



**UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA
DE MÉXICO**

FACULTAD DE CIENCIAS

**LOS MODELOS ESTADÍSTICOS EN LA
EVALUACIÓN DEL IMPACTO DE
PROGRAMAS SOCIALES EN MÉXICO**

T E S I S

QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE:

A C T U A R I A

P R E S E N T A:

YOLANDA TÉLLEZ VÁZQUEZ



**DIRECTOR DE TESIS:
MTRO. JAVIER GONZÁLEZ ROSAS**

Ciudad Universitaria, D.F. 2015



Universidad Nacional
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

Biblioteca Central



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

1. Datos del alumno

Télez

Vázquez

Yolanda

51 12 43 47

Universidad Nacional Autónoma de

México

Facultad de Ciencias

Actuaría

093552642

2. Datos del tutor

M. en E.

Javier

González

Rosas

3. Datos del sinodal 1

Dra.

María del Pilar

Alonso

Reyes

4. Datos del sinodal 2

M. en D.

Alejandro

Mina

Valdés

5. Datos del sinodal 3

Dra.

Laura Elena

Gloria

Hernández

6. Datos del sinodal 4

M. en C.

José Antonio

Flores

Díaz

7. Datos de la tesis

Los modelos estadísticos en la evaluación
del impacto de programas sociales en México

107 p.

2015

Agradecimientos

*A mis padres,
principalmente a mi madre **Yolanda**, mujer incansable,
mi incondicional y quien jamás ha dejado de recordarme que sigo viva,
solo tú y yo sabemos el esfuerzo que esto representó.*

*A mi hermana **Yareli Alexandra**
que siempre está ahí para que mi ánimo no decaiga y
a quien espero esto le sirva de motivación para que logre
todas sus metas y objetivos.*

*A mi abuela,
a quien estoy segura le hubiera encantado
compartir este momento conmigo.*

*A mi asesor, **Xavier**,
quien no perdió la fe en que después de tanto tiempo me
titularía y continuo apoyándome.*

*A mi amiga **Mary**,
a quien conozco desde hace mucho y siempre me ha apoyado,
gracias por aguantarme, sé que a veces soy exasperante.*

*A mis sinodales,
por aceptar ser parte de mi jurado y dedicarle
de su tiempo a este trabajo.*

*A mis profesores y amigos,
quienes contribuyeron a hacer de mí la persona que ahora soy.*

Y a todos aquellos que confiaron en mí.

Mil Gracias a tod@s

Yolanda Téllez Vázquez
*Esto me servirá para recordar que aunque las
cosas se demoren nunca es tarde para concluir las*

ÍNDICE

ÍNDICE	1
INTRODUCCIÓN.....	3
CAPÍTULO 1 LOS ESTUDIOS COMPARATIVOS	5
1.1. El problema de la comparación de poblaciones	5
1.2. Terminología de los estudios comparativos	9
1.3. Factores de confusión	10
1.4. Ajuste por factores de confusión.....	10
1.5. Algunas consideraciones cualitativas.....	14
1.6. Variables Proxy	18
1.7. Definiendo los factores	19
1.8. Situación ideal	20
1.9. Medidas del efecto del tratamiento	20
1.10. El efecto cuando hay factores de confusión	26
CAPÍTULO 2 DISEÑO DE UN ESTUDIO COMPARATIVO PARA EL PROGRAMA	
OPORTUNIDADES	37
2.1. Programa Oportunidades	37
2.2. Posibles efectos en la adopción de prácticas de Planificación Familiar	40
2.3. Poblaciones de Estudio	44
2.4. Objetivo de la encuesta	44
2.5 Metodología	44
2.6. Tamaño de muestra	45
2.7. Ajuste del tamaño de muestra	48
2.8. Selección de la muestra	50
2.8.1. Definición de estratos.....	50
2.8.2. Esquema de muestreo	52
2.8.3 Ponderadores y estimadores	56

