

# *Educación y Fecundidad, ¿qué sabemos hoy... ?(II)*

Anitza Freitez L.

---

## *Introducción*

Con el propósito de llegar a conocer la experiencia de Venezuela en el proceso de transición de la fecundidad nos hemos interesado en el análisis de la educación y el comportamiento reproductivo, por cuanto el mismo es uno de los factores que permite, de una parte, expresar, en gran medida, esa amplia transformación que ha conocido la sociedad venezolana y, de otra parte, la educación se muestra altamente asociada con los cambios de la fecundidad.

La interrogante formulada en el título en cuanto a qué sabemos hoy acerca de la relación educación y fecundidad responde al hecho que después de la Encuesta Nacional de Fecundidad de 1977 no se había contado en el país con otra investigación similar hasta 1993, cuando se realiza la Encuesta Social, de manera que la disponibilidad de esta fuente nos ha abierto la posibilidad de actualizar nuestro conocimiento sobre el cambio de la fecundidad e identificar el papel que ha desempeñado la educación de las mujeres en ese proceso de cambio.

De esta forma, dado que la primera parte de este artículo se dedicó a presentar los cambios en el perfil educativo de las mujeres y las principales variaciones en las tendencias de la fecundidad y de algunas de sus variables intermedias, esta segunda parte ha sido consagrada a la presentación y aplicación del Modelo de los determinantes próximos propuesto por Bongaarts. Se ha considerado que dicho modelo constituye una herramienta de análisis interesante para dar cuenta de la contribución de las principales variables que median en la relación entre la educación y la fecundidad y cómo las mismas pueden modificar su papel en el curso de la transición.

En ese orden, las dos primeras secciones de esta parte del artículo se han dedicado a la presentación del Modelo de Bongaarts, cuyos detalles son ampliados en un anexo metodológico. Por su parte la tercera sección muestra los resultados de la aplicación del Modelo de Bongaarts a nivel del conjunto del país en dos momentos de la transición de

la fecundidad (1977 y 1993) y se establece la comparación con algunos países latinoamericanos. En las dos secciones siguientes se aborda el análisis de las diferencias de la fecundidad según la educación de las mujeres y la descomposición de esas diferencias mostrando cuánto se ha modificado la contribución de tres variables intermedias fundamentales : la edad de ingreso al matrimonio, el uso de la anticoncepción y la duración de la lactancia. Finalmente, se presenta en esta segunda parte del artículo breves comentarios sobre los resultados del Modelo de Bongaarts pero sobre todo nos ha interesado recoger algunas observaciones que puedan dar pistas a nuevas investigaciones y que se desean retomar en una reflexión teórica posterior sobre la transición de la fecundidad.

### ***Análisis de los determinantes próximos de la fecundidad. El Modelo de Bongaarts***

Con frecuencia los estudios sobre los determinantes de los niveles de fecundidad habían buscado medir directamente el impacto de los factores socio-económicos, sin embargo, ello no ha sido suficiente por cuanto se ha encontrado que las relaciones entre los factores socio-económicos y la fecundidad varían tanto en su magnitud como en la dirección en el curso del tiempo y entre las diferentes poblaciones.

Por tal motivo otras aproximaciones han pretendido obtener una explicación más clara de los determinantes de la fecundidad al tomar en cuenta los factores biológicos, ambientales y de comportamiento a través de los cuales las variables socio-económicas afectan la fecundidad, es decir, al considerar las denominadas *variables intermedias de la fecundidad*. La expresión variables intermedias de la fecundidad fue introducida por primera vez hacia mediados de los años 50 por K. Davis y J. Blake. Dichos autores propusieron un conjunto de 11 variables que definieron como las únicas variables por intermedio de las cuales las condiciones sociales, económicas y culturales pueden ejercer cierta influencia sobre la fecundidad (K. Davis y J. Blake, 1956).

Uno de los autores que ha hecho una contribución muy importante en esta línea ha sido J. Bongaarts<sup>1</sup>, quien ha reconocido la amplia aceptación que ha tenido ese marco de referencia propuesto por K. Davis y J. Blake no obstante las dificultades confrontadas para su aplicación cuando se ha tratado de traducirlo a modelos cuantitativos de reproducción. Al respecto, Bongaarts estima que generalmente no es necesario consagrar grandes esfuerzos al análisis y a la medición de cada una de esas variables intermedias

---

1 El marco de los determinantes próximos propuesto por Bongaarts ha constituido la base de una serie de estudios consagrados al estudio de los niveles y diferenciales de la fecundidad y el punto de partida para algunos autores que reconociendo las bondades del modelo han ensayado algunas modificaciones buscando su afinación. Al respecto véase S. Singh, J. Casterline y J. Cleland, 1985 ; C. Jolly y J. Gribble, 1993 ; J. Hobcraft y R. J. Little, 1984; K. Reinis, 1992.

porque no todas ellas tienen la misma importancia para el estudio de los niveles y diferenciales de la fecundidad, por tanto los modelos de reproducción han utilizado frecuentemente sólo 7 de esas 11 variables, las cuales se listan en el cuadro 1 (J. Bongaarts, 1982).

**Cuadro 1**  
**Variables intermedias frecuentemente utilizadas en los modelos de reproducción.**

Variables		Observaciones
1	Proporción de mujeres casadas	Mide la probabilidad de tener relaciones sexuales regulares en el seno de una población femenina (el concepto de matrimonio es tomado aquí en un sentido amplio a fin de incluir las uniones consensuales).
2	Utilización y efectividad de los métodos anticonceptivos.	La 2da. y 3ra. variables miden la prevalencia de la regulación deliberada de la fecundidad legítima.
3	Prevalencia del aborto inducido	
4	Duración del período de infertilidad post-partum	Las 4 últimas variables constituyen los factores de la fecundidad natural de las mujeres casadas.
5	Frecuencia de las relaciones sexuales	
6	Mortalidad intrauterina espontánea	
7	Prevalencia de la esterilidad permanente	

Fuente : Elaboración propia.

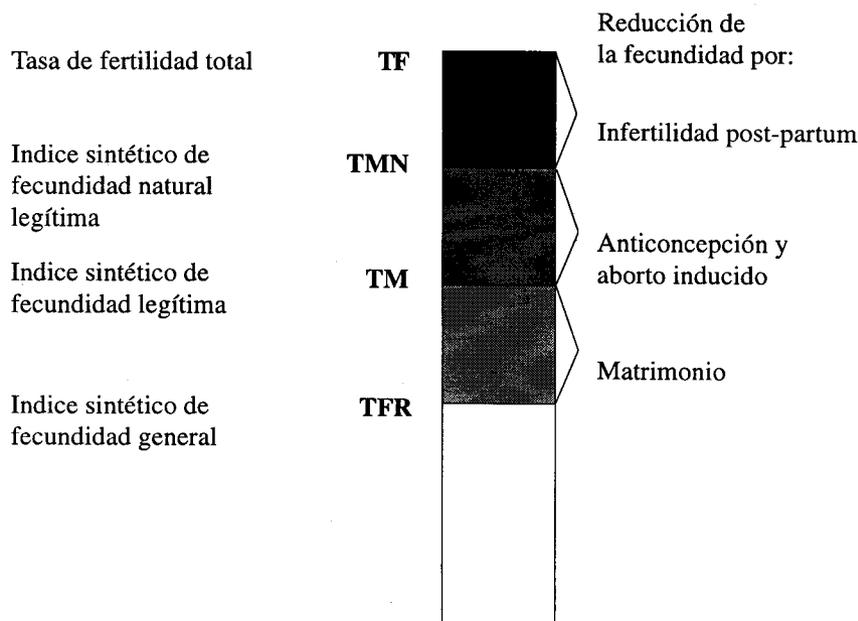
Respondiendo a esa necesidad de simplificar el modelo de análisis seleccionando las variables más significativas, J. Bongaarts realizó una clasificación de las 7 variables anteriores en función de 2 criterios : la sensibilidad y la variabilidad de la fecundidad frente a los cambios de las variables intermedias. Como resultado identificó que son 4 las variables intermedias más importantes para el análisis de la tendencia y de los niveles de la fecundidad : la proporción de mujeres casadas, la anticoncepción, la infertilidad post-partum y el aborto inducido (J. Bongaarts, 1982).

En base a esas consideraciones Bongaarts ha desarrollado un modelo donde las 4 variables intermedias principales son definidas como unos factores inhibidores porque la fecundidad es llevada a un valor inferior a su máximo (hipotético) por el efecto del aplazamiento de los matrimonios, del uso de los anticonceptivos, del recurso al aborto inducido y de la infertilidad post-partum resultante de la lactancia (o de la abstinencia).

A partir del gráfico 1 J. Bongaarts muestra 4 niveles de fecundidad diferentes que describen los efectos inhibidores de cada una de las variables intermedias. Cuando el

efecto inhibitor total de las 4 variables es tomado en consideración, la fecundidad observada de una población se mide por el índice sintético de fecundidad general (TFR)<sup>2</sup>. Si el efecto reductor del celibato es omitido, la fecundidad alcanza el nivel TM, medido por el índice sintético de fecundidad legítima<sup>3</sup>. Si el efecto de la utilización de los anticonceptivos y del aborto son igualmente eliminados la fecundidad alcanza el nivel TMN, medido por el índice sintético de fecundidad natural legítima. Finalmente, la eliminación adicional del efecto de la lactancia y de la abstinencia post-partum define el nivel de la fertilidad total TF. La tasa de fertilidad total<sup>4</sup> describe, por consiguiente, el nivel de la fecundidad determinado únicamente por las otras variables intermedias, a

**Gráfico 1**  
**Efectos teóricos de las variables intermedias de la fecundidad**



Fuente : J. Bongaarts, 1982.

