

## **CAMBIOS EN LA FECUNDIDAD MARITAL EN MEXICO: RESULTADOS DE DOS MODELOS**

**Lorenzo Moreno**  
**Office of Population Research**  
**Princeton University**

### **RESUMEN**

En este documento se presentan los resultados de la aplicación de dos modelos de fecundidad marital, -Coale-Trussell y Rodríguez-Cleland-, para analizar los cambios en esta variable en México entre la mitad de la década de los setenta y la de los ochenta. Para ilustrar este ejercicio se utilizan los datos de las encuestas WFS y DHS. La interpretación de los parámetros de los modelos permite concluir que, al inicio de los años setenta, la práctica de limitación del número de nacimientos ya era bastante generalizada en algunos sectores de la sociedad mexicana. Adicionalmente, el modelo de Rodríguez-Cleland permite descomponer el cambio de la fecundidad marital observado entre las encuestas WFS y DHS en base a los efectos atribuibles a cambios en la edad a la unión, cambios en el espaciamiento de los nacimientos y en la limitación de la fecundidad. Se concluye que es inadecuado interpretar la transición de la fecundidad en México como el paso de un estado "natural" a uno "controlado", dado que las prácticas volitivas para espaciar los nacimientos parecen haber existido antes de que siquiera se hubiera considerado la implementación de programas de planificación familiar en México.

(MEDICION DE LA FECUNDIDAD)  
(MODELOS)

(BAJA DE LA FECUNDIDAD)

## CHANGES IN MARITAL FERTILITY IN MEXICO: MODEL RESULTS

### SUMMARY

This document presents the results of the application of two models of marital fertility –Coale-Trussell and Rodríguez-Cleland– to the analysis of the changes in this variable in Mexico between the mid 1970s and the mid 1980s. In order to illustrate this exercise, data from the surveys of the WFS and DHS programmes are utilized. An interpretation of the model parameters leads to the conclusion that, by the beginning of the 1970s, the practice of limiting the number of births was already quite widespread in certain sectors of Mexican society. In addition, the Rodríguez-Cleland model permits a decomposition of the change in marital fertility observed in the WFS and DHS on the basis of the effects attributable to changes in age at union, in birth spacing and in fertility limitation. The conclusion is drawn that it is insufficient to interpret the Mexican fertility transition as the passage from a “natural” state to a “controlled” one, given that volitional practices for birth spacing seems to have existed before the implementation of family planning programmes was even considered in Mexico.

(FERTILITY MEASUREMENT)  
(MODELS)

(FERTILITY DECLINE)

## INTRODUCCION

El propósito de este documento es ilustrar e interpretar los cambios recientes ocurridos en la fecundidad marital en México bajo la óptica de dos modelos demográficos cuyo común denominador es el concepto de *fecundidad natural*, presentado por Henry (1961, 1972) hace casi tres décadas. El primer modelo, propuesto por Coale (1971) e implementado conjuntamente con Trussell (Coale y Trussell, 1974, 1978), ha sido popularizado por su simplicidad matemática y por su conveniencia para analizar la fecundidad marital específica por edad. El segundo modelo, planteado por Page (1977), ha recibido menor atención que el de Coale-Trussell debido a su aparente complejidad; por ejemplo, propone analizar la descomposición de las tasas de fecundidad marital según edad y duración de la unión. Sin embargo, el reciente trabajo de Rodríguez y Cleland (1988) ha demostrado el potencial analítico de este modelo y ha señalado métodos estadísticos para su estimación.

La comparación arriba descrita tiene especial significancia en un país como México, a cuya transición demográfica se le han dedicado un número considerable de análisis (Coale y Hoover, 1958; Alba y Potter, 1984). Siendo la fecundidad la variable demográfica más dinámica durante las últimas dos décadas, la oportunidad para demostrar que la transición de fecundidad "natural" a "controlada" ocurrió en algún momento de la mitad de la década pasada (Zavala de Cosío, 1990), es campo fértil para la aplicación de modelos de fecundidad marital y la interpretación de sus parámetros como evidencia clara de esta transición.

Recientemente, Blake (1985) ha argumentado que la formulación de la transición de la fecundidad como cambio abrupto de un nivel "natural" a uno "controlado" resulta conveniente para aquellos que propugnan interpretar este cambio como inducido, dejando escaso lugar para consideraciones sobre los efectos de prácticas como la abstinencia prolongada, o la cesación de la reproducción acorde a normas relacionadas con la edad de la mujer. En particular, Blake considera poco adecuado el modelo de Coale-Trussell para estimar la presencia o ausencia de control de la fecundidad, y sugiere que una formulación alternativa deberá dar cabida a la medición de cambios en la fecundidad según duración de la unión. Wilson (1988), en su evaluación

empírica de la fecundidad marital de las poblaciones utilizadas para definir el patrón de fecundidad "natural" seleccionado por Coale-Trussell, igualmente recomienda cautela en la interpretación de los parámetros de este modelo.

En este documento, además de evaluar someramente los méritos o desventajas de los modelos citados, se pretende ilustrar su potencial analítico en la interpretación de los cambios en la fecundidad marital observados en México en las últimas dos décadas. Primero, se presenta la formulación de los modelos de Coale-Trussell y Rodríguez-Cleland. En segundo lugar, se mencionan sucintamente los métodos de estimación de estos modelos. Tercero, se presentan los resultados de estos ajustes para los datos de la Encuesta Mexicana de Fecundidad (WFS) (SPP, 1979) y la Encuesta Nacional de Fecundidad y Salud (DHS) (SSA, 1987). Se concluye con una discusión sobre la interpretación de los cambios estimados por los modelos a la luz de las variaciones en algunos de los determinantes próximos de la fecundidad.