CAPÍTULO 3 MEDICIÓN DEL IMPACTO CUANTITATIVO Y CUALITATIVO EN LA	
SALUD REPRODUCTIVA.....	61
3.1. Variables resultado para medir el impacto.....	61
3.2. Impacto cuantitativo bajo el esquema de poblaciones comparables.....	61
3.3. Impacto cualitativo bajo el esquema de poblaciones comparables.....	63
3.4. Análisis de los factores de confusión edad y escolaridad.....	65
3.5. Impacto cuantitativo controlando todos los factores de confusión.....	82
3.5.1. Impacto del programa en el número de consultas prenatales.....	83
3.5.2. Impacto del programa en el total de métodos anticonceptivos conocidos.....	86
3.5.3. Impacto del programa en el número ideal de hijos.....	89
3.5.4. Impacto del programa en el tiempo transcurrido para la primera revisión prenatal.....	91
3.6. Impacto cualitativo controlando todos los factores de confusión.....	93
3.6.1. Impacto del programa en el uso de métodos anticonceptivos.....	93
3.6.2. Impacto del programa en el conocimiento espontáneo de métodos.....	95
3.6.3. Impacto del programa en el conocimiento de métodos con ayuda.....	97
 CONCLUSIONES.....	 99
 BIBLIOGRAFÍA.....	 103

INTRODUCCIÓN

Las políticas sociales forman parte de la política de un país, de las estrategias que se implementan para mejorar las condiciones de vida de la población que presenta mayores carencias. En México, esta política de desarrollo social incorpora activamente a los beneficiarios de los programas, es el caso del Programa Oportunidades, el cual surgió como un programa federal que intentaba beneficiar a la población en pobreza extrema brindándole apoyos en educación, salud, nutrición e ingresos; su enfoque en las familias contemplaba un conjunto de acciones que incorporaban atención en cuanto a perspectiva de género, salud reproductiva y planificación familiar.

En 2003 se realizó, en el marco de la evaluación integral del programa, la Encuesta de Evaluación Rural (ENEVAR) en ella se captó información de la salud reproductiva de las mujeres, tanto de las que eran beneficiarias del programa como de aquellas que no recibían este apoyo, la información que se obtuvo permitió conocer indicadores de tipo cuantitativo y cualitativo.

La elaboración de estudios comparativos para evaluar el efecto del programa a través del impacto de algunas de ellas permite un análisis desde distintas perspectivas, en este trabajo se dio un mayor énfasis para conocer el efecto de variables de tipo cuantitativo como: número ideal de hijos, número de métodos anticonceptivos conocidos, tiempo transcurrido en el embarazo para la primera revisión prenatal y número de consultas prenatales y de tipo cualitativo: condición de uso de métodos anticonceptivos, de conocimiento de métodos anticonceptivos espontáneo (sin ayuda) y de conocimiento de métodos anticonceptivos con ayuda. Dicho análisis se dividió en tres capítulos: en el primero, se presenta la metodología de los estudios comparativos, así como las definiciones y demás requerimientos para su comprensión; en el siguiente capítulo, se presenta el diseño del estudio comparativo para el Programa Oportunidades enfocado particularmente a las características del tamaño de la muestra y de la selección de las mujeres beneficiarias y no beneficiarias; en el tercero, se presentan los resultados de la medición del impacto cuantitativo y cualitativo en la salud reproductiva, y finalmente, se hacen algunos comentarios a modo de conclusiones.

CAPÍTULO 1

LOS ESTUDIOS COMPARATIVOS

1.1. El problema de la comparación de poblaciones

En el diseño y análisis de estudios de evaluación en donde interesa investigar los efectos en los seres humanos de un tratamiento particular, se supone que los investigadores saben qué tipo de efectos están buscando y, precisamente, que hay un resultado de interés definido. Ejemplos de tratamientos y de los correspondientes resultados son: la administración de una droga (tratamiento) para reducir la presión sanguínea (resultado), el uso de cinturones de seguridad (tratamiento) para reducir muertes (resultado) por accidentes automovilísticos, y un programa (tratamiento), para mejorar el nivel de lectura (resultado) de los alumnos de primer grado. Como se puede ver en estos ejemplos, la palabra “tratamiento” es usada en un sentido muy general.