- 2 El aquí llamado índice sintético de fecundidad general o tasa total de fecundidad equivale a la tasa global de fecundidad (TGF) probablemente más conocida entre nosotros bajo esa denominación.
- 3 El índice sintético de fecundidad legítima no está restringido a los hijos nacidos vivos tenidos por mujeres casadas legalmente. En demografía se suele hablar de fecundidad legítima para hacer referencia a los nacimientos ocurridos dentro de las uniones, sean éstas legales o consensuales. Para evitar otro tipo de interpretación en adelante se preferirá hablar de fecundidad marital.
- 4 También reconocida por el autor como la fecundidad total potencial.

saber: la frecuencia de las relaciones sexuales, la mortalidad intrauterina y la esterilidad permanente (J. Bongaarts, 1982).

El modelo propuesto relaciona la fecundidad total con la *fecundidad total potencial* reducida por una serie de índices cada uno de los cuales expresa el efecto inhibitor de una variable intermedia. Así cada variable intermedia tiene un índice que puede variar entre 0 y 1. El valor 0 significa que el efecto reductor de la fecundidad es muy fuerte (fecundidad igual a 0); contrariamente, el valor 1 significa que el efecto sobre la fecundidad es muy débil (la variable intermedia no tiene efecto inhibitor de la fecundidad). Mientras que el índice es más débil la influencia de la variable intermedia sobre la tasa total de fertilidad (TF) es más fuerte. Esa relación se expresa en la siguiente ecuación:

$$\text{TFR} = \text{Cm} \times \text{Cc} \times \text{Ca} \times \text{Ci} \times \text{TF}$$

Los 4 índices son definidos de la forma siguiente:

$Cm$  = índice de matrimonio (toma el valor 1 si todas las mujeres en edad de reproducción están casadas o unidas y 0 en ausencia de uniones);

$Cc$  = índice de anticoncepción (toma el valor 1 en ausencia de la regulación y 0 si todas las mujeres en edades fértiles utilizan algún método anticonceptivo efectivo);

$Ca$  = índice de aborto inducido (toma el valor 1 en ausencia de abortos y 0 si todos los embarazos son interrumpidos);

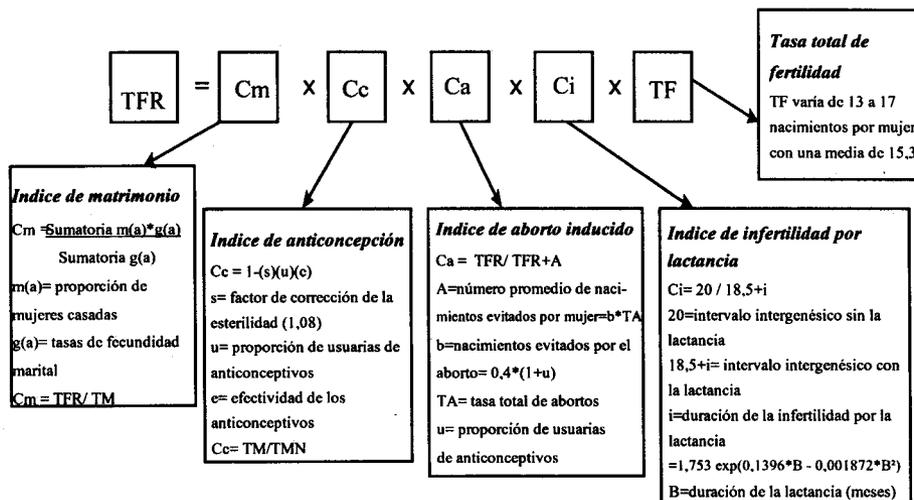
$Ci$  = índice de infertilidad post-partum (toma el valor 1 en ausencia de la lactancia y de la abstinencia post-partum y 0 si la duración de la infertilidad es infinita).

En la figura 1 se presenta en forma resumida la expresión de cálculo de cada índice incorporado por Bongaarts en su modelo<sup>5</sup>. Esa ecuación toda simple que resume la relación entre el índice sintético de fecundidad general y las variables intermedias de la fecundidad, permite tomar en cuenta los efectos de cada una de las variables analizadas de una forma independiente y considerar, además, los diferentes contextos sociales.

---

5 Una descripción más amplia se ofrece en el anexo metodológico.

**Figura1: Modelo de Bongaarts. Identificación de sus componentes** <sup>6</sup>



Fuente : Elaboración propia.

### *El modelo de Bongaarts y la transición de la fecundidad*

En ese proceso que lleva a una población a pasar de un régimen de alta fecundidad a un régimen de baja fecundidad las variables intermedias experimentan modificaciones importantes. Hay un aumento del uso de la anticoncepción (y la frecuencia del aborto puede ser apreciable en algunas poblaciones), es posible que el ingreso a la unión tienda a retrasarse y se incremente la proporción de mujeres que permanecen solteras e, igualmente, las prácticas de lactancia y abstinencia post-partum observan variaciones asociadas a las condiciones sociales y al modelo cultural predominante. Estos cambios en las variables intermedias mencionadas se traducen en modificaciones importantes de la fecundidad natural marital, de la fecundidad marital y de la fecundidad general.

<sup>6</sup> A través de diferentes procedimientos Bongaarts ha mostrado que, tanto en países desarrollados como en países en desarrollo, la tasa total de fertilidad (TF) alcanza niveles más o menos similares, cuya media se sitúa alrededor de 15,3 nacimientos por mujer y la desviación es del orden de 2 nacimientos, de ahí el rango de variación entre 13 y 17 nacimientos. Una explicación más detallada sobre el particular puede encontrarse en J. Bongaarts, 1978.

Un análisis cronológico puede permitir observar cómo van cambiando, en el curso de la transición, esas medidas de la fecundidad y el peso de los índices que representan a cada una de las cuatro variables intermedias consideradas. Ante la falta de los datos que hagan posible tal análisis, Bongaarts ha elaborado un perfil hipotético de la transición a partir de la información correspondiente a 31 países (21 en desarrollo y 10 desarrollados) el cual permite describir el pasaje del comportamiento reproductivo observado actualmente por los países en desarrollo al comportamiento de los países desarrollados.

Se destaca que el perfil de ese cambio está basado en una comparación de poblaciones contemporáneas que han alcanzado, hacia la misma época, diferentes fases de la transición. Bongaarts supone que una transición de los países en desarrollo que se produzca a lo largo del tiempo probablemente tendría una evolución bastante similar al modelo presentado. A tal efecto, el autor agrupó los países considerados en 4 fases de la transición alcanzada, caracterizada cada una por un nivel de fecundidad dado:

- Fase I. TFR superior a 6,0
- II. TFR de 4,5 a 6,0
- III. TFR de 3,0 a 4,5
- IV. TFR menor a 3,0

En el cuadro 2 se presentan los valores promedios de las variables intermedias y sus índices respectivos, así como algunos índices sintéticos de la fecundidad estimados por Bongaarts (gráfico 2). Con esta información el autor ha querido ilustrar los cambios de la fecundidad de una a otra fase de la transición acompañados de los índices que dan cuenta de los mismos. Así se puede observar, por ejemplo, que la fecundidad natural legítima ha aumentado de casi 10 a 14 hijos por mujer entre la primera y la última fase de la transición, variación que es consecuencia de una reducción de la duración media de la infertilidad por lactancia la cual ha disminuido de 13 a 3 meses aproximadamente, y que se traduce en un incremento de  $C_i$  el cual pasa de 0,65 a 0,93. Si bien la fecundidad natural aumenta la fecundidad marital disminuye sensiblemente (de 9,1 a 3,8 hijos por mujer) a causa del importante aumento en el uso de la anticoncepción (de 10 a 69% de las mujeres en edades fértiles en unión) así como en la efectividad del uso, cuyo efecto combinado se expresa en la variación del valor de  $C_c$  el cual pasa de 0,91 a 0,30.

En cuanto a la fecundidad legítima (fecundidad marital) su reducción es bastante modesta durante las tres primeras fases de la transición debido a que el aumento de la contracepción se compensa, en parte, con la disminución de la duración de la infertilidad por lactancia. La fecundidad general decrece de 7 a 2 hijos por mujer durante la transición en razón de la reducción de la fecundidad marital y del índice de matrimonios  $C_m$ , cuyo descenso de 0,78 a 0,55 responde al retardo en la edad de ingreso a la unión. Mientras que, por su parte, el aborto provocado comienza a tener mayor impacto sólo en las dos últimas etapas de la transición.

**Cuadro 2**

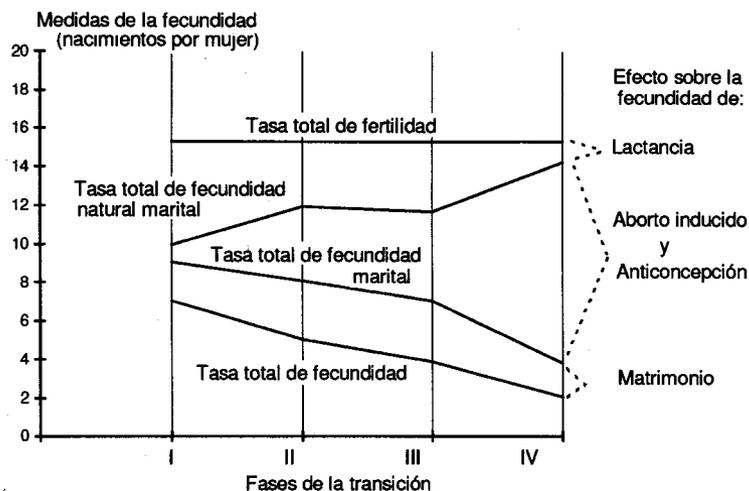
**Valores promedios de las variables intermedias de la fecundidad, de sus índices y de los distintos índices sintéticos de la fecundidad en un modelo hipotético de la transición**

Medidas e Índices	Fases de la transición de la fecundidad			
	I	II	III	IV
Uso de la anticoncepción (u)	0,10	0,35	0,40	0,69
Efectividad de la anticoncepción (e)	0,85	0,85	0,86	0,94
Tasa total de abortos provocados (TA)	0,0	0,0	0,38	0,46
Infertilidad por lactancia (I)	12,9	7,6	8,5	3,0
Índice de proporción de casadas (Cm)	0,780	0,627	0,551	0,550
Índice de anticoncepción (Cc)	0,912	0,682	0,630	0,310
Índice de abortos provocados (Ca)	1,000	1,000	0,961	0,887
Índice de infertilidad por lactancia (Ci)	0,649	0,780	0,763	0,930
Fecundidad general (TFR)	7,03	5,03	3,88	2,06
Fecundidad marital (TM)	9,08	8,08	7,05	3,80
Fecundidad natural (TMN)	9,93	11,93	11,67	14,23
Número de países	7	11	4	9

Fuente : J. Bongaarts, 1982.

