precedería claramente -en promedio- a la menopausia.

Gráfico A.7
 PROPORCION DE MUJERES EN LO SUCESIVO INFECUNDAS,
 ESTERILES O MENOPAUSICAS, SEGUN LA EDAD
 (Tasas por cien)



Conclusión sobre la esterilidad. Aunque nuestras estimaciones son imprecisas, es evidente que la aparición espontánea de la esterilidad antes de los 40 o 45 años es un factor importante de reducción de la fecundidad potencial en el seno de una cohorte. Por otra parte, a igualdad de condiciones, el número medio de hijos por mujer casada a los 20 años (en un régimen de fecundidad natural) aumentaría sin duda de 35 a 40 por ciento si ninguna mujer quedase estéril antes de los 45 años...

Por importante que sea, este factor no es sin embargo el único causante del descenso de las tasas de fecundidad con la edad: aun las tasas de fecundidad de las mujeres anteriormente fecundas disminuyen con la edad.

Por otra parte, la progresión de la esterilidad con la edad puede, evidentemente, verse acelerada por un estado sanitario deficiente: lesiones ginecológicas agudas, sífilis y otras enfermedades venéreas. A. Retel-Laurentin lo ha comprobado para una población africana, los Nzakara (véase la Ref. 34 bis). Nosotros mismos lo habíamos sospechado respecto de ciertas generaciones de la Martinica.

En las poblaciones modernas, el problema se complica por la existencia de numerosas operaciones quirúrgicas que producen una esterilización de la mujer (buscada o provocada). Es verdad, que, a la inversa, las esterilidades patológicas se tratan mejor. Pero no es menos verdad que cierta proporción de parejas descubre que son estériles antes de haber tenido tiempo de tener la descendencia deseada, y este problema merecería más atención que la recibida hasta el presente. Nos limitaremos aquí a remitirnos a algunas encuestas cuyos autores han destinado una parte del análisis a los problemas de esterilidad y de sub-fertilidad: las encuestas americanas "Growth of American Family" ^{35/}, la encuesta belga ^{36/} y una realizada en Nueva Orleans (Ref. 131).

Para terminar, agreguemos unas palabras sobre los períodos de *esterilidad temporal*. A decir verdad, ya hemos hablado del tema, puesto que los más importantes son los períodos de esterilidad *post-partum*. Pero pueden existir en otros momentos, por ejemplo, en forma de *ciclos anovulatorios*. Las estimaciones sobre la frecuencia de estos ciclos varían entre un 5 y un 15 por ciento: lo más importante sería saber si producen en racimos o vienen aislados. La fecundabilidad puede tomarlos en cuenta en el segundo caso, pero no en el primero.

^{35/} Freedman, Whelpton, Campbell: "Family planning, sterility and population growth", Mac Graw-Hill, New York, 1959.

Whelpton, Campbell, Patterson: "Fertility and family planning in the United States", Princeton Univ. Press, 1966.

^{36/} Cliquet (R.L.): "The sociobiological aspects of the National Survey on fecundity and fertility in Belgium", J. of Biosoc. Sci., 1969, 1.

CAPITULO VII

FECUNDIDAD NATURAL Y ANTICONCEPCION

En el estudio de cada uno de los componentes de la fecundidad, hemos tenido que recurrir ya sea a los datos relativos a poblaciones modernas o bien a datos reconstituidos referentes a poblaciones antiguas. Si tomamos los tres últimos componentes, podemos decir que:

- nuestras ideas sobre la mortalidad intrauterina provienen exclusivamente de observaciones *recientes*. No teniendo todavía ninguna opinión sobre el grado de dispersión de la tasa de mortalidad intrauterina en el espacio o en el tiempo, estamos obligados a considerar los resultados obtenidos como casi universales;

- el tiempo muerto post-partum depende estrechamente de la duración de la lactancia, la que ha disminuido considerablemente. Esta dependencia se ha medido tanto para poblaciones antiguas como modernas, siendo coherentes entre sí los resultados obtenidos;

- la incidencia de la esterilidad y su aumento con la edad, ya casi no pueden medirse directamente en poblaciones malthusianas. A falta de otra cosa, debemos echar mano a las estimaciones establecidas para poblaciones antiguas.

En la práctica de la anticoncepción, en el sentido estricto del término, es decir, *con exclusión del aborto inducido y de la esterilización voluntaria*, no rompe, por consiguiente, el esquema.

La situación es muy distinta en cuanto a la *fecundabilidad*. Como el propósito de toda anticoncepción es impedir o retardar una concepción, el hecho revelador de la eficacia de la anticoncepción es el *retardo de la concepción*. Así entra en juego la quinta dimensión -que es esencial- en el análisis de la fecundidad, de una manera mucho más precisa y mucho más práctica de lo que permite el análisis "macrodemográfico". Es lo que vamos a recordar brevemente.

Enfoque de la noción de eficacia de la anticoncepción.

El método más simple consiste en determinar, mediante una encuesta, el número total de embarazos registrados en un grupo de mujeres y el número de embarazos declarados como "no deseados" por esas mismas mujeres. Relacionando los segundos con los primeros, se determina la *proporción de embarazos no deseados*, que puede considerarse como un índice de la ineficacia de la anticoncepción. En la práctica, el valor obtenido es muy ambiguo.

En primer lugar, porque no toma en cuenta el factor *tiempo*: aplicado a los diez primeros años de matrimonio, será, sin duda, más elevado que si se lo limita a los cinco primeros años. Luego, no se garantiza la comparabilidad de resultados distintos.

Después, porque la imprecisión respecto al carácter "no deseado" o "deseado" del embarazo puede ser grande. En particular, hay una tendencia clara a la ratificación a posteriori del tamaño de la familia que se ha alcanzado, aun cuando ésta no corresponde a los deseos iniciales.

Por último, se corre el riesgo de atribuir a la anticoncepción, éxitos que son el resultado de la esterilidad adquirida por la pareja...

El índice propuesto por R. Pearl deja totalmente de lado la segunda objeción, y parcialmente las otras dos. En una cohorte de mujeres (por ejemplo, de recién casadas), se calcula la relación:

$$R = \frac{\text{número total de embarazos registrados}}{\text{número de años de exposición al riesgo}} \times 100$$

que se expresa en "embarazos para 100 años x mujer".

En el cálculo del numerador, se cuentan *todos* los embarazos, deseados y no deseados. En el denominador, se excluyen los períodos de separación, de embarazo y de amenorrea.

El mayor inconveniente es que este índice sigue dependiendo del tamaño del período de observación, en razón de la heterogeneidad del grupo (en comparación con la fecundabilidad natural y con la eficacia individual de la anticoncepción). Así se produce un fenómeno de selección: las mujeres cuya fecundabilidad residual es alta en promedio, conciben más rápido, y por consiguiente, son las primeras en salir de la observación. La eficacia aparente se vuelve así más y más alta. Esto es lo que se observa en el siguiente cuadro cuyos datos provienen de una encuesta americana ^{37/}

^{37/} Westoff, Potter, Sagi, Mishler: "Family Growth in Metropolitan America". Princeton Univ. Press., 1961.

Duración del período de observación	R (para 100 años x mujeres)
Un mes.....	42,4
Inferior o igual a 6 meses..	37,1
Inferior o igual a 12 meses..	35,7
Inferior o igual a 18 meses..	30,8
Inferior o igual a 24 meses..	29,4
Inferior o igual a 36 meses..	27,3
Inferior o igual a 48 meses..	26,2

Una manera de atenuar este inconveniente es normalizar la duración de la observación, por ejemplo, 12 meses.

Por último, el problema descansa sobre nuevas bases desde que fue re tomada la noción de fecundabilidad introducida por Gini. Es R.G. Potter quien ha propuesto definir así la *eficacia de la anticoncepción*:

$$E = 1 - \frac{P \text{ res.}}{P \text{ nat.}}$$

en donde P nat. es la fecundabilidad natural y P res. es la probabilidad mensual de concebir durante los períodos de práctica anticonceptiva, o *fecundabilidad "residual"*. En cierto sentido, esta definición es más teórica que las anteriores, pero ella tiene la ventaja de integrarse a un concepto preciso.

La correspondencia entre el índice de Pearl (R) y la eficacia (E) no es simple, salvo para los valores de R limitados al primer mes (R_1). En efecto, se tiene:

$$R_1 = 1200 P \text{ nat.} (1 - E)$$

L. Henry ha propuesto (Ref. 257) una correspondencia aproximada entre los valores de R_{12} (calculados sobre 12 meses) y los de E:

R_{12}	E(%)
1,5 a 2	99,5
3 a 4	99
6 a 8	98
12 a 21	95
Aproximadamente 30	90

Los altos valores de la eficacia no deben ilusionarnos. Si, a nivel colectivo, un método eficaz "en un 50 por ciento" tiene una incidencia no despreciable sobre la tasa de reproducción; la seguridad que ella aporta a nivel individual es irrisoria. En las poblaciones de origen europeo, los métodos más simples (retiro, condón, diafragma) se practican con una eficacia promedio de 95 por ciento. Su eficacia puede alcanzar aun a 98 o 99 por ciento después del nacimiento del último hijo deseado (anticoncepción "de paro") — como lo ha mostrado la encuesta antes citada —, que alcanza casi la de los métodos más "modernos": esterilidad o píldora anti-conceptiva, cuya eficacia se acerca al 99 o 99,5 por ciento.

En el cuadro A. 35 hemos reunido algunos resultados sobre la eficacia de los diversos métodos anticonceptivos: *tasas de fracaso* (Índices de Pearl), *teóricas y clínicas* (prácticas); *eficacia de uso* (o clínica); y *tasas de continuación* después de uno o de dos años. Observando este cuadro se puede comprobar que la tasa no es la misma según que se considere la eficacia teórica de un método o su eficacia en condiciones de uso normal (eficacia clínica).

Señalemos que las *tasas de fracaso y de continuación* pueden calcularse y analizarse simultáneamente por el método de las tablas de sobrevivencia de salidas múltiples. La metodología (que ha sido principalmente descrita por R. G. Potter; véase Ref. 272) es igual a la de la tabla de mortalidad intrauterina.

¿Qué es la fecundidad natural?

Hasta aquí hemos admitido implícitamente que la expresión "fecundidad natural" era sinónimo de "fecundidad de las poblaciones no malthusianas". Suficiente en general, esta definición no está sin embargo desprovista de ambigüedad. Sería preferible plantear la cuestión así:

"Llamamos 'régimen natural de fecundidad', una situación en la cual no existe, a nivel individual o de la pareja, una intención malthusiana de liberada".

Cuadro A.35

TASAS DE FRACASO Y DE EFICACIA Y TASAS DE CONTINUACION
DE DIVERSOS METODOS ANTICONCEPTIVOS

Método	Tasa de fracaso (1)		Eficacia de uso (E) %	Tasa de continuación (%)	
	Teórica	Clinica		1 año	2 años
Esterilización tubar	0.04-0.08	0.04-0.08	~ 100		
Vasectomía	0.15	0.15- 1	99.9		
Inyección	?	0.3-2.5	99.5-99.9	40-85	25-80
Anticoncepción oral:					
- combinada	0.03-0.10				
- secuencial	0.20-0.56	1 - 7	98-99.5	55-80	40-70
- dosificación débil	1.6 - 3.0				
Método de las temperaturas	0.07-1.3	1 - 25	90-99.5		
DIU	1.0-3.0	1 - 10	98-99.5	50-85	40-65
Diafragma	1.5-3.0	3 - 35	90-99		
Condón	1.5-3.0	3 - 35	90-99		
Crema vaginales	(1.8)	2 - 40	50-99		
Ogino	(3.8)	15 - 50	50-95		
Coito interrumpido	(3-10)	(10-100)	-		
Sin anticoncepción	-	150 - 300	0		

(1) Número de embarazos por 100 años-mujeres. Cada vez que fue posible, la tasa se calculó para los 12 primeros meses de exposición.

Fuente: La mayoría de las tasas teóricas se tomaron de Tietze (1971, Ref. 267 bis); la mayoría de las otras tasas se tomaron de diversos números de la revista Population Reports, 1973-75.

Con esta definición, todos los factores de comportamiento carentes de finalidad explícitamente malthusiana, no alteran el aspecto "natural" de un régimen de fecundidad.

Consideremos el caso de la *lactancia maternal*. Evidentemente su finalidad es asegurar la sobrevivencia del hijo. Sin embargo, ello no excluye que ciertas sociedades tengan perfecta conciencia de que tal hecho trae *también* como consecuencia un mayor espaciamiento de los nacimientos. No se puede descartar entonces la idea de que en la "coacción" social de la lactancia prolongada hay una parte de malthusianismo colectivo. Pero mientras la expresión de este malthusianismo sea *colectiva*, consideramos que el régimen de fecundidad resultante es "natural".

Más evidente aún sería el papel de las costumbres en materia "matrimonial". A través de la edad al casarse, las condiciones o las obligaciones de las nuevas nupcias en caso de viudez, las consecuencias de la infidelidad, etc., una sociedad puede expresar toda su concepción de la fecundidad, de las condiciones y de los límites de ejercicio de la función de reproducción. Es importante observar que el nivel de conjunto de la fecundidad se encuentra muy afectado, ya que la descendencia media de una mujer depende *primero* del número de años que ha vivido "en unión". Naturalmente, se puede eludir la dificultad considerando, por ejemplo, únicamente las mujeres que inician su unión a una cierta edad (20 o 25 años) y que permanecen *unidas* hasta el final de su período fértil (45 o 50 años), lo que equivale a eliminar los efectos propios de las costumbres matrimoniales.

De una manera general, las prohibiciones, los tabúes y las costumbres en materia sexual influyen en ciertos "componentes" de la fecundidad. Por ejemplo, la *fecundabilidad*. La fecundabilidad media de las mujeres puede verse afectada porque la autoridad religiosa invita a la continencia durante determinados períodos del año o en determinadas ocasiones. La frecuencia de las relaciones sexuales puede aumentar o disminuir según que la organización social (ritmo o intensidad del trabajo, lugar y tipo de vida, etc.) aumente o reduzca los períodos de separación o de trabajo penoso.

En conclusión, diremos que no existe *una* fecundidad natural sino diferentes *regímenes* de fecundidad natural, caracterizados por sus raíces socio-culturales.

Aún al considerar un contexto aparentemente homogéneo, como el de las poblaciones europeas (u originarias de Europa) del siglo XVIII, se pueden ver desvíos importantes. La descendencia media de las mujeres casadas a los 20 años y que permanecen unidas hasta los 45 años, varía entre 6,5 y 11 hijos nacidos vivos (promedio entre 8 y 9) en las monografías dedicadas a tales poblaciones ^{38/}. Para el período 15-19 años, se podría añadir 1,5 hijos aproximadamente, lo que daría una fecundidad "potencial" del orden de 10 hijos (9 a 12,5) para toda la vida fértil. En el cuadro A.36 presentamos algunos resultados. Además de la serie correspondiente a las *tasas de fecundidad legítima* por edad, se encontrará en él:

^{38/} Véase el número 1-5 de la bibliografía.

a) el número medio de hijos por familia completa para una mujer casada a los 20 años y que permanece en unión hasta los 45 años (sin viudez ni divorcio). Este número se obtiene multiplicando la suma de las tasas de fecundidad legítima por edad, por 0,005, a partir del grupo 20-24;

b) la descendencia final media por mujer sobreviviente a los 45 años (que incluye los efectos del celibato, del divorcio y de la viudez); este valor no siempre figuraba en los estudios referidos y su estimación indirecta no siempre fue posible.

El desvío entre esos dos valores es tanto mayor cuanto más frecuente es el celibato, cuanto más elevada es la edad al casarse y cuanto más importante es el riesgo de viudez.

Pero, para responder a la pregunta: "¿Cuál sería la fecundidad 'natural' de las mujeres francesas en 1972 si abandonasen toda práctica anti-conceptiva"? Sería necesario responder primero a toda una serie de otras preguntas:

- ¿Cuál es la duración "natural" de la lactancia: dos años, un año, 6 meses o cero? ...

- ¿Cuál es hoy día la distribución de las edades a que llega la esterilidad definitiva? ...

- ¿Cuál es la fecundabilidad "natural" de estas mujeres? Bajo la hipótesis de abandono de toda intención malthusiana, se puede admitir que la distribución y la frecuencia de las relaciones sexuales permanecerán sin cambios, teniendo en cuenta los conocimientos adquiridos sobre el desarrollo del ciclo menstrual? ...

... Como puede verse, este planteamiento del asunto es demasiado incompleto. Un régimen "natural" de fecundidad deja aún bastante lugar a los *comportamientos* como para que se lo pueda reducir sólo a sus aspectos fisiológicos. Pero a la inversa, mostrando aquí la gran variabilidad de los componentes de la fecundidad natural, esperamos prevenir contra las interpretaciones demasiado "malthusianas" de las variaciones observadas en materia de fecundidad.

FECUNDIDAD DE ALGUNAS POBLACIONES NO-CONTRACEPTIVAS

Población	Ref.	Tasa de fecundidad legítima (por 1 000)						Promedio de hijos	
		20-24 años	25-29 años	30-34 años	35-39 años	40-44 años	45-49 años	Familias completas, mujeres casadas a la edad de 20 años	Todas las mujeres sobrevivientes a los 45 años de edad
Hutteritas (Matrimonios 1921-30)	1	550	502	447	406	222	61	10.9	9.5 (a)
Canadá (Matrimonios 1700-30)	2	509	495	484	410	231	30	10.8	8.0
Noruega (Matrimonios 1874-76)	3	396	380	341	289	180	41	8.1	-
Martinica (cohorte de nacimiento 1914-28)	4	481	440	333	211	114	11	7.9	5.4
Punjab Chamares (11 aldeas) (cohorte de nacimiento alrededor de 1900-14)	5	370	357	346	259	113	-	7.2	-
Bengala aldeas hindúes (Matrimonios 1945-46)	6	323	288	282	212	100	33	6.2	-
Amish (cohorte alrededor de 1900-20)	7	365	462	251	221	82	14	7.0	6.33
Senegal (Sine-Saloum) (Nacimientos 1963-65)	8	340	306	260	182	92	28	6.1 (c)	6.7
Suecia (Matrimonios 1841-1900)	9	319	332	279	226	122	12	6.4	-
Francia histórica Crulai (Normandía) (Matrimonios 1674-1742)	10	428	431	359	319	119	10	8.3	5.6 (b)
Tourovre (Perche) (Matrimonios 1665-1714)	11	412	425	378	330	164	11	8.6	6.0 (b)
Bilheres d'Ossau (Béarn) (Matrimonios 1740-79)	12	414	400	353	319	165	13	8.3	-
Ile de France (Matrimonios 1740-79)	13	527	515	448	368	144	21	10.1	6.1 (b)
Thézefs-Saint-Sernin (Quercy) (Matrimonios 1700-91)	14	385	335	290	242	67	0	6.6	3.7 (b)

(a) Mujeres alguna vez casadas.

(b) Estimado por el autor.

(c) Las tasas de fecundidad legítima se estimaron a partir de las tasas de fecundidad general dividiendo los últimos por la proporción de mujeres alguna vez casadas del mismo grupo. El promedio de hijos por familia completa es más bajo que la cifra para "todas las mujeres" debido a que la fecundidad a las edades inferiores a 20 se ignora en las anteriores.

Fuentes: Véase la página siguiente.

FUENTES DEL CUADRO A. 36

- (1) De J.W. Eaton y A.J. Mayer (1953), "The social biology of very high fertility among the Hutterites", Human Biology, 25: 206, y L. Henry (1961), "Some data on natural fertility", Eugenics Quarterly, 8:81.
- (2) Henripin, J. (1954), "La population canadienne au début du XVIII siècle", P.U.F., Paris.
- (3) Statistique Générale du mouvement de la population 1749-1905.(1907), Statistiques générales de la France, Paris.
- (4) Leridon, H., Zucker y M. Cazenave (1970), "Fécondité et famille en Martinique", I.N.E.D-P.U.F., Paris, y Leridon, H. (1971), "Les facteurs de la fécondité en Martinique", Population, No. 2, 1971.
- (5) Potter, R.G., M.L. New. J.B. Wyon y J.E. Gordon (1965), "A fertility differential in eleven Punjab villages", Milbank Memorial Fund Quarterly 18: 185-201.
- (6) Lorimer, F. et al. (1954), Culture and Human Fertility, UNESCO, Paris: 26.
- (7) Cross, H.W. y V.A. McKusick (1970), "Amish Demography", Social Biology 17: 83-101.
- (8) Cantrelle, P. (1969), "Etude: démographique dans la région du Siné-Saloum (Sénégal)" O.R.S.T.O.M., Paris.
- (9) Adaptado de Hyrenius, H. (1958), "Fertility and reproduction in a Swedish population group without family limitation", Population Studies 12: 121-130.
- (10) Gautier, E. y L. Henry (1958), "La population de Crulai, paroisse Normande", I.N.E.D-P.U.F., Paris: 97.
- (11) Charbonneau, H. (1970), "Tourouvre-au-Perche aux XVII^e et siècles", I.N.E.D-P.U.F., Paris: 97.
- (12) Fresel-Leze M. (1969), "Histoire démographique d'un village en Béarn: Bilhères-d'Ossau", Pau: 103.
- (13) Ganiage, J. (1963), "Trois villages de l'île-de-France", I.N.E.D-P.U.F., Paris 85.
- (14) Valmary, P. (1965), "Familles paysannes au XVIII^e siècle en Bas Quercy: Etude démographique", I.N.E.D-P.U.F., Paris: 120.

SEGUNDA PARTE



MODELOS MATEMATICOS



CAPITULO VIII

PRINCIPIO Y PRESENTACION DE LOS MODELOS

Los diversos caminos de formulación. A medida que se despejaban y se refinaban los conceptos que acabamos de analizar en detalle, tomaba cuerpo la idea de agruparlos a fin de reconstruir las variables clásicas del análisis demográfico (tasas, etc.).

a) En 1953, L. Henry atacaba el problema de la *formulación algebraica* del proceso de constitución de la familia (Ref. 003), el que desarrollaría en forma más completa en tres artículos aparecidos en 1957 y 1961 (Ref. 157, 158 y 159). Dejando de lado la esterilidad definitiva, —que suponía sobrevenir a la misma edad en todas las parejas—, L. Henry definía tres funciones fundamentales :

- 1) $p(x)$ = fecundabilidad a la edad x
- 2) $v(x)$ = probabilidad de que una concepción (sobrevenida a la edad x) termine en un nacimiento vivo (o: "proporción de concepciones v ")
- 3) $K(x,g)$ = probabilidad de que una mujer que concibió a la edad x sea aún no fecundable a la edad $x+g$ ($K = 0$ para $g > G$).