En los ejemplos anteriores el interés se centra en determinar si el tratamiento tuvo algún resultado. En estos ejemplos, el experimento ideal sería llevar a cabo un primer estudio en el que se aplique el tratamiento a un grupo determinado, y otro estudio en donde no se aplique ningún tratamiento al mismo grupo. Sólo en este caso cualquiera de las diferencias entre las medidas resultantes podrían ser directamente atribuidas al tratamiento y podría entonces ser una medida de este efecto.

El experimento ideal por supuesto es imposible, por lo que en lugar de hacer el segundo estudio, se establece un estándar de comparación para evaluar el efecto del tratamiento. Para ser efectivo, este estándar de comparación debe ser un adecuado representante para el desempeño de aquéllos que reciben el tratamiento -grupo tratamiento- si ellos no hubieran recibido el tratamiento. Uno de los objetivos de este capítulo es discutir como establecer tales estándares de comparación para estimar el efecto de un tratamiento. Los estándares de comparación usualmente involucran un *grupo control* o *grupo de comparación* de personas que no reciben el tratamiento.

Por ejemplo, para medir el efecto del uso de cinturones de seguridad sobre el riesgo de sobrevivir a un accidente automovilístico, se puede observar a los conductores involucrados en accidentes de auto y comparar la mortalidad de los accidentes de quienes usaron cinturones de seguridad en el momento del accidente, con la mortalidad en los accidentes de quienes no lo usaron. Los conductores que utilizan el cinturón en el momento del accidente podrían constituir el grupo tratamiento, mientras que quienes no lo usaron constituirían el grupo control. De esta forma, la mortalidad en el grupo control, sería cercana a la mortalidad que el grupo tratamiento habría tenido, de no usar cinturón de seguridad. Si esto sucede, se podría usar la mortalidad del grupo control como un estándar de comparación para la mortalidad del grupo tratamiento.

Desafortunadamente, el uso del grupo control no asegura un adecuado estándar de comparación, ya que entre los grupos pueden existir diferencias en otras variables distintas al tratamiento, las cuales pueden también afectar los resultados, e introducir un sesgo¹ en la estimación del efecto del tratamiento. Para ver cómo esto puede suceder se considera el ejemplo de los cinturones de seguridad con más detalle.

Ejemplo 1. Muerte de conductores y cinturones de seguridad

Considérese un estudio hipotético para determinar si los conductores involucrados en accidentes de auto tienen menos probabilidad de fallecer si usan el cinturón de seguridad. Los registros de accidentes de una carretera particular se revisan y la tasa de mortalidad² para conductores que usaron el cinturón de seguridad se compara con la de conductores que no usaron el cinturón de seguridad. (cuadro 1.1.)

¹ El sesgo de un estimador es la diferencia entre el promedio del valor de los estimadores obtenidos en muchas repeticiones del estudio y el valor real de lo que se está estimando. Un sesgo es la tendencia sistemática de ciertos diseños de ensayos clínicos para producir de forma consistente resultados mejores o peores que otros diseños (<http://www.infodoctor.org/bandolera/b80s-2.html#Heading2>)

² Es el número de defunciones por cada 1,000 habitantes en un año determinado

Cuadro 1.1

Datos hipotéticos de mortalidad en accidentes de autos según uso y no uso de cinturón de seguridad

Conductores	Cinturón de seguridad		
	Uso	No uso	Total
Conductores muertos	10	20	30
Conductores no muertos	40	30	70
Total	50	50	100
<i>Tasa de mortalidad</i>	<i>0.2</i>	<i>0.4</i>	

Los datos del cuadro 1.1 indican que la tasa de mortalidad de los conductores que usaron el cinturón de seguridad es de $10/50=0.2$ y la tasa de los que no usaron cinturón de seguridad es de $20/50=0.4$. Se puede demostrar por el método usual de la ji-cuadrada³ que la diferencia de $0.4-0.2=0.2$ entre las dos tasas es estadísticamente significativa con un nivel de significancia de 0.05. A primera vista los datos parecen demostrar que el uso de los cinturones de seguridad ayuda a reducir la mortalidad en accidentes de auto.