**Gráfico 2**

**Niveles de la fecundidad a través de las fases del modelo hipotético de transición propuesto por Bongaarts**



Fuente : Cuadro 2.

### ***La transición de la fecundidad en Venezuela vista a través del Modelo de Bongaarts***

A continuación se presentarán los resultados obtenidos de la aplicación del modelo de Bongaarts a partir de los datos provenientes de la Encuesta Nacional de Fecundidad de 1977 (ENF'77) y la Encuesta Social de 1993 (ENSO'93), no obstante, previamente se debe señalar que se ha omitido del modelo el índice de aborto inducido, por cuanto la información sobre esta variable normalmente suele registrar cierta subestimación y escapa a nuestro alcance realizar en este momento una evaluación de la calidad de los datos sobre el aborto ofrecidos por la ENF'77 y la ENSO'93. Por tal razón el modelo utilizado en nuestro caso se reduce a la siguiente expresión :

$$\text{TFR} = C_m \times C_c \times C_i \times \phi$$

donde  $\phi$  representa el nivel hipotético de la fecundidad que resultaría si los determinantes próximos (matrimonio, anticoncepción y lactancia) no tuvieran efecto sobre la fecundidad<sup>7</sup>.

A la luz de los valores de las tasas de fecundidad total y siguiendo el esquema de la transición propuesto por Bongaarts, podría decirse que en ese período de 16 años, transcurridos entre las dos encuestas, Venezuela ha pasado del límite entre la segunda y tercera fase a la cuarta fase de la transición, al alcanzar altos niveles de prevalencia de la anticoncepción acompañados de un incremento sustancial de la efectividad de uso (el valor de  $e$  pasa de 0,85 a 0,94). Esto ha significado una reducción de 1,5 hijos por mujer en el nivel de la fecundidad marital y casi una variación similar a nivel de la fecundidad total, en razón de la disminución del índice de matrimonios (0,73 a 0,66) debido al retardo observado en la edad de ingreso a la primera unión (cuadro 3).

---

7 La omisión del índice de abortos siempre representa una pérdida de información que es de interés, sin embargo, debe mencionarse que  $\phi$  puede ser sensible a los efectos de dicha variable, ya que si los determinantes antes señalados constituyen la fuente fundamental de las variaciones de los niveles de la fecundidad y si la fecundidad potencial es aproximadamente la misma entre poblaciones, entonces el valor de  $\phi$  debe mantenerse sin alteraciones en cierto orden de magnitud. Una variación de los valores de  $\phi$  indicaría errores en la medición de los determinantes o que algún determinante importante ha sido omitido del modelo, como puede ser el caso del aborto (S. Singh, et.al., 1985).

**Cuadro 3**  
**Venezuela. Medidas de la fecundidad e Índices de Bongaarts. 1977 y 1993**

Méridas e Índices	1977	1993	1993/1977
<i>Medidas de la fecundidad</i>			
Tasa de fecundidad total (TFR)	4,36	2,93	0,67
Tasa de fecundidad marital (TM)	6,01	4,46	0,74
Tasa de fecundidad natural marital (TMN)	13,51	12,50	0,93
Prevalencia de la anticoncepción (u)	0,60	0,63	1,05
Efectividad de uso de la anticoncepción (e)	0,85	0,94	1,10
Duración de la infertilidad por la lactancia (i)	3,72	4,04	1,09
<i>Índices</i>			
Índice de proporción de casadas (Cm)	0,73	0,66	0,90
Índice de anticoncepción (Cc)	0,44	0,36	0,80
Índice de infertilidad por la lactancia (Ci)	0,90	0,89	0,99
Índices combinados (Cm* Cc* Ci)	0,29	0,21	0,71

Fuentes : ENF'77 y ENSO'93. Cálculos propios.

De otra parte se puede observar una disminución de la fecundidad natural del orden de 1 hijo por mujer a causa de la recuperación de la duración de la infertilidad por lactancia. Este comportamiento no concuerda con el esquema de fases de la transición del cuadro 2 donde la tendencia de la infertilidad por lactancia es claramente decreciente, y su manifestación es bien interesante porque si el aumento en la duración de la lactancia se mantiene su efecto inhibitorio de la fecundidad será más importante y ello saldría de las previsiones del modelo hipotético de transición donde no se espera esta tendencia.

De hecho este repunte del índice de infertilidad por lactancia  $C_i$  también se ha experimentado en otros países latinoamericanos como la República Dominicana, México, Perú y Colombia (cuadro 4). Es posible que ese cambio represente una respuesta de la población frente a las campañas dirigidas a la promoción de la lactancia materna.

Resulta interesante observar que las poblaciones pueden ver disminuida su fecundidad a niveles similares siendo diferente la magnitud de la influencia de las variables intermedias. Al respecto se puede apreciar, a nivel del contexto latinoamericano, que países como Perú o México se sitúan en 1987 en un nivel de fecundidad similar al que tenía Venezuela 10 años antes pero como consecuencia de una combinación muy distinta de los pesos de los determinantes considerados. Puede verse que mientras en Venezuela es la anticoncepción quien ejerce el principal efecto inhibitorio de la fecundidad ( $C_c=0,44$ ) lo mismo que en México ( $C_c=0,53$ ), en el caso de Perú es la proporción de mujeres casadas la variable de mayor influencia ( $C_m=0,57$ ), y si bien la infertilidad por lactancia ocupa el tercer lugar en importancia en los tres países las diferencias en el valor de  $C_i$  son bien notables (cuadros 3 y 4).

**Cuadro 4**  
**Indices de Bongaarts para varios países latinoamericanos. EMF<sup>1</sup> y EDS<sup>2</sup>.**

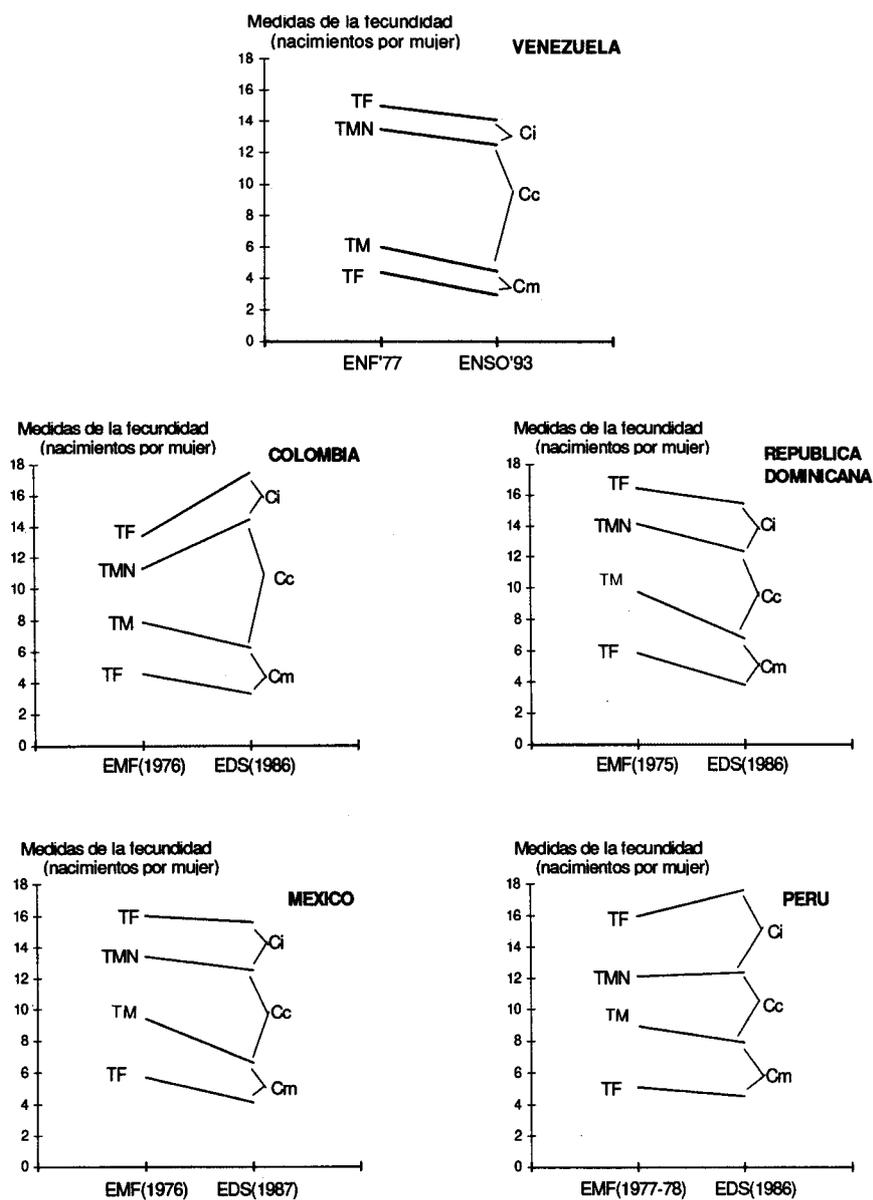
País	Encuesta (Año)	Indices y medidas de la fecundidad					
		Cm	Cc	Ci	TFR	TM	TMN
Colombia	EDS (1986)	0,53	0,43	0,83	3,3	6,2	14,5
	EMF (1976)	0,58	0,70	0,84	4,6	7,9	11,3
Rep. Dominicana	EDS (1986)	0,56	0,55	0,80	3,8	6,8	12,3
	EMF (1975)	0,60	0,69	0,86	5,9	9,8	14,1
Guatemala	EDS (1987)	0,69	0,81	0,63	5,6	8,1	10,0
	EMF (1977)	0,72	0,97	0,61	7,1	9,8	10,1
México	EDS (1987)	0,62	0,53	0,80	4,1	6,6	12,5
	EMF (1976)	0,61	0,70	0,84	5,7	9,4	13,4
Perú	EDS (1986)	0,57	0,64	0,70	4,5	7,9	12,3
	EMF(1977-78)	0,57	0,74	0,76	5,1	9,0	12,1

Fuentes: 1. J. Bongaarts, 1982. - 2. Naciones Unidas, 1995.