## MODELOS DE FECUNDIDAD MARITAL

### Modelo de Coale-Trussell

El concepto de fecundidad natural de Henry fue adoptado por Coale para postular una metodología que analizara la magnitud de las desviaciones del patrón por edad de la fecundidad natural incurridas por las poblaciones que adoptan prácticas de control reproductivo. Coale definió su modelo de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$f(a) = n(a) \cdot M \cdot \exp\{m \cdot v(a)\} \quad (1)$$

A cualquier edad  $a$ , la tasa de fecundidad marital observada,  $f(a)$ , resulta de considerar la tasa de fecundidad natural a esa edad,  $n(a)$ , multiplicada por un parámetro para el nivel de la fecundidad,  $M$ , y modificada por un segundo término que indica el grado de control. El grado de control se obtiene al exponenciar el valor del efecto estándar de control a esa edad,  $v(a)$ , multiplicada por un segundo parámetro,  $m$ . El patrón por edad de las tasas específicas de fecundidad por edad,  $n$ , fue adoptado como un promedio de 10 de los 13 patrones presentados por Henry. El patrón de los efectos de control,  $v$ , fue tomado de estudios empíricos en países de baja fecundidad durante los años sesenta.

Manipulación algebraica de la ecuación (1) permite expresar el logaritmo del cociente de la fecundidad marital a una cierta edad respecto a la fecundidad natural a esa misma edad como una función lineal del patrón de control  $v$ ,

$$\log [f(a) / n(a)] = k + m \cdot v(a) \quad (2)$$

donde  $k$  toma el valor  $\log(M)$ , y  $m$  y  $n(a)$  tienen la interpretación antes descrita.

Coale y Trussell definieron su modelo de tal manera que  $m$  tomara el valor cero si no existiere control, por ejemplo, limitación de la fecundidad. Bajo estas condiciones, el término a la derecha en la ecuación (1) toma un valor igual a la unidad. Esto implica que la fecundidad en esta población tiene un nivel igual al valor del parámetro  $M$ . En el caso cuando las tasas de fecundidad declinan más rápidamente que el patrón estándar, presumiblemente indicando la presencia de limitación de la fecundidad, el valor de  $m$  se incrementa. Sin embargo, si la tasa de descenso de la fecundidad por edad es más lenta que en el estándar,  $m$  tomaría valores negativos. La interpretación de  $M$  es menos obvia; originalmente se ha interpretado como un parámetro que mide el nivel de fecundidad natural en la población bajo estudio. El valor de  $M$  estaría determinado por factores como la duración de la lactancia o la frecuencia de relaciones sexuales. Nótese que, de existir prácticas de espaciamiento de los nacimientos, esta interpretación deja de ser aplicable.

El modelo planteado por Coale y Trussell tiene dos parámetros de fácil interpretación:  $M$  indica el nivel de la fecundidad total y  $m$  señala las desviaciones de las tasas del patrón estándar y, por ende, el grado de control de la fecundidad. Como consecuencia, los demógrafos interesados en el estudio del descenso de la fecundidad durante la transición demográfica se han concentrado en el análisis de  $m$ . Si la transición consiste en el paso de un régimen de fecundidad natural a uno controlado, y si  $M$  proporciona el nivel de la fecundidad,  $m$  deberá medir las variaciones en el patrón de cambio por edad.

Como se consignó anteriormente, Wilson (1988) argumenta que esta interpretación muestra las limitaciones del modelo y, primordialmente, las del concepto de fecundidad natural: se supone que el control de la fecundidad es identificado como limitación de la reproducción. Como consecuencia, se excluye como posible mecanismo para regular la descendencia, el espaciamiento de los nacimientos. Si los modelos estadísticos son incapaces de medir este comportamiento, ello no implica que las poblaciones no hagan uso de este tipo de comportamiento para regular su fecundidad. En su artículo, Wilson sugiere interpretar los parámetros del modelo de Coale-Trussell de la siguiente manera:

“ $m$  indica la magnitud de la limitación de la fecundidad, a partir de esfuerzos conscientes por reducir el número de nacimientos, o a partir de los efectos indirectos de factores no-volitivos. De manera similar,  $M$  indica el grado de espaciamiento entre nacimientos, ya sea a partir de intervenciones directas como el uso de anticonceptivos, o a través de prácticas (no volitivas) como la lactancia de los hijos” (p. 6).

### **Modelo de Rodríguez-Cleland**

El problema de modelar tasas de fecundidad marital por edad y duración de la primera unión ha sido discutido por Page (1977) y Trussell (1978, 1979). Basados en las ideas de Trussell, el examen que Rodríguez y Cleland (1988)

hicieron del modelo de Page resultó en la formulación de que, para un período dado, las tasas de fecundidad por edad y duración pueden ser representadas por la ecuación:

$$f(a,d) = \theta n(a) \cdot \exp(\beta d) \quad (3)$$

donde  $f(a,d)$  es la tasa de fecundidad marital a la edad  $a$  y duración de la primera unión  $d$ ,  $\theta$ , es un parámetro que representa el nivel de la fecundidad natural,  $n(a)$  es el patrón por edad de la fecundidad natural y  $\beta$  es un parámetro que representa la magnitud de la desviación —en un período dado— de la fecundidad marital respecto a la fecundidad natural como función de la duración de la unión.