Las tres expresan un "riesgo" cuya intensidad es función de la *edad de la mujer*, y no de la duración del matrimonio. Esta elección es consecuencia de las observaciones disponibles sobre poblaciones no maltusianas, de las que resultaba que la fecundidad era *en primer lugar* una función de la edad. Por este hecho, el modelo es inaplicable a poblaciones maltusianas.

A igual edad, esos riesgos se suponen idénticos para todas las mujeres.

Si no hubiese "tiempo muerto", el número de concepciones (en una cohorte de efectivo unitario) sería a cada instante igual a $p(x)$. En razón de la existencia de tiempos muertos, es necesario deducir del efectivo expuesto "a riesgo", el número de mujeres no fecundables, en un instante dado, de donde la ecuación fundamental es:

$$C(x) = p(x) \left[1 - \int_0^x C(x-g) K(x-g, g) dg \right] \quad (1)$$

Es ésta una ecuación integral que no puede resolverse explícitamente. Sin embargo, es probable estudiar la forma general de las posibles soluciones, como lo hizo L. Henry en su artículo de 1957. Precisemos que, en realidad, K se descomponía en dos:

K_A para la distribución de las duraciones de tiempo muerto después de un aborto espontáneo.

K_V para la distribución de las duraciones de tiempo muerto después de un nacimiento vivo.

Prosiguiendo su estudio teórico, L. Henry calculaba después el número de *concepciones acumuladas* desde la edad al casarse x_0 hasta una edad x ; la *descendencia* (hijos nacidos vivos) a la misma edad, y las *tasas de fecundidad por edad*. Haciendo después los mismos cálculos para los nacimientos *de cada orden*, podía estudiar de manera más detallada los intervalos sucesivos entre los nacimientos en relación con las tasas de fecundidad.

En el Anexo B se presentan las principales fórmulas establecidas en el *campo continuo*. Para sus aplicaciones numéricas, el autor las había convertido naturalmente al campo discreto. Nosotros hemos hecho lo mismo para la presente aplicación (véase el Capítulo IX). Más adelante recordamos algunos de los resultados obtenidos por L. Henry.

En un artículo ulterior (Ref. 051), L. Henry introdujo una *doble heterogeneidad*, para la fecundabilidad y la mortalidad intrauterina (suponiendo las dos distribuciones *independientes* lo que —según vimos— constituye una hipótesis poco realista). Pero este modelo no es comparable a los precedentes, puesto que se limita al estudio del intervalo matrimonio-primer nacimiento.

b) Independientemente de L. Henry, pero en la misma época, Dandekar proponía (en 1955) (Ref. 154) una formulación por la vía del análisis combinatorio: en lugar de establecer fórmulas recurrentes, descomponía directamente un intervalo de duración cualquiera en diversas combinaciones de "tiempos muertos" y de demoras en la concepción. La formulación, en este caso, es forzosamente discreta y la escala de tiempo adoptada es el mes, puesto que la fecundabilidad se define como una probabilidad mensual. En

este modelo muy simplificado, la mortalidad intrauterina no se tomaba en cuenta, el tiempo muerto tenía una duración fija y la fecundabilidad era constante y homogénea.

Continuado y desarrollado por numerosos autores (Basu, Brass, Potter, Singh, Dharmadhikari, etc.), este modelo ha permitido, especialmente abrir el camino para la aplicación de los resultados de la teoría de los "procesos de renovación", en particular las cadenas de Markov y los procesos semi-markovianos. En esta teoría, se define una *serie de estados* distintos, y de *probabilidades de transición* de un estado a otro. El recuento de los acontecimientos se hace entonces por recuento del número de transiciones entre los estados.

En el primer modelo de este tipo, Perrin y Sheps (Ref. 170) consideraban, en 1964, cinco estados:

- S_0 = fecundación posible,
- S_1 = embarazo,
- S_2 = esterilidad post-partum asociada a un aborto espontáneo,
- S_3 = esterilidad post-partum asociada a un nacimiento no vivo,
- S_4 = esterilidad post-partum asociada a un nacimiento vivo.

Cada mujer entra en el proceso en el estado S_0 , después de un cierto número de meses pasa al estado S_1 , y de allí a uno de los otros tres estados, después de lo cual retorna a S_0 . La duración del paso a cada estado es una variable aleatoria cuya función de distribución puede depender a la vez del *estado en curso* y del *estado siguiente*. Por ejemplo, la duración del embarazo (S_1) es función del resultado del embarazo, es decir, de la naturaleza del estado siguiente: S_2 , S_3 o S_4 . Pero las distribuciones no dependen del tiempo total transcurrido; luego, no pueden depender ni de la edad ni de la duración del matrimonio. Esta es una primera limitación de esta formulación.

La segunda limitación resulta de que la mayoría de las fórmulas están establecidas para el régimen *estacionario*, es decir, suponiendo un tiempo *infinito*. En la práctica, la convergencia hacia el estado estacionario es suficientemente rápida para que el modelo dé resultados satisfactorios durante todo el período de vida fértil, en el que las diversas funciones varían lentamente, es decir, entre los 20 y 35 años. En cambio, es imposible describir los períodos de aumento o de descenso de la fecundidad.

Una de las grandes ventajas de esta formulación consiste en que permite calcular no solamente la esperanza matemática de los diversos acontecimientos estudiados, sino también los *momentos* de los diversos órdenes -- lo que no había examinado L. Henry. Indiquemos también que es posible

desarrollar en algunos sentidos el esquema: modificación de las funciones de distribución en cada vuelta a un estado dado (esencialmente S_0), o modificación de las probabilidades de transición con el tiempo pasado en un estado. En un artículo de Sheps, Menken y Radick (Ref. 179) se puede encontrar una visión de conjunto de los resultados ya obtenidos y de las extensiones posibles. Estos mismos autores han contribuido ampliamente al desarrollo de este tipo de modelo (véase la Ref. 178 bis).

c) El modelo Fermod, desarrollado por Potter y Sakoda (Ref. 173 y 174) se aproxima más a los modelos de L. Henry en su versión discontinua. Pero deja de lado toda referencia a la edad, y en su lugar, la fecundabilidad (y solamente ella) se convierte en función del orden de nacimiento y puede, además, sufrir modificaciones discontinuas para ciertas duraciones de matrimonio. Su finalidad, en este caso, es elaborar un modelo aplicable al estudio de la constitución de la familia en un régimen malthusiano, lo que supone que la eficacia de la anticoncepción puede ser modificada en función del desarrollo del "plan" familiar.

La estructura del modelo es la siguiente: una cohorte de mujeres se distribuye, mes tras mes, en diversas clases según la paridez alcanzada y el *status* (fecundable, embarazada, o en post-partum). Así se constituyen y regulan "filas de espera", de las cuales las mujeres salen al término de un cierto número de meses. Más adelante damos un ejemplo de los resultados obtenidos con ayuda de este modelo.

d) A partir de 1964, la difusión del "método de Monte Carlo" provoca la aparición de una serie de modelos que utilizan el principio de *la simulación*: Hyrenius (1964), Ridley y Sheps (1966), Jacquard (1967), Lombardo (1968), Barrett (1969), Venkatacharya (1969), Horvitz y otros (1969), Holmberg (1970), etc.

De acuerdo con este método, la historia de cada individuo se simula *sucesiva* y experimentalmente mediante sorteos probabilísticos repetidos en cada etapa y para cada acontecimiento posible. No es entonces necesario formular explícitamente las múltiples distribuciones condicionales, ni hacer previamente el inventario exhaustivo de todos los estados posibles. Por consiguiente, el modelo puede ser más rico; pero, como contrapartida, introduce un "error aleatorio" que no puede reducirse más que por el uso de grandes "muestras", lo que aumenta el tiempo de cálculo en proporciones que no pueden despreciarse, ni por un ordenador...

La extraordinaria flexibilidad de este tipo de modelo permite "acercarse" a la realidad mucho mejor que con cualquier otro método. La lista de acontecimientos posibles puede ser la siguiente:

- matrimonio, viudez, divorcio, nuevas nupcias,
- muerte,
- esterilidad definitiva,
- concepción, en diversas hipótesis de eficacia de la contracepción según el tamaño y el calendario deseado por la familia,
- muerte intrauterina.

Las diversas probabilidades pueden ser función de la edad, o de la duración del matrimonio, o del orden del nacimiento.

Las aplicaciones posibles son ilimitadas. Por otra parte, no es necesario elaborar de entrada un modelo muy complejo y polivalente, por el contrario, es mejor reducir la complejidad del modelo a los límites requeridos por cada tipo de aplicación.

*
* *

Después de esta presentación teórica de los diversos modelos, de los que se encontrará una lista más completa de referencias en el rubro 1.4 de la Bibliografía, vamos a resumir algunos de los resultados obtenidos.

Algunos resultados teóricos obtenidos por L. Henry.

No sería posible resumir en algunas líneas tres artículos extremadamente densos. Pero quizá no sea inútil recordar aquí algunos resultados obtenidos por L. Henry que parecen haberse olvidado a veces.

1) Examinemos primeramente la situación *al comienzo del matrimonio*. En el Anexo B, hemos recordado las fórmulas que dan el número de concepciones acumuladas (desde la edad al matrimonio x_0 a una edad x) y la descendencia efectiva (a la misma edad x). (Fórmulas 3 y 4):

$$Q(x) = \int_{x_0}^x c(\xi) d\xi$$

$$E(x) = \int_{x_0}^{x-g_0} v(\xi) c(\xi) d\xi$$

Designando con G un límite superior de la duración de la esterilidad consecutiva a un parto, y con α al comienzo del período de fertilidad de la mujer, L. Henry ha mostrado que para toda edad al matrimonio x_0 tal que $x_0 \geq \alpha + G$, $Q(x)$ es *constantemente superior a la integral obtenida a partir de la fecundidad central*: $Q(x)$ no es entonces una buena medida de la fecundidad "intrínseca", y la tasa de fecundidad:

$$\frac{Q(x)}{x-x_0}$$

puede estar sujeta a errores de interpretación.

Si se supone $p(x)$ y $K(x, g)$ independientes de la edad x , lo que es justificado en un intervalo 20-30 años, por ejemplo, y en ausencia de concepciones pre-nupciales, la tasa de fecundidad precedente puede expresarse así :

$$\frac{Q(x)}{x-x_0} = \frac{a}{x-x_0} + b + \frac{D(x-x_0)}{x-x_0} \quad (11)$$

con

$$a = b^2 \frac{\bar{g}^2 + \sigma^2}{2}$$

y

$$b = \frac{p}{1 + \bar{g}p}$$

Aparece entonces como la suma de un término constante, de un término hiperbólico y de una función oscilatoria amortiguada.

La presencia del término hiperbólico traduce el hecho de que al comienzo del matrimonio la "tasa promedio de concepción" comienza siempre por decrecer rápidamente pues la entrada en observación (es decir, el matrimonio) corresponde a una situación única: aquella en que ninguna mujer está en tiempo muerto (por hipótesis, hemos excluido la existencia de concepciones pre-nupciales).

Otra consecuencia es que acentúa la fecundidad aparente de las edades en que los matrimonios son más numerosos, cuando se calcula una tasa de concepción en una cohorte de recién casadas sin distinción de la edad al casarse. (Estos dos efectos no deben confundirse con el efecto de selección que existe en una cohorte heterogénea respecto de la fecundabilidad, que describimos en el capítulo dedicado a ésta).

Con los nacimientos vivos únicamente (o concepciones V), el descenso no existe: la tasa promedio pasa muy rápidamente de cero a un máximo, algo superior a su valor asintótico. Es, entonces, un índice más seguro de la fecundidad al comienzo del matrimonio.

2) En los dos artículos de 1961, L. Henry dedicó una parte muy importante al estudio de los intervalos intergenésicos y a las relaciones existentes entre estos y las funciones fundamentales, o las tasas de fecundidad.

Consideremos una cohorte unitaria de mujeres que han concebido a una edad x_0 , y salen del tiempo muerto a la edad $x_0 + g$.

Sea $R(x)$ el número de las que aún no concibieron a la edad x . $R(x)$ es simplemente una exponencial, verificándose que :

$$dR(x) = -p(x) R(x) dx$$

de donde, haciendo :

$$P(x) = \int_0^x p(t) dt,$$

$$R(x) = \exp[-P(x) + P(x_0 + g)]$$

Para estas mujeres la duración media de exposición al riesgo u_g (o "demora media de la concepción") es igual a:

$$u_g = \frac{-\int_{x_0+g}^{\omega} (x-x_0-g) dR(x)}{1 - R(\omega)}$$

en donde ω designa la edad límite de la fertilidad.

En cuanto al intervalo medio entre dos concepciones, es igual a la suma $g + u_g$. Sea $h(g)$ la densidad de probabilidad de g ; el intervalo medio es :

$$\bar{x}_c = \frac{\int_0^{\omega-x_0} (g+u_g) h(g) dg}{\int_0^{\omega-x_0} h(g) dg} \quad (12)$$

En el caso en que p , v y K son independientes de la edad, y para edades suficientemente alejadas del fin del período fértil ω , se encuentra la expresión simple :

$$\bar{x}_c = \bar{g} + \frac{1}{p}$$

en donde \bar{g} designa el promedio de la distribución de los tiempos muertos. En este caso, es igualmente posible calcular el intervalo medio entre dos concepciones V , por lo tanto *entre dos nacimientos vivos*:

$$\bar{\lambda}_v = \frac{1}{v} \left(\bar{g} + \frac{1}{p} \right) \quad (13)$$

3) Para pasar al cálculo de las tasas de fecundidad *por edad* es necesario señalar la posición de los intervalos en relación a un grupo de edades determinado. Sea δ el intervalo de edad considerado (por ejemplo: 20 a 25 años, o 20 a 30 años).

Un intervalo entre dos nacimientos puede ser completamente *interior* a δ . Puede también *superponerse* a uno de los dos límites de δ : en este caso, se dice "*a caballo*". Las funciones fundamentales se suponen independientes de la edad, en un período que excede un poco de δ por un lado y por otro.

Sean :

- $\bar{\lambda}$ el intervalo medio entre nacimientos vivos (en el período considerado),
- \bar{y} la duración media de un intervalo "a caballo",
- \bar{j} el promedio de un intervalo interior,
- k el número de mujeres consideradas,
- n_i el número de hijos que dio a luz la mujer i durante el intervalo δ .

L. Henry muestra primero que la tasa de fecundidad buscada (fecundidad de las mujeres *ulteriormente fecundas*) es igual a :

$$\delta = \frac{\sum_{i=1}^k n_i}{k\delta} = \frac{\sum_{i=1}^k n_i}{\bar{y} \frac{k}{2} + \bar{j} \sum (n_i - 1) + \bar{y} \frac{k}{2}} \quad (14)$$

En otras palabras, $1/\delta$ es igual a un promedio ponderado de los intervalos que comienzan y terminan en el período δ , contándose los intervalos interiores dos veces.

Si γ representa el coeficiente de variación (desvío tipo sobre el promedio) de la distribución de los intervalos después de una concepción, \bar{y} y \bar{j} se expresan:

$$\bar{j} = \bar{\lambda} \left(1 - \frac{\bar{\lambda} \gamma^2}{\delta - \bar{\lambda}} \right) \quad (15)$$

y

$$\bar{y} = \bar{\lambda} (1 + \gamma^2)$$

Es necesario señalar que :

$$\bar{j} < \bar{\lambda}$$

y

$$\bar{y} > \bar{\lambda}$$

en otras palabras, ni el promedio de los intervalos "a caballo", ni el de los intervalos interiores, es igual al promedio general de los intervalos.

Algunos resultados teóricos
de Sheps y Menken

Desde la serie de artículos de L. Henry, el esfuerzo de síntesis más notable es el de M. Sheps y J. Menken (1973, Ref. 178

bis). Ya hemos mencionado algunos de sus resultados en los capítulos anteriores; aquí daremos otros de interés más general.

Sheps y Menken han estudiado especialmente de manera amplia las distribuciones de los diversos tipos de intervalos entre acontecimientos. Sea μ el promedio, σ^2 la variancia y $\mu^{(n)}$ el momento de orden n de una distribución de intervalos. Se les llama generalmente "intervalos cerrados", para distinguirlos de otros tipos de intervalos tales como:

- el intervalo "abierto", comprendido entre el último acontecimiento y la fecha de la encuesta (o cualquier otro punto de referencia en el tiempo independiente de los acontecimientos estudiados); y

- el intervalo superpuesto que es un intervalo cerrado que abarca la fecha de la encuesta (o cualquier otro punto de referencia en el tiempo, independiente de los acontecimientos estudiados).

Designemos con Y_0 el intervalo abierto. Su promedio y su variancia están dadas por las expresiones:

$$E(Y_0) = \frac{\mu^{(2)}}{2\mu} = \frac{1}{2} \left(\mu + \frac{\sigma^2}{\mu} \right)$$

$$\text{Var}(Y_0) = \frac{\mu^{(3)}}{3\mu} - \frac{[\mu^{(2)}]^2}{4\mu^2}$$

Para el intervalo superpuesto Y_Δ , las fórmulas son las siguientes:

$$E(Y_\Delta) = \mu + \frac{\sigma^2}{\mu} = 2E(Y_0)$$

$$\text{Var}(Y_\Delta) = \frac{\mu^{(3)}}{\mu} - \frac{[\mu^{(2)}]^2}{\mu^2}$$

Sheps y Menken han dado también las expresiones del promedio del intervalo entre nacimientos (cerrado) μ , en función de sus componentes. Su-pongamos estos componentes homogéneos y constantes:

- fecundabilidad igual a p ,
- tasa de mortalidad intrauterina igual a α ,
- duración del tiempo muerto igual a $(m-1)$ meses para un nacido vivo, y $(w-1)$ para un aborto espontáneo (caso discreto),
- esterilidad nula.

El intervalo medio es por lo tanto igual a:

$$\mu = \frac{1}{(1-\alpha)p} + m + \frac{w\alpha-1}{1-\alpha}$$

o

$$\mu = \frac{Gp + (1-p)}{(1-\alpha)p}$$

siendo $G = m(1-\alpha) + w\alpha$ (duración promedio del tiempo muerto).

Bajo estas hipótesis, el valor límite de la tasa de fecundidad es igual a la inversa del intervalo entre nacimientos.

Las aplicaciones numéricas.

El modelo Fermod (Potter y Sakoda).

En el párrafo precedente analizamos los principales resultados obtenidos por L. Henry por el camino *teórico*.

Su estudio lo completó con aplicaciones numéricas, limitadas por los medios de cálculo disponibles en la época. Para simplificar cálculos de por sí fatigosos, adoptó como unidad de tiempo el *trimestre* y no el mes. Para el tipo de aplicaciones propuestas, esta simplificación no presenta mayores problemas. Claro está, todas las aplicaciones se refieren a grupos *homogéneos*. A título de ejemplo, he aquí dos juegos de hipótesis consideradas:

1) Para el cálculo de las concepciones y los nacimientos vivos según el orden:

- fecundabilidad: en forma escalonada durante 15 años (0,488 por trimestre o 0,20 por mes), después linealmente decreciente para alcanzar 0 en 5 años;

- mortalidad intrauterina: tasa constantemente igual a 10%;

- dos distribuciones de tiempo muerto, según el resultado del embarazo (promedio global: 6,3 trimestres).

Así, la *esterilidad* sólo está tomada en cuenta por el sesgo de la fecundabilidad: cuando ésta se hace nula, la mujer ya no puede concebir.

2) Para el estudio de los intervalos intergenésicos:

- fecundabilidad: la misma evolución anterior, pero con varias duraciones de descenso (5 años, 10 años, 15 años);
- mortalidad intrauterina: nula;
- tiempo muerto: fijo (6 trimestres).

Sin embargo, aunque muy restrictivas, estas hipótesis han permitido continuar el análisis más allá del estudio teórico. Resumiendo, se puede decir que lo que ha centrado la atención del autor en estas aplicaciones es principalmente *la evolución de la fecundabilidad con la edad*.

Este aspecto del tema desaparece en los modelos destinados a estudiar *los efectos de la contracepción*. En ese caso, la fecundidad no es ya una función de la edad sino una función de la duración del matrimonio, o mejor, del número de hijos ya tenidos, por el sesgo de la eficacia de la anti-concepción. Es lo que ocurre en el modelo Fermod de R.G. Potter y J. Sakoda (Ref. 173 y 174) que presentamos antes. Los autores distinguen tres posibles resultados para una gestación:

- aborto espontáneo (18 por ciento de los casos); tiempo muerto asociado: 3 + 1 meses;
- nacido muerto (2 por ciento de los casos); tiempo muerto asociado: 9 + 3 meses;
- nacimiento vivo (80 por ciento de los casos); tiempo muerto asociado: 9 meses + g, siendo g una distribución (fija) de promedio igual a 3 meses y medio.

La duración del período de reproducción es fijo (20 años)

En cuanto a la fecundabilidad, su valor "natural" es supuestamente constante (por ejemplo: 0,28), pero su valor "residual" depende del orden del nacimiento, en función del "plan familiar" de los padres. Este plan está definido por :

- un objetivo final en términos de hijos nacidos vivos (tres),
- los intervalos intergenésicos deseados (uno, dos o tres años),
- la eficacia de la anticoncepción practicada, ya sea para espaciar los nacimientos (0,90) o después que el objetivo se ha alcanzado (0,95 o 0,99).

Las variables de salida son las siguientes :

- distribución de las familias según su tamaño final,

~ promedio, desvío-tipo, oblicuidad de esta distribución,

~ promedio y desvío-tipo de los intervalos entre el matrimonio y el nacimiento de orden n .

Para precisar las ideas, veamos un ejemplo de los resultados propuestos:

La fuerza de estos modelos "microdemográficos" consiste, como se ve, en que permite tratar "crónicas" *individuales* y por lo tanto calcular diferentes tipos de índices (aquí: la proporción de los que sobrepasan su objetivo final, según diversos criterios "individuales") que el análisis global no permitiría alcanzar. Además, esos resultados pueden compararse con resultados válidos a escala global, tal como se muestra en el ejemplo siguiente:

PROPORCIÓN DE LAS PAREJAS QUE SOBREPASAN SU OBJETIVO FINAL (3 NIÑOS)

Fecundabilidad natural	Eficacia de la anticoncepción de término:			
	0,95		0,99	
	Intervalos deseados (1):		Intervalos deseados (1):	
	Cortos	Largos	Cortos	Largos
0,50	0,975	0,958	0,527	0,479
0,28	0,869	0,815	0,336	0,289
0,14	0,620	0,546	0,177	0,147
0,07	0,343	0,292	0,081	0,067

(1) Intervalos cortos: un año (matrimonio con primera concepción) después dos años (entre nacimientos sucesivos);

Intervalos largos: 2 y 3 años respectivamente.