A la luz de los ejemplos anteriores, debe señalarse que la diversidad de posibilidades de arribar a un mismo nivel de la fecundidad mediante una combinación diferente de la intensidad de los determinantes próximos incorporados al modelo, dificulta la ubicación plena de cada país dentro del modelo hipotético de transición propuesto por Bongaarts, el cual además presenta sólo un valor promedio para cada índice en lugar de un rango dentro del cual pudieran moverse los índices respectivos en cada fase de la transición.

**Gráfico 3**

**Medidas de la fecundidad para algunos países latinoamericanos estimadas a partir de las encuestas EMF y EDS.**



Fuente: Cuadro 4

Una de las bondades del modelo de Bongaarts es que permite estimar la contribución de cada variable intermedia en los diferenciales de la fecundidad, los cuales son el producto de la combinación de efectos que pueden actuar en sentidos diferentes compensándose. En este orden se ha querido examinar la participación de cada determinante en la variación de la fecundidad observada en Venezuela durante el período transcurrido entre 1977 y 1993 (cuadro 5). En ese lapso la fecundidad disminuyó en un 49% y casi la mitad de ese cambio ha sido consecuencia del aumento en el uso y la efectividad de la anticoncepción, mientras que el retardo del matrimonio ha llevado a que el índice de la proporción de casadas represente unos 12 puntos de la variación total como el segundo determinante más importante.

En el cuadro 5 se han incluido también los resultados obtenidos para los países latinoamericanos anteriormente presentados, nuevamente con la finalidad de ilustrar la heterogeneidad de comportamientos. En general se encuentra que en todos los países la contracepción es la variable con mayor peso en el cambio de la fecundidad pero el orden de magnitud varía notablemente y en algunos casos como Colombia o Perú la contribución de la anticoncepción es superior a la variación total, observándose así una compensación de parte de los efectos inhibidores de la anticoncepción con un aumento de la fecundidad potencial por la contribución de otras variables intermedias no consideradas en el modelo aplicado, como son : el aborto inducido, la abstinencia post-partum, la frecuencia del coito, la separaciones temporarias de los cónyuges, la mortalidad fetal y la esterilidad voluntaria. Se supone que en esos dos países sea el aborto inducido la variable que normalmente haya contribuido en mayor medida en ese incremento de  $\phi$  durante el período entre las dos encuestas, sin embargo no se dispone de otros elementos de referencia para adelantar mayores conclusiones.

#### Cuadro 5

**Descomposición de las diferencias en porcentaje de las tasas totales de fecundidad (TFR) estimadas a partir de las encuestas EMF y EDS para varios países latinoamericanos**

País (EMF-EDS)	TFR (% diferencia)	Puntos de % de contribución a la variación de la fecundidad entre las 2 encuestas			
		Cm	Cc	Ci	$\phi$
Colombia (1976-86)	38	11	58	1	-31
R. Dominicana (1975-86)	54	9	28	9	8
Guatemala (1977-1987)	26	5	20	-4	4
México (1976-1987)	40	-2	33	6	3
Perú (1977-1986)	14	0	15	9	-11
Venezuela (1977-1993)	49	12	27	2	8

Fuente: Cálculos propios realizados en base a la información de los cuadros 3 y 4.

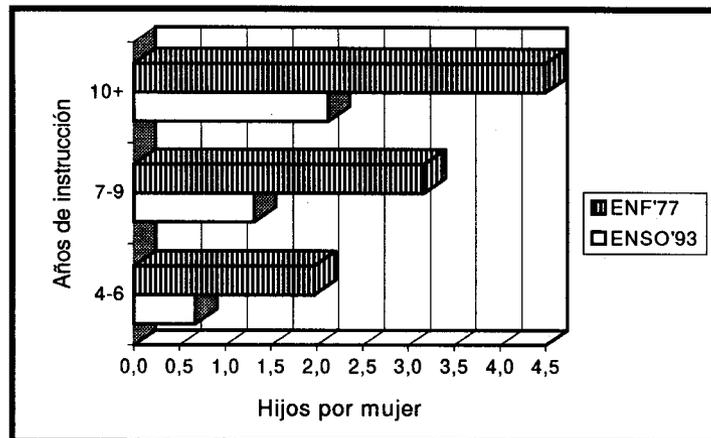
### *Educación, variables intermedias y descenso de la fecundidad en Venezuela*

Uno de los aspectos que frecuentemente se ha destacado en el análisis de los niveles de fecundidad de un país es la existencia de brechas importantes entre los grupos sociales y a nivel de los diferentes agregados geográficos. Sin embargo, de acuerdo con la experiencia reciente de algunos países en desarrollo que han avanzado en la transición de su fecundidad, se ha podido detectar que en la medida que la fecundidad promedio nacional ha alcanzado cierto descenso son los grupos de menor inserción social quienes están mostrando mayores cambios y con ello se han reducido los diferenciales.

Venezuela no ha escapado a esa tendencia como bien se describió en el número anterior de esta revista y con el propósito de retomar el análisis de los diferenciales de la fecundidad, vistos ahora desde el comportamiento de las variables intermedias, sería conveniente volver de nuevo sobre el cambio operado entre 1977 y 1993 en el número de hijos de diferencia entre las mujeres « menos educadas » (0-3 años de instrucción) y las mujeres de las otras categorías de instrucción (gráfico 4). En relación a todas las categorías las reducciones han sido bien marcadas pero veamos qué ha pasado en términos de las variables intermedias consideradas en el modelo aplicado.

#### **Gráfico 4**

**Venezuela. Número de hijos de diferencia entre las mujeres de 0-3 años de instrucción y las mujeres con mayor escolaridad. Años 1977 y 1993**



Fuentes : ENF'77 y ENSO'93.

Al observar los índices de matrimonio y de contracepción según la escolaridad de las mujeres se aprecia claramente que los valores se reducen con el aumento de la instrucción alcanzada, hecho que se traduce, si recordamos la interpretación de los índices del modelo de Bongaarts, en un incremento del efecto inhibitor sobre la fecundidad por parte de esas variables (cuadro 6). Esa relación inversa entre educación y valor del índice se mantiene inalterable en los dos momentos considerados pero lo más interesante de destacar es que son las mujeres con menor escolaridad quienes experimentan el cambio más importante.

**Cuadro 6**  
**Venezuela. Índices de Bongaarts según la escolaridad de las mujeres**  
**Años: 1977 y 1993**

Índices de Bongaarts	1977	1993	1993/1977
Cm	0,73	0,66	0,90
0-3	0,86	0,73	0,86
4-6	0,75	0,74	0,99
7-9	0,70	0,72	1,03
10+	0,56	0,56	1,00
Cc	0,44	0,36	0,80
0,3	0,59	0,47	0,80
4-6	0,40	0,38	0,94
7-9	0,34	0,30	0,88
10+	0,34	0,30	0,88
Ci	0,90	0,89	0,99
0-3	0,87	0,88	1,01
4-6	0,90	0,88	0,98
7-9	0,94	0,89	0,95
10+	0,95	0,90	0,95
$\phi$	15,02	14,09	0,94
0-3	14,63	13,70	0,94
4-6	16,19	14,24	0,88
7-9	14,48	15,27	1,06
10+	11,36	14,17	1,25

Fuentes: ENF'77 y ENSO'93. Cálculos propios.

En cuanto concierne a la infertilidad por la lactancia el patrón es contrario al descrito en relación a los índices de matrimonio y contracepción, en este caso el valor del índice aumenta a medida que se incrementan los años de instrucción alcanzados. Esa variación ha estado asociada con una duración más reducida de la lactancia entre las mujeres más

escolarizadas vinculada, en gran parte, con una mayor inserción laboral que limita el período de amamantamiento ante las dificultades para compatibilizarlo con la actividad laboral una vez que la madre termina su permiso post-natal y se reincorpora a su trabajo. También no debe descartarse el hecho de que las mujeres más instruidas pueden haber respondido mejor a las campañas en favor de las leches maternizadas que se hicieron en el pasado.

Se debe destacar este último aspecto porque hay algunos indicios que comienzan a mostrar una evolución del índice de infertilidad por lactancia diferente a la observada por países desarrollados, donde la tendencia de dicho índice ha sido claramente creciente en la medida que la fecundidad desciende. En nuestro caso el valor de *C<sub>i</sub>* ha registrado un ligero descenso entre 1977 y 1993, debido a que la duración de la lactancia ha aumentado en ese período. Puede verse en el cuadro 6 que son precisamente las mujeres con 7 y más años de instrucción entre quienes se registra la mayor disminución de *C<sub>i</sub>*, con lo cual quedan reducidas notablemente las diferencias según la educación.