Sin embargo un gran problema con estos datos, es que no toman en cuenta las diferencias en la intensidad de los accidentes de auto, como por ejemplo, la velocidad del vehículo al impacto. Supóngase que las muertes entre estos accidentes con baja velocidad y alta velocidad están dadas en el cuadro 1.2

Cuadro 1.2

Datos hipotéticos de mortalidad en accidentes de autos según uso y no uso de cinturón de seguridad por velocidad al momento del impacto

Conductores	Baja velocidad al impacto			Alta velocidad al impacto		
	Uso	No uso	Total	Uso	No uso	Total
Conductores muertos	4	2	6	6	18	24
Conductores no muertos	36	18	54	4	12	16
Total	40	20	60	10	30	40
<i>Tasa de mortalidad</i>	<i>0.1</i>	<i>0.1</i>		<i>0.6</i>	<i>0.6</i>	

³ La prueba de la Ji-cuadrada es una prueba muy general que se emplea cuando se desea apreciar si unas frecuencias obtenidas empíricamente difieren significativamente o no de las que se esperan bajo cierto conjunto de supuestos teóricos.

Nótese que sumando las celdas correspondientes del cuadro 1.2 se obtiene nuevamente el cuadro 1.1. Es decir, $10 = 6 + 4$, $20 = 2 + 18$, $40 = 36 + 4$, y $30 = 18 + 12$. Sin embargo, al analizar el cuadro 1.2 la conclusión es muy diferente a la del cuadro 1.1. A baja velocidad al impacto, la tasa de mortalidad para conductores que usan cinturón de seguridad es semejante a la de conductores que no usan cinturones de seguridad, es decir 0.1. La tasa de mortalidad a alta velocidad al impacto es mucho mayor, es decir 0.6, pero esta es la misma para los conductores que usan y no usan cinturón de seguridad. Estas tasas de mortalidad sugieren que los cinturones de seguridad no tienen efecto en la reducción de la mortalidad en accidentes de auto, donde más bien el efecto se debe a la velocidad del impacto.

Los datos del ejemplo 1 son hipotéticos. El punto del ejemplo no es negar la utilidad de los cinturones de seguridad pero si se trata de ilustrar como al considerar una variable extra (*velocidad al impacto*) pueden cambiar completamente las conclusiones obtenidas.

Un lector escéptico puede preguntar si hay una explicación creíble para los datos del cuadro 1.2. El punto clave del ejemplo, es que entre los conductores involucrados en accidentes a baja velocidad, es más probable el uso del cinturón de seguridad que en aquellos involucrados en accidentes a alta velocidad. Las proporciones calculadas para la tercera línea del cuadro 1.2, son $40/60$ y $10/40$, respectivamente. Sin embargo los conductores lentos generalmente son más cautelosos que los conductores a alta velocidad, por lo que es más probable que lleven puesto el cinturón de seguridad.

Se dice que la velocidad al momento del impacto es un *factor de confusión* porque está ocultando o disimulando el efecto del factor de riesgo (cinturones de seguridad, o la falta de ellos) en el resultado (muerte o sobrevivencia). En otras palabras, el factor de confusión da lugar a una estimación sesgada del efecto.

Afortunadamente, (como en el ejemplo 1) si los factores de confusión pueden ser identificados y medidos, el sesgo que causan puede ser sustancialmente reducido o eliminado. El propósito de este capítulo es presentar las diversas técnicas estadísticas que se han desarrollado para la reducción del sesgo, con el fin de que los investigadores

entiendan cuando es apropiado aplicar cada técnica y cómo aplicarla.

En todo este capítulo la principal preocupación estará centrada en la *validación interna*, logrando una descripción verdadera del efecto del tratamiento sobre los individuos en el estudio. La pregunta de la *validación externa* sobre si los hallazgos se aplican también a un grupo extenso o a una población no se discutirá en esta tesis.