La eficacia de la anticoncepción de espaciamiento es 0,90.

Fuente: Potter y Sakoda (Ref. 174). Cuadro 5, pág. 323.

Un ejemplo de modelo por simulación (Jacquard y Bodmer).

Los modelos por simulación permiten avanzar un paso más en la complejidad creciente del proceso. Este

paso puede darse en dos direcciones:

~ ya sea por enriquecimiento de las hipótesis *fisiológicas* (por ejemplo, reinsertando una variación de la fecundidad natural con la edad),

~ o por aproximación de las condiciones de observación de la demografía clásica, teniendo en cuenta las entradas en unión, las rupturas de unión, y las muertes. En el límite, el modelo puede insertarse en un modelo más general de evolución de una población.

Además, el método permite un *análisis de la variancia*.

Los parámetros del modelo de Jacquard y Bodmer (Ref.168 y 152) son los siguientes :

- las probabilidades mensuales de matrimonio, de viudez, de muerte y de divorcio (estos últimos según la duración del matrimonio), de 15 a 45 años;
- la fecundabilidad natural es una función de la edad (creciente de 15 a 20 años, constante entre los 20 y 30 años al nivel 0,25, y decreciente de 30 a 45 años);
- una tasa de mortalidad intrauterina constante (25%);
- distribuciones del tiempo muerto según el resultado del embarazo;
- para la anticoncepción: un número deseado de niños, intervalos intergénésicos deseados y niveles de eficacia de la anticoncepción de espaciamiento y/o de terminación.

Las variables de salida son las siguientes:

- las edades medias de las mujeres durante las concepciones de los diversos órdenes;
- los intervalos medios entre concepciones sucesivas;
- las variancias de estos intervalos;
- el número de concepciones de los diversos órdenes por año de edad.

Al igual que en el modelo precedente, es posible entonces obtener tasas de éxitos o de fracasos *individuales*. Por ejemplo, cuando el número de hijos deseados es 3, los autores obtienen las siguientes proporciones de exceso:

49 por ciento con una anticoncepción definitiva eficaz en un 95 por ciento (anticoncepción de retraso: 90 por ciento; intervalo deseado: 3 años),

18 por ciento con una anticoncepción definitiva eficaz en un 99 por ciento (las mismas hipótesis para el "calendario").

La segunda proporción se acerca al resultado obtenido por Potter y Sakoda para una fecundabilidad comprendida entre 0,14 y 0,28 (15 y 29 por ciento de exceso, respectivamente), pero la primera es más débil (55 y 81 por ciento de exceso para las mismas fecundabilidades). Probablemente la diferencia sea el resultado de tomar en cuenta las rupturas de unión.

En el plano colectivo, los resultados pueden expresarse en *tasas de reproducción*: de esta manera se puede juzgar la eficacia *global* de la anticoncepción. Las hipótesis de fecundidad natural consideradas por los autores conducen a una tasa neta de reproducción *superior a 4*. Probablemente este valor es demasiado elevado; una posible explicación sería que la disminución progresiva de la fecundabilidad con la edad no es suficiente para compensar la ausencia de hipótesis relativas a la esterilidad: hemos visto que a los 35 años alrededor del 16 por ciento de las mujeres ya son definitivamente estériles.

Si todas las parejas desearan tres hijos y practicaran una anticoncepción de eficacia mediocre (70 % para retardar y 90% para no tener más hijos), la tasa neta de reproducción sería cercana a 2; con una eficacia elevada (90% para retardar y 99% para no tener más hijos) la tasa caería a 1,3.

Por lo tanto, en el plano colectivo la anticoncepción juega un papel importante *en dos sentidos*: mientras la eficacia media es baja, los fracasos mantienen la fecundidad total a un nivel superior al deseado por los individuos; pero cuando la eficacia es muy alta, la anticoncepción puede impedir que alcancen su objetivo, retardando una concepción hasta un momento en que ya no es posible (separación, esterilidad, baja fecundabilidad).

El problema de la heterogeneidad de las cohortes reales.

Todos los modelos conducen a cierta *dispersión* de los tamaños finales de las familias. Esta dispersión es consecuencia de las diversas probabilidades introducidas, ya se trate de la fecundabilidad, de la duración del tiempo muerto, de la edad al casarse o de la eficacia de la anticoncepción. No obstante ello, existe un factor esencial de dispersión que raras veces se toma en cuenta: *la heterogeneidad*, en lo que respecta a los diversos riesgos citados, de las cohortes reales.

Sin embargo, en un proceso de simulación es perfectamente posible manipular cohortes heterogéneas, puesto que el resultado final se obtiene por *suma de historias individuales*, consideradas una después de otra. En los otros tipos de modelos, en rigor se podría tener en cuenta la dispersión *de un* parámetro mezclando varias cohortes, pero tener en cuenta más de una dispersión replantearía el problema de las distribuciones condicionales.

Bodmer y Jacquard tuvieron la idea de comparar la variancia (de los tamaños finales) resultantes de su modelo, bajo las hipótesis de fecundidad natural, con la variancia *real* observada en las mujeres hutteritas, rigurosamente no malthusianas. La segunda es *dos veces y media* superior a la primera, lo que muestra claramente que los modelos actuales están lejos de reflejar el grado de heterogeneidad de las cohortes reales. Es verdad que los detalles de éste se conocen bastante mal: podemos citar en

la primera parte, distribuciones de fecundabilidad y de tiempo muerto, pero nada dijimos respecto de la dispersión de la mortalidad intrauterina, y no pudimos ser muy precisos en relación con la llegada de la esterilidad después de los 35 años.

Respecto de este punto, que hemos desarrollado en otra parte (Jacquard y Léridon, 1974, Ref. 168 bis), hemos mostrado que basta tomar en cuenta una distribución de la fecundabilidad (entre las mujeres) para obtener una variancia de los intervalos entre nacimientos — o de la distribución del número final de niños — compatible con las observaciones disponibles.

Este resultado podría parecer paradójico puesto que también hemos mencionado la existencia de una distribución para el riesgo de mortalidad intrauterina y para la duración del tiempo muerto. En lo que respecta a la primera, ciertamente sería excesivo disponer de una distribución del riesgo de mortalidad intrauterina independiente de la correspondiente a las fecundabilidades: los dos conceptos están, según lo hemos visto, demasiado relacionados entre sí. En cuanto al tiempo muerto generalmente se utiliza una distribución idéntica para todas las mujeres, al menos a igual edad, y se efectúa un sorteo independiente para cada nacimiento. La distribución empírica utilizada incluye entonces la variancia *interna* (intervalos sucesivos de una misma mujer) y la variancia entre mujeres.

Teniendo en cuenta estos principios, hemos elaborado un modelo de simulación (SIMULA) que ha resultado satisfactorio. El modelo REPSIM de J. C. Ridley, descansa sobre principios muy semejantes.

Todo esto introduce el problema de *la evaluación de los modelos*. Parece necesario someter a prueba los resultados de los modelos en términos de *variancias*, pues es fácil obtener promedios adecuados. El análisis de los intervalos entre nacimientos según el tamaño final de la familia, constituye también una prueba eficaz, como lo veremos en el capítulo siguiente.

CAPITULO IX

APLICACION AL ESTUDIO DE LOS INTERVALOS INTERGENESICOS

Según se ha visto, el estudio detallado de la fecundidad supone que para cada nacimiento se conoce: la edad de la madre, el orden del nacimiento, eventualmente la duración del matrimonio, el destino del hijo precedente (o de la concepción precedente)... El conocimiento de estos diversos datos permite un análisis preciso del "calendario" de la fecundidad, pero también es muy útil desde un punto de vista teórico. Sin embargo, desde estos dos puntos de vista, a menudo el análisis sólo puede llevarse a buen término una vez terminada la historia genésica, es decir, cuando se cuenta con familias completas. Una de las razones de ello es el papel que juega el "tamaño final de la familia" que vamos a examinar.

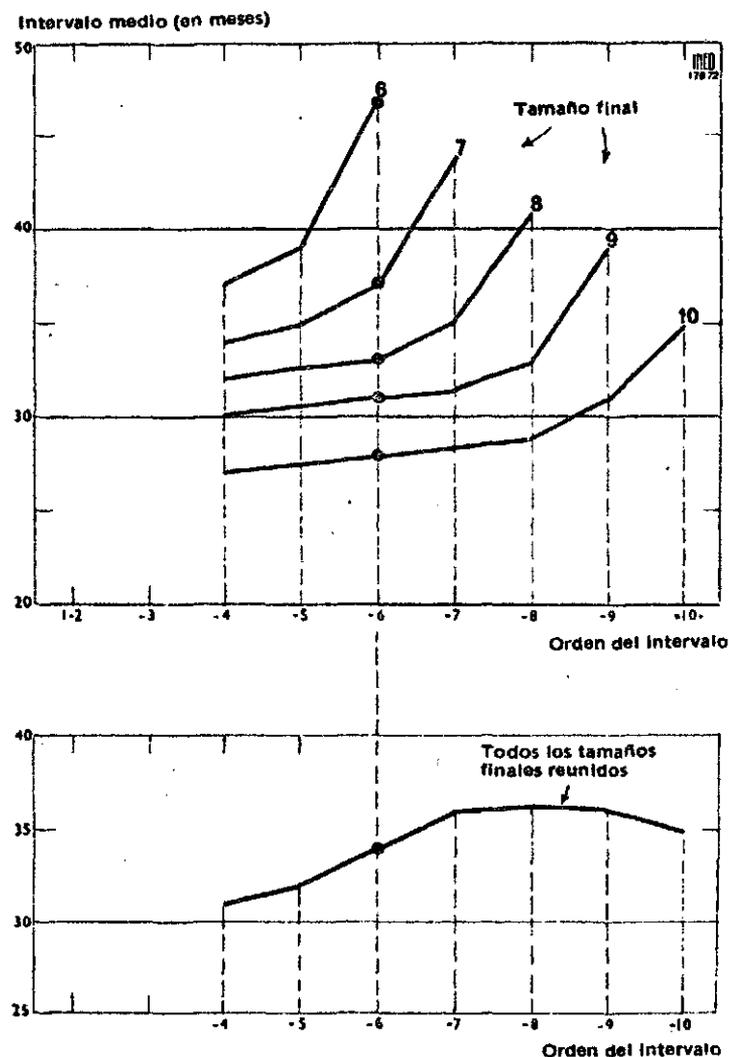
Papel del tamaño final de la familia. Supongamos que dos mujeres, ambas casadas a los 25 años, terminaron por tener 4 hijos una y 8 hijos la otra. De ello no se puede deducir con certeza que la segunda tenía una fertilidad fisiológica superior a la primera. En efecto, varios de los componentes de la fecundidad son de naturaleza *aleatoria*: a igualdad de condiciones, lo que determinará las mujeres que concebirán más rápido su tercer hijo después del nacimiento del segundo, o que decidirá la sobrevivencia o no del producto de esta tercera concepción, es la suerte. Si el azar actúa varias veces en el mismo sentido, una mujer sólo tendrá tiempo para concebir 4 hijos, y otra podrá concebir 8.

De esto no se desprende que el grupo de familias de "tamaño final 4" es homogéneo: en este grupo *también* hay mujeres de baja fertilidad, en mayor número que en el grupo de "8 hijos". Pero ciertas observaciones son comprensibles únicamente si se hace esta clasificación según el tamaño final.

Si se representa gráficamente la sucesión de los intervalos intergenésicos (gráfico A.8, parte superior), se observa que para *cada tamaño final*, el último intervalo es, en promedio, más largo que los precedentes. Rehaciendo el gráfico sin tener en cuenta el tamaño final (gráfico A.8, parte inferior), se observa, por el contrario, una disminución de los intervalos. La explicación es la siguiente: el intervalo medio de orden 6, por ejemplo, es un promedio ponderado de los intervalos de orden 6 en las familias de tamaños finales 6, 7, 8, 9, 10, ... Ahora bien, los coeficientes de ponderación varían de un intervalo al siguiente, puesto que cada vez el número de las familias interesadas disminuye (para el intervalo de orden 7 ya no habrá familias de tamaño 6). El juego de estas ponderaciones tal que generalmente conduce a resultados semejantes a los de la parte inferior del gráfico A.8.

Gráfico A.8

INTERVALOS INTERGENESICOS: PAPEL DEL ORDEN Y DEL TAMAÑO FINAL



De una manera general, todos los estudios acerca del papel del orden del nacimiento (mortalidad infantil, peso al nacer, malformaciones, éxito escolar...) deben tener en cuenta este factor. Consideremos el ejemplo del éxito escolar. Un niño de orden 3 pertenece a una familia de *por lo menos* 3 hijos, o sea, relativamente "numerosa". Un niño de orden 1, en cambio, puede pertenecer a esas mismas familias, pero *además* a familias de 1 o 2 hijos solamente. Las posibilidades de éxito del primero probablemente estarán más afectadas por el hecho de pertenecer a una familia relativamente numerosa, que por su orden en el seno de dicha familia. Sin embargo, un análisis que tuviera en cuenta *únicamente el orden* llegaría a la conclusión que se trata de un "efecto del orden".

El problema está en que muchas veces la familia aún no está completa al momento de la observación y que muchas veces es difícil esperar... Además, aun en el caso de observaciones ideales es necesario tener en cuenta el hecho de que *de un orden al otro*, las condiciones han cambiado y el comportamiento de los padres puede haber sido modificado por una evolución exterior.

Es necesario, por lo tanto, ser muy prudente en el estudio de los "efectos del orden" cuando no es posible conocer al mismo tiempo el tamaño final de la familia, y también — para volver al análisis de los factores de la fecundidad — la edad de la madre.

La red de los intervalos intergenésicos.

Para seguir la evolución de la fecundidad durante todo el período fértil de una mujer, se puede utilizar la serie de tasas de fecundidad *por edad*. También se puede proceder *por orden*, utilizando la serie de intervalos intergenésicos. Teniendo en cuenta las observaciones hechas anteriormente, muchas veces interesa considerar únicamente las "familias completas" — en las cuales la mujer ha alcanzado los 45 años sin que la unión se haya deshecho por viudez o separación — y clasificarlas según su tamaño final.

A igual dimensión final, se puede comparar enseguida los intervalos sucesivos. Las variaciones observadas pueden estar relacionadas con la *progresión del orden* o con la *edad de la madre* sin que siempre sea posible disociar ambos factores. Por lo que actualmente puede saberse, la edad parece ser la variable más importante para los factores biológicos, como se ha mostrado en la Primera Parte de este estudio.

Las observaciones de redes completas son poco numerosas. En razón de la importancia de las fluctuaciones aleatorias, es necesario disponer de un número bastante grande de familias completas (varios centenares). En los gráficos A.9 a A.12 hemos reproducido los únicos datos de que disponemos referentes a:

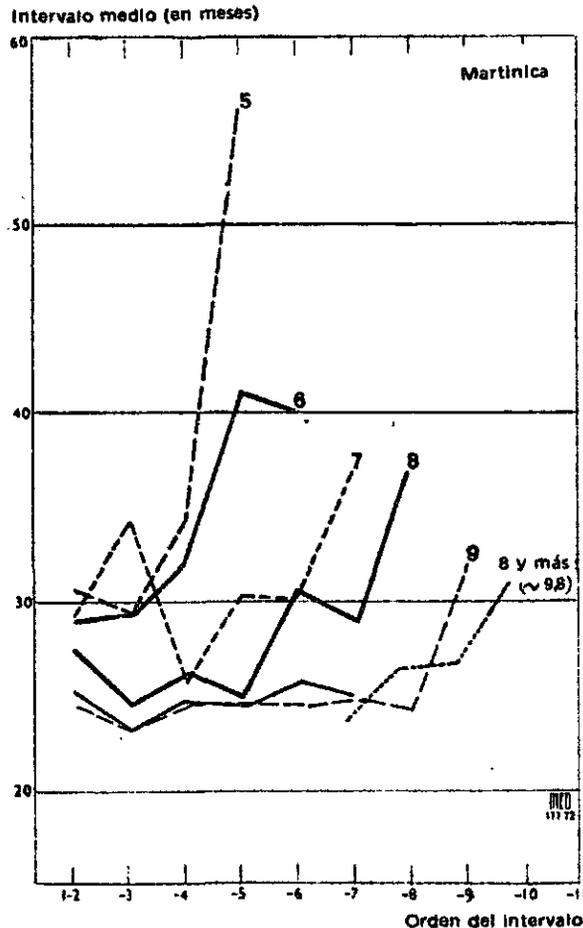
A pesar de las apreciables diferencias que tienen, las tres redes trazadas presentan algunas características comunes:

1) el aumento del último intervalo es siempre importante (del orden de los 6 a 7 meses), cualquiera que sea el tamaño final de la familia. También el penúltimo intervalo tiende a ser más prolongado que los precedentes;

2) las diversas curvas relativas a los diversos tamaños finales de escalonan las unas sobre las otras. En el caso del Japón, cada una presenta una meseta hasta el penúltimo intervalo, en tanto que en el caso de los Amish y de las antiguas familias de Francia, la red más bien adquiere la forma de un "haz".

Gráfico A.11

RED DE INTERVALOS INTERGENESICOS (Martinica)



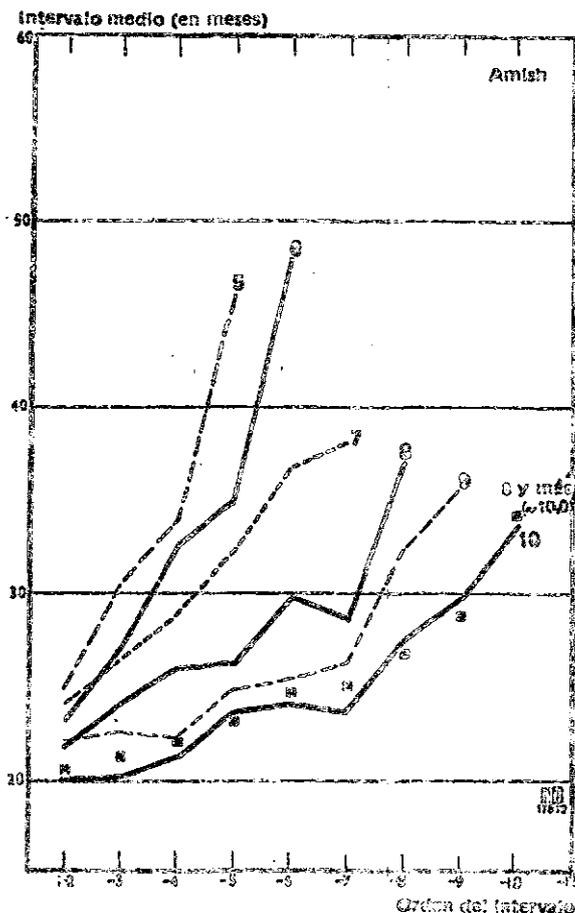
Puesto que la esterilidad definitiva no puede aparecer en este tipo de análisis (por definición; cada mujer todavía es fértil al momento de su última concepción), la primera característica señalada sólo puede explicarse por una de las tres eventualidades siguientes:

- a) descenso rápido de la fecundabilidad más allá de una cierta edad,
- b) aumento rápido de la mortalidad intrauterina más allá de una cierta edad,
- c) alargamiento del tiempo muerto post-partum.

Del estudio detallado de cada uno de estos factores ha resultado que las tres evoluciones eran posibles, e incluso probables. Por otra parte, un artículo de R.G. Potter y otros (Ref. 017) ha mostrado que el alargamiento del tiempo muerto podía explicar la mitad del aumento del intervalo con la edad.

Gráfico A.12

RED DE INTERVALOS INTERGENESICOS
(Amish de los Estados Unidos)



Pero tratábase de análisis efectuados sin distinción del tamaño final (referentes a familias muchas de ellas incompletas), que por lo tanto no pueden utilizarse directamente para nuestro presente propósito. Nosotros tratamos de reconstituir, mediante cierto número de hipótesis, una red cercana a las de los gráficos A.9 a A.12: la adecuación, o la no adecuación del modelo permitirá aceptar o rechazar algunas de las hipótesis.

Teniendo en cuenta el gran número de parámetros que intervienen, no es posible explorar todas las eventualidades. Por lo tanto, nuestra investigación se centrará en la alternativa siguiente:

¿Con cuál evolución de la fecundabilidad según la edad, o con cuál evolución de la mortalidad intrauterina según la edad, se puede encontrar un aumento de los últimos intervalos cercano al observado?

Perfil característico de una red. Antes de ir más lejos, señalemos un medio muy simple ^{39/} de formarse una idea de la evolución de los intervalos teniendo en cuenta el tamaño final cuando el número de las observaciones disponibles no permite construir la red completa. Basta reagrupar los datos referentes a un conjunto de tamaños finales (por ejemplo: 8 hijos y más), y calcular *orden por orden* los intervalos medios sucesivos, en dos tiempos:

1) se comienza por el cálculo clásico de los intervalos medios entre el 1° y el 2° nacimiento, el 2° y el 3°, etc., hasta el nacimiento $(n-4)$ o el $(n-3)$, siendo n el tamaño promedio de las familias del conjunto considerado (por ejemplo: 9);

2) después se calculan intervalos *al revés*: entre el último y el penúltimo nacimiento, entre el penúltimo y el antepenúltimo, etc., hasta empalmar con la serie anterior.

Si n (tamaño medio) no está próximo a un número entero (por ejemplo: $n = 9,5$), los intervalos se ubican sobre un gráfico como si la escala de los órdenes fuese continua.

Puesto que los últimos intervalos correspondientes a cada tamaño final parecen superponerse por simple traslación (lo que nuestro estudio confirmará), es claro que la "mezcla" de los diversos tamaños así obtenida conserva la forma general de cada serie. En el caso en que las fluctuaciones aleatorias hacen imposible el dibujo de la red completa, se tiene entonces un medio de poner en evidencia lo que llamaremos el "perfil característico" de la red.

Sobre el gráfico A.13 hemos trazado los perfiles característicos de las redes precedentes, y hemos agregado algunos resultados provenientes de otros estudios:

^{39/} Debido a L. Henry.