Se estima que estos resultados constituyen unas pistas a retomar en investigaciones más específicas sobre este tema de la lactancia y sus consecuencias, porque suponemos que hay algunos factores relativamente novedosos que están operando y cuyas repercusiones probablemente han sido captadas por la ENSO'93. Concretamente nos referimos a hechos como la reforma de la Ley del Trabajo que significó la ampliación del permiso post-natal y las campañas dirigidas a sensibilizar a toda la población sobre las ventajas de la lactancia materna.

En el cuadro 7, se ha procedido a estimar las diferencias en los valores de los índices de los determinantes considerados entre las mujeres "menos educadas" y los demás subgrupos de mujeres según la escolaridad alcanzada. Nuevamente vale destacar el cambio observado entre 1977 y 1993. En 1977 la diferencia en el índice de matrimonios *C<sub>m</sub>* variaba entre el 12 y el 35% mientras que para 1993 se constata que la diferencia más apreciable se mantiene entre los grupos extremos pero en el orden del 23%. En cuanto respecta a la anticoncepción las diferencias son más acentuadas que las observadas en relación al matrimonio, pero igualmente tienden a estrecharse en el período transcurrido entre las dos encuestas. Por su parte las diferencias en la infertilidad por lactancia también tienden a reducirse pero en este caso por un cambio en el comportamiento de las "más educadas", quienes han prolongado los meses de amamantamiento como ya se ha destacado.

**Cuadro 7**

Venezuela. Diferencias de los determinantes próximos según los años de escolaridad. Una comparación en relación a las mujeres con 0-3 años de instrucción. ENF'77 y ENSO'93

		0-3 Indice = 1	4-6	7-9	10+
Cm	1977	0,86	0,88	0,82	0,65
	1993	0,73	1,01	0,98	0,77
Cc	1977	0,59	0,68	0,58	0,58
	1993	0,47	0,81	0,64	0,64
Ci	1977	0,87	1,04	1,08	1,10
	1993	0,88	1,00	1,01	1,03

Fuente: Cuadro 6

Al analizar la contribución de cada variable intermedia en las diferencias de la fecundidad se ha considerado, en primer lugar, la descomposición de la variación relativa de la fecundidad observada entre 1977 y 1993 entre las mujeres que al momento de cada encuesta tenían la misma escolaridad (cuadro 8). Al respecto se encuentra que entre las mujeres “menos educadas” la fecundidad se ha reducido en un 54%, al variar de 6,4 a 4,3 el número promedio de hijos por mujer, y en esa variación la contribución del uso de la contracepción representa casi la mitad, sin embargo, debe mencionarse que el retraso en el ingreso al matrimonio parece resultar cada vez más frecuente entre las “menos educadas”, como lo reflejan esos 20 puntos porcentuales de contribución a la diferencia total de la TFR.

**Cuadro 8**

Venezuela. Descomposición de las diferencias en porcentaje de las tasas totales de fecundidad (TFR) estimadas entre 1977 y 1993, según los años de instrucción de las mujeres

Años de Instrucción	TFR (% diferencia)	Puntos de % de contribución a la variación de la fecundidad debido a:			
		Cm	Cc	Ci	$\phi$
Total	49	12	27	2	8
0-3	54	20	28	-2	8
4-6	25	2	6	3	14
7-9	11	-3	14	6	-6
10+	-4	0	12	5	-22

Fuente : Cuadro 6. Cálculos propios.

Puede apreciarse que mientras mayor es la escolaridad la variación experimentada en el promedio de hijos tiende a reducirse<sup>8</sup> por cuanto entre las “más educadas” ya tiende a alcanzarse un número de hijos cercano al nivel de reemplazo, pero no obstante en esa diferencia sigue predominando la contribución de la anticoncepción, dado el aumento en el uso y en la efectividad de los métodos. Sin embargo, se quiere llamar la atención sobre la contribución del índice de infertilidad por lactancia ésta tiende a aumentar incluso por encima del peso que alcanza el índice de matrimonios.

En segundo lugar se quiere destacar cómo ha sido la contribución de cada una de las variables intermedias, consideradas en dos momentos de la transición, en los diferenciales de la fecundidad según los años de instrucción alcanzados. En 1977 había una diferencia del 208% (más de 4 hijos) entre las mujeres “más educadas” y las “menos educadas”, en esa brecha la anticoncepción tiene la contribución más importante (100 puntos) pero también el retardo en la edad de ingreso al matrimonio por parte de las “más educadas” tiene un peso muy relevante (79 puntos de %). Por su parte la contribución de la infertilidad por lactancia representa 17 puntos de la diferencia total, pero con signo negativo porque las duraciones más breves de la lactancia entre las mujeres “más educadas” inciden en favor de un aumento de la fecundidad (gráfico 5).

Dieciséis años más tarde esa brecha se ha reducido a 91% (alrededor de 2 hijos por mujer) con una mayor contribución del índice de anticoncepción en relación al índice de matrimonio, debido a que las mujeres con menor escolaridad han experimentado un aumento de las tasas de usuarias de anticonceptivos sustancialmente superior al observado por las “más educadas”<sup>9</sup>. Además, se ha registrado que el efecto contrario de la infertilidad por lactancia se ha reducido por el incremento de la duración de la lactancia entre las mujeres “más educadas”.

Cuando la comparación del nivel de la fecundidad es efectuada entre las mujeres “menos educadas” y aquéllas con 7 a 9 años de instrucción el signo y el orden de importancia de la contribución de las variables intermedias es prácticamente similar al descrito anteriormente, pero en una magnitud menor con una participación relativa mucho más fuerte de la anticoncepción en relación al matrimonio y la casi anulación de la contribución del índice de infertilidad por lactancia en la diferencia total entre los grupos.

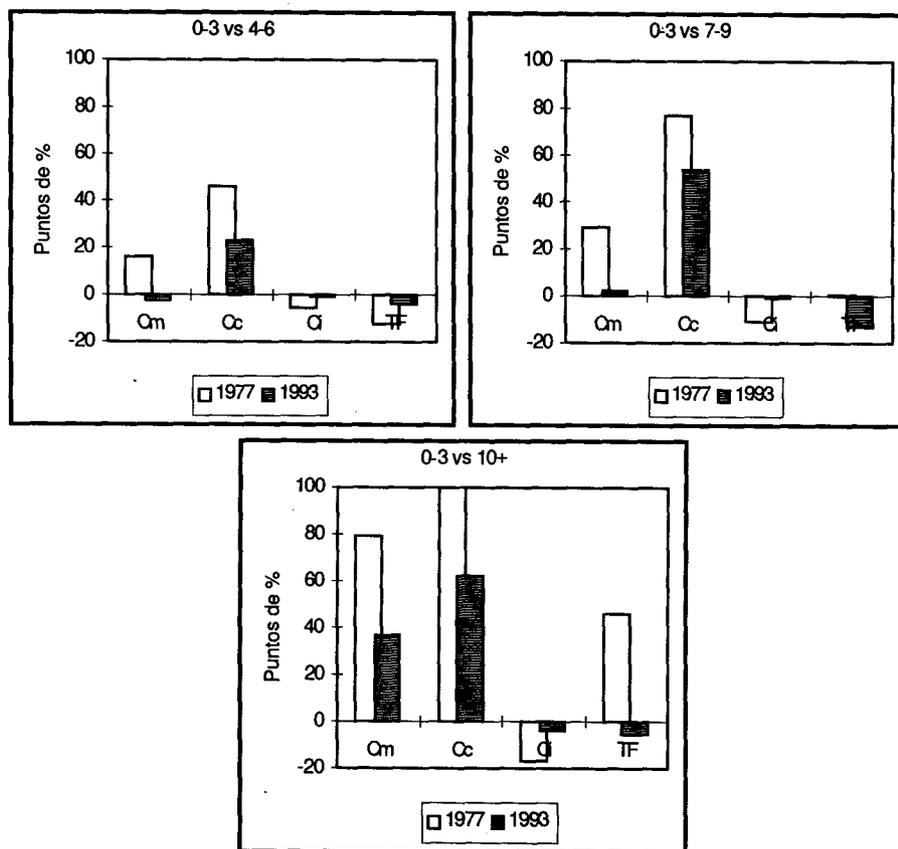
---

8 Respecto a la variación negativa entre las “más educadas” ésta puede estar afectada por el reducido número de casos en esa categoría en la ENF'77, por lo tanto no es posible adelantar ninguna conclusión sobre un eventual repunte de la fecundidad.

9 Véase en el número anterior la referencia a los cambios en el proceso de regulación de la fecundidad. Anitza Freitez: “Educación y Fecundidad ¿qué sabemos hoy?”, *Temas de Coyuntura No 34*, Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales-Universidad Católica Andrés Bello (UCAB), Caracas, Diciembre 1996. pp. 81-118.

**Gráfico 5**

**Venezuela. Contribución de los determinantes próximos en las diferencias (en porcentaje) de las tasas totales de fecundidad (TFR) estimadas entre las mujeres “menos educadas” y aquéllas con mayor instrucción. ENF’77 y ENSO’93.**



Fuente: Cuadro 9.

**Cuadro 9**

**Venezuela. Descomposición de las diferencias en porcentaje de las tasas totales de fecundidad (TFR) estimadas entre grupos de mujeres según los años de instrucción. ENF'77 y ENSO'93.**

	Diferencias en relación a las mujeres con 0-3 años de instrucción				
	TFR (% diferencia)	Puntos de porcentaje debido a:			
		Cm	Cc	Ci	$\phi$
0-3 vs 4-6					
1977	44	16	46	-5	-12
1993	17	-2	23	-1	-4
0-3 vs 7-9					
1977	97	29	77	-11	1
1993	41	2	54	-1	-13
0-3 vs 10+					
1977	208	79	100	-17	46
1993	91	37	62	-4	-5

Fuente : Cuadro 6. Cálculos propios.