1.2. Terminología de los estudios comparativos

El primer término que resulta necesario definir en los estudios comparativos es aquel que se refiere al efecto que es de interés para el investigador, el cual se conoce como el *factor resultado* o *factor respuesta*. El procedimiento que producirá efectos en el factor resultado de interés para el estudio se denotará como *tratamiento*, *factor de tratamiento*, o *factor de riesgo*. La palabra "*tratamiento*" se usa generalmente para describir un procedimiento que se aplica para modificar el factor resultado del estudio. El término "*factor de riesgo*", en epidemiología, se usa cuando la exposición al agente es accidental o incontrolable, o cuando el procedimiento se aplica para otro propósito que afecta específicamente el factor resultado. Un ejemplo sería el estudio del efecto de fumar en la incidencia de cáncer pulmonar. El uso del término "*factor de riesgo*" no implica por sí mismo que el procedimiento sea "*riesgoso*".

También se hará mención de cantidades o etiquetas que miden la presencia, la ausencia, el nivel o cantidad de un factor de riesgo, tratamiento, factor resultado, o factor de confusión. Tales cantidades o etiquetas se conocen como *variables*. En el estudio del efecto de los cinturones de seguridad en la mortalidad por accidentes (cuadro 1.1) se puede definir una variable de riesgo que toma valores 1 o 0, dependiendo de si los conductores usaban o no el cinturón de seguridad en el momento del accidente.

Los términos "*grupo de comparación*" y "*grupo control*" se usan indistintamente. Cuando la comparación es entre un nuevo tratamiento y el tratamiento estándar, el tratamiento estándar (al que no se aplica tratamiento) deberá ser el grupo de comparación. Al tratar

con factores de riesgo es común hablar de “*grupos de riesgo*” o de “grupos de exposición” y “*de no expuestos*”. También se pueden tener varios grupos expuestos o en tratamiento correspondientes a diferentes niveles del factor de riesgo o tratamiento.

1.3. Factores de confusión

En la discusión del efecto del uso de los cinturones de seguridad en la mortalidad por accidentes de auto, se observó que la variable velocidad al impacto, puede distorsionar la estimación del efecto del factor de riesgo en el resultado. La distorsión puede presentarse siempre que las siguientes condiciones se cumplan:

1. Que el grupo de riesgo se distribuya de manera diferente con respecto a dicha variable, y
2. Que la variable influya en el resultado.

A las variables que satisfacen las condiciones 1 y 2 se les llama *factores de confusión*. Si se ignoran en el diseño y en el análisis de un estudio comparativo, pueden afectar las conclusiones. Los cuadros anteriores 1.1 y 1.2 son un claro ejemplo de esta situación. En el primero, se considera el efecto del uso de cinturones de seguridad en la mortalidad por accidentes como factor de riesgo, al observar el cuadro 1.2 se tiene además el efecto de la velocidad al impacto (factor de confusión).

1.4. Ajuste por factores de confusión

En el ejemplo 1 el factor de riesgo (uso de cinturón de seguridad) no tiene un efecto real en la mortalidad por accidentes. El cuadro 1.2 muestra que su efecto se debía completamente al factor de confusión (velocidad al impacto). En la mayoría de los estudios, muchos factores pueden tener un efecto en el resultado, y el interés del investigador podría ser estimar la magnitud del efecto del tratamiento además del efecto de los otros factores.

Ejemplo 2. Tasas de café, obesidad, y presión sanguínea:

Supóngase que un médico, Dr. A, quiere evaluar el efecto de tomar café en la presión sanguínea⁴ principalmente en la presión sanguínea diastólica de sus pacientes hombres que toman café regularmente. Se consideran dos niveles del factor de riesgo, tasas de café, correspondientes a pacientes que toman café regularmente (*los bebedores*) y pacientes que no beben café regularmente (*los no bebedores*). La variable resultado, la presión sanguínea diastólica, es una variable numérica.