Manipulación algebraica de la expresión en (2) permite formular que el logaritmo del cociente de la fecundidad marital —dadas una edad y duración de la unión— respecto a la fecundidad natural a esa misma edad es una función lineal de la duración desde la primera unión:

$$\log [f(a,d) / n(a)] = \alpha + \beta d \quad (4)$$

donde es igual a  $\log(\theta)$ , y  $n(a)$  y  $\beta$  tienen la interpretación arriba señalada. Esta especificación permite una fácil interpretación de los parámetros del modelo:  $\alpha$  y  $\beta$ . De hecho, Rodríguez y Cleland han interpretado estos parámetros como componentes de espaciamiento y limitación de la reproducción, respectivamente. Estos autores propusieron los índices  $I_\alpha$ , para el nivel de la fecundidad natural, e  $I_\beta$ , para la medición de la desviación del patrón de la fecundidad natural debido a prácticas de limitación de la fecundidad entre mujeres alguna vez unidas.

El índice  $I_\alpha$  se define de la siguiente manera:

$$I_\alpha = 100 (1 - 11.85 e^\alpha / 15.3) \quad (5)$$

Conforme el nivel de la fecundidad disminuye (se vuelve más negativo), el índice  $I$  se incrementa. Este índice no puede exceder 100 aun en poblaciones con muy baja fecundidad marital, pero puede tomar valores negativos en poblaciones cuya fecundidad natural exceda 15.3 hijos por mujer.<sup>1</sup> Este índice representa el grado de *reducción* del nivel observado de fecundidad marital respecto al máximo biológico.

El índice  $I_\beta$  se define de la siguiente manera:

$$I_\beta = 100 (1 - \exp\{10\beta\}) \quad (6)$$

<sup>1</sup>El término  $e^\alpha$  ha sido ponderado por el cociente de la fecundidad marital total del modelo de Coale-Trussell —11.85—, respecto al valor de la fecundidad marital supuesto por Bongaarts (1978) —15.3— como máximo para cualquier población. Esta convención ha sido propuesta por Rodríguez y Cleland para permitir la comparabilidad del índice en poblaciones con alta fecundidad marital.

Conforme el control de la fecundidad se incrementa ( $\beta$  se torna más negativo), el índice  $I\beta$  se incrementa. Este índice tampoco puede exceder 100 aun en poblaciones con niveles muy generalizados de control, pero puede tomar valores negativos si la fecundidad marital desciende muy lentamente con la duración de la unión. Este índice representa el grado de desviación del patrón de fecundidad marital después de 10 años de unión atribuible al control reproductivo.

La interpretación de estos índices como medidas de espaciamiento y control de la fecundidad marital ha sido extendida por Moreno (1990) para relacionar algunos de los determinantes próximos de la fecundidad, por ejemplo, duración de la lactancia o prevalencia de uso de anticonceptivos para limitar los niveles de fecundidad marital.

La formulación del modelo de Rodríguez-Cleland contiene dos interesantes propiedades: (1) la estimación de los parámetros del modelo sólo depende de la distribución de las mujeres por edad y duración de la unión, contrario a lo que ocurre con el modelo de Coale-Trussell, que requiere de los valores del patrón de control por edad,  $v$ ; y (2) permite la estimación de la tasa total de fecundidad marital por medio de una aproximación que depende sólo de la duración de la unión. La expresión:

$$F(\alpha, \beta, \mu) = \int_0^{50-\mu} \bar{n}(y) \exp\{\alpha + \beta y\} dy \approx \left[ \int_0^{50-\mu} n(\bar{a}(y)) \exp\{\alpha + \beta y\} dy \right] \quad (7)$$

$$\approx \int_0^{50-\mu} n(\mu + y) \exp\{\alpha + \beta y\} dy$$

proporciona esa aproximación, donde  $\bar{n}(d)$  representa el promedio de la fecundidad natural a la duración  $d$ ,  $\bar{a}(d)$  expresa la edad promedio de las mujeres a la duración  $d$ , y  $\mu$  representa una aproximación a la edad media a la unión en la muestra de mujeres alguna vez unidas.<sup>2</sup> El que el modelo de Rodríguez-Cleland permita estimar la tasa total de fecundidad marital a partir de la ecuación (7) le confiere cierta ventaja sobre el modelo de Coale-Trussell. De hecho, una medida equivalente no puede derivarse de este último modelo, pues la suma de tasas de fecundidad marital por edad produce medidas absurdas de la fecundidad marital total, ya que esa suma no representa adecuadamente la tasa de reproducción según la duración de la primera unión.

<sup>2</sup>Rodríguez y Cleland definen a  $\mu$  como la edad media a la unión de las mujeres en la muestra que se unieron durante los veinte años anteriores a la encuesta. Nótese que ésta no es la edad media al matrimonio de la población, sino una indicación de la edad de las mujeres en la muestra para cada una de las duraciones a la primera unión.