***La influencia del área de residencia  
y la educación sobre el cambio de la fecundidad  
visto a través de los determinantes próximos***

En algunos trabajos precedentes sobre diferenciales de la fecundidad en Venezuela se había identificado que el área de residencia podía establecer comportamientos reproductivos muy diferenciados. Por ejemplo, las mujeres analfabetas o con muy poca escolaridad alcanzaban en promedio una diferencia de hasta 5 hijos, sea que residiesen en el Área Metropolitana de Caracas o en el área rural (G. Bidegain y D. López, 1989; A. Freitez y D. Romero, 1991). Esas diferencias también han tendido a reducirse, pero no es posible determinar exactamente el cambio por cuanto las categorías de residencia entre las dos encuestas utilizadas no son comparables. En todo caso, se ha querido mostrar cuál es la situación reflejada por la ENSO'93 en torno al comportamiento de los determinantes próximos considerando la instrucción y la residencia de las mujeres.

En términos generales puede apreciarse que cualquiera sea el área de residencia los índices de matrimonio y de anticoncepción tienden a mostrar un efecto inhibitor de la fecundidad, el cual se acentúa a medida que la escolaridad alcanzada es mayor. Podría esperarse que ese impacto negativo sobre la fecundidad se hiciera más marcado a medida

que las mujeres residen en áreas más urbanizadas, sin embargo los resultados obtenidos no muestran una tendencia muy clara en este sentido.

Por ejemplo, en relación al índice de matrimonios puede apreciarse que la diferencia entre las mujeres situadas en los grupos extremos del espectro de la escolaridad alcanzada tiende a reducirse en las áreas menos urbanizadas, dicha diferencia pasa del 24 al 17% (cuadro 10), pero cuando se comparan las “menos educadas” con las mujeres de categorías intermedias de escolaridad, por ejemplo con 7-9 años de instrucción, se encuentra que el retardo en el ingreso al matrimonio debió ser menos importante entre las mujeres con 7-9 años de instrucción que habitaban en ciudades principales o intermedias por cuanto los valores de *Cm* no son muy distintos a los observados por las “menos educadas” residentes en las mismas zonas, mientras que esas mujeres con 7-9 años de escolaridad residentes de centros menores de 25.000 habitantes si muestran cierta diferencia (casi 10%) respecto a sus coterráneas de menor instrucción.

#### Cuadro 10

**ENSO'93. Diferencias de los determinantes próximos según los años de escolaridad. Una comparación en relación a las mujeres con 0-3 años de instrucción por área de residencia.**

Área de residencia	Índice de matrim. <i>Cm</i>				Índice de anticoncepc. <i>Cc</i>				Índice de infertilid. <i>Ci</i>			
	0-3				0-3				0-3			
	Ind.=1	4-6	7-9	10+	Ind.=1	4-6	7-9	10+	Ind.=1	4-6	7-9	10+
Total	0,73	1,01	0,98	0,77	0,47	0,81	0,64	0,64	0,88	1,00	1,01	1,03
Área Metropolitana de Caracas	0,66	1,09	1,06	0,78	0,41	0,85	0,65	0,66	0,84	1,05	1,04	1,06
Ciudades > 50.000	0,76	0,97	0,99	0,76	0,48	0,85	0,65	0,61	0,89	0,99	1,00	1,01
Ciudades entre 25.000 y 50.000	0,73	1,02	0,99	0,78	0,43	0,85	0,75	0,80	0,87	1,02	1,01	1,04
Resto (< 25.000)	0,74	1,03	0,91	0,83	0,53	0,79	0,60	0,67	0,87	1,00	1,04	1,02

Fuente: Anexo C-1.

Los valores de *Cc* según el lugar de residencia dan cuenta de un efecto del orden entre 15 y 20% superior entre las mujeres de 4 a 6 años de escolaridad y aun más fuerte entre las mujeres con 7 y más años de escolaridad en comparación con las mujeres de menor instrucción alcanzada (0-3 años). Sin embargo, esa tendencia de un impacto creciente de la anticoncepción sobre la fecundidad en relación con el nivel de la escolaridad muestra mayores irregularidades según el área de residencia que las observadas respecto al índice de matrimonio. Haría falta un análisis más exhaustivo de las medidas de la fecundidad y de las variables intermedias relacionando la residencia y la instrucción para identificar mejor las posibles causas de tales variaciones<sup>10</sup>.

10 Al respecto valdría considerar un conjunto de trabajos precedentes donde se alerta sobre las dificultades confrontadas cuando se analiza la relación educación-fecundidad controlando el área de residencia (H. Graff, 1979 ; A. Jain, 1981 ; S. Cochrane, 1983 ; S. Singh y J. Casterline, 1985).

En cuanto concierne al índice de infertilidad por lactancia, contrariamente al comportamiento de los índices anteriores, se aprecia que cualquiera sea la residencia el impacto sobre la fecundidad es ligeramente menor cuanto más elevada sea la escolaridad de las mujeres. Comparado con las mujeres "menos educadas" residentes en Caracas el impacto de la infertilidad por lactancia resulta hasta un 6% inferior entre los subgrupos con mayor escolaridad. Tales diferencias se reducen ligeramente entre mujeres residentes en las áreas menos urbanizadas.

Al considerar el área de residencia se ha querido igualmente descomponer las diferencias en los niveles de fecundidad entre las « menos educadas » y las mujeres de las otras categorías de escolaridad con la finalidad de identificar el patrón de contribución de los determinantes próximos. En primer lugar interesa observar el comportamiento de los determinantes próximos cuando se comparan los grupos extremos (0-3 respecto a 10 y más años de instrucción), al respecto se encuentra que ninguno de los índices muestran una tendencia regular según el área de residencia en cuanto a su contribución a la variación total de la TFR. Generalmente,  $C_c$  registra la contribución más elevada, sin embargo, la excepción se da entre las mujeres residentes en *ciudades intermedias* donde la contribución de  $C_m$  es ligeramente superior. Precisamente es únicamente en este grupo de mujeres donde la contribución de  $\phi$  es positiva, indicando que los valores de  $\phi$  disminuyen con el aumento de la educación (cuadro 11). Una explicación a ese cambio en la tendencia de  $\phi$  tal vez habría que buscarla en el efecto del aborto inducido o tal vez en errores en la declaración del uso de anticonceptivos.

En otro orden puede apreciarse que en las diferencias entre las mujeres con 0-3 y 7-9 años de instrucción, la contribución de la anticoncepción tiende a ser superior al valor de la diferencia total, de manera que el efecto mayor de la anticoncepción entre las "más educadas" es compensado parcialmente por los efectos en sentido contrario de  $C_i$  y  $\phi$ .

**Cuadro 11**  
**ENSO'93. Descomposición de las diferencias de porcentaje de las tasas locales de fecundidad (TFR) estimadas entre grupos de mujeres según los años de instrucción y el área de residencia**

Área de residencia	Diferencias entre las mujeres con 0-3 y 4-6 años de instrucción				
	TFR (% diferencia)	Puntos de porcentaje debido a:			
		<i>Cm</i>	<i>Cc</i>	<i>Ci</i>	$\phi$
Total	17	-2	23	-1	-4
Área Metropolitana de Caracas	-8	-8	16	-5	-11
Ciudades > 50.000	26	3	19	1	3
Ciudades entre 25.000 y 50.000	27	-2	19	-2	12
Resto (<25.000)	4	-3	24	0	17
Área de residencia	Diferencias entre las mujeres con 0-3 y 7-9 años de instrucción				
	TFR (% diferencia)	Puntos de porcentaje debido a:			
		<i>Cm</i>	<i>Cc</i>	<i>Ci</i>	$\phi$
Total	41	2	54	-1	-13
Área Metropolitana de Caracas	10	-6	46	-4	-26
Ciudades > 50.000	40	2	51	0	-12
Ciudades entre 25.000 y 50.000	46	2	35	-2	10
Resto (<25.000)	52	11	63	-4	-18
Área de residencia	Diferencias entre las mujeres con 0-3 y 10 + años de instrucción				
	TFR (% diferencia)	Puntos de porcentaje debido a:			
		<i>Cm</i>	<i>Cc</i>	<i>Ci</i>	$\phi$
Total	91	37	62	-4	-5
Área Metropolitana de Caracas	58	31	54	-7	-19
Ciudades > 50.000	100	39	72	-2	-9
Ciudades entre 25.000 y 50.000	85	34	31	-5	25
Resto (<25.000)	66	24	52	-3	-8

Fuente: Anexo C-1.

### *Notas para una discusión*

Igual que en la primera parte de este artículo, se ha querido terminar la segunda con la presentación de algunos comentarios, de una parte, relacionados con la aplicación del Modelo de Bongaarts para la estimación de la contribución de las variables intermedias en las diferencias de la fecundidad según la educación de las mujeres, y de otra, dirigidos a aportar algunas ideas que dan cuenta de la necesidad de abrir un espacio de reflexión que defina nuevas alternativas para las investigaciones futuras sobre los determinantes de la fecundidad.

El Modelo de Bongaarts en la versión original del autor, ha sido objeto de modificaciones dirigidas a afinar el procedimiento de cálculo de los índices sin alterar la concepción inicial (S. Singh et.al, 1985; C. Jolly y J. Gribble, 1993), no obstante, en el desarrollo de este trabajo se ha seleccionado el modelo original (excluyendo el índice de abortos) y no se ha optado por alguna de esas versiones modificadas porque en un ejercicio posterior, se quiere determinar cuánto gana el modelo en relación a las exigencias de información que suponen los cambios introducidos.