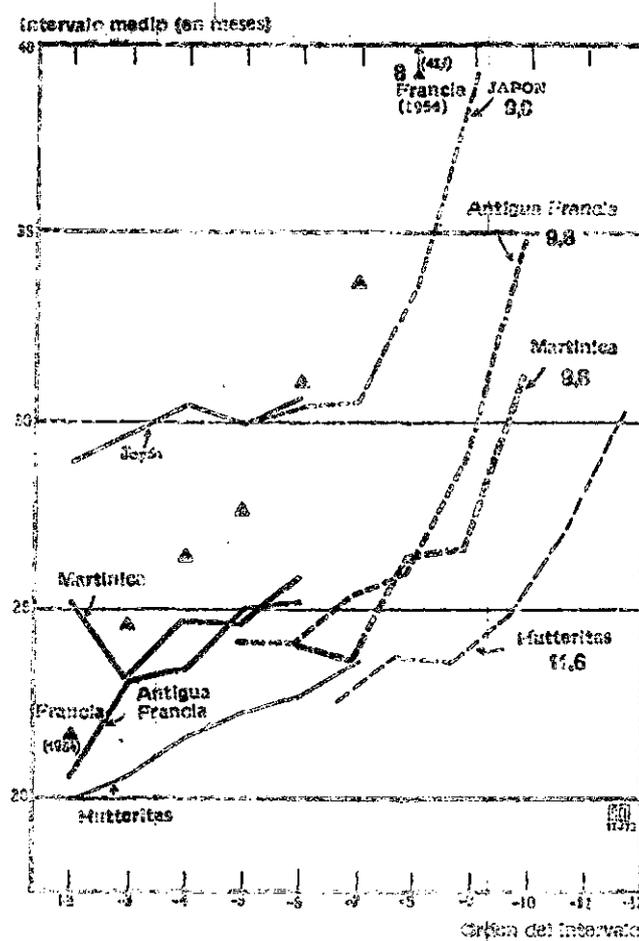
— sobre los Hutteritas (Ref. 204 bis), otra secta que vive en los Estados Unidos y que rehusa toda anticoncepción;

— sobre las familias francesas, según la encuesta agregada al censo de 1954 (datos inéditos proporcionados por el INSEE).

(Los datos numéricos figuran en el Anexo, cuadro A.25).

A pesar de la considerable heterogeneidad de estos datos, las curvas se escalonan bastante bien según el tamaño final. Solamente la primera mitad de la curva relativa a las familias francesas contemporáneas desentona un poco: ello puede ser una consecuencia del hecho que el espaciamiento de los nacimientos — también en las familias numerosas — depende menos de la lactancia que de un mínimo de anticoncepción, cuya eficacia puede mejorar continuamente con la edad.

Gráfico A.13
PERFILES CARACTERÍSTICOS DE DIVERSAS REDES DE INTERVALOS. (Familias completas de por lo menos 8 hijos)



Descripción del modelo considerado. En la aplicación que había hecho en el estudio de los intervalos intergenésicos, L. Henry había tenido que limitarse a una sola fuente de variabilidad: la fecundabilidad, que era función de la edad. Además, la duración de los tiempos muertos siempre era idéntica (6 trimestres), y la mortalidad intrauterina se suponía nula.

Nuestro propósito aquí será triple:

1) hacer el modelo más realista reintroduciendo la mortalidad intrauterina y una distribución de los tiempos muertos;

2) comparar los efectos de una alza continua de la mortalidad intrauterina según la edad con los de una baja de la fecundabilidad hacia el final del período fértil;

3) para precisar la forma general de la red, tomar en cuenta una distribución de las "entradas a la vida fecunda" (edades al casarse); y una distribución de las "salidas de la vida fértil" (edades de la esterilidad).

Los dos primeros propósitos se alcanzarán por programación directa de las fórmulas adecuadas, en tanto que el tercero se logrará por una combinación de los resultados establecidos para diversas edades al casarse y diversas edades de término del período fértil.

Transcribamos primero, en notación *discreta*, las fórmulas (5), (6), (8) y (10) presentadas en notación *continua* en el Anexo B. Aprovecharemos para modificar algunas notaciones a fin de adaptarlas a la programación.

En general, un índice i señala un *orden* de concepción, y un índice j o k , un *trimestre de edad*.

$p(x)$ (fecundabilidad a la edad x) se transforma en P_j ,

$v(x)$ (proporción de concepciones V) se transforma en L_j ,

$K_V(x, g)$ (proporción de mujeres todavía no fecundables g trimestres después de una concepción V) se transforma en S_{j-k} ,

$K_A(x, g)$ (proporción de mujeres todavía no fecundables g trimestres después de una concepción A) se transforma en T_{j-k} .

$K(x, g)$ se transforma en K_{j-k} .

El índice i (orden) varía de 1 a Π ,

El índice j (trimestre) varía de 0 a F ,

La distribución S_{j-k} está limitada a 10 trimestres, y la de T_{j-k} a 1 trimestre.

C_{ij} representa el número de concepciones de orden i en el transcurso del trimestre j ,

V_{ij} representa el número de las concepciones V de orden i en el transcurso del trimestre j .

Sus valores se obtienen por transposición de las fórmulas (5) y (6):

$$C_{ij} = P_j \left[\sum_{k=0}^{j-1} (C_{i-1,k} - C_{i,k}) - \sum_{k=j-10}^{j-1} C_{i-1,k} K_{j-k} \right] \quad (5')$$

para $i \geq 2$;

para $i = 1$ se utiliza:

$$C_{1j} = P_j \left[1 - \sum_{k=0}^{j-1} C_{1k} \right] \quad (5'a)$$

Y también:

$$V_{ij} = P_j L_j \left[\sum_{k=0}^{j-1} (V_{i-1,k} - V_{i,k}) - \sum_{k=j-10}^{j-1} V_{i-1,k} S_{j-k} - \frac{1-L_{j-1}}{L_{j-1}} V_{i,j-1} T_1 \right] \quad (6)$$

con

$$V_{1j} = P_j L_j \left[1 - \sum_{k=0}^{j-1} V_{1,k} - \frac{1-L_{j-1}}{L_{j-1}} V_{1,j-1} T_1 \right] \quad (6'a)$$

La probabilidad $V_a(x)$ de que una concepción V sobrevénida a la edad a sea seguida por otra a la edad x (fórmula 8) se vuelve $E_{t,j}$ (una concepción el trimestre t seguida por otra en el trimestre j):

$$E_{t,j} = P_j L_j \left[1 - S_{j-t} - \sum_{k=t}^{j-1} E_{t,k} - \frac{1-L_{j-1}}{L_{j-1}} T_1 E_{t,j-1} \right] \quad (8')$$

(haciendo: $S_{j-t} = 0$ puesto que $j-t > 10$).

La probabilidad de que una concepción V ocurrida en el trimestre t sea seguida de m otras exactamente, se obtiene transponiendo la fórmula (10):

$$P_{m,t} = \sum_{j=t+1}^F E_{t,j} P_{m-1,j} \quad (10')$$

Las V_{ij} , después las E_{tj} y P_{mt} se calculan *independientemente*, después de lo cual se recombinan los resultados para obtener los intervalos buscados.

En efecto, la probabilidad de que en el trimestre j se produzca una concepción V de orden i , y que esta concepción sea seguida de m otras exactamente, es igual a:

$$Z_j(i,m) = V_{ij} P_{mj} \quad (17')$$

Para obtener la distribución de las concepciones V , orden por orden, en las familias de tamaño final D , basta aplicar la fórmula (17') a los valores de m tal que:

$$m = D - i$$

Por otra parte, el número de estas familias de tamaño D es igual a:

$$N_D = \sum_{j=0}^F z_j(\lambda, D-\lambda) = \sum_{j=0}^F v_{\lambda j} P_{(D-\lambda), j} \quad (18')$$

debiendo el resultado ser el mismo para cada λ .

La duración media entre el matrimonio y la λ -ésima concepción V , en las familias de tamaño D , es igual a:

$$X(\lambda, D) = \frac{1}{N_D} \sum_{j=0}^F j z_j(\lambda, D-\lambda) \quad (19')$$

Los intervalos buscados se obtienen por diferencia entre las $X(\lambda, D)$ referentes a dos órdenes λ consecutivos.

Valores numéricos de los diversos parámetros. Del análisis realizado por L. Henry resultaba que:

- 1) el aumento del último intervalo depende poco de los valores medios de la fecundabilidad o del tiempo muerto;
- 2) este aumento es proporcional a la duración del descenso de la fecundabilidad; ésta debe estar comprendida entre los 10 y 15 años;
- 3) la mayor o menor separación entre las diferentes curvas relativas a los diversos tamaños finales depende del grado de heterogeneidad del grupo (en cuanto a la fecundabilidad y al tiempo muerto).

En consecuencia, la *homogeneidad* admitida en el modelo no modifica el "perfil característico" de la red, pero puede tender a espaciar las curvas.

En nuestras explicaciones, hemos tenido en cuenta el punto 2) suponiendo que el descenso de la fecundabilidad se extendía 15 años (de los 30 a los 45 años).

Por otra parte, hemos adoptado como distribuciones de los tiempos muertos, las utilizadas por L. Henry en sus otras aplicaciones. A continuación se presentan los valores de los diversos parámetros:

1. *Proporción de mujeres no fecundables en el trimestre j entre las mujeres que tuvieron una concepción V en el trimestre k (S_{j-k}):*

$j-k$	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	≥ 11
S_{j-k}	1	1	1	1	0,856	0,822	0,789	0,722	0,500	0,211	0,044	0

2. *Proporción de mujeres no fecundables en el trimestre j entre las mujeres que tuvieron una concepción A en el trimestre k (T_{j-k}):*

$j-k$	0	1	≥ 2
T_{j-k}	1	0,90	0

3. *Tamaño máximo de las familias para los que se calcula la sucesión de los intervalos ($D_{\text{Máx}}$): $D_{\text{Máx}} = 13$.*

4. *Duración de la vida fértil (F):*

En trimestres:	20	40	60	80	90
En años:	5	10	15	20	22,5

Estos diversos valores permiten hacer variar, ya sea la edad al casarse o la edad de la esterilidad.

5. *Fecundabilidad:* tres hipótesis de variación con la edad.

- 1) constante (valor trimestral = 0,50);
- 2) gradualmente (0,578) hasta los 30 años y después linealmente decreciente hasta los 45 años;
- 3) gradualmente (0,833) hasta los 30 años y después linealmente decreciente hasta los 45 años.

6. *Mortalidad intrauterina*: tres hipótesis de variación con la edad.

1) constante (25%);

2) creciente, de 16% (a los 22 años y medio) hasta 50% (a los 45 años);

3) creciente, de 16% (a los 22 años y medio) hasta 100% (a los 45 años).

Entre las combinaciones posibles de la fecundabilidad con la mortalidad intrauterina, hemos estudiado las cinco siguientes:

Código		Edad (en años)									
		22,5	25	27,5	30	32,5	35	37,5	40	42,5	45
C ₁₅	P _j	.578	.578	.578	.576	.49	.39	.29	.19	.09	.00
	L _j	.75	.75	.75	.75	.75	.75	.75	.75	.75	.75
C ^I	P _j	.50	.50	.50	.50	.50	.50	.50	.50	.50	.50
	L _j	.840	.826	.806	.777	.740	.690	.616	.460	.230	.00
C ^{II}	P _j	.50	.50	.50	.50	.50	.50	.50	.50	.50	.50
	L _j	.840	.826	.806	.777	.740	.686	.619	.561	.520	.50
C ₁₅ ^I	P _j	.578	.578	.578	.576	.49	.39	.29	.19	.09	.00
	L _j	.840	.826	.806	.777	.740	.690	.616	.460	.230	.00
P ₁₅ ^I	P _j	.833	.833	.833	.826	.686	.546	.406	.266	.126	.00
	L _j	.840	.826	.806	.777	.740	.690	.616	.460	.230	.00

7. *Esterilidad definitiva*, y

8. *Edad al casarse*: en su oportunidad indicaremos las distribuciones correspondientes.

Cuadro A. 34
CARACTERISTICAS DE LAS REDES ESTUDIADAS

Nombre	m	R_m	R_6-R_{10}	D_m	I_m	I_6-I_{10}
B ₁₀	8,7	4,6	5,4	31,9	23,9	5,3
B ₁₅	8,0	5,5	8,3	35,4	23,9	3,5
C ₁₅	7,9	5,5	5,0	39,4	28,5	9,1
C ^I	8,2	4,7	1,9	36,7	28,6	9,5
C ^{II}	9,0	1,1	6,6	33,7	28,7	10,3
C ₁₅ ^I	7,4	6,7	3,5	39,6	27,6	8,2
P ₁₅ ^I	8,1	6,2	3,2	37,3	25,8	7,3
C ₁₅ ^S	7,1	5,3	1,7	38,7	29,3	7,3
D ₁₅ ^S	5,2	5,2	1,1	38,6	29,6	9,0
M ₁₅ ^S	6,7	5,0	1,4	38,1	29,3	6,0

Redes observadas
(familias de tamaño
5 y más):

- Japón	7,2	7	2,0(b)	43	32	8,8
- Antigua Francia	8,1	7	1,6	38	25,5(a)	5,8(a)
- Martinica	7,4	~8	-	~38	~28	
- Amish	8,0	~5	~9	~38	24 (a)	6,8(a)

m = Tamaño final promedio de las familias.

R_m = Alza del último intervalo (= excedente sobre el penúltimo) en las familias de tamaño m .

R_6-R_{10} = Diferencia entre el alza del último intervalo en las familias de tamaño 6 y las de tamaño 10.

D_m = Valor del último intervalo en las familias de tamaño m .

I_m = Valor del primer intervalo (1-2) en las familias de tamaño m .

I_6-I_{10} = Desvío entre el primer intervalo de las familias de tamaño 6 y de las familias de tamaño 10.

(a) = Calculado sobre el segundo intervalo (2-3).

(b) = R_6-R_{11} .

Efecto de la evolución de la fecundabilidad y de la mortalidad intrauterina con la edad.

Como *primeras aplicaciones* de este modelo, primera - mente hemos seguido las

hipótesis adoptadas por L. Henry, a saber:

- fecundabilidad decreciente (de 0,50 a 0), en 10 años (modelo B_{10}) o en 15 años (modelo B_{15});
- mortalidad intrauterina: nula;
- tiempo muerto: siempre igual a 6 trimestres.

Los resultados se llevaron al gráfico A.14. La diferencia esencial con las redes reales (gráficos A.9 a A.12) es la forma *en abanico* de las redes B_{10} y B_{15} : el aumento del último intervalo es en este caso inversamente proporcional al tamaño final de la familia.

Así, en B_{15} , el último intervalo sobrepasa al antepenúltimo en 10 meses en las familias de 6 hijos, y en menos de 2 meses en las familias de 10 hijos.

A fin de facilitar las comparaciones, indicaremos para cada red (véase el cuadro A.34):

- el aumento (R_m) del último intervalo en las familias de tamaño igual al promedio (m) de los tamaños finales (pudiendo determinarse R_m por interpolación si m no se acerca a un valor entero),

- el desvío entre el aumento del último intervalo en las familias de tamaño 6 (R_6) y en las familias de tamaño 10 (R_{10}), como índice "de apertura del abanico",

- el desvío entre el intervalo 1-2 en las familias de tamaño 6 (i_6) y el mismo intervalo en las familias de tamaño 10 (i_{10}), como índice de "dispersión" de la red.

Para concordar con las redes observadas, R_m debe acercarse a 7 meses, y ($R_6 - R_{10}$) debe ser lo más bajo posible (i_m a 2 meses), lo que no ocurre con B_{10} y B_{15}

*
* *

En la aplicación C_{15} hemos admitido que:

- la fecundabilidad bajaría en 15 años, como en B_{15} ;
- la mortalidad intrauterina sería constantemente igual a 25%;

Gráfico A.14
 RED DE INTERVALOS INTERGENESICOS
 HIPOTESIS B₁₀ Y B₁₅

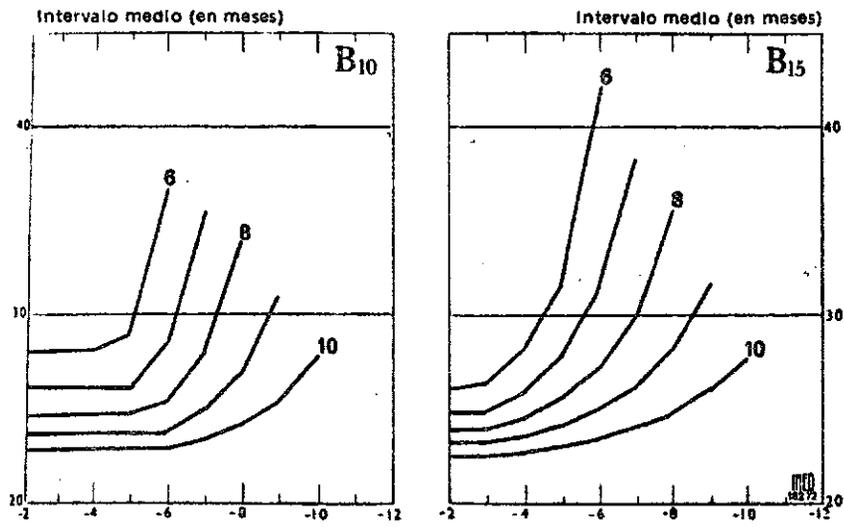
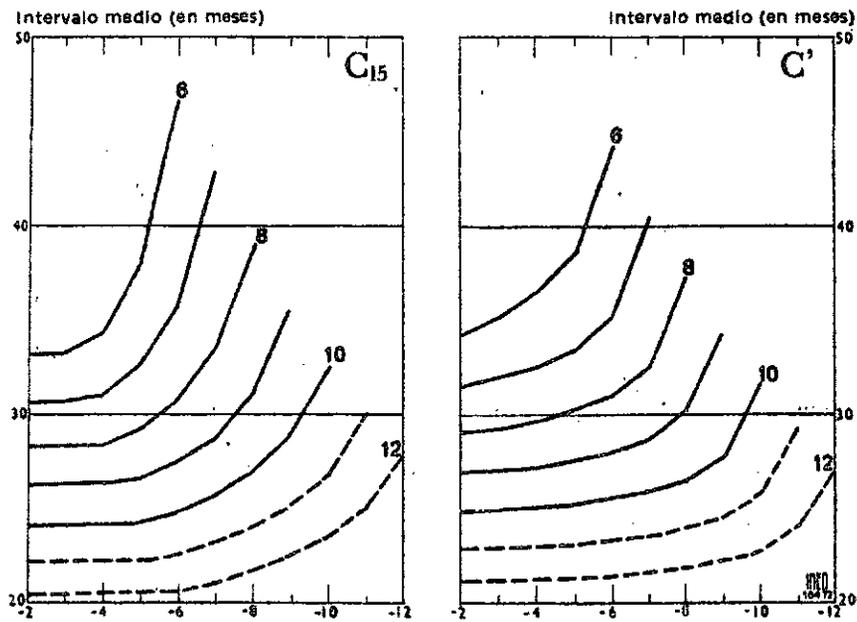


Gráfico A.15
 RED DE INTERVALOS INTERGENESICOS
 HIPOTESIS C₁₅ Y C'



los tiempos muertos tenían las distribuciones indicadas anteriormente ^{40/}.

Se tomó un nivel de partida de la fecundabilidad superior a 0,50 (0,570) para compensar parcialmente el efecto de la mortalidad intrauterina.

El resultado (gráfico A.15, parte izquierda) difiere notablemente de los anteriores en dos aspectos:

- 1) las curvas están mucho más separadas ($t_6 - t_{10} = 9,1$ meses, en contraposición con 5,3 y 3,5 anteriores);
- 2) el abanico se reduce un poco ($R_6 - R_{10} = 5,0$ en contraposición con 5,4 y 8,3).

La mayor dispersión es una consecuencia directa de la introducción de dos factores aleatorios suplementarios: la duración del tiempo muerto y la mortalidad intrauterina. Pero, considerado globalmente, el resultado todavía no es satisfactorio.

Antes de abandonarlo, vamos a compararlo con el resultado de la aplicación C'.

*
* *

En este *modelo C'* hemos permutado las hipótesis:

- la fecundabilidad permanece constante (al nivel 0,50);
- la mortalidad intrauterina aumenta con la edad, de 16% a 100% (de manera que la fecundabilidad efectiva tiende a cero).

El resultado (gráfico A.15, parte derecha), está muy cerca de C₁₅; e incluso, es mejor en un punto: el aumento de los últimos intervalos es casi independiente del tamaño final ($R_6 - R_{10} = 1,9$). Por lo tanto, llegamos a *la doble conclusión siguiente*:

^{40/} No repetiremos estas distribuciones, pues son comunes a todas las otras aplicaciones.

1) un aumento continuo de la mortalidad intrauterina permite explicar el aumento medio de los últimos intervalos tan bien como un descenso de la fecundabilidad;

2) el efecto de abanico (en el aumento de esos intervalos) está muy atenuado por el aumento de la mortalidad intrauterina.

Conviene indicar que en ambos casos, *las hipótesis deben elegirse de modo que la fecundabilidad efectiva tienda siempre a cero.* De lo contrario, se obtiene una figura del tipo *C''*, en la que hemos admitido que la mortalidad intrauterina alcanzaba a 50% (gráfico A.16).

*
* *

A fin de mejorar el modelo combinamos enseguida las variaciones de la fecundabilidad con las de la mortalidad intrauterina (gráfico A.17).

En la *aplicación C'15* utilizamos la hipótesis del modelo *C15* para la fecundabilidad, y la del modelo *C'*, para la mortalidad intrauterina:

- la primera disminuye de 0,578 a 0 en 15 años;
- la segunda aumenta continuamente de 16% a 100%.

El resultado es excelente: el aumento medio (R_m) se acerca mucho a los valores observados (6,7 meses), y el abanico es bastante cerrado ($R_6 - R_{10} = 3,5$). Además, la red se estrecha un poco: $l_5 - l_{10} = 8,2$ meses. Todos estos valores se acercan bastante a los observados en el Japón, o en la Antigua Francia ^{41/}, así como a las evaluaciones que se pueden sacar de las otras observaciones.

*
* *

Pues bien, podemos considerar que hemos alcanzado nuestro principal objetivo. Sin embargo, para demostrar que el resultado obtenido es poco sensible a las variaciones *del nivel* de los parámetros utilizados, hemos estudiado una hipótesis parecida a la última, en la cual la fecundabilidad inicial se considera igual a 0,833 (o 0,45 como valor mensual), lo que equivale a una fecundabilidad efectiva igual a 0,700 (o 0,33 como valor mensual).

^{41/} En el caso de la Antigua Francia como consecuencia del aumento bastante marcado entre el intervalo 1-2 y los siguientes, hemos hecho la comparación con el intervalo 2-3.