## METODOS Y DATOS

Los datos para ilustrar estos modelos provienen de las Encuestas Mexicanas de Fecundidad (1976) y de Fecundidad y de Salud (1987) en México. Los modelos en las ecuaciones (2) y (4) fueron ajustados a todos los nacimientos y exposición posterior a la primera unión localizados en los cinco años anteriores a la encuesta.<sup>3</sup> La selección de este período de referencia refleja el interés por analizar la fecundidad más reciente y la necesidad de minimizar el error muestral. Para cada mujer, la edad y duración fueron calculadas a partir de las fechas de nacimiento, primera unión y entrevista. Para las mujeres unidas antes de los doce años de edad, la duración de la unión y exposición se contaron a partir de la edad 12, en vez de a partir de la edad a la primera unión. Esta corrección es necesaria para mantener coherencia con el hecho de que las mujeres menores de doce años se suponen con fecundidad natural igual a cero. La tabulación por edad y duración de la unión fue ajustada con el modelo de Rodríguez-Cleland, mientras que los totales del marginal por edad (para nacimientos y exposición) fueron ajustados con el modelo de Coale-Trussell.

Siguiendo el procedimiento sugerido por Broström (1985) para estimar los parámetros del modelo de Coale-Trussell, el siguiente modelo fue ajustado en GLIM:

$$\log E [ B(a,d) ] = \log T(a,d) = \log n(a) + k + mv(a) \quad (8)$$

donde  $E [ B(a,d) ]$  denota el número esperado de nacimientos y  $T(a,d)$  el tiempo de exposición observado a la edad  $a$  y duración de la unión  $d$ . Es fácil ver que el modelo de Rodríguez-Cleland toma la expresión:

$$\log E [ B(a,d) ] = \log T(a,d) + \log n(a) + \alpha + \beta d \quad (9)$$

Ambos modelos corresponden a un caso especial de modelos lineales generalizados donde: (1) la estructura de error es Poisson, (2) hay parámetros conocidos, correspondientes al logaritmo de la exposición y al logaritmo del patrón de fecundidad natural, y (3) la función conectiva entre la variable dependiente y la regresión lineal del patrón de control con constante  $k$  y pendiente  $m$  es la función logarítmica.

GLIM estima los parámetros por el método de máxima verosimilitud, por lo que se cuenta con estimaciones de los errores estándar de éstos. Igualmente, se dispone de pruebas de bondad de ajuste de máxima verosimilitud,  $\chi^2$ .

<sup>3</sup>Se excluyen los nacimientos y matrimonios en el mes de la entrevista.

<sup>4</sup>En el caso del modelo de Rodríguez-Cleland, la regresión es sobre la duración de la unión con constante  $\alpha$  y pendiente  $\beta$ .

## RESULTADOS

### Los valores de los parámetros

En el Cuadro 1 se presentan los resultados sobre la bondad del ajuste de los modelos antes descritos. El modelo de Coale-Trussell<sup>5</sup> se ajusta razonablemente bien a los datos de WFS, pero no a los de DHS. El valor de  $X^2$  indica falta de ajuste significativo al uno por ciento de confianza, lo cual se confirma con el estadístico que se presenta en la última columna. Esta medida de carencia de ajuste —definida simplemente como  $X^2$  dividida por el número de años-persona de exposición— señala que el modelo de Coale-Trussell no replica satisfactoriamente los datos derivados de la encuesta DHS.

En el Gráfico 1 podemos encontrar el origen del problema. Las tasas observadas de fecundidad marital para el período 1971-76 son menos erráticas que las tasas derivadas para el período 1982-87, aun para las edades por abajo de los 20 años. Sin embargo, para efectos de estimación, las fluctuaciones en las tasas para las edades entre los 24 y 35 años de edad en la encuesta DHS son las responsables de la falta de ajuste. El alto valor de  $X^2$  debe ser atribuido a estas fluctuaciones en las tasas por edad, que ningún modelo puede (o debe) replicar.

El segundo panel del Cuadro 1 muestra los resultados para el modelo de Rodríguez-Cleland, en donde encontramos resultados similares a los del ajuste a las tasas maritales por edad con el modelo de Coale-Trussell. Nótese que en el caso del modelo de Rodríguez-Cleland el número de grados de libertad es mayor, dado que el ajuste se ha hecho al arreglo de nacimientos y exposición por edad y duración desde la primera unión.

Los Gráficos 2 y 3 muestran las tasas observadas y estimadas de fecundidad marital por edad y por años desde la primera unión para las encuestas WFS y DHS, respectivamente. Una inspección del ajuste del modelo a las tasas según duración de la unión revela dos interesantes situaciones: (1) la fecundidad marital es muy alta en los primeros dos años de unión, con un rápido descenso hasta la primera década de matrimonio, y un descenso menos pronunciado para duraciones por arriba de la década. De hecho, el modelo tiene problemas en capturar este patrón, subestimando la fecundidad marital en los primeros dos o tres años de exposición, aunque esta deficiencia es compensada posteriormente en el segundo quinquenio de exposición. Este patrón de fecundidad refleja sin lugar a duda el efecto de concepciones prematrimoniales, así como una tendencia al uso temprano de anticonceptivos; (2) si bien el descenso de las tasas de fecundidad marital por edad y duración de la unión pareciera ser más

<sup>5</sup> Siguiendo la convención adoptada por Coale-Trussell (1974), el modelo se ajusta a las tasas correspondientes a las edades 20 a 49 años. Las tasas de fecundidad marital y para adolescentes se consideran altamente erráticas y poco confiables. Naturalmente, los parámetros del modelo se vuelven altamente dependientes del comportamiento de las mujeres entre 20 y 24 años de edad.

pronunciado para el caso de la encuesta DHS que para el de la WFS, indicando mayor grado de control, el patrón no es tan pronunciado como el que se observa en países como Sri Lanka o Colombia (Rodríguez y Cleland, 1988; p. 248). Pareciera como si las curvas se hubieren contraído, pero ambos patrones —por duración de la unión y por edad— hubieran permanecido inalterados.