Se estima que por el momento los resultados obtenidos de la aplicación del modelo de Bongaarts, ofrecen una estimación aceptable de la contribución de cada variable intermedia en el cambio de la fecundidad registrado en Venezuela entre 1977 y 1993 según la educación alcanzada por las mujeres. Sin embargo, hará falta afinar aun más el análisis considerando la estructura de la población según los años de instrucción, por cuanto diferencias en el papel de algún determinante próximo podrían ser la consecuencia de la variación en la proporción de los grupos en las diferentes categorías de escolaridad alcanzada. Al respecto vale destacar que M. B. Weinberger, et.al., al trabajar con cuatro países de América Latina (Colombia, República Dominicana, Ecuador y Perú), han separado los efectos del cambio en la composición educacional de la población y del cambio en las tasas dentro de cada categoría de escolaridad, encontrando que en esos países el mejoramiento de la educación podría explicar entre el 40 y el 67% del descenso de la fecundidad ocurrido durante el período transcurrido entre la EMF y la EDS (M. B. Weinberger et.al, 1989).

A la luz de los resultados mostrados en relación a Venezuela y algunos países latinoamericanos, nos surgen dudas sobre la pertinencia del modelo hipotético de transición propuesto por Bongaarts a partir de las medidas de la fecundidad y de sus determinantes próximos más importantes. Se ha podido apreciar que cada país puede pasar de una a otra etapa de la transición mediante una combinación diferente de los pesos en las variables con efectos inhibidores de la fecundidad y que los mismos pueden ser susceptibles de cambios en su tendencia como respuesta a alguna medida de intervención. Como parece ser el caso, por ejemplo, de los programas de promoción de la lactancia materna, cuyos objetivos no tienen previsto lograr cierta reducción de la fecundidad, así sea muy modesta, y sin embargo parecen haber tenido tal consecuencia en la medida que han contribuido a un aumento de la duración de la lactancia y por consiguiente de la infertilidad post-partum atribuida a ese factor.

En cuanto concierne a los diferenciales de la fecundidad, vale señalar que los resultados obtenidos para Venezuela muestran que en 1977 había una brecha de más de 4 hijos por mujer entre las mujeres "menos educadas" y las "más educadas" y 16 años más tarde esa diferencia se ha reducido a casi 2 hijos. Frente a esos cambios toca preguntarse : cómo explicar que mujeres sin instrucción o que apenas han logrado hasta 3 años de escolaridad pueden haber modificado sus pautas reproductivas y aproximarse a ese grupo de mujeres a quienes los años de escolaridad alcanzados les ha permitido lograr un mayor estatus que, a su vez, les ha llevado, entre otras cosas, a buscar

mecanismos para controlar efectivamente su fecundidad; cómo explicar, en un país donde el programa de planificación familiar tiene tan poca cobertura, que las mujeres “menos educadas” aumentaran las tasas de prevalencia de anticonceptivos en 29%, entre 1977 y 1993, mientras que entre las “más educadas” ese incremento no excedió el 9%.

Al parecer la perspectiva de la modernización es insuficiente para explicar el cambio reproductivo una vez que los países han avanzado en su transición. Sobre este particular J. Cleland admite que el cambio estructural puede haber sido el precursor esencial de las modificaciones en las motivaciones reproductivas, observándose que son las mujeres “más educadas” quienes comienzan a reducir el tamaño de su familia dando lugar a una amplia diferencia en el promedio de hijos en comparación con las “menos educadas”, pero esas brechas tienden a ser temporales por cuanto hay una serie de elementos sociales y psicológicos que actúan como difusores de nuevos valores, actitudes y prácticas que propician cambios en la conducta reproductiva incluso de mujeres que no han alcanzado mayores logros educativos (J. Cleland, 1985). Al reconocer esta situación y frente a la esterilidad de la pugna entre los seguidores de una u otra perspectiva teórica (V. Piché y J. Poirier, 1995), han surgido de nuevo las reacciones en favor de los modelos multinivel que permiten la integración de variables al nivel macro y micro en la explicación del cambio de la fecundidad<sup>11</sup>.

Esa reducción en las diferencias de la fecundidad entre las “más educadas” y las “menos educadas” registrada en Venezuela por un descenso más pronunciado de la fecundidad entre las últimas, y que también ha sido observado por M. B. Weiberger et.al. en los casos de Colombia, República Dominicana y Ecuador (M. B. Weiberger et.al, 1989), nos debe conducir a repensar la investigación de los determinantes socio-económicos de la fecundidad. Y en el caso específico de la educación, objeto de nuestro interés, vale señalar que si la misma sólo es investigada de la forma tradicional, a través de la información sobre el nivel de instrucción o de los años de instrucción aprobados, cada vez nos dará menos cuenta de diferencias en el comportamiento reproductivo de las mujeres, y hará falta explicar cómo las mujeres sin escolaridad o con muy pocos años de instrucción han alcanzado una fecundidad similar a la de aquéllas que han llegado a cursar estudios de nivel superior ; cuáles son las fuerzas que han operado para cambiar las motivaciones reproductivas de esas mujeres “menos educadas”; cuáles son los cambios institucionales a nivel de la familia, de la comunidad, de las organizaciones gubernamentales y no-gubernamentales.

Esas y otras interrogantes, deben dar lugar a un ejercicio de reflexión (y de imaginación) como punto de partida de cualquier investigación sobre la fecundidad que se quiera plantear a futuro en el país, con el propósito de explorar nuevas alternativas de explicación de los cambios reproductivos. En la fase actual de la transición de la fecundidad de Venezuela, repetir invariablemente los modelos de investigación seguidos

11 Algunas referencias sobre la aplicación de los modelos multinivel y sus ventajas pueden encontrarse en : J. Casterline, 1981; W. Mason, G. Wong y B. Entwisle, 1983; G. Wong y W. Mason, 1985; H. Smith, 1989.

por los programas de la Encuesta Mundial de Fecundidad o la Encuesta Demográfica y de Salud, probablemente no aportaría mucho más al conocimiento de nuestra experiencia en esta materia.

### ***Bibliografía***

- BONGAARTS, J. (1978), "A framework for analyzing the proximate determinants of fertility", *Population and Development Review*, Vol.4, No. pp.105-132. B
- :(1982), "The fertility-inhibiting effects of the intermediate fertility variables" en *Studies in Family Planning*, vol.13, No. 6/7.
- CASTERLINE, J. (1981) "Community effects on individual demographic behaviour multilevel analysis of WFS data", *Congres Général UIESP, Manille*, pp. 405-421.
- CASTRO, M. y Juárez, F. (1994), "Women's education and fertility in Latin America : exploring the significance of education for women's lives", *DHS Working Papers* No.10, DHS Macro International Inc., Maryland, 23 p.
- CLELAND, J. (1985), "Marital fertility decline in developing countries. Theories and the evidence" en Cleland, J. y Hobcraft, J. *Reproductive change in developing countries*, Oxford University Press, pp. 222-252.
- COCHRANE, S. (1983), "Effects of education and urbanization on fertility" en Bulatao, R. y Lee, R. D. (editors) *Determinants of fertility in developing countries*, New York, Academic Press, Vol.2, pp. 587-625.
- DAVIS, K. y BLAKE, J. (1956), "Social structure and fertility: An analytic framework" en *Economic Development and Cultural Change* 4, No. 4, pp. 211-235.
- FREITEZ, A. y ROMERO, D. (1991), *Estudio de los patrones de nupcialidad y fecundidad en Venezuela a partir de la Encuesta Nacional de Fecundidad 1977*, Caracas, IIES-UCAB, Documento de Trabajo No.36, 163 p.
- GRAFF, H., (1979), "Literacy, education and fertility, past and present: A critical review", *Population and Development Review*, vol.5, No.1, pp.105-140.
- HOBBCRAFT, J. y LITTLE, R. J. (1984), "Fertility exposure analysis : a new method for assessing the contribution of proximate determinants to fertility differentials", en *Population Studies*, 38, pp. 21-45.
- JAIN, A. (1981), "The effect of female education on fertility : a simple explanation", *Demography*, Vol.18, No.4, pp. 577-595.
- JOLLY, C. y GRIBBLE, J. (1993), "The proximate determinants of fertility" en Foote, K., Hill, K. y Martin, L. (editores), *Demographic change in Sub-Saharan Africa*, National Academy Press, pp. 68-116.

- LÓPEZ, D. y BIDEGAIN, G. (1989), *Diferencias espaciales y socio-económicas de la fecundidad en Venezuela (1967-1981)*, Caracas, IIES-UCAB, Documento de Trabajo No.35, 146 p..
- MASON, W., WONG, G. y ENTWISLE, B. (1983), "Contextual analysis through the multilevel linear model" en *Sociological Methodology 1983-84*, San Francisco, Jossey-Bass, pp. 72-103.
- PICHÉ, V. y POIRIER, J. (1995), "Divergences et convergences dans les théories de la transition démographique", *Chaire Quetelet 1995. Transitions démographiques et sociétés*, Université Catholique de Louvain, Institut de Démographie, Académia/L'Harmattan, pp. 111-132.
- REINIS, K. (1992), "The impact of the proximate determinants of fertility : Evaluating Bongaarts's and Hobcraft and Little's Methods of estimation", en *Population Studies*, 46, pp. 309-326.
- RODRIGUEZ, G. y ARAVENA, R. (1991), "Socio-economic factors and the transition to low fertility in less developed countries : A comparative analysis" en *Demographic and Health Surveys World Conference, Proceedings*, Vol.1, pp. 39-72.
- SINHG, S. y CASTERLINE, J. (1985), "The socio-economic determinants of fertility" en Cleland, J. y Hobcraft, J. *Reproductive change in developing countries*, Oxford University Press, pp. 111-122.
- SINGH, S., CASTERLINE, J. y CLELAND, J. (1985) "The proximate determinants of fertility: Sub-national variations", en *Population Studies* 39, pp.113-135.
- SMITH, H. (1989), "Integrating theory and research on the institutional determinants of fertility". *Demography*, Vol. 26, No. 2, pp. 171-184.
- UNITED NATIONS (1995). *Women's education and fertility behaviour. Recent evidence from the Demographic and Health Surveys*, Departement for Economic and Social Information and Policy Analysis. Population Division (ST/ESA/SER.R /137), New York, 113 p.
- WEINBERGER, M., LLOYD, C. y BLANC, K. (1989), "Women's education and fertility : A decade of change in four Latin American countries" en *International Family Planning Perspectives*, Vol.15, No.1, pp. 4-14.
- WONG, G. y MASON, W. (1985), "The hierarchical logistic regression model for multilevel analysis" en *Journal of the American Statistical Association* 80, pp. 513-524.