Gráfico A.16
 RED DE INTERVALOS INTERGENESICOS
 HIPOTESIS C''

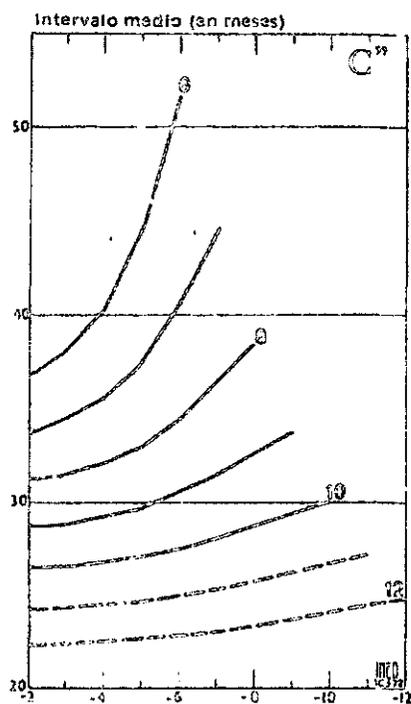
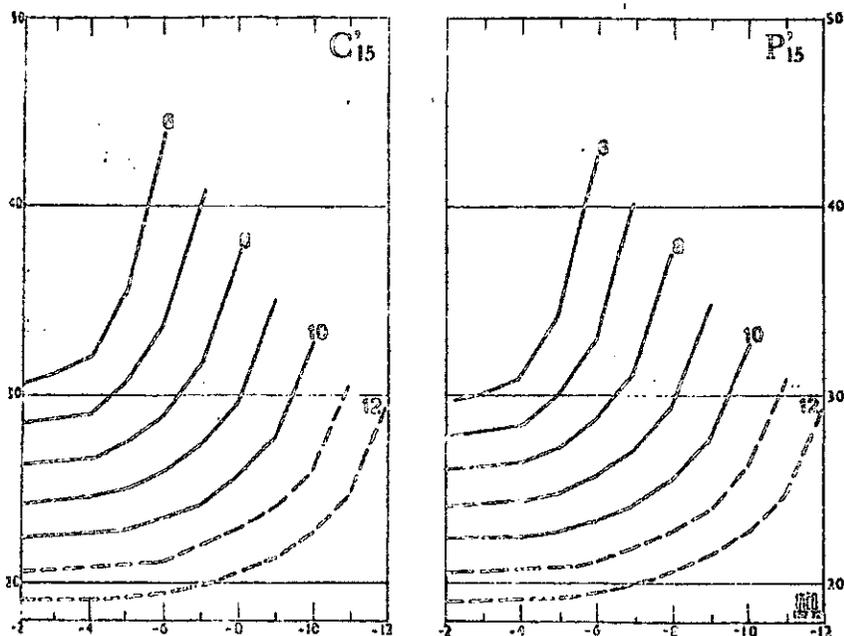


Gráfico A.17
 RED DE INTERVALOS INTERGENESICOS. HIPOTESIS C'15 Y P'15



Esta hipótesis P'_{15} conduce a un tamaño final medio más elevado (8,1) y a la vez, a un ligero estrechamiento del abanico ($R_6 - R_{10} = 3,2$) y de la red ($I_6 - I_{10} = 7,3$). Ajusta todavía bien los datos referentes a la Antigua Francia, salvo en el intervalo 1-2, que es anormalmente más corto en estos últimos.

Papel de las distribuciones de la edad al casarse y de la edad a la esterilidad definitiva.

Comenzaremos considerando la esterilidad. Partiendo de las distribuciones citadas en el capítulo VI, hemos supuesto

que las mujeres casadas a los 22 años y medio podían quedar estériles a los 27 años y medio, a los 32 años y medio, a los 42 años y medio o a los 45 años. El cuadro siguiente presenta las proporciones de mujeres que pertenecen a estos diferentes grupos, y la duración de su vida fértil (en trimestres) ^{42/}.

DURACION DE LA VIDA FERTIL DE LAS MUJERES CASADAS A LOS 22 AÑOS Y MEDIO

Edad media de adquisición de la esterilidad	Número de mujeres	Duración de la vida fértil (trimestres)	Trimestres fértiles
27 años $\frac{1}{2}$	4 %	20	0 a 20
32 años $\frac{1}{2}$	6 %	40	0 a 40
37 años $\frac{1}{2}$	16 %	60	0 a 60
42 años $\frac{1}{2}$	31 %	80	0 a 80
45 años	43 %	90	0 a 90
	100 %		

^{42/} Sería inútil considerar el caso de las mujeres ya estériles al momento de su matrimonio, su descendencia final es evidentemente nula.

A estas diversas cohortes aplicamos las hipótesis del modelo C_{15} deteniendo el proceso después de los 20, 40, 60 u 80 trimestres (el mismo modelo C_{15} correspondía a una duración de la vida fértil igual a 90 trimestres). Después recombina mos los resultados referentes a *cada tamaño final* según una doble ponderación:

- una que tenía en cuenta la proporción de las familias del tamaño dado, para una determinada duración de la vida fértil;
- la otra que tenía en cuenta la distribución de las duraciones de la vida fértil (columna 2 del cuadro anterior).

De esto resulta una red que designaremos C_{15}^S (véase el gráfico A.18, parte izquierda). Con relación a C_{15} , esta red presenta dos motivos de insatisfacción:

- 1) el aumento de los últimos intervalos es un poco bajo (5,3 en lugar de 6,7 meses);
- 2) y principalmente, las curvas referentes a los tamaños inferiores a 7 (25% del efectivo total de las familias) tienden a confundirse todas.

Esta anomalía proviene del hecho siguiente. El grupo de familias de tamaño pequeño está constituido en su mayor parte por mujeres que quedaron *estériles precozmente*, antes de que su fecundabilidad hubiera comenzado a descender (recordemos que en las hipótesis C_{15} , la mortalidad intrauterina es constante). En consecuencia, el aumento de los intervalos no tuvo tiempo de manifestarse.

Ahora bien, este fenómeno no se encuentra nunca en las redes *observadas*. En éstas, el tamaño final medio varía entre 7,2 y 8,1; es, pues, ligeramente superior al que resulta de nuestro modelo (7,1), pero de las observaciones habíamos eliminado las familias de menos de 5 hijos. Si las excluimos también de la red C_{15}^S , el promedio queda en 7,3, valor muy cercano al de Japón y Martinica. En estas dos últimas muestras, las familias de tamaño 5 presentan un último intervalo mucho más largo que el penúltimo: por lo tanto, nuestro resultado es significativamente diferente.

A nuestro entender, esto significa que no es realista suponer que el descenso de la fecundabilidad es una función estricta de la edad de la mujer, ya que la esterilidad puede interrumpir bruscamente en cualquier instante un proceso de descenso continuo. Por el contrario, hay que admitir que la llegada de la esterilidad viene (casi siempre) precedida por una fase de descenso de la fertilidad, cualquiera que sea la edad a la cual sobreviene la esterilidad (por lo menos a partir de cierta edad, por ejemplo, los 30 o 35 años) ^{42/}.

^{42/} Se podría tratar de comprobar este punto estudiando por separado las mujeres que han tenido su último hijo antes de los 35 años.

A continuación hemos supuesto que todas las mujeres se casaban a los 27 años y medio, en lugar de los 22 años y medio, y "alcanzaban" a esta edad a las cohortes precedentes bajo las mismas hipótesis. Determinaremos pues cuatro redes correspondientes a períodos de fertilidad que cubren respectivamente los trimestres 20 a 40, 20 a 60, 20 a 80 y 20 a 90, calculándose la distribución de las mujeres entre las diversas cohortes de la misma manera que en el caso anterior.

Gráfico A.18

RED DE INTERVALOS INTERGENESICOS
HIPOTESIS C_{15}^S Y D_{15}^S

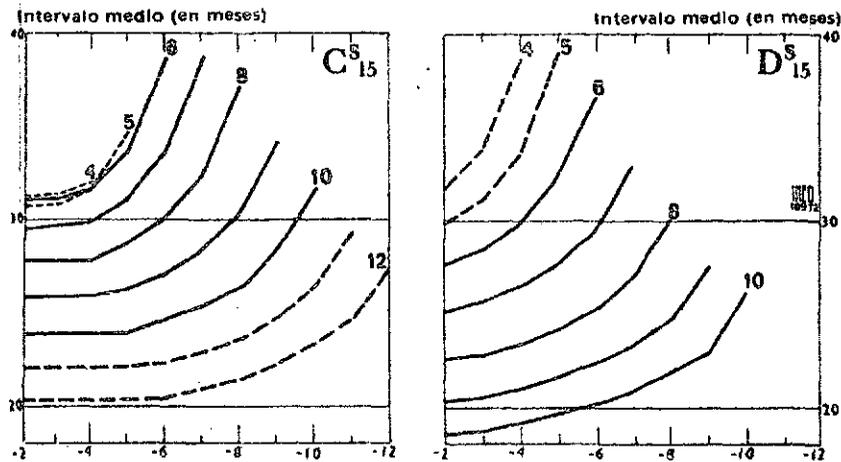
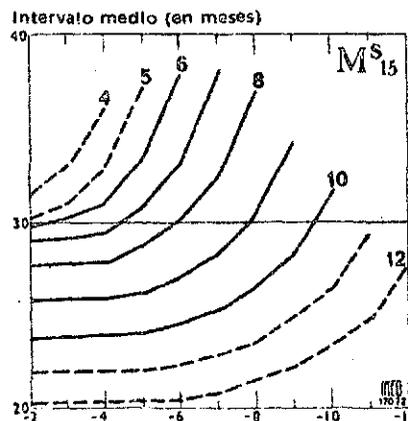


Gráfico A.19

RED DE INTERVALOS INTERGENESICOS
HIPOTESIS M_{15}^S



DURACION DE LA VIDA FÉRTIL DE LAS MUJERES CASADAS A LOS
27 AÑOS Y MEDIO

Edad media de adquisición de la esterilidad	Número de mujeres	Duración de la vida fértil (trimestres)	Trimestres fértiles
32 años $\frac{1}{2}$	7 %	20	20 - 40
37 años $\frac{1}{2}$	17 %	40	20 - 60
42 años $\frac{1}{2}$	32 %	60	20 - 80
45 años $\frac{1}{2}$	44 %	70	20 - 90
	100 %		

También estas cuatro redes pueden resumirse en una red única: D_{15}^S . De por sí esta red no presenta un gran interés; el tamaño final medio resulta igual a 5,2, o sea, dos hijos menos que en C_{15}^S .

Por otra parte, la red casi se puede superponer a C_{15}^S por simple corrimiento de dos dimensiones finales.

Refundiendo las redes C_{15}^S y D_{15}^S , introducimos nuestra última "distribución": la correspondiente a la edad al casarse. Ella se reduce aquí a dos categorías, ya que cada categoría exige un importante número de calculos previos... Hemos supuesto que: el 77% de las mujeres se casarían a los 22 años y medio, y el 23%, a los 27 años y medio.

La red resultante (M_{15}^S) es claramente mejor que la red C_{15}^S . Esto proviene lógicamente del hecho que, por ejemplo, la curva referente al tamaño final 5 es, en general, un promedio de la referente al tamaño final 6 en C_{15}^S y de la referente al tamaño final 4 en D_{15}^S .

Hay que tener presente asimismo, que las particularidades de la red C_{15}^S (para los tamaños finales pequeños) resultan atenuadas pero no eliminadas, por lo que nuestra conclusión precedente subsiste.

Pero se puede decir que la consideración de la edad al matrimonio resulta en definitiva de un interés bastante limitado. Por lo que nos interesa, lo importante es la evolución de los parámetros al término de la vida fértil. Las conclusiones referentes a este punto las resumiremos en el capítulo siguiente.

VISION DE CONJUNTO

Los dos métodos — observación directa, cuando es posible, y estudio a base de un modelo — resultan al final complementarios. Recordemos las diversas conclusiones propuestas en la Primera Parte.

La fecundación es un proceso sujeto a numerosas irregularidades. La tasa "de errores" ciertamente sobrepasa el 40 por ciento, y es posible que llegue al 65 por ciento.

La vida fértil, cuya duración "teórica" es igual a 35 años (de la pubertad a la menopausia), en la práctica se encuentra reducida a 27 o 28 años *en promedio*.

La fecundidad es el resultado de la combinación de cierto número de "componentes" que se pueden reducir a cuatro (en un régimen no maltusiano):

1. *La fecundabilidad* (natural), o probabilidad mensual de concebir fuera de los "tiempos muertos", se acerca al 30 por ciento alrededor de los 25 años; trátase de su valor *aparente*, que incluye una parte de mortalidad intrauterina que no se puede establecer.

Esta fecundabilidad difiere de una mujer a otra y se puede determinar aproximadamente su dispersión mediante la distribución de las "demoras de la concepción".

Aumenta con la edad entre la pubertad y los 20 años, y posiblemente disminuye después de los 30 o 35 años.

2. *La mortalidad intrauterina* en las dos primeras semanas de gestación es muy alta (del orden del 40 por ciento), pero se confunde con la fecundabilidad (que se define sobre una base *mensual*).

Después de las dos primeras semanas, la mortalidad alcanza de un 20 a un 25 por ciento de los embarazos todavía en curso. Esta estimación sólo puede ser obtenida mediante un análisis con el método de las "tablas de vida": corresponde a una tasa del orden del 10 al 15 por ciento de las observaciones corrientes.

La mortalidad intrauterina aumenta rápidamente con la edad a partir de los 30 años. Este aumento se observa aun en las concepciones de orden 1, y quizás es más rápido que en las otras.

El efecto del orden es menos claro, excepto en los órdenes elevados.

Ciertamente existe una dispersión del riesgo de aborto entre las mujeres. Pero esta heterogeneidad no basta para explicar la *duplicación* del riesgo después de un *primer* aborto, cualquiera que sea el orden de éste. Parece pues que el primer aborto aumenta el riesgo posterior, cualquiera que éste haya sido, y esto, de manera definitiva.

3. *La fracción post-partum del tiempo muerto*, de duración igual a la de la amenorrea, depende directamente de la duración de la lactancia. Cuando la lactancia se prolonga al máximo, el valor mediano de la esterilidad post-partum alcanza 11 meses ^{44/}. No habiendo lactancia, este valor cae a 2 meses.

Se conoce poco su dispersión entre las mujeres. Su valor medio probablemente aumenta con la edad.

4. *La esterilidad definitiva*. Se adquiere de manera "espontánea" (es decir, no patológica) a una edad variable.

La distribución de la edad de adquisición es mal conocida. Se dispone de dos estimaciones, bastante antiguas, debidas a P. Vincent y a i. Henry. Según estos autores, la proporción de mujeres ya estériles sería del orden del 3 por ciento a los 20 años, 6 por ciento a los 25 años, 10 por ciento a los 30 años, 16 por ciento a los 35 años y 31 por ciento a los 40 años.

El riesgo de llegada parece ser independiente de la historia genésica anterior, es decir, del número de hijos ya tenidos.

*
* *

Estas diversas estimaciones son utilizadas en los modelos. Pero como estos han servido principalmente para estudiar los efectos de la anticoncepción, muy pocos autores han tratado de deducir de ellos una información "de retorno" sobre los parámetros de la fecundidad natural. Es, por el contrario, lo que hemos hecho en la Segunda Parte, con ayuda de la red de intervalos intergenésicos.

El estudio de esta red se adapta perfectamente a nuestra investigación, pues su forma es muy sensible a las modificaciones de las hipótesis

^{44/} Y puede ser aún más en ciertas poblaciones de África o de Asia.

de evolución con la edad de los parámetros considerados, y es muy poco sensible a las modificaciones de los valores medios (a veces mal conocidos) de estos parámetros. Creemos haber mostrado que :

1. El aumento de la mortalidad intrauterina con la edad y la disminución de la fecundabilidad hacia el final del período fértil, juegan un papel *simétrico*. Pero es necesario que la primera tienda al 100 por ciento o que la segunda tienda a cero (es decir, que la fecundabilidad efectiva sea nula al final del período fértil).

2. El descenso de la fecundabilidad efectiva debe producirse cualquiera que sea la edad a que llega la esterilidad. En otras palabras, la esterilidad total viene (casi) siempre precedida por un período de disminución de la fertilidad.

*
* *

Este tipo de interrelación se estudia, pues, más fácilmente con ayuda de modelos. Subsiste sin embargo una laguna importante: en ninguno de estos modelos se ha tenido en cuenta hasta ahora la *heterogeneidad* de los diversos parámetros.

En cuanto a *la observación directa* subsisten también numerosas zonas oscuras. En particular, el fraccionamiento de las observaciones ha impedido considerar un problema importante: el de la *independencia* de los diversos parámetros en un mismo individuo. La evolución de las ideas sobre la mortalidad intrauterina, por ejemplo, hace poco plausible la hipótesis de independencia total de esta mortalidad y de la fecundabilidad. También se podría imaginar que las mujeres de ciclos muy irregulares tuvieron a la vez una fecundabilidad más baja, una mortalidad intrauterina más alta y un tiempo muerto más largo.

Se pueden esperar, pues, importantes progresos. Felizmente son probables, aun si muchas veces el resurgimiento del interés por la fecundidad natural sólo sea causado por las investigaciones motivadas por otra preocupación: la anticoncepción.

ANEXO A.

CUADROS - ANEXOS

Cuadro A. 22

INTERVALOS INTERGENESICOS MEDIOS (EN MESES), SEGUN EL ORDEN Y
EL TAMAÑO FINAL DE LA FAMILIA (JAPON, FAMILIAS RURALES)

Número total de nacidos vivos	Intervalos intergenésicos de orden												
	0-1 (a)	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	9-10	10-11	11-12	
5	28,6	40,0	40,4	43,4	50,8								
6	25,1	35,1	37,1	37,8	39,2	46,9							
7	23,5	32,9	33,2	34,2	34,6	36,9	43,6						
8	21,3	30,7	31,2	32,1	32,4	32,7	35,1	41,2					
9	20,6	28,7	29,6	30,7	29,4	30,8	30,6	33,2	40,5				
10	20,4	26,3	29,4	28,1	27,1	28,5	28,2	28,5	34,6	34,3			
11	20,2	26,2	25,5	25,7	25,8	25,9	26,4	26,5	25,6	29,0	34,6		
12	19,0	26,8	25,5	26,4	25,7	25,7	24,1	24,8	23,7	24,8	28,7	31,2	
8 y más	20,8	28,9	29,6	30,4	29,9	30,6							
(promedio: 9,0)		últimos intervalos (b):					$-(n-4)$	$-(n-3)$	$-(n-2)$	$-(n-1)$	$-(n)$		
						29,9	30,4	30,5	33,5	39,2			

(a) Intervalo entre el matrimonio y el primer nacimiento.

(b) n = orden del último nacimiento en cada familia.

Fuente: A. Okasaki (Ref. 204), Cuadro X.

Cuadro A. 23

INTERVALOS INTERGENESICOS MEDIOS (EN MESES), SEGUN EL ORDEN Y
EL TAMAÑO FINAL DE LA FAMILIA (MARTINICA)

Número total de nacidos vivos	Número de familias	Intervalos intergenésicos de orden:									
		1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	9-10	
5	26	30,5	29,3	34,2	56,2						
6	33	28,8	29,2	32,1	40,9	39,9					
7	27	29,2	34,1	25,9	30,2	30,0	36,9				
8	27	27,5	24,6	26,1	24,8	30,5	28,8	36,9			
8	19	24,4	23,0	24,4	24,5	23,4	23,6	24,2	32,0		
10	14	25,9	22,4	25,5	24,6	25,8	25,8	27,3	30,5	31,9	
8 y más (Promedio: 8,8)	87	25,2	23,1	24,7	24,4	25,8	24,9				
		últimos intervalos (b):				-(n-3)	-(n-2)	-(n-1)	-(n)		
Total	173					23,4	26,4	26,6	31,3		

(b) n = orden del último nacimiento en cada familia.

Fuente: Personal.

Cuadro A. 24
**INTERVALOS INTERGENESICOS MEDIOS (EN MESES), SEGUN EL ORDEN Y
 EL TAMAÑO FINAL DE LA FAMILIA (AMISH DE LOS ESTADOS UNIDOS)**

Número total de nacidos vivos	Número de familias	Intervalos intergenésicos de orden:												
		0-1 (a)	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	9-10	10-11	11-12	
5	93	24,8	24,8	30,4	33,9	46,2								
6	95	22,3	23,1	26,9	32,5	34,9	48,1							
7	90	17,5	24,0	26,3	27,8	32,2	36,7	38,1						
8	73	18,0	21,6	24,0	25,9	26,2	29,7	28,5	37,1					
9	56	15,1	22,0	22,5	22,2	24,7	25,4	26,3	32,4	35,6				
10	49	16,0	19,9	20,1	21,1	23,6	24,0	23,6	27,5	29,6	33,6			
11	39	18,0	20,3	19,1	20,3	21,3	21,7	24,3	22,2	26,4	27,0	31,3		
12	23	15,3	19,7	19,8	21,3	18,9	21,6	22,8	20,4	19,5	23,8	24,8	27,0	
8 y más	266		20,5	21,2	22,1	23,2	24,8	25,0						
(promedio: 10,0)			últimos intervalos (b):					-(n-3)	-(n-2)	-(n-1)	-(n)			
Total	544							23,7	26,8	28,8	34,1			

(a) Intervalo entre el matrimonio y el primer nacimiento.

(b) n = orden del último nacimiento en cada familia.

Fuente: H. E. Cross y V. A. Mc Kusik (Ref. 187) (Cuadro 8).

Cuadro A. 25

PERFILES CARACTERISTICOS DE DIVERSAS REDES DE INTERVALOS. (INTERVALOS INTERGENESICOS EN LAS FAMILIAS DE TAMAÑO SUPERIOR O IGUAL A 8)

Muestra	Tamaño medio	Número de familias	Orden del intervalo (b)										
			1-2	-3	-4	-5	-6	-7	-8	-9	-10	-11	-12
Antigua Francia	9,8	253	20,5	23,1	23,4	25,0	25,2	24,1	24,1	25,3	26,0	28,9	34,8
Japón	99,0 env.	1300	28,9	29,6	30,4	29,9	30,6	29,9	30,4	30,5	33,5	39,2	
Martinica	9,8	87	25,2	23,1	24,7	24,4	25,8	24,1	23,6	26,4	26,6	31,3	
Hutteritas	11,6	155	19,9	20,5	21,6	22,2	22,7	23,7	22,5	23,7	23,6	24,9	27,2 30,3
Amish	10,0	266	20,5	21,2	22,1	23,2	24,8	25,0	23,7	26,8	28,8	34,1	
Francia (1954)	8 (a)	360	21,6	24,0	26,4	27,6	31,0	33,6	42,7				

(a) Solamente familias de tamaño 8.

(b) Sobre la segunda línea, intervalos calculados partiendo del último de cada familia.

Fuentes: Antigua Francia: H. LÉRIDON (Ref. 015).

Japón: A. OKASAKI (Ref. 204).

Martinica: datos personales.