¿Qué sugieren los modelos respecto a la evolución de las prácticas para limitar la fecundidad? En el Cuadro 2 se presentan los valores estimados de los parámetros de ambos modelos. Para el modelo de Coale-Trussell, el valor de  $M$  ha disminuido en aproximadamente 20 por ciento, mientras que  $m$  se ha incrementado en casi 87 por ciento, al pasar de un valor de 0.422 para la encuesta WFS a casi 0.790 para la encuesta DHS. Por su parte, el modelo de Rodríguez-Cleland sugiere un cambio más moderado en el índice de control,  $I_{\beta}$ , y un incremento de casi 37 por ciento para el índice de espaciamiento (o de nivel de la fecundidad),  $I_{\alpha}$ .

Los resultados del modelo de Coale-Trussell reflejan los problemas señalados por varios demógrafos. Por ejemplo, el parámetro  $m$  sugiere que, alrededor del primer quinquenio de los años setenta, las mujeres en México ya practicaban extensamente el control de la fecundidad marital. Sin embargo, el mismo Coale, a pocos meses de la publicación de los datos de la encuesta mexicana WFS, dudaba de que el descenso de la fecundidad se hubiere ya iniciado (Coale, 1978). No es de sorprender la ambigüedad en las conclusiones respecto al valor de este parámetro, cuando las estimaciones de  $m$  para dos de las poblaciones que se utilizaron en el estándar de fecundidad natural arrojan valores de menos de la mitad del estimado para México.<sup>7</sup>

La interpretación del parámetro  $M$ , que pareciera medir el nivel de la fecundidad, también es complicada. Para la mitad de los años setenta, el valor de este parámetro (0.904) sugería que las mujeres en México alcanzaban niveles de fecundidad no muy diferentes al del patrón natural. Diez años después, ese nivel se redujo en 20 por ciento. ¿Cómo explicar este descenso, cuando supuestamente  $M$  no responde a prácticas volitivas para la regulación de la fecundidad y la duración de la lactancia se incrementó en menos de un mes (véase el Cuadro 4)?

Por su parte, el modelo de Rodríguez-Cleland sugiere que el índice se incrementó en casi 37 por ciento entre las dos encuestas. Es decir, a mediados de los setenta el nivel de la fecundidad marital en México era aproximadamente 23 por ciento menor que el máximo.<sup>8</sup> El valor de este índice se incrementó a casi 32 por ciento para la mitad de los ochenta. La comparación de los índices  $\beta$  para los períodos confirma un importante incremento en la regulación de la fecundidad según duración de la unión. Así, la encuesta WFS señalaba que,

<sup>7</sup>Las estimaciones son: 0.2261 y 0.2363 para las poblaciones conocidas como *Sottevilleles Rouen (1760-1790)* y la *Burguesía de Ginebra (1600-1649)*, respectivamente. Véase Wilson (1988; p.20).

<sup>8</sup>Nótese que este índice mide la reducción porcentual en el nivel de la fecundidad natural, por ejemplo 15.3, debido a efectos diferentes al control de la fecundidad según duración de la unión.

después de 10 años de unión, las mujeres en México tenían una fecundidad marital 23 por ciento menor que la del estándar. Para mediados de los ochenta, la fecundidad marital en México era casi 42 por ciento menor a la del estándar, un incremento de casi 78 por ciento.

Si bien los resultados derivados de ambos modelos sugieren importantes cambios en el nivel y patrón de la fecundidad marital en México entre WFS y DHS, no es fácil acordar sobre el grado de "control" prevaicente al inicio de la transición de la fecundidad en México.

Antes de proceder a interpretar los cambios en los parámetros de los modelos a la luz de las variaciones en los determinantes próximos, es interesante conocer las tasas totales de fecundidad marital prevalentes en México a la mitad de las pasadas dos décadas.

### Los niveles de fecundidad marital

En el Cuadro 3 se presentan las tasas totales de fecundidad marital observadas, ajustadas por el modelo de Rodríguez-Cleland, y aproximadas por la ecuación (7) para ambos períodos. Las tasas se han acumulado hasta la duración 25 años desde la primera unión, eliminando las tasas de casos altamente selectos, por ejemplo mujeres que se unieron a edades muy tempranas.

El cambio en la fecundidad marital en México ha sido impresionante: entre 1971-76 y 1982-87 el número de hijos que las mujeres alguna vez unidas tendrían al final de 25 años de unión se redujo en casi 31 por ciento, ó 2.2 hijos por mujer. Comparado con la experiencia de otros países de Latinoamérica durante el mismo período, esta reducción es sólo equiparable a la ocurrida en la República Dominicana (Moreno, 1990; Cuadro 2). Sin embargo, no se debe olvidar que las tasas referidas corresponden a un período, y no a una cohorte, por lo que la magnitud del descenso está seguramente sobrestimado (Ryder, 1951).

El modelo de Rodríguez-Cleland produce ajustes excelentes a las tasas totales de fecundidad marital. Las tasas ajustadas se estiman con un error de menos de 1 por ciento, y las aproximadas reproducen los valores observados dentro de un rango de variación de menos del 2 por ciento en ambas encuestas.