## *Anexo Metodológico*

### *A. Descripción del modelo*

A partir de la propuesta de Bongaarts es posible relacionar las medidas de la fecundidad TFR, TM, TMN y TF con los índices Cm, Cc, Ca y Ci a través de varias ecuaciones.

$$\begin{aligned} \text{TFR} &= \text{Cm} \times \text{Cc} \times \text{Ca} \times \text{Ci} \times \text{TF} \\ &= \text{Cm} \times \text{Cc} \times \text{Ca} \times \text{TMN} \\ &= \text{Cm} \times \text{TM} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{TM} &= \text{TFR} / \text{Cm} \\ &= \text{Cc} \times \text{Ca} \times \text{Ci} \times \text{TF} \\ &= \text{Cc} \times \text{Ca} \times \text{TMN} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{TMN} &= \text{TFR} / (\text{Cm} \times \text{Cc} \times \text{Ca}) \\ &= \text{TM} / (\text{Cc} \times \text{Ca}) \\ &= \text{Ci} \times \text{TF} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{TF} &= \text{TFR} / (\text{Cm} \times \text{Cc} \times \text{Ca} \times \text{Ci}) \\ &= \text{TM} / (\text{Cc} \times \text{Ca} \times \text{Ci}) \\ &= \text{TMN} / \text{Ci} \end{aligned}$$

La definición de cada uno de los índices y su procedimiento de cálculo se detalla a continuación :

$$\text{Indice de matrimonio} = \text{Cm} = \frac{\sum m(a) * g(a)}{\sum g(a)} = \frac{\text{TFR}}{\text{TM}}$$

donde:

TFR = número de nacimientos vivos que una mujer tendría al final de sus años reproductivos si ella hubiera tenido sus hijos de acuerdo con las tasas específicas de fecundidad por edad prevalecientes, siempre y cuando viviese durante todo el período reproductivo (se excluyen los nacimientos ocurridos fuera de las uniones pero se consideran todas las mujeres en edad reproductiva, en unión o no) ;

TM = número de nacimientos vivos que habría tenido una mujer al final de sus años reproductivos si ella hubiera tenido sus hijos de acuerdo con las tasas específicas de fecundidad marital por edad prevalecientes y permaneciera casada o unida durante todo el período reproductivo ;

m(a)=proporción de mujeres casadas o unidas por grupos de edad ;

$g(a)$  = tasas específicas de fecundidad marital por grupos de edad, estimadas a partir de los nacimientos ocurridos durante el período de 5 años precedentes a la fecha de la encuesta.

$$\text{Índice de anticoncepción} = Cc = 1 - (s) \cdot (e) \cdot (u)$$

donde:

$s$  = un factor de corrección por esterilidad. En la versión original de su modelo Bongaarts asumió un valor de  $s=1,18$  que suponía que todas las usuarias de métodos son fértiles. Con base en la información de la Encuesta Mundial de Fecundidad ese factor de corrección fue estimado en 1,08 para los países en desarrollo ;

$u$  = proporción promedio de mujeres casadas o unidas que usan actualmente métodos anticonceptivos (incluye los métodos masculinos y las esterilizaciones). A falta de tasas específicas de uso por edad se puede utilizar como una estimación de  $u$  la proporción de todas las mujeres casadas o unidas en edad reproductiva que son usuarias activas de métodos anticonceptivos ;

$e$  = promedio de la efectividad anticonceptiva (promedio de los niveles de uso-efectividad por edad y método). Dado que normalmente esta información es difícil de obtener Bongaarts ha recomendado emplear para los países en desarrollo las siguientes estimaciones derivadas de Filipinas (J. Bongaarts, 1982):

Método	Esterilización	DIU	Píldora	Otros
Efectividad promedio de la anticoncepción	1,00	0,95	0,90	0,70

$$\text{Índice de aborto inducido} = Ca = \frac{\text{TFR}}{\text{TFR} + A}$$

donde:

$A$  = número promedio de nacimientos evitados por mujer al final de su vida reproductiva

$$= b \cdot TA;$$

donde:

$TA$  = tasa total de aborto inducido, definida como el número promedio de abortos inducidos por mujer al final de su vida reproductiva si las tasas de abortos inducidos permanecieran en los niveles actuales durante toda su vida reproductiva (no son considerados los abortos inducidos de mujeres que no están casadas o unidas) ;

$b$  = los nacimientos evitados por el aborto inducido =  $0,4(1+u)$ . El valor de  $b$  está afectado fuertemente por la práctica de la anticoncepción. En ausencia de la anticoncepción un aborto inducido evita alrededor de 0,4 nacimientos, mientras que

cuando se practica una anticoncepción de efectividad moderada se evitan aproximadamente 0,8 nacimientos ;

$$A = 0,4(1+u) \cdot TA$$

La tasa total de fecundidad observada en una población es A nacimientos menos que los que se tendrían sin abortos inducidos.

$$\text{Indice de infertilidad por lactancia} = Ci = \frac{20}{18,5 + i}$$

20 = intervalo intergenésico promedio (sin lactancia) en meses = 1,5 + 7,5 + 2 + 9, donde : 1,5 = intervalo infecundable inmediatamente después del nacimiento (la llamada « cuarentena ») ; 7,5 = el período de espera hasta la concepción, el cual se inicia con la primera ovulación después del nacimiento y termina con la concepción ; 2 = tiempo agregado por la mortalidad intrauterina espontánea ; 9 = un período gestacional que termina en un nacimiento vivo ;

18,5 + i = intervalo intergenésico promedio (con lactancia) en meses = 7,5 + 2 + 9 + i ;  
donde:

i = duración promedio (meses) de la infertilidad desde el nacimiento hasta la primera ovulación del post-parto (menstruación). Frecuentemente los datos sobre la infertilidad por lactancia no están disponibles, sin embargo Bongaarts ha propuesto un procedimiento indirecto de estimación a partir de la información sobre la duración de la lactancia (B) expresado en la siguiente ecuación :  $i = 1,753 \exp(0,1396 \cdot B - 0,001872 \cdot B^2)$ .

### ***B. Descomposición de las diferencias entre los subgrupos***

Con la finalidad de estimar la contribución de cada una de las variables intermedias consideradas en la diferencia total de la fecundidad entre subgrupos de mujeres se ha utilizado el procedimiento propuesto por S. Singh, J. Casterline et J. Cleland en el artículo titulado "The proximate determinants of fertility : Sub-national variations" (S. Singh, et.al., 1985).

Dadas 2 poblaciones a y b se expresa el modelo aplicado en referencia a las mismas :

$$TFR_a = C_{m,a} \times C_{c,a} \times C_{i,a} \times \phi_a$$

$$TFR_b = C_{m,b} \times C_{c,b} \times C_{i,b} \times \phi_b$$

y luego la contribución de cada componente es calculada de la siguiente forma, por ejemplo :

$$\text{Contribución de } C_m = (\log C_{m,a} - \log C_{m,b}) / (\log TFR_a - \log TFR_b)$$

Como el modelo es multiplicativo la descomposición se refiere al cociente de las tasas totales de fecundidad, por ejemplo,  $TFR_a / TFR_b$ . Ese cociente es transformado en

una diferencia de porcentaje con la sustracción de la unidad (Porcentaje de cambio =  $TFR_a / TFR_b - 1$ ) y finalmente los puntos de porcentaje de contribución de cada componente es obtenido como sigue:

$$\text{Contribución de } C_m \times \% \text{ de cambio} = \frac{(\log C_{m,a} - \log C_{m,b})}{(\log TFR_a - \log TFR_b)} * \frac{TFR_a - 1}{TFR_b}$$

### C. Cuadros

#### Anexo C-1

**ENSO'93. Tasas totales de fecundidad e Índices de Bongaarts estimados según la escolaridad y el área de residencia.**

Área de residencia	TFR				Índice de matrimonio $C_m$				Índice de anticoncepción $C_c$			
	0-3	4-6	7-9	10+	0-3	4-6	7-9	10+	0-3	4-6	7-9	10+
Total	4,16	3,55	2,94	2,18	0,73	0,74	0,72	0,56	0,47	0,38	0,30	0,30
Área Metropolitana de Caracas	2,91	3,15	2,65	1,84	0,66	0,72	0,70	0,52	0,41	0,34	0,26	0,27
Ciudades > 50.000	4,56	3,62	3,25	2,28	0,76	0,74	0,75	0,58	0,48	0,40	0,31	0,29
Ciudades entre 25.000 y 50.000	4,32	3,39	2,96	2,33	0,73	0,74	0,72	0,57	0,43	0,36	0,32	0,34
Resto (<25.000)	4,22	4,05	2,78	2,54	0,74	0,76	0,67	0,61	0,53	0,42	0,32	0,35
Área de residencia	Índice de infertilidad $C_i$				$\phi$							
	0-3	4-6	7-9	10+	0-3	4-6	7-9	10+				
Total	0,88	0,88	0,89	0,90	13,7	14,2	15,3	14,2				
Área Metropolitana de Caracas	0,84	0,89	0,88	0,89	12,8	14,3	16,4	14,9				
Ciudades > 50.000	0,89	0,88	0,89	0,90	14,1	13,7	15,6	15,0				
Ciudades entre 25.000 y 50.000	0,87	0,88	0,88	0,90	16,0	14,3	14,7	13,4				
Resto (<25.000)	0,87	0,87	0,91	0,90	12,4	14,6	14,4	13,2				

Fuente : ENSO'93. Cálculos propios.