Hutteritas: a partir de M. SHEPS (Ref. 204 bis).

Amish: H. E. CROSS y V. A. MC KUSIK (Ref. 187).

Francia (1954): INSEE, datos inéditos.

Cuadro A. 27

RED DE LOS INTERVALOS INTERGENÉSICOS (EN MESES)
MODELO C'

Tamaño final	Número de familias	Intervalos intergenésicos de orden:											
		1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	9-10	10-11	11-12	
5	1	38,2	39,7	42,5	49,2								
6	47	34,3	35,2	36,4	38,5	44,3							
7	199	31,4	31,9	32,5	33,5	35,3	40,4						
8	360	29,0	29,3	39,6	30,1	31,0	32,5	37,3					
9	277	26,9	27,0	27,2	27,6	28,0	28,7	30,0	34,3				
10	95	24,8	24,8	25,1	25,2	25,6	25,9	26,5	27,8	31,7			
11	16	22,8	22,9	23,0	23,2	23,4	23,6	24,0	24,6	25,9	29,4		
12	1	21,1	21,2	21,2	21,4	21,5	21,7	22,0	22,3	22,9	24,2	27,4	
Total	1000												
Promedio:	8,2												

Cuadro A. 29
 RED DE LOS INTERVALOS INTERGENESICOS (EN MESES)
 MODELO C' 15

Tamaño final	Número de familias	Intervalos intergenésicos de orden:										
		1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	9-10	10-11	11-12
4	2	37,1	39,1	49,2								
5	30	33,4	34,2	37,0	46,9							
6	167	30,6	31,1	32,0	35,5	44,0						
7	358	28,4	28,7	29,0	30,6	33,7	40,8					
8	307	26,3	26,4	26,6	27,5	29,0	31,7	37,8				
9	114	24,2	24,4	24,6	25,0	25,9	27,4	29,6	35,2			
10	20	22,4	22,5	22,6	22,8	23,4	24,2	25,7	27,8	32,8		
11	2	20,6	20,6	20,8	20,9	21,2	22,0	22,8	24,1	26,2	30,8	
12	-	19,1	19,1	19,1	19,3	19,4	19,9	20,6	21,5	22,8	24,7	29,6
Total	1000											
Promedio:	7,37											

Cuadro A. 31
 RED DE LOS INTERVALOS INTERGENESICOS (EN MESES)
 MODELO C^S₁₅

Tamaño final	Número de familias	Intervalos intergenésicos de orden:											
		1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	9-10	10-11	11-12	
1	1												
2	22	31,9											
3	20	26,4	26,4										
4	31	31,3	31,4	32,2									
5	57	30,7	30,8	31,7	34,7								
6	143	31,1	31,1	31,7	33,8	38,8							
7	266	29,5	29,6	29,8	31,1	33,6	38,9						
8	278	27,8	27,8	27,8	28,6	30,0	32,4	37,1					
9	143	25,8	25,8	25,8	26,2	27,0	28,3	30,4	34,2				
10	34	23,8	23,8	23,8	23,9	24,5	25,3	26,4	28,3	31,6			
11	4	22,0	22,0	22,0	22,0	22,3	22,9	23,6	24,8	26,4	29,3		
12	1	20,3	20,3	20,3	20,3	20,4	20,9	21,5	22,3	23,3	24,7	27,5	
Total	1000												
Promedio:	7,14												

Cuadro A. 33
 RED DE LOS INTERVALOS INTERGENESICOS (EN MESES)
 MODELO M^S₁₅

Tamaño final	Número de familias	Intervalos intergenésicos de orden:										
		1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	9-10	10-11	11-12
1	1											
2	27	32,0										
3	28	28,3	29,8									
4	60	31,6	32,9	36,1								
5	112	30,1	31,0	32,9	37,3							
6	179	29,8	30,1	31,0	33,2	37,9						
7	233	29,0	29,0	29,4	30,6	33,1	38,2					
8	219	27,7	27,7	27,7	28,6	29,9	32,3	37,0				
9	111	25,8	25,8	25,8	26,2	27,0	28,3	30,4	34,2			
10	27	23,8	23,8	23,8	23,9	24,5	25,3	26,4	28,3	31,6		
11	3	22,0	22,0	22,0	22,0	22,3	22,9	23,6	24,8	26,4	29,3	
12	-	20,3	20,3	20,3	20,3	20,4	20,9	21,5	22,3	23,3	24,7	27,5
Total	1000											
Promedio:	6,69											

ANEXO B.

FORMULAS PRINCIPALES DE LOS MODELOS DE L. HENRY

(EN NOTACIONES CONTINUAS)

(Fuentes: Ref. [003, 157, 158 y 159])

Las tres funciones fundamentales son las siguientes:

$p(x)$ = fecundabilidad a la edad x ,

$v(x)$ = probabilidad que una concepción (ocurrida a la edad x termine en un nacimiento vivo (o: "proporción de las concepciones V "),

$K(x, g)$ = probabilidad que una mujer que habiendo concebido a la edad x sea todavía no fecundable a la edad $x+g$. ($K \equiv 0$ para $g > G$).

Las tres expresan un "riesgo" cuya intensidad es función de *la edad de la mujer* - y no de la duración del matrimonio (así ocurre también con la fecundidad en un régimen natural). A igual edad estos riesgos se suponen idénticos para todas las mujeres.

Completemos rápidamente la lista de las anotaciones:

x o ξ mide la edad de la mujer ($\alpha \leq x \leq \omega$),

x_0 = edad al casarse,

g_0 = duración del embarazo para un nacimiento vivo,

$\pi(x)$ = $v(x)p(x)$ = fecundabilidad efectiva,

$c(x) dx$ = número total de concepciones registradas entre x y $x+dx$,

$V(x) dx$ = número de concepciones registradas entre x y $x+dx$, únicamente para las concepciones V ,

$B(x) dx$ = número total de nacimientos vivos registrados entre x y $x + dx$.

Por último, las mujeres se consideran fértiles desde una edad α hasta una edad ω .

Si no hubiera "tiempo muerto", el número de concepciones (en una cohorte de efectivo igual a la unidad) sería a cada instante igual a $p(x)$. A causa de la existencia de los tiempos muertos, es necesario eliminar el número de mujeres no fecundables en un instante dado; de ahí la ecuación fundamental:

$$c(x) = p(x) \left[1 - \int_0^G c(x-g) K(x-g, g) dg \right] \quad (1)$$

Esta es una ecuación integral que no puede resolverse explícitamente. Sin embargo, se puede estudiar la forma general de las soluciones posibles: es lo que hace L. Henry en su primer artículo (1957), definiendo sucesivamente:

- una "solución central": la de las "menores oscilaciones", referentes a una determinada edad al casarse;

- y una "fecundidad de referencia": $f(x) = \frac{p(x)}{1-\bar{g} p(x)}$, que no es

directamente una solución de (1), pero que representa a cada edad (a) la solución correspondiente al caso en que:

$$p = \text{constante} = p(a)$$

$$K = K(g)$$

Para las mujeres casadas a partir de una determinada edad, la fecundidad aparece como la suma de la "solución central" y de una función oscilatoria amortiguada; para una duración de matrimonio suficientemente larga (del orden de los 5 años), el segundo término es despreciable.

Pasemos ahora a las concepciones de hijos "a nacer vivos" o "concepciones V ". La fórmula (1) queda:

$$v(x) = \pi(x) \left[1 - \int_0^G v(x-g) \frac{K(x-g, g)}{v(x-g)} dg \right] \quad (2)$$

$\pi(x)$ es la fecundabilidad "efectiva": $\pi(x) = p(x) v(x)$.

En la práctica, se distinguen dos distribuciones de las duraciones de la esterilidad K según que la concepción sea del tipo V o A (aborto espontáneo). Por lo tanto, se escribe:

$$K(x-g, g) = [1-v(x-g)] K_A(x-g, g) + v(x-g) K_V(x-g, g).$$

A pesar de las apariencias, las ecuaciones (1) y (2) no son formalmente idénticas. Si $p(x)$ puede reemplazarse sin dificultad por $\pi(x)$, no ocurre lo mismo con:

$$K(x-g, g)$$

que se convierte en:

$$\frac{K(x-g, g)}{v(x-g)}$$

pues el hecho de dividir K por v trae como consecuencia quitarle a K su dimensión "probabilística" ($0 \leq K \leq 1$). Las soluciones completas de las ecuaciones (1) y (2) no son semejantes, lo que justifica el mantener tres funciones fundamentales, impidiendo reemplazar simplemente la fecundabilidad por la fecundabilidad "efectiva".

El número de las concepciones acumuladas desde la edad al casarse x_0 hasta una edad x es igual a:

$$Q(x) = \int_{x_0}^x C(\xi) d\xi \quad (3)$$

y la descendencia a la misma edad (hijos nacidos vivos) es:

$$E(x) = \int_{x_0}^{x-g_0} v(\xi) C(\xi) d\xi \quad (4)$$

Dividiendo estas cantidades por $(x-x_0)$ se obtienen *tasas de fecundidad* al comienzo del matrimonio, cuya evolución de acuerdo con la duración del matrimonio estudia L. Henry.

La siguiente etapa consiste en proceder orden por orden, en lugar de todos los órdenes reunidos. Así se introducen dos cantidades nuevas:

$C_k(x)dx$ = número de concepciones de orden k entre x y $x+dx$,

$V_k(x)dx$ = número de concepciones V de orden k entre x y $x+dx$, designando este último k el orden de la concepción entre las concepciones V únicamente (hijos a nacer vivos).

Se demuestra que:

$$C_k(x) = p(x) \int_{x_0}^x [C_{k-1}(\xi) - C_k(\xi) - C_{k-1}(\xi)K(\xi, x-\xi)] d\xi \quad (5)$$

para $k \geq 2$; para $k = 1$ resulta:

$$C_1(x) = p(x) \left[1 - \int_{x_0}^x C_1(\xi) d\xi \right] \quad (5a)$$

La fórmula (5) es pues *doblemente recurrente*, en ξ y k .

Y para las concepciones V únicamente:

$$V_k(x) = \pi(x) \int_{x_0}^x \left[V_{k-1}(\xi) - V_k(\xi) - V_{k-1}(\xi) K_V(\xi, x-\xi) - \frac{1-V(\xi)}{V(\xi)} V_k(\xi) K_A(\xi, x-\xi) \right] d\xi \quad (6)$$

para $k \geq 2$; para $k = 1$ resulta:

$$V_1(x) = \pi(x) - \pi(x_0) \int_{x_0}^x \left[V_1(\xi) + \frac{1-v(\xi)}{v(\xi)} V_1(\xi) K_A(\xi, x-\xi) \right] d\xi \quad (6a)$$

Hasta aquí, las diversas fórmulas se establecieron tomando por origen la edad al casarse x_0 (cohorte unitaria de recién casadas). Para el estudio de los intervalos sucesivos, es igualmente necesario establecer la distribución de las concepciones (o de las concepciones V) consecutivas a una concepción dada (ó a una concepción V).

Sea entonces, un número unitario de concepciones ocurridas a la edad a . Se pone:

$C_a(x)dx$ = número de concepciones entre x y $x+dx$ (para una concepción ocurrida a la edad a)

$V_a(x)$ = número de concepciones "V" entre x y $x+dx$ (para una concepción V ocurrida a la edad a).

Resulta:

$$C_a(x) = p(x) \left[1 - K(a, x-a) - \int_a^x C_a(\xi) d\xi \right] \quad (7)$$

y:

$$V_a(x) = \pi(x) \left[1 - K_V(a, x-a) - \int_a^x \left[1 + \frac{1-v(\xi)}{v(\xi)} K_A(\xi, x-\xi) \right] V_a(\xi) d\xi \right] \quad (8)$$

Por lo tanto, ahora estamos en condiciones de tener en cuenta a la vez, la edad a al momento de una concepción y el orden k de ella. Queda por tomar en consideración el tamaño final de la familia, en términos de concepciones o de nacimientos vivos. Las expresiones de las cuales tenemos necesidad serán las probabilidades $P_k(x)$, que una concepción de orden k , ocurrida a la edad x , sea seguida exactamente por otras k (antes de finalizar el período fértil, a la edad w), y $V_k(x)$, que una concepción "V" de orden k , ocurrida a la edad x , sea seguida exactamente por otras k (antes de w). Las fórmulas son las siguientes:

$$C_k^P(x) = \int_x^w C_x(\xi) C_{k-1}^P(\xi) d\xi \quad (9)$$

$$v^P_k(x) = \int_x^\omega v_x(\xi) v^P_{k-1}(\xi) d\xi \quad (10)$$

Todas estas fórmulas son fácilmente expresables en el campo discreto. Lo hemos hecho para las fórmulas (5), (6), (8) y (10) que son necesarias para la determinación de la red de los intervalos intergenésicos.

ANEXO C.

BIBLIOGRAFIA ANALITICA

Nota.

- 1) Indicamos a continuación el plan general de clasificación de la bibliografía que cubre los dos volúmenes de este estudio.

Las referencias no reproducidas en el presente volumen están señaladas en el plan siguiente por la indicación: "Volumen 2".

- 2) La numeración de las referencias es continua. A estos números se refieren las citas hechas en el texto.
- 3) Ciertos artículos o libros pueden mencionarse varias veces bajo títulos diferentes.

CLASIFICACION ANALITICA DE LA BIBLIOGRAFIA

0 - METODOS DE MEDICION

- 0.10 - Indicadores clásicos (tasas, cocientes, etc.)
- 0.20 - Tasas de reproducción
- 0.30 - Intervalos intergenésicos.

1 - FECUNDIDAD NATURAL

- 1.0 - *Fisiología de la reproducción*
- 1.1 - *Factores de la fecundidad*
 - 1.10 - Estudios de conjunto
 - 1.11 - Fecundabilidad

- 1.12 - Mortalidad Intrauterina
 - 1.121 - Anomalías anatómicas y cromosómicas
- 1.13 - Esterilidad post-partum. Lactancia. Esterilidades temporales
- 1.14 - Esterilidad definitiva. Menopausia
- 1.2 - *Relación de masculinidad* (al nacimiento)
- 1.4 - *Modelos descriptivos* (teoría)
- 1.5 - *Resultados generales* (observaciones)

2. FECUNDIDAD CONTROLADA

- 2.1 - *Factores económicos y sociales*
 - 2.10 - Estudios de conjunto
 - 2.11 - Estudios en el espacio
 - 2.12 - Estudios según las estructuras sociales Volumen 2
 - 2.13 - Estudios en el tiempo
- 2.3 - *Medición de la eficacia de la anticoncepción* (teoría)
 - 2.30 - Eficacia de la anticoncepción
 - 2.31 - Eficacia de un programa de limitación de los nacimientos
- 2.4 - *Modelos descriptivos* (teoría)
Tema fusionado con 1.4 (véase lo anterior)
- 2.5 - *Resultados generales* (visiones de conjunto referentes a diversas encuestas) [Volumen 2].

3. ASPECTOS ESTACIONALES DE LA FECUNDIDAD

- 3.0 - *Métodos de análisis*
- 3.1 - *Resultados* (observaciones)
 - 3.10 - Estacionalidad de los nacimientos
 - 3.11 - Estacionalidad de la fecundabilidad
 - 3.12 - Estacionalidad de la mortalidad intrauterina Volumen 2
 - 3.13 - Estacionalidad de los ciclos anovulatorios
 - 3.15 - Estacionalidad de las malformaciones congénitas
 - 3.16 - Estacionalidad de los matrimonios

F.E. - COMPLEMENTO SOBRE LAS FLUCTUACIONES DE LA ECONOMÍA. (Volumen 2)

ARTICULOS Y LIBROS

0 - METODOS DE MEDICION

0.10 - Indicadores clásicos (tasas, cocientes, etc.)

- 001 - BOURGEOIS-PICHAT (J.) - "Mesure de la fécondité des populations". (INED-PUF, Travaux et Documents Nº 12, 1950).
- 002 - HENRY (L.) - "Fécondité des mariages. Nouvelle méthode de mesure". (INED-PUF, Travaux et Documents No 16, 1953).

- 002 bis - HENRY (L.) - "Démographie. Analyse et modèles".
(Larousse, Paris, 1972).
- 003 - HENRY (L.) - "Fondements théoriques des mesures de la fécondité naturelle". (Revue de l'Institut Intern. de Stat., 1953, 3).
- 004 - MARTIN (P.) - "Une application des fonctions de Gompertz à l'étude de la fécondité d'une cohorte". (Population, 1967, No. 6).
- 005 - PRESSAT (R.) - "L'analyse démographique" (2^e éd.) (P.U.F., Paris, 1969).
- 006 - WUNSCH (G.) - "Courbes de Gompertz et perspectives de fécondité". (Recherches Econ. de Louvain, 1966, No. 6).
- 007 - WUNSCH (G.) - "Les mesures de la natalité. Quelques applications à la Belgique". (Fac. Sc. Econ. et Polit., Louvain, Nouvelle série No. 28, 1967).

0.20 - Tasas de reproducción

- 008 - HENRY (L.) - "Réflexions sur les taux de reproduction", (avec un commentaire de J. BOURGEOIS-PICHAT). (Population, 1965, No. 1).
- 009 - KEYFITZ (N.) - "Introduction to the mathematics of population". (Addison-Wesley, Reading (Mass.), 1968).
- 010 - LOTKA (A.) - "Théorie analytique des associations biologiques". (Herman, Paris, t. 2, 1934).
- 011 - WUNSCH (G.) - "Les mesures de la natalité. Quelques applications à la Belgique". (Fac. Sc. Econ. et Polit., Louvain, Nouvelle série No. 28, 1967).

0.30 - Intervalos intergenésicos

- 011 bis - CANTRELLE (P.) et LERIDON (H.) - "Breast-feeding, mortality in childhood and fertility in a rural zone of Senegal". (Pop. Studies, 25, No. 3, Nov. 1971).
- 012 - DANDEKAR (K.) - "Analysis of birth intervals of a set of Indian women". (Eugenics Quart., 10, 1963, p. 73).
- 013 - DANDEKAR (K.) - "Intervals between confinements". (Eugenics Quart., No. 6, 1959, p. 120).
- 014 - HENRY (L.) - "Intervals between confinements in the absence of birth control". (Eugenics Quart., V, No. 4, Dec. 1958).
- 015 - LERIDON (H.) - "Les intervalles entre naissances: nouvelles données d'observation". (Population, 1967, No. 5).
- 016 - POTTER (R.G.) - "Birth intervals: structure and change". (Pop. Studies, XVII, Nov. 1963).
- 017 - POTTER (R.G.), WYON (J.B.), PARKER (M.) et GORDON (J.E.) - "A case study of birth interval dynamics". (Pop. Studies XIX, No. 1, July 1965).
- 017 bis - SHEPS (M.C.), MENKEN (J.A.), RIDLEY (J.C.) et LINGNER (J.W.) - "Truncation effect in closed and open birth interval data". (J. of Amer. Stat. Assoc., 65, June 1970).

- 017 ter - SHEPS (M.C.) et MENKEN (J.A.) - "Distribution of birth intervals according to the sampling frame". (Theoret. Popul. Biol., 3 No. 1, March 1972).
- 018 - SHEPS (M.C.) et PERRIN (E.B.) - "The distribution of birth intervals under a class of stochastic fertility models". (Pop. Studies, 17, March 1964, p. 321-331).
- 019 - SRINIVASAN (K.) - "A probability model applicable to the study of inter-live birth intervals and random segments of the same". (Pop. Studies, XXI, 1, July 1967).
(Voir Commentaires d'H. Léridon, dans Pop. Stud. 23, No. 1, March 1969).
- 020 - SRINIVASAN (K.) - "Findings and implications of a correlation analysis of the closed and the open birth intervals". (Demography, 7, No. 4, Nov. 1970, p. 401-410).
- 021 - WOLFERS (D.) - "Determinants of birth intervals and their means". (Pop. Studies, XXII, No. 2, July 1968).

1 - FECUNDIDAD NATURAL

1.0 - Fisiología de la reproducción

- 022 - GAUTRAY (J.P.) - "Reproduction humaine". (Masson, Paris, 1968).
- 023 - HERVET (E.), BARRAT (J.) - "Stérilité, contraception". (J.B. Baillière et fils, Paris, 1968).
- 024 - LORAINE (J.A.), BELL (E.T.) - "Fertility and contraception in the human female". (E. & S. Livingstone Ltd., London, 1968).
- 025 - MONTAGU (M.F. Ashley) - "Adolescent sterility". (Charles Thomas, Springfield, 1946).
- 026 - "Reproductive biology", Proceedings of the first seminar, March 26-28, 1966, New-Delhi, sponsored by Central Family Planning Institute and Indian Council of Medical Research. (New-Delhi, 1968).
- 027 - UDRY (J.R.) and al. - "Pregnancy testing as a fertility measurement technique: a preliminary report on field results". (Am. J. of Public Health, vol. 61, No. 2, Feb. 1971).
- 028 - VINCENT (P.) - "Données biométriques sur la conception et la grossesse". (Population, 1956, No. 1).
- 029 - VINCENT (P.) - "Statistiques relatives à l'ovulation, à la menstruation et à la grossesse". (Bull. de l'I.I.S., XXXV, No. 2, Rio de Janeiro, 1957).

1.1 - Factores de la fecundidad

1.10 - Estudios de conjunto

- 030 - BOURGEOIS-PICHAT (J.) - "Les facteurs de la fécondité non dirigée". (Population, 1965, No. 3).
- 031 - BOURGEOIS-PICHAT (J.) - "Social and Biological Determinants of Human Fertility in non industrial societies". (P. 160 - 163, in the Proceedings of the American Philosophical Society, vol. III, No. 3, June 22, 1967, Philadelphia).

- 032 - FARRIS (E.J.) - "Human fertility and problems of the male". (White Plains, The Author's Press, 1950).
- 033 - HENRY (L.) - "French statistical research in natural fertility". (in "Public health and population change", Sheps and Ridley, Ed., Un. of Pittsburgh Press, 1965).
- 034 - HENRY (L.) - "La fécondité naturelle; observation, théorie, résultats". (Population, 1961, No. 4, p. 625-636).
- 035 - LERIDON (H.) - "Les intervalles entre naissances: nouvelles données d'observation". (Population, 1967, No. 5).
- 036 - O.M.S. - "Biologie de la reproduction humaine". (Rapports techniques, No. 280, O.M.S., Genève, 1964).
- 037 - PEARL (R.) - "The Natural History of the Population". (Oxford Univ. Press, New-York, 1939).
- 038 - POTTER (R.G.) - "Birth intervals: structure and change". (Pop. Studies, XVII, Nov. 1963).
- 039 - POTTER (R.), GORDON (J.), PARKER (M.), WYON (J.) - "A case study of birth interval dynamics". (Pop. Studies, XIX, 1, July 1965).
- 040 - POTTER (R.G.), NEW (M.), WYON (J.), GORDON (J.) - "Applications of field studies to research on the physiology of human reproduction". (in Journal of chronic diseases, vol.18, 1965, p. 1125-1140).
- 041 - PRESSAT (R.) - "Fertilité et fécondité humaines. Données biométriques récentes". (Le Concours Médical, Fév. 1961, No. 6).
- 042 - STONE (A.) - "Biological factors influencing human fertility" (Congrès mondial de la population, Rome, 1954, O.N.U., New York, 1955, vol. 1).
- 043 - VINCENT (P.) - "Recherches sur la fécondité biologique". (INED-PUF, Cahier No. 37, 1961).