### Los componentes del cambio en la fecundidad marital

Los resultados anteriores indican que el grado de control de la fecundidad marital en México ha crecido a tasas cercanas al 5.8 por ciento anual, o 78 por ciento entre WFS y DHS.<sup>9</sup> No es difícil asociar este cambio con un incremento de similar magnitud en la proporción de mujeres que usaban anticonceptivos al momento de cada encuesta. En el Cuadro 4 se presentan las tasas de prevalencia para las mujeres en unión al momento de la entrevista para las dos encuestas, las

<sup>9</sup>En el caso del modelo de Coale-Trussell, el incremento de  $m$  ocurrió a una tasa del 6.3 por ciento anual.

mismas que se incrementaron en casi 74 por ciento para el período de referencia. Sin embargo, el incremento de uso de anticonceptivos para limitar la reproducción —precisamente lo que los modelos etiquetan como “control”— virtualmente se duplicó en la década de referencia, mientras que el porcentaje de mujeres que utilizan algún método anticonceptivo para espaciar los nacimientos creció en sólo 24 por ciento durante este período. Queda poca duda de que el uso de anticonceptivos para limitar nacimientos es una práctica que afecta directamente al patrón de control de la fecundidad;<sup>10</sup> sin embargo, el efecto del uso para espaciar no es fácilmente interpretable.

Si el uso para espaciar se supone independiente de la paridad, se esperaría que  $M$  e  $I_{\alpha}$  reflejaran los efectos de esta práctica. Sin embargo, la prevalencia de uso para espaciamiento disminuye con la paridad (Westoff y Moreno, 1989), por lo que parte del efecto de este uso también afectará los parámetros que miden el grado de control de la fecundidad. En otras palabras, los parámetros antes señalados parecerían medir el efecto del uso de anticonceptivos que no varía con la *paridad*.

Por otro lado, si bien la duración de la lactancia se incrementó en casi 10 por ciento entre WFS y DHS, este cambio es insuficiente para explicar las variaciones observadas en los parámetros de “espaciamiento” de ambos modelos. Por esto mismo, factores como el aborto inducido o períodos de separación de las parejas, pudieren contribuir a explicar las variaciones en  $M$  e  $I_{\alpha}$ . Dado que esta información es difícil de obtener, o la existente es de poca confiabilidad, normalmente estos factores se omiten en la discusión. Desafortunadamente, en este punto no hay un acuerdo explícito sobre cómo interpretar los cambios en los parámetros que miden el nivel de la fecundidad marital observada respecto a la fecundidad natural.

Pese a estas limitaciones, el modelo de Rodríguez-Cleland permite responder a la pregunta ¿cuál es la contribución de las variaciones en la edad a la unión, el parámetro de espaciamiento ( $I_{\alpha}$ ) y el parámetro de control ( $I_{\beta}$ ) a los cambios de la fecundidad marital entre WFS y DHS? Los resultados de esta descomposición se presentan en el Cuadro 5.<sup>11</sup>

Como era de esperarse, casi dos tercios del cambio en la fecundidad marital entre los setenta y los ochenta puede atribuirse a prácticas para limitar la fecundidad. Este factor sería responsable de una reducción de casi 1.4 hijos por mujer del total que tendría al final de 25 años desde la primera unión. Evidentemente, hay que suponer que las tasas maritales por duración de la unión no cambiarían para que esta estimación tenga alguna validez. El factor etiquetado como “espaciamiento” es responsable de casi la tercera parte del cambio observado, mientras que las mínimas variaciones en la edad a la unión (un incremento de alrededor del 2 por ciento; véase el Cuadro 4) tienen poco efecto en el cambio estimado de la fecundidad marital (véase el Cuadro 3).

<sup>10</sup>Rodríguez y Cleland han correlacionado los valores para el índice  $\beta$  y la prevalencia de uso de anticonceptivos para limitar en la mayoría de los países participantes en el programa WFS, encontrando valores cercanos a 0.86.

<sup>11</sup>Moreno (1990) discute el método para estimar la contribución de varios factores al cambio total y porcentual de las tasas de fecundidad.

## DISCUSION

Los resultados anteriores no dejan lugar a duda de que la fecundidad marital en México se ha reducido considerablemente entre la mitad de la década de los setenta y la mitad de los ochenta debido a un importante incremento en prácticas orientadas a limitar la descendencia final de las mujeres alguna vez unidas. En este sentido, los parámetros  $m$  e  $I_{\alpha}$  parecen capturar razonablemente estos cambios. Los otros dos parámetros ( $M$  e  $I_{\beta}$ ) parecieren medir los efectos de prácticas –volitivas o no– tendientes a espaciar los nacimientos. Sin embargo, aceptar que estas prácticas son volitivas, invalida la justificación de que la transición de la fecundidad ocurre como el paso de un estado “natural” a uno “controlado”.

Los resultados para México sugieren que, tanto el modelo de Coale-Trussell como el de Rodríguez-Cleland, detectan el inicio del descenso de la fecundidad en México a principios de la década de los setenta. Aunque la interpretación de  $m$  es menos clara que la de  $I_{\beta}$ , se puede concluir que la práctica de limitación del número de nacimientos ya era bastante generalizada en algunos sectores de la sociedad mexicana, principalmente entre las mujeres residentes en áreas urbanas (Zavala de Cosío, 1990). Sería interesante ajustar estos modelos a los datos de la encuesta WFS según residencia urbana o rural, y comparar los resultados para las áreas rurales con los que se obtendrían para la Encuesta Rural de 1968 (IISUNAM, 1968). Esta comparación permitiría determinar la magnitud de los parámetros de los modelos antes que se hubiera siquiera considerado la implementación de programas de planificación familiar en México. Sin embargo, pese a la sofisticación de las técnicas utilizadas, poco se puede agregar sobre las motivaciones que las mujeres en México han tenido para reducir su fecundidad en la magnitud en que lo han hecho durante las últimas dos décadas. Este análisis requiere información que, desafortunadamente, las encuestas retrospectivas de fecundidad son incapaces de medir.

Los modelos aquí discutidos son herramientas útiles para medir los avances en el descenso de la fecundidad marital en términos de los conceptos de “espaciamento” de los nacimientos y “limitación” del tamaño familiar. Esta interpretación conlleva la invalidación del concepto de fecundidad natural, al menos en lo que corresponde al comportamiento individual de las mujeres. En términos agregados, el patrón de fecundidad natural propuesto por Henry, y utilizado por Coale-Trussell y Rodríguez-Cleland sigue siendo de utilidad. Por ejemplo, Wilson sugiere interpretarlo como un patrón de “esterilidad natural (o secundaria) modificado en mayor o menor medida por diversos factores sociales” (p. 14). Bajo esta óptica, es impresionante la generalidad del patrón estándar dada la fragmentaria información recolectada para su formulación.

Al señalar las limitaciones del concepto de fecundidad natural se intenta, más que negar su utilidad, advertir a los analistas sobre la necesidad de interpretar cautelosamente los resultados de los modelos aquí descritos.

Cuadro 1

**CRITERIOS DE BONDAD DE AJUSTE PARA LOS MODELOS  
DE COALE-TRUSSELL Y RODRIGUEZ-CLELAND PARA  
LAS ENCUESTAS WFS Y DHS. MEXICO**

Modelo	Años-persona	$\chi^2$	Bondad de ajuste	
			Grados de libertad	Carencia de ajuste
<b>Coale-Trussell<sup>a</sup></b>				
WFS, 1976	25 119	29.2	28	0.0012
DHS, 1987*	25 823	63.4	28	0.0022
<b>Rodríguez-Cleland<sup>b</sup></b>				
WFS, 1976	27 757	657.9	705	0.0237
DHS, 1987*	27 929	1 061.7	709	0.0380

\*Falta de ajuste significativa al uno por ciento de confianza.

\*\*Falta de ajuste significativa al cinco por ciento de confianza.

<sup>a</sup>Estimación basada en ecuación (2). <sup>b</sup>Estimación basada en ecuación (4). <sup>c</sup>Carencia de ajuste =  $X^2$  Años-persona.

Cuadro 2

**VALORES ESTIMADOS DE LOS PARAMETROS DE LOS  
MODELOS DE COALE-TRUSSELL Y RODRIGUEZ-CLELAND  
PARA LAS ENCUESTAS WFS Y DHS. MEXICO**

Modelo	WFS	DHS	Cambio porcentual
<b>Coale-Trussell<sup>a</sup></b>			
M	0.9038 (0.0189)	0.7254	-19.7
m	0.4224 (0.0314)	0.7890 (0.0406)	86.8
<b>Rodríguez-Cleland<sup>b</sup></b>			
I $\alpha$	23.61 (1.46)	32.41 (1.36)	37.3
I $\beta$	23.26 (1.52)	41.43 (1.37)	78.1

I $\alpha$  = 100(1 - 11.85 e<sup>-0.153</sup>).

I $\beta$  = 100(1 - exp(-108)).

( ) Cifras en paréntesis corresponden a los errores estándares.

<sup>a</sup>Estimación basada en ecuación (2). <sup>b</sup>Estimación basada en ecuación (4).

Cuadro 3

**BONDAD DE AJUSTE DE LAS TASAS GLOBALES AJUSTADAS Y  
APROXIMADAS DE FECUNDIDAD MARITAL (ACUMULADAS HASTA LA  
DURACION 25 AÑOS) PARA LAS ENCUESTAS WFS Y DHS SEGUN EL  
MODELO DE RODRIGUEZ-CLELAND. MEXICO**

	Tasa total de fecundidad marital			Error de ajuste (%)	Error de aproximación (%)
	Observada	Ajustada	Aproximada		
WFS	6.90	6.91	7.03	0.2	1.9
DHS	4.75	4.72	4.82	-0.6	1.5
Cambio absoluto	-2.15	-2.19	-2.21	-	-
Cambio porcentual	-31.2	-31.7	-31.4	-	-

La TGF marital ajustada es calculada a partir de las tasas ajustadas específicas por duración derivadas de la ecuación (4).

La TGF marital aproximada es calculada utilizando los valores estimados de  $\alpha$  y  $\beta$  [cf.ec. (4)] y la edad media "efectiva" a la unión (Cuadro 4) en la ecuación (7).

Cuadro 4

**VALORES ESTIMADOS DE ALGUNOS PARAMETROS QUE MIDEN LOS  
DETERMINANTES PROXIMOS DE LA FECUNDIDAD PARA LAS  
ENCUESTAS WFS Y DHS. MEXICO**

	Edad media a la unión		Prevalencia anticonceptiva <sup>c</sup> (%)			Duración media de la lactancia <sup>d</sup> (meses)
	Observada <sup>a</sup>	Efectiva $\mu^b$	Total	Espaciar	Limitar	
WFS	21.7	19.2	30.3	10.9	19.4	9.6
DHS	22.1	19.7	52.7	13.5	39.2	10.5
Cambio porcentual	1.8	2.6	73.9	23.9	102.1	9.4

<sup>a</sup>Edad media singular a la unión. <sup>b</sup>La edad media "efectiva" a la unión es la edad promedio a la que se unieron las mujeres durante los 20 años anteriores a la encuesta. <sup>c</sup>Entre mujeres unidas al momento de la encuesta. <sup>d</sup>Utilizando el método de incidencia/prevalencia para todos los nacimientos en los dos años anteriores a la encuesta.