1.11 - Fecundabilidad

- 044 - BARRETT (J.C.) et MARSHALL (J.) - "The risk of conception on different days of the menstrual cycle". (Pop. Studies, XXIII, No. 3, Nov. 1969).
- 045 - BARRETT (J.C.) - "An analysis of coital patterns". (J. of Bio-social Science, vol. 2, No. 4, Oct. 1970).
(Fréquence et répartition des rapports, du 5^e au 11^e jour après ovulation, chez des couples pratiquant la méthode des températures).
- 046 - BARRETT (J.C.) - "Fecundability and coital frequency". (Pop. Studies, 25, No. 2, July 1971).
- 047 - BERQUO (E.S.), MARQUES (R.M.), MILANESI (M.L.), MARTINS (J.S.) PINHO (E.) et SIMON (J.) - "Levels and variations in fertility in Sao-Paulo". (The Milbank M.F.Q., vol XLVI, No. 3, July 1968, part. 2).
- 048 - GINI (C.) - "Decline in the birth-rate and 'fecundability' of women". (Eugenics Review, Jan, 1926).
- 049 - GINI (C.) - "Premières recherches sur la fécondabilité de la femme". (Proc. of the Intern. Mathematics Congress, Toronto, 1924) (p. 889-892).

- 050 - GLASSER (J.M.) et LACHENBRUCH (P.A.) - "Observations on the relationship between frequency and timing of intercourse and the probability of conception". (Pop. Studies, XXII, No. 3, No. 1968).
- 051 - HENRY (L.) - "Mortalité intra-utérine et fécondabilité". (Population, 1964, No. 5).
- 052 - JAIN (A.K.) - "Fecundability and its relation to age in a sample of Taiwanese women". (Pop. Studies, vol. XXIII, No. 1, March 1969).
- 053 - JAIN (A.K.) - "Relative fecundability of users and non-users of contraception". (Social Biology, vol. 16, 1969).
- 054 - JAIN (A.K.) - "Socio-economic correlates of fecundability in a sample of Taiwanese women". (Demography, vol. 6, No. 1 Feb. 1969).
- 055 - JAMES (W.H.) - "The distribution of coitus within the human intermenstrum". (J. Biosoc. Sc., 1971, 3).
- 056 - JAMES (W.H.) - "Estimates of fecundability". (Pop. Studies, 17, No. 1, July 1963).
(Voir commentaire de L. Henry: Pop. Studies, 17, No. 2 Nov. 1964).
- 057 - JAMES (W.H.) - "Parameters of the menstrual cycle, and the efficiency of rhythm methods of contraception". (Pop. Studies, XIX, 1, 1965).
(Voir Commentaires de POTTER dans Pop. Studies, XX, No.2 et Note corrective de JAMES dans Pop. Studies, XXII, No. 2, July 1968).
- 058 - JAMES (W.H.) - "The mathematics of the menstrual cycle" (Pop. Studies, XXII, No. 3, Nov. 1968) (Réponse aux commentaires de POTTER (P.S. XX, 3) sur un article antérieur (P.S. XIX, 1).
- 059 - LACHENBRUCH (P.) - "Frequency and timing of intercourse: is relation to the probability of conception". (Pop. Studies, XXI, 1, July 1967).
- 059 bis - MAJUMDAR (H.) et SHEPS (M.C.) - "Estimations of a Type I geometric distribution from observations on conception times". (Demography, Vol. 7, No. 3, Aug. 1970).
- 060 - OLUSANAYA (P.O.) - "The problem of multiple causation in population analysis, with particular reference to the polygamy-fertility". (The Sociological Review, vol. 19, No. 2; May 1971).
- 061 - POTTER (R.G.) - "Length of the fertile period". (Milbank M.F.Q., 39, No. 1, 1961).
- 062 - POTTER (R.), PARKER (M.P.) - "Predicting the time required to conceive". (Pop. Studies, XVIII, July 1964).
- 063 - POTTER (R.G.), SAGI (Ph.), WESTOFF (Ch. F.) - "Knowledge of the ovulating cycle and coital frequency as factors affecting conception and contraception". (Milbank M.F.Q. XL, No. 1, Jan. 1962).
- 064 - POTTER (R.G.), SAKODA (J.M.), FEINBERG (W.E.) - "Variable fecundability and the timing of birth". (Eugenics Quart., vol. 15, No. 3, Sept. 1968).

- 065 - POTTER (R.G.), WESTOFF (Ch.F.), SAGI (P.C.) - "Delays in conception: a discrepancy re-examined". (Eugenics Quart., 10, No. 2, 1963).
- 066 - SHEPS (M.) - "On the time required for conception". (Pop. Studies, XVIII, No. 1, July 1964).
- 067 - TIETZE (C.) - "Probability of pregnancy resulting from a single unprotected coitus". (Fertility and sterility, Sept. Oct. 1960, p. 485).
- 068 - TIETZE (C.) - "Statistical contributions to the study of human fertility". (Fertility and sterility, VII, No. 1, Jan. 1956).
- 069 - TIETZE (C.), GUTTMACHER (A.F.), RUBIN (S.) - "Time required for conception in 1727 planned pregnancies". (Fertility and sterility, 1950, p. 338-346).
- 070 - VINCENT (P.) - "Données biométriques sur la conception et la grossesse". (Population, 1956, No. 1).

1.12 - Mortalidad Intrauterina

- 071 - BRESLER (J.B.) - "Outcrossing in Caucasians and fetal loss". (Social Biology, vol. 17, March 1970).
(Les mariages inter-ethnies augmentent-ils la mortalité intra-utérine?).
- 072 - BUTLER (N.R.) et BONHAM (D.G.) - "Perinatal mortality". (E. & S. Livingstone, 1963).
- 073 - BUTLER (N.R.) et ALBERMAN (E.D.) - "Perinatal problems". (E. & S. Livingstone, 1969).
(Ces deux références concernent l'enquête effectuée en 1958 en Angleterre sur les problèmes de la mortalité périnatale).
- 074 - COOMBS (L.), FREEDMAN (R.), NAMBOOTHIRI (D.N.) - "Inferences about abortion from foetal mortality data". (Pop. Studies, vol. XXIII, No. 2, July 1969) (d'après une enquête longitudinale à Détroit).
- 075 - ERHARDT (C.L.) - "Pregnancy losses in New-York City, 1960". (Am. J. of Public Health, vol. 53, No. 9, Sept. 1963).
- 076 - FREEDMAN (R.), COOMBS (L.C.), FRIEDMAN (J.) - "Social correlates of fetal mortality". (Milbank M.F.Q., 44, July 1966).
- 077 - FRENCH (F.E.), BIERMAN (J.E.) - "Probabilities of fetal mortality". (Public Health Reports, vol. 77, No. 10, Oct. 1962).
- 078 - HENRY (L.) - "Mortalité intra-utérine et fécondabilité". (Population, 1964, No. 5).
- 079 - "Infant, foetal, and maternal mortality". (United States, 1963). Washington, U.S. Department of Health, Education and Welfare, 1966. (National Center for Health Statistics, Vital and Health Statistics, series 20, No. 3).
- 080 - JAIN (A.K.) - "Pregnancy outcome and the time required for next conception". (Pop. Studies, vol. XXIII, No. 3, Nov. 1969).
- 081 - JAIN (A.K.) - "Fetal wastage in a sample of Taiwanese women". (Milbank M.F.Q., vol. 47, No. 3-1, July 1969).
- 082 - JAMES (W.H.) - "On the possibility of segregation in the propensity to spontaneous abortion in the human female". (Ann. Hum. Genet., 25, 1961, p. 207-213).

- 083 - JAMES (W.H.) - "The incidence of spontaneous abortion". (Pop. Studies, XXIV, No. 2, July 1970).
- 084 - LERIDON (H.) et BOUE (J.) - "La mortalité intra-utérine d'origine chromosomique". (Population, 1971, No. 1).
- 085 - PETERSON (F.) - "Epidemiology of early pregnancy wastage: biological and social correlates of abortion. An investigation based on materials collected within Uppsala County, Sweden". (Svenska Bokforlaget, Norstedts, Stockholm, 1968).
- 087 - POTTER (R.G.), WYON (J.B.), NEW (M.), GORDON (J.E.) - "Fetal wastage in eleven Punjab villages". (Human Biology, 37, Sept. 1965).
- 088 - "Rapport de statistiques sanitaires mondiales". (Vol. 23, No. 6, 1970). Sujet spécial: "Mortalité foetale, 1945-1967", (O.M.S., Genève, 1970).
- 088 bis - RETEL-LAURENTIN (A.) - "Influence de certaines maladies sur la fécondité. Un exemple africain". (Population, 1967, No. 5).
- 089 - SHAPIRO (S.) et ABRAMOWICZ (M.) - "Pregnancy outcomes correlates identified through medical record-based information". (Am. J. of Public Health, vol. 59, No. 9, Sept. 1969).
- 090 - SHAPIRO (S.), JONES (E.), DENSEN (P.) - "A life table of pregnancy terminations and correlates of fetal loss". (Milbank M.F.Q., Jan. 1962, vol. XL, No. 1). (Voir la note de L. HENRY dans Population, 1962, No. 4).
- 091 - "Spontaneous and induced abortion: report of a WHO scientific group". (WHO, Technical report series, 461, Genève, 1970).
- 092 - STEVENSON (A.C.), WARNOCK (H.A.), DUDGEON (M.Y.), Mc CLURE (H.J.) - "Observations on the results of pregnancies in women resident in Belfast". (Ann. Hum. Genet., 23, No. 4, p. 382 à 420, 1958). (3 articles).
- 093 - STICKLE (G.) - "Defective development and reproductive wastage in the United-States". (Am. J. of Obst. and Gynec., 1968, 100, 3).
- 094 - TAUSSIG (F.J.) - "Abortion, spontaneous and induced". (The Mosby Co., St Louis, 1936).
- 095 - TAYLOR (W.F.) - "The probability of fetal death". (in Con - genital malformations, Fraser et Mc Kusick, Ed., Excerpta Medica, Amsterdam et New-York, 1970).
- 096 - TIETZE (C.) et MARTIN (C.E.) - "Fetal death, spontaneous and induced, in the urban white population of the United States". (Pop. Studies, 11, No. 2, 1957 p. 170-176).
- 097 - WARBURTON (D.) et FRASER (F.C.) - "Spontaneous abortion risks in man: data from reproductive histories collected in a medical genetics unit". (The Am. J. of Hum. Genet. vol. 16, No. 1, 1964).
- 098 - WEIR (W.C.) et HENDRICKS (C.M.) - "The reproductive Capacity of an Infertile Population". (Fertility and sterility, vol. 20, No. 9, Mars-Avril 1969).
- 099 - YERUSHALMY (J.) et al. - "Longitudinal studies of pregnancy on the island of Kauai. Analysis of previous reproductive history". (Am. J. of Obst. and Gynec., 71, Jan. 1956, p. 80-96).

[12] - Anomalías anatómicas y cromosómicas

- 100 - BOUE (J. et A.) - "Fréquence des aberrations chromosomiques dans les avortements spontanés humains". (C.R. Ac. Sc., série D, t. 269, 16 Juil. 1969).
- 101 - BOUE (J. et A.), LAZAR (P.) - "Aberrations chromosomiques dans les avortements". (Annales de Génét., déc. 1967, vol. 10, No. 4).
- 102 - BOUE (J. et A.), LAZAR (P.) - "Corrélation entre les différentes anomalies chromosomiques observées dans les avortements spontanés et les âges maternels". (C.R. Ac. Sc., série D, t. 269, 4 août 1969).
- 103 - BOUE (J.), PHILIPPE (E.), BOUE (A.) - "Durée de la gestation et durée du développement dans les avortements humains dus à une anomalie chromosomique". (C.R. Ac. Sc., série D t. 269, 21 Juil. 1969).
- 104 - CARR (D.H.) - "Chromosome anomalies as a cause of spontaneous abortion". (Am. J. of Obst. & Gynec., 1967, 97, No. 3 p. 283).
- 104 bis - "Congenital malformations: proceedings of the third international conference, The Hague, The Netherlands, 1969". (Fraser et Mc Kusick, Ed., Excerpta Medica, 1970).
- 105 - FREIRE-MARIA (N.) - "Abortion, chromosomal aberrations, and radiation". (Social Biology, 17, 2 June 1970).
- 106 - HERTIG (A.T.) - "The overall problem in man", (in: Comparative aspects of reproductive failure, Benirschke (ed.), Springer-Verlag, New-York, 1967).
- 107 - HERTIG (A.T.) et ROCK (J.) - "A series of potentially abortive ova recovered from fertile women prior to the first missed menstrual period". (Am. J. of Obst. & Gynec., 58, 1949, p. 968-93).
- 108 - HERTIG (A.T.), ROCK (J.), ADAMS (E.C.), MENKIN (M.C.) - "34 fertilized human ova, good, bad and indifferent, recovered from 210 women of known fertility". (Pediatrics, vol. 23, No. 1, part 11, Jan. 1959).
- 109 - JACOBS (P.A.) - "Chromosome abnormalities and population studies". (in: Congenital malformations, Fraser et Mc Kusick, Ed., Excerpta Medica, Amsterdam et New-York, 1970).
- 110 - KERR (M.G.) - "Prenatal mortality and genetic wastage in man". (A lecture). (J. biosoc. Sc., 1971, 3).
- 111 - MIKAMO (K.) - "Anatomic and chromosomal anomalies in spontaneous abortion". (Am. J. of Obst. & Gynec. 1970, 106, No. 2, p. 243).
- 112 - NISHIMURA (H.), TAKANO (K.), TANIMURA (T.) et YASUDA (M.) - "Normal and abnormal development of human embryos: first report of the analysis of 1213 intact embryos". (Teratology, 1968, 1, 281).

- 112 bis - POLAND (B.J.) - "Study of developmental anomalies". (Am. J. of Obst. & Gynec.) 100, No. 4, 15 Fév. 1968).
- 112 ter - SENTRAKUL (P.), POTTER (E.L.) - "Pathologic diagnosis on 2681 abortions at the Chicago Lying-in Hospital, 1957-67". (A. J. of P. H., 56, Dec. 1966, p. 2083-92).
- 113 - WITSCHI (E.) - "Teratogenic effects from overripeness of the egg". (in: Congenital malformations, Fraser et Mc Kusick, Ed., Excerpta Medica, Amsterdam-New-York, 1970).

1.13 - Esterilidad post-partum. Lactancia. Esterilidades temporales.

- 113 bis - BERGUES (H.) - "Répercussion des calamités de guerre sur la première enfance". (Population, 1948, No. 3).
- 114 - CANTRELLE (P.) et LERIDON (H.) - "Breast-feeding, mortality in childhood and fertility in a rural zone of Senegal". (Pop. Studies, 25, No. 3, Nov. 1971).
- 115 - HENRY (L.) - "Mesure du temps mort en fécondité naturelle". (Population, 1964, No. 3).
- 116 - JAIN (A.K.) - "Pregnancy outcome and the time required for next conception". (Pop. Studies, XXIII, No. 3, Nov. 1969).
- 117 - JAIN (A.), HSU (T.C.) - FREEDMAN (R.) et CHANG (M.C.) - "Demographic aspects of lactation and post-partum amenorrhea". (Demography, 7, No. 2, May 1970).
- 118 - KNODEL (J.) - "Infant mortality and fertility in three Bavarian villages: an analysis of family histories from the 19th century". (Pop. Studies, 22, No. 3, Nov. 1968).
- 119 - KNODEL (J.), Van de WALLE (E.) - "Breast-feeding, fertility and infant mortality: an analysis of some early German data". (Pop. Studies, XXI, No. 2, Sept. 1967).
- 120 - LE ROY LADURIE (E.) - "L'aménorrhée de famine (XVII^e - XX^e siècles)". (Annales, 24, No. 7, Nov.-Déc. 1969, p. 1589-1601).
- 121 - PASCAL (J.) - "Quelques aspects de la physiologie du post-partum". (Thèse pour le Doctorat en Médecine, Nancy, 1969).
- 122 - PEREZ (A.), VELA (P.), POTTER (R.) et MASNICK (G.) - "Timing and sequence of resuming ovulation and menstruation after childbirth". (Pop. Studies, 25, No. 3, Nov. 1971).
- 123 - POTTER (R.), WYON (J.), NEW (M.), GORDON (J.) - "Applications of field studies to research of the physiology of human reproduction (lactation and its effects upon birth intervals in eleven Punjab villages)". (Journal of Chronic Diseases, XVIII, 1965) (p. 1125-40).
- 124 - SALBER (E.), FEINLEIB (M.), Mac MAHON (B.) - "The duration of post-partum amenorrhea". (Am. J. of Epidem., 82, No. 3, 1966).
- 125 - SHARMAN (A.) - "Ovulation after pregnancy". (Fertility and sterility, 2, Sept.-Oct. 1951).
- 126 - SHARMAN (A.) - "Ovulation in the post-partum period". (Intern. J. of Fertility, 12, 1967).
- 127 - TIETZE (C.) - "The effect of breast-feeding on the rate of conception". (Int. Pop. Conf., New-York, 1961, vol. 11).

1.14 - Esterilidad definitiva. Menopausia

- 128 - BOURLIERE (F.), GENDRON (M.) et CLEMENT (F.) - "Le vieillissement individuel dans une population rurale française; Etude de la commune de Plozevet". (Bull. et Mém. de la Soc. d'Anthrop. de Paris, 1966, 10, XI^e série: 41-101).
- 129 - BOURLIERE (F.), CLEMENT (F.) et PAROT (S.) - "Normes de vieillissement morphologique et physiologique d'une population de niveau socio-économique élevé de la région parisienne". (Bull. et Mém. de la Soc. d'Anthrop. de Paris: t. 10, XI^e série, 1966, p. 11-39).
- 130 - FREEDMAN (R.), WHELPTON (P.K.), CAMPBELL (A.) - "Family planning, sterility, and population growth". (Mc Graw Hill 1969, New-York).
- 131 - HARTER (C.L.) - "The fertility of sterile and subfecund women in New-Orleans". (Social Biology, 17, 3, Sept. 1970).
- 132 - HENRY (L.) - "Fécondité des mariages. Nouvelle méthode de mesure". (INED-PUF, Cahier No. 16, 1953) (cf. chap. VI et VII).
- 133 - HERVET (E.) et BARRAT (J.) - "Stérilité - Contraception". (Baillière et fils, Paris, 1968).
- 134 - Mac MAHON (B.) et WORCESTER (J.) - "Age at menopause. United States: 1960-62". (Nat. Center for health statistics, series 11, No. 19).
- 134 bis - RETEL-LAURENTIN (A.) - "Influence de certaines maladies sur la fécondité. Un exemple africain". (Population, 1967 No. 5).
- 135 - TISSERAND-PERRIER (M.) et BOURLIERE (F.) - "Quelques caractéristiques de deux populations de femmes âgées parisiennes". (Biotypologie, XIV, No.3-4, 1953).
- 136 - TISSERAND-PERRIER (M.) et BOURLIERE (F.) - "Recherches sur la ménopause". (Gyn. et Obst., 1953, t. 52, No. 1, p.43-56).
- 137 - VINCENT (P.) - "La stérilité physiologique des populations". (Population, 5, 1950, No. 1).
- 138 - WYON (J.B.) et FINNER (S.L.), GORDON (J.E.) - "Differential age at ménopause in the rural Punjab, India". (Pop. Index, 32, No. 3, 1966, p. 328).

1.2 - Relación de masculinidad (al nacimiento)

- 139 - BERNSTEIN (M.E.) - "A genetic explanation of the wartime increase in the secondary sex ratio". (Am. J. Hum. Genet., vol. 10, No. 1, 1958).
- 140 - BERNSTEIN (M.E.) - "Interrelation between paternal age and the human sex ratio. A confirmation of E. Novitski's theorem". (Genus, vol. XXVI, No. 1-2, 1970).
- 141 - KLINGER (A.) - (Voir Réf. 334).
- 142 - BODMER (W.F.) et EDWARD (A.W.) - "Natural selection and the sex ratio". (Ann. Hum. Genet., Londres, 1960, 24, p.239-44).

- 143 - GOODMAN (L.A.) - "Some possible effects of birth control on the human sex ratio". (Ann. Hum. Genet., Londres, 1961, 25, p. 75-81).
- 144 - HALDER (A.K.) et BHATTACHARIA (N.) - "Fertility and sex-sequence of children of Indian couples". (Rech. écon. de Louvain, 36, 4, nov. 1970).
- 145 - NOVITSKI (E.) et KIMBALL (A.W.) - "Birth order, parental ages, and sex of offspring". (Am. J. Hum. Genet., vol. 10, No. 3, 1958).
- 146 - NOVITSKI (E.) et SANDLERS (L.) - "The relationship between parental age, birth order and the secondary sex ratio in humans". (Ann. Hum. Genet., 21, 1956, p. 123).
- 147 - PAKRASI (K.) et HALDER (A.) - "Sex ratios and sex sequences of births in India". (J. of Biosocial Science, 3, No. 4, oct. 1971).
- 147 bis - TEITELBAUM (M.S.) et MANTEL (N.) - "Socio-economic factors and the sex ratio at birth". (J. of Biosoc. Science, vol. 3, No. 1, Jan. 1971).
- 148 - TRICOMI (V.), SERR (D.) et SOLISH (G.) - "The ratio of males to females". (Am. J. Obst. & Gynec., 1960, 79, No. 3, p. 504).

1.4 - Modelos descriptivos (teoría)

(Esta rúbrica reagrupa todos los modelos que tengan por finalidad estudiar la fecundidad natural o los efectos de la anticoncepción).