Cuadro 5

**CONTRIBUCION TOTAL Y PORCENTUAL AL CAMBIO ESTIMADO  
DE LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD MARITAL ENTRE WFS Y DHS  
ATRIBUIBLE A CAMBIOS EN LA EDAD A LA UNION, ESPACIAMIENTO Y  
LIMITACION DERIVADOS DEL MODELO DE RODRIGUEZ-CLELAND.  
MEXICO**

Cambio en TGFM <sup>a</sup>	Edad a la unión (M)	Efecto	
		Espaciamento (E)	Limitación (L)
-2.21	-0.10 (4.4)	-0.70 (31.8)	-1.41 (63.8)

( ) Cifras en paréntesis se refieren a cambios porcentuales.

<sup>a</sup>Basado en la estimación aproximada de la TGF marital [cf. Cuadro 3].

## BIBLIOGRAFIA

- Alba, F. y Potter, J., (1986). "Population and development in Mexico since 1940: An interpretation", en *Population and Development Review* 12(1):47-75.
- Blake, J., (1985). "The fertility transition: continuity or discontinuity with the past?", en International Population Conference, Florence 1985. Lieja: IUSSP, Volumen 4: 393-405.
- Bongaarts, J., (1978). "A framework for analyzing the proximate determinants of fertility", en *Population and Development Review* 4(1): 105-129.
- Broström, G., (1985). "Practical aspects on the estimation of the parameters in Coale's model for marital fertility", en *Demography* 22(4): 625-631.
- Coale, A.J. y Hoover E.M., (1958). *Population Growth and Economic Development in Low-Income Countries*. Princeton: Princeton University Press.
- Coale, A.J. (1971). "Age patterns of marriage", en *Population Studies* 25: 193-214.
- Coale, A.J. y Trussell T.J., (1974). "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations", en *Population Index* 40(2): 1985-258.
- Coale, A.J., (1978). "Population growth and economic development: the case of Mexico", en *Foreign Affairs* 56(2): 415-429.
- Coale, A.J. y Trussell T.J., (1978). "Finding the two parameters that specify a model schedule of marital fertility rates", en *Population Index* 44: 217-245.
- Henry, L., (1961). "Some data on natural fertility", en *Eugenics Quarterly*, 8:
- Henry, L. (1972). *On the measurement of human fertility*. Nueva York, Londres y Amsterdam: Elsevier.
- IISUNAM, (1968). *Encuestas comparativas de fecundidad en América Latina*, Metodología, Vol. II, Instituto de Investigaciones Sociales de la Universidad Nacional Autónoma de México y Centro de Estudios Económicos y Demográficos. El Colegio de México. México, D.F.
- Moreno, L., (1990). *An improved model of the impact of the proximate determinants on fertility change: evidence from Latin America*. Manuscrito no publicado. Office of Population Research, Princeton University, Princeton, NJ.
- Page, H., (1977). "Patterns underlying fertility schedules: a decomposition by both age and marriage duration", en *Population Studies* 30(3): 85-106.
- Rodríguez, G. y Cleland J., (1998). "Modelling marital fertility by age and duration: an empirical appraisal of the page model", en *Population Studies* 42(2): 241-257.
- Ryder, N., (1951). "Problems of trend determination during a transition in fertility", en *Milbank Memorial Fund Quarterly* XXXIV(1): 5-21.
- SPP, (1979). *Encuesta Mexicana de Fecundidad, 1976-77. Primer Informe Nacional*, Vol. I. Coordinación del Sistema Nacional de Información, y Universidad Nacional Autónoma de México. México D.F.
- SSA, (1987). *Encuesta Nacional de Fecundidad y Salud, 1987. Reporte Final*. Dirección General de Planificación Familiar, e Institute for Resource Development, Inc./Macro Systems: Columbia, MD.
- Trussell, J., (1978) "Natural fertility: its measurement and use in model fertility schedules", en *Patterns and Determinants of Natural Fertility: Proceedings of a Conference*, pp.31-64. Ordina Editors: Lieja.

- Trussell, J., Menken, J. y Coale, A., (1979). "A general model for analyzing the effect of nuptiality on fertility", en L.T. Ruzicka (ed.), *Nuptiality and Fertility*, pp. 7-27. Ordina Editions: Lieja.
- Wilson, C., Oeppen, J. y Pardoe, M., (1988). "What is natural fertility? The modelling of a concept", en *Population Index* 54(1): 4-20.
- Westoff, C. y Moreno L., (1989). "The demand for family planning: estimates for developing countries", en *Proceedings of the Seminar on the Role of Family Planning Programs as a Fertility Determinant*, IUSSP. Túnez, 26-30 de junio.
- Zavala de Cosfo, M.E., (1990). "La transición demográfica en América Latina y en Europa". Documento presentado en el Seminario *La Transición de la Fecundidad en América Latina*, IUSSP. Buenos Aires, 3-6 de abril, 1990.