- 149 - BARRETT (J.C.) - "A Monte-Carlo simulation of human reproduction". (Genus, 25, 1969, p. 1-22).
- 150 - BARRETT (J.C.) - "Use of a fertility simulation model to refine measurement techniques". (Demography, 8, No. 4, nov. 1971).
- 151 - BASU (D.) - "A note on the structure of a stochastic model considered by V.M. Dandekar". (Sankhyâ, 15, July 1955, p. 251-52).
- 152 - BODMER (W.F.) et JACQUARD (A.) - "La variance de la dimension des familles selon divers facteurs de la fécondité". (Population, No. 5, 1968).
- 153 - BRASS (W.) - "The distribution of births in human populations". (Pop. Studies, 12, July 1958, p. 51-72).
- 154 - DANDEKAR (V.M.) - "Certain modified forms of binomial and poisson distribution". (Sankhyâ, 15, July 1955, p. 237-50).
- 155 - DHARMADHIKARI (S.W.) - "A generalisation of a stochastic model considered by V.M. Dandekar". (Sankhyâ, series A, 26, July 1964, p. 31-38).
- 156 - HEER (D.) et SMITH (D.) - "Mortality level, desired family size and population increase". (Demography, vol. 5, No. 2, 1968).
- 157 - HENRY (L.) - "Fécondité et famille. Modèles mathématiques". (Population, No. 3, 1957).
- 158 - HENRY (L.) - "Fécondité et famille. Modèles mathématiques II: partie théorique". (Population, 1961, No. 1).
- 159 - HENRY (L.) - "Fécondité et famille. Modèles mathématiques II: applications numériques". (Population, 1961, No. 2).

- 160 - HENRY (L.) - "Fondements théoriques des mesures de la fécondité naturelle". (Revue de l'Inst. Internat. de Stat., 1953,3).
- 161 - HOEM (J.M.) - "A probabilistic model for primary marital fertility". (Oslo, Statistik Sentralbyra, 1968).
- 162 - HOEM (J. M.) - "Fertility rates and reproduction rates in a probabilistic setting". (Oslo, Statistik Sentralbyra, 1968).
- 163 - HOLMBERG (I.) - "Demographic models. D.M.4". (Göteborg, Demographic Institute, 1968) (University of Göteborg, Sweden. Demographic Institute. Reports 8).
- 163 bis - HOLMBERG (I.) - "Fecundity, fertility and family planning - Application of demographic micromodels". (Gothenburg, 1970, Reports 10), (Gothenburg, 1972, Reports 11).
- 164 - HOLMBERG (D.G.), GIESBRECHT (F.G.), SHAH (B.V.), LACHENBRUCH (P.A.) - "Popsim, a demographic microsimulation model". (U.I.E.S.P., Congrès de Londres (1969), t. 1, Liège, 1971).
- 165 - HYRENIUS (H.), ADOLFSSON (I.) - "A fertility simulation model". (D.M.1) (Demogr. Institute, Göteborg, 1964, "Reports: 2").
- 166 - HYRENIUS (H.), ADOLFSSON (I.) HOLMBERG (I.) - "Demographic models, second report". (D.M.2) (Demographic Institute, Göteborg, 1966, "Reports: 4").
- 167 - HYRENIUS (H.), HOLMBERG (I.), CARLSSON (M.) - "Demographic models" (D.M.3). (Demogr. Institute, Göteborg, 1967, "Reports: 5").
- 168 - JACQUARD (A.) - "La reproduction humaine en régime malthusien. Un modèle de simulation par la méthode de Monte-Carlo". (Population, 1967, No. 5).
- 169 - LERIDON (H.) et HENRY (L.) - "Influence du calendrier de la contraception". (Population, 1968, No. 6).
- 169 bis - LOMBARDO (E.) - "Un modello di riproduzione di una coorte umana in Italia. Simulazione stocastica". (Genus, XXIV, 1968, p. 177-206).
- 170 - PERRIN (E.B.), SHEPS (M.C.) - "Human reproduction: a stochastic process". (Biométrie, 20, 1964, p. 28-45).
- 171 - POLLARD (J.H.) - "A discrete-time two-sex age-specific stochastic population program incorporating marriage". (Demography, vol. 6, No. 2, May 1969).
- 172 - POTTER (R.G.), JAIN (A.K.) et Mc CANN (B.) - "Net delay of next conception by contraception. A highly simplified case". (Pop. Studies, XXIV, No. 2, July 1970).
- 173 - POTTER (R.), SAKODA (J.) - "A computer model of family building based on expected values". (Demography, vol. 3, No. 2, 1966, p. 450-61).
- 174 - POTTER (R.), SAKODA (J.) - "Family planning and fecundity". (Pop. Studies, XX, No. 3, March 1967).
- 175 - POTTER (R.), SAKODA (J.), FEINBERG (W.) - "Variable fecundability and the timing of births". (Eugenics Quart., vol. 15, No. 3, Sept. 1968).
- 176 - RIDLEY (J.C.) et SHEPS (M.C.) - "An analytic simulation model of human reproduction with demographic and biological components". (Pop. Studies, 19, No. 3, March 1966, p. 297-310).

- 177 - RIDLEY (J.C.), SHEPS (M.C.), LINGNER (J.W.) et MENKEN (J.A.) - "On the apparent subfecundity of non family planners". (Social Biology, No. 16, March 1969).
- 178 - SHEPS (M.C.) - "Applications of probability models to the study of patterns of human reproduction" (in Public Health and Population Change, Sheps and Ridley (Ed.) Univ. of Pittsburg Press, 1965).
- 179 - SHEPS (M.C.), MENKEN (J.A.), RADICK (A.P.) - "Probability models for family building: an analytical review". (Demography, vol. 6, No. 2, May 1969).
- 180 - SHEPS (M.C.) et PERRIN (E.B.) - "Changes in birth rates as a function of contraceptive effectiveness: some applications of a stochastic model". (Am. J. Public Health, 53, 1953, p. 1031-46).
- 181 - SHEPS (M.C.) et PERRIN (E.B.) - "Human reproduction: stochastic process". (Biometrics, 20, March 1964).
- 182 - SIEGEL (J.) et AKERS (D.) - "Some aspects of the use of birth expectations data from sample surveys for population projections". (Demography, vol. 6, No. 2, May 1969).
- 183 - SINGH (S.N.) - "A probability model for couple fertility". (Sankhyâ, séries B, 26, Nov. 1964, p. 89-94).
- 184 - VENKATACHARYA (K.) - "An examination of a certain bias due to truncation in the context of simulation models of human reproduction". (Sankhyâ, séries B, vol. 31, Déc. 1969).
- 185 - VENKATACHARYA (K.) - "Some implications of susceptibility and its applications in fertility evaluation models", (Sankhyâ, vol. 32, 1970, p. 41-54).

1.5 - Resultados generales (observaciones)

- 186 - CHARBONNEAU (H.) - "Tourouvre-au-Perche aux XVII^e et XVIII^e siècles. Etude de démographie historique". (INED, cahier No. 55, 1970).
- 187 - CROSS (H.E.) et Mc KUSIK (V.A.) - "Amish demography". (Social Biology, vol. 17, No. 2, June 1970).
- 188 - DANDEKAR (K.) - "Demographic survey of six rural communities". (Gokhale Institute of Politics and Economics, 1959) (voir note dans Population 1960, No. 1).
- 189 - DENIEL (R.) et HENRY (L.) - "La population d'un village du Nord de la France, Sainghin-en-Mélantois, de 1665 à 1851". (Population, 1965, No. 4).
- 190 - EATON (J.W.) et MAYER (A.J.) - "Man's capacity to reproduce; the demography of a unique population". (Glencoe Free Press, 1954). (Etude démographique des Huttérites).
- 191 - EATON (J.W.) et MAYER (A.J.) - "The social biology of very high fertility among the Huttérites: the demography of a unique population". (Human Biology, 25, 1953, p. 206-64).
- 191 bis - FRESEL-LOZEY (M.) - "Histoire démographique d'un village en Béarn: Bilhères-d'Ossau (XVIII^e-XIX^e siècles)". (Pau, 1969).
- 192 - GANIAGE (J.) - "La population européenne de Tunis au milieu du XIX^e siècle". (PUF, Paris, 1960).

- 193 - GAVIAGE (J.) - "Trois villages de l'Île-de-France au XVIII^e siècle. Etude démographique". (INED, cahier No. 40, 1958).
- 194 - GAUTIER (E.) et HENRY (L.) - "La population de Grulay, paroisse normande: étude historique". (INED, cahier No. 33, 1958).
- 195 - HENRIPIN (J.) - "La fécondité des ménages canadiens au début du XVIII^e siècle". (Population, 1954, No. 1).
- 196 - HENRIPIN (J.) - "La population canadienne au début du XVIII^e siècle". (INED, cahier No. 22, 1954).
- 197 - HENRY (L.) - "Anciennes familles genevoises. Etude démographique, XVI^e - XX^e siècles". (INED, cahier No. 26, 1956).
- 198 - HENRY (L.) - "La fécondité naturelle. Observations, théorie, résultats". (Population, 1961, No. 4, p. 625-37).
- 199 - HENRY (L.) - "Some data on natural fertility". (Eugenics Quart., VIII, No. 2, June 1961).
- 200 - HOLLINGSWORTH (T.H.) - "The demography of the British peerage". (Suppl. à Pop. Studies, XVIII, No. 2, 1964).
- 201 - HYRENIUS (H.) - "Fertility and reproduction in a Swedish population group without family limitation". (Pop. Studies, 12, 1958, p. 121-30).
- 201 bis - LACHIVER (M.) - "La population de Meulan du XVI^e au XIX^e siècle (1600-1870)". (S.E.V.P.E.N., Paris, 1969).
- 202 - LERIDON (H.), ZUCKER (E.), CAZENAVE (M.) - "Fécondité et famille en Martinique. Faits, attitudes, opinions". (INED, cahier No. 56, 1970).
- 203 - "Multiple births. United States. 1964". Washington, U.S. Department of Health, Education and Welfare, 1967. (National Center for Health Statistics, Vital and Health Statistics, series 21, No. 14).
- 204 - OKASAKI (A.) - "Fertility of the farming population in Japan". (Tokyo. Research Institute of Population Problems, 1951).
- 204 bis - SHEPS (M.) - "An analysis of reproductive patterns in an American isolate". (Pop. Studies, July 1965).
- 205 - SMITH (T.E.) - "The Cocos-Keeling Islands: a demographic laboratory". (Pop. Studies, 14, Nov. 1960).
- 206 - TIETZE (C.) - "Reproductive span and rate of reproduction among Hutterite women". (Fertility and Sterility, 8, 1957, p. 89-97).
- 207 - VALMARY (P.) - "Familles paysannes au XVIII^e siècle en Bas-Quercy. Etude démographique". (INED, cahier No. 45, 1965).
- 208 - VINCENT (P.) - "Recherches sur la fécondité biologique. Etude d'un groupe de familles nombreuses". (INED, cahier No. 37, 1961).
- 209 - WYON (J.B.) et GORDON (J.E.) - "The Khanna study. Population problems in the rural Punjab". (Harvard Univ. Press, Cambridge, 1971).

2.3 - Medición de la eficacia de la anticoncepción (teoría)

2.30 - Eficacia de la anticoncepción

- 256 - GINI (C.) - "Sur la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles". (Rev. de l'IS, La Haye, 1942, p. 1-36).

- 257 - HENRY (L) - "Essai de calcul de l'efficacité de la contraception". (Population, 1968, No. 2).
- 258 - JAIN (A.K.) - "Relative fecundability of users and non-users of contraception". (Social Biology, vol. 16, March 1969).
- 258 bis - PEARL (R.) - "Contraception and fertility in 2 000 women". (Human Biology, vol. 4, No. 3, Sept. 1932).
- 259 - POTTER (R.G.) - "Application of life table techniques to measurement of contraceptive effectiveness". (Demography, vol. 3, No. 2, 1966).
- 260 - POTTER (R.G.) - "Length of the observation period as a factor affecting the contraceptive failure rate". (Milbank M.F.Q. vol. XXXVIII, April 1960).
- 261 - POTTER (R.G.) - "Some problems in predicting a couple's contraceptive future". (Eugenics Quart., vol. 6, No. 4, Déc. 1959).
- 262 - POTTER (R.G.) - "The multiple decrement life table as an approach to the measurement of use-effectiveness and demographic effectiveness of contraception". (Sydney Conference, 1967).
- 263 - POTTER (R.G.), Mc CANN (B.), SAKODA (J.M.) - "Selective fecundability and contraceptive effectiveness". (Milbank M.F.Q. XLVIII, No. 1, Jan, 1970).
- 264 - POTTER (R.G.), JAIN (A.K.) et Mc CANN (B.) - "Net delay of next conception by contraception: a highly simplified case". (Pop. Studies, vol. XXIV, No. 2, July 1970).
- 265 - SEKLANI (M.) - "Efficacité de la contraception: méthodes et résultats". (Population, 1963, No. 2).
- 266 - SHEPS (M.C.) et PERRIN (E.B.) - "Changes in birth rates as a function of contraceptive effectiveness, some applications of a stochastic model". (Am. J. Public Health, 53, 1963, p. 1031-46).
- 266 bis - STIX (R.K.) et NOTESTEIN (F.W.) - "Controlled fertility. An evaluation of Clinic Service". (Baltimore, William and Wilkins, 1940).
- 267 - TIETZE (C.) - "Differential fecundity and effectiveness of contraception". (Eugenics Review, 50, Jan. 1959).
- 2.31 - *Eficacia de un programa de limitación de los nacimientos.*
- 268 - CHANG (M.C.) LIU (T.H.), CHOW (L.P.) - "Study by matching of the demographic impact of an I.U.D. programme". (Taiwan). (The Milbank M.F.Q. 47 (2), April 1969) (et Stud. in Fam. Planning, No. 45, Sept. 1969).
- 269 - ENKE (D.) et O'HARA (D.J.) - "Estimating fertility changes from birth control measures". (Stud. in fam. planning, No. 46 Oct. 1969).
- 269 bis - KEYFITZ (N.) - "How birth control affects births". (Social Biology, 18, No. 2, June 1971).
- 270 - LEE (B.M.) and ISBISTER (J.) - "The impact of birth control programs on fertility" (in B. Berelson et al. Family planning and population, Chicago, 1966).

- 271 - MAULDIN (P.) - "Measurement and evaluation of National Family Programs". (Demography, vol. 4, No. 1, 1967).
- 272 - POTTER (R.G.) - "Application of life-table techniques to measurement of contraceptive effectiveness". (Demography, 3, No. 2, 1966).
- 272 bis - POTTER (R.G.) - "Births averted by contraception: an approach through renewal theory". (Theoret. Popul. Biology, 1, No. 3, Nov. 1970).
- 273 - POTTER (R.G.) - "Estimating births averted in a family planning program" (in S.J. Behrman et al. Fertility and family planning: a World View, Ann Arbor, 1969).
- 274 - POTTER (R.G.) - "A technical appendix on procedures used in manuscript 'Estimating births averted in a family planning program'". (Pop. Studies Center, Univ. of Michigan).
- 275 - SHEPS (M.C.) - "Contributions of natality models to program planning and evaluation". (Demography, 3, 1966, p. 445-49).
- 276 - WOLFERS (D.) - "The demographic effects of a contraception programme". (Pop. Studies, 23, March 1969).

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTARIA

- 011 ter - CHEN (L.C.), AHMED (S.), GESCHE (M.), MOSLEY (W.H.), "A prospective study of birth interval dynamics in rural Bangladesh", Population Studies, 28(2): 277-297, julio, 1974.
- 090 bis - SHAPIRO (S.), LEVINE (H.S.), ABRAMOWICZ (M.), "Factors associated with early and late fetal loss", Advances in Planned Parenthood, VI: 45-63, 1970.
- 113 ter - BAXI (P.J.). "A natural history of childbearing in the hospital class of women in Bombay", J. Obstet. Gynec. India, 8: 26-51, setiembre, 1957.
- 119 bis - KOH (K.S.) et SMITH (D.P.), "The national survey on Fertility and Family Planning, 1968", Rep. of Korea, National Fam. Plan. Center, Ministry of Health, 1970.
- 126 bis - SILVIN (I.), "Contraception and Fertility change in the international Postpartum Program", Population Council, Nueva York, 1974.
- 127 bis - BONTE (M.) et VAN BAILEN (H.), "Prolonged lactation and family spacing in Rwanda", J. Biosoc. Sci., 1(2): 97-100, abril, 1969.
- 168 bis - JACQUARD (A.) et LERIDON (H.), "Simulating human reproduction: How complicated should a model be?", en: "Computer

- simulation in Human Population Studies", ed. B. DYKE and J. MacCLUER, Academic Press, Nueva York, 1973.
- 178 bis - SHEPS (M.C.), MENKEN (J.A.), "Mathematical models of conception and birth", Univ. of Chicago Press, 1973.
- 267 bis - TIETZE (C.). "Effectiveness of contraceptive methods", en "Control of Human Fertility", Nobel Symposium 15, ed. E. DICZFALUSY et U. BORRELL, Almqvist et Wiksell, Estocolmo, 1971.

*
* *

INDICE DE CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro	Página	
A. 1	Edad media a la pubertad (en años y meses)	13
A. 2	Distribución de la edad a la menopausia	15
A. 3	Distribución de las duraciones del embarazo (niños nacidos vivos). (Duración calculada a partir del día teórico de la ovulación)	18
A. 4	Distribución de 1000 primeros nacimientos legítimos por duración del matrimonio (en meses)	22
A. 5	Probabilidades de agrandamiento	24
A. 6	Distribución mensual de los nacimientos en una cohorte de 1000 casadas (fecundabilidad homogénea: $p = 0,25$)	34
A. 7	Representación de la distribución de las fecundabilidades por una distribución beta (Pearson - 1)	40
A. 8	Probabilidad de concebir durante un ciclo según la duración del período fértil y el número de relaciones (n)	48
A. 9	Tabla de French y Bierman	59
A.10	Tablas de mortalidad intrauterina (cocientes y muertes "de la tabla")	63
A.11	Características generales de diversos estudios sobre la mortalidad intrauterina	67
A.12	Tasas de mortalidad intrauterina según la edad de la madre (tasa por 1000 embarazos descubiertos)	68
A.12 bis	Tasas de mortalidad intrauterina según la edad de la madre para una tasa global igual a 150 por 1000	68
A.13	Tasas de mortalidad intrauterina según el orden del embarazo (tasas por 1000 embarazos descubiertos)	71
A.13 bis	Tasas de mortalidad intrauterina según el orden del embarazo para una tasa global igual a 150 por 1000	71
A.14	Riesgo de mortalidad intrauterina según el resultado de los embarazos anteriores (tasas por 1000 embarazos observados)	74
A.15	Mortalidad intrauterina de orden uno según la edad (tasas por 1000 embarazos descubiertos)	74
A.16	Martinica. Mortalidad intrauterina según el orden y la edad ..	76
A.17	Martinica. Mortalidad intrauterina según el resultado del embarazo precedente y según la edad o el orden	78

Cuadro	Página
A.18 Mortalidad intrauterina de origen genético según la edad de la madre y el orden del embarazo	86
A.19 Duración de la amenorrea según la duración total de la lactancia (completa o mixta)	95
A.19 bis Duración media o mediana de la amenorrea según la duración de la lactancia	96
A.20 Intervalos intergenésicos y "tiempos muertos"	98
A.20 bis Senegal. Intervalos intergenésicos, según la edad al fallecer o la edad al destete del primero de los dos hijos ...	100
A.21 Punjab. Intervalos intergenésicos y duración de la amenorrea (en meses), según la edad de la mujer	103
A.22 Intervalos intergenésicos medios (en meses), según el orden y el tamaño final de la familia (Japón, familias rurales) ..	173
A.22 bis Intervalos intergenésicos medios (en meses), según el orden y el tamaño final de la familia (Antigua Francia)	174
A.23 Intervalos intergenésicos medios (en meses), según el orden y el tamaño final de la familia (Martinica)	175
A.24 Intervalos intergenésicos medios (en meses), según el orden y el tamaño final de la familia (Amish de los Estados Unidos)	176
A.25 Perfiles característicos de diversas redes de intervalos. (Intervalos intergenésicos en las familias de tamaño superior o igual a 8)	177
A.26 Red de los intervalos intergenésicos (en meses). Modelo C_{15} ..	178
A.27 Red de los intervalos intergenésicos (en meses). Modelo C'' ..	179
A.28 Red de los intervalos intergenésicos (en meses). Modelo C'' ..	180
A.29 Red de los intervalos intergenésicos (en meses). Modelo C'_{15} ..	181
A.30 Red de los intervalos intergenésicos (en meses). Modelo P'_{15} ..	182
A.31 Red de los intervalos intergenésicos (en meses). Modelo CS_{15} ..	183
A.32 Red de los intervalos intergenésicos (en meses). Modelo DS_{15} ..	184
A.33 Red de los intervalos intergenésicos (en meses). Modelo MS_{15} ..	185
A.34 Características de las redes estudiadas	158
A.35 Tasas de fracaso y de eficacia y tasas de continuación de diversos métodos anticonceptivos	119
A.36 Fecundidad de algunas poblaciones no-contraceptivas	122

Gráfico	Página
A. 1 Mortalidad intrauterina según la edad de la madre (para tasas promedio de las diversas series llevadas a 150 por 1000) ..	70
A. 2 Mortalidad intrauterina según el orden del embarazo (para tasas promedio de las diversas series llevadas a 150 por 1000)	72
A. 3 Martinica. Mortalidad intrauterina según la edad de la madre y el orden del embarazo	77
A. 4 Martinica. Resultado de los embarazos sucesivos, para los órdenes del 1 al 6	79
A. 5 Martinica. Mortalidad intrauterina según la historia genésica anterior	80
A. 6 Senegal. Intervalos entre nacimientos según la edad al destete o la edad al fallecer	102
A. 7 Proporción de mujeres en lo sucesivo infecundas, estériles o menopáusicas, según la edad. (Tasas por cien)	112
A. 8 Intervalos intergenésicos: papel del orden y del tamaño final	144
A. 9 Red de intervalos intergenésicos (familias rurales del Japón)	146
A.10 Red de intervalos intergenésicos (Antigua Francia)	147
A.11 Red de intervalos intergenésicos (Martinica)	148
A.12 Red de intervalos intergenésicos (Amish de los Estados Unidos)	149
A.13 Perfiles característicos de diversas redes de intervalos . (Familias completas de por lo menos 8 hijos)	151
A.14 Red de intervalos intergenésicos. Hipótesis B_{10} y B_{15}	160
A.15 Red de intervalos intergenésicos. Hipótesis C_{15} y C'	160
A.16 Red de intervalos intergenésicos. Hipótesis C''	163
A.17 Red de intervalos intergenésicos. Hipótesis C'_{15} y P'_{15}	163
A.18 Red de intervalos intergenésicos. Hipótesis C^S_{15} y D^S_{15}	166
A.19 Red de intervalos intergenésicos. Hipótesis M^S_{15}	166