Debido a que la presión sanguínea es influida también por el peso, entonces los pacientes con sobrepeso tienden a tener presión sanguínea más alta que los pacientes de peso normal. El Dr. A clasifica a todos sus pacientes hombres según su sobrepeso o no sobrepeso, así como por bebedores o no bebedores de café. Supóngase además que el Dr. A calcula la presión sanguínea en milímetros de mercurio (mm Hg) de los pacientes en sus cuatro categorías. Supóngase que la presión sanguínea diastólica promedio de los no bebedores de café que no tienen sobrepeso es de 70mm Hg, y que entre los no bebedores de café que tienen sobrepeso el promedio es de 90mm. También supóngase que el efecto de beber café regularmente incrementa la presión sanguínea en exactamente 4mm Hg, y que no hay otros factores de complicación. Entonces, el promedio de la presión sanguínea diastólica de los bebedores que tienen y no tienen sobrepeso es de 94 y 74 mm Hg, respectivamente.

Cuadro 1.3
Presión sanguínea diastólica según condición
de beber café y peso
promedio (mm Hg)

	Sobrepeso	No sobrepeso
Bebedores	94	74
No bebedores	90	70

⁴ La presión sanguínea normal en adultos es de 120 mm Hg cuando el corazón late (tensión sistólica) y de 80 mm Hg cuando el corazón se relaja (tensión diastólica). Cuando la presión sistólica es igual o superior a 140 mm Hg y/o la presión diastólica es igual o superior a 90 mm Hg, la tensión sanguínea se considera alta o elevada.

Supóngase que el Dr. A intenta estimar el efecto de beber café en la presión sanguínea ignorando el efecto de la obesidad. Él podría comparar la presión sanguínea promedio de los bebedores contra los no bebedores. Para calcular estos promedios el Dr. A necesitará conocer el número de pacientes en cada categoría del cuadro 1.3. Si él tiene 600 pacientes hombres en total, y se consideran dos distribuciones diferentes de sus números, en una distribución “*igual*” (cuadro 1.4) y en una distribución “*desigual*” (cuadro 1.5).

Cuadro 1.4
Distribución “*igual*” de los pacientes del Dr. A

	Sobrepeso	No sobrepeso	Total
Bebedores	100	300	400
No bebedores	50	150	200

En la distribución “*igual*” la proporción de pacientes con sobrepeso entre los bebedores de café ($100/400=0.25$) es la misma que entre los no bebedores ($50/200= 0.25$). En lenguaje estadístico, el cuadro 1.4 no muestra asociación entre beber café y la obesidad. El promedio de la presión sanguínea entre los bebedores, se calcula ponderando los promedios de la línea superior del cuadro 1.3 por el número de pacientes que contribuyen a cada promedio.

De los cuadros 1.3 y 1.4 se tiene:

$$\frac{(94 \times 100) + (74 \times 300)}{100 + 300} = 79 \text{ mmHg}$$

De la segunda línea de los mismos cuadros, el promedio de la presión sanguínea entre los no bebedores es de:

$$\frac{(90 \times 50) + (70 \times 150)}{50 + 100} = 75 \text{ mmHg}$$

La estimación del Dr. A para el incremento del promedio en la presión sanguínea debido a beber café estaría dada por: $79 - 75 = 4$ mm Hg.

Ésta es la respuesta correcta porque coincide con el aumento de 4.0 mm Hg que se asignó a los bebedores de café. Es decir, si no hay asociación entre el factor de riesgo (beber café) y el factor de confusión (obesidad), sería adecuada una comparación directa de la presión sanguínea promedio entre los bebedores y los no bebedores. Aquí el factor obesidad satisface la condición 2 de la definición de un factor de confusión, pero no la condición 1, por lo que la obesidad no es un factor de confusión.

Pero si en lugar de lo anterior los pacientes tienen una distribución “desigual” (Cuadro 1.5), entonces se puede ver que se satisfacen ambas condiciones de la definición de un *factor de confusión*. El cuadro 1.5 muestra que existe una asociación entre bebedores y obesidad, por lo que la obesidad sí será ahora un factor de confusión.

Cuadro 1.5
Distribución “desigual” de los pacientes del Dr. A

	Sobrepeso	No sobrepeso	Total
Bebedores	300	100	400
No bebedores	50	150	200

En este caso la presión sanguínea promedio entre los bebedores será de:

$$\frac{(94 \times 300) + (74 \times 100)}{300 + 100} = 89 \text{ mmHg}$$

Y entre los no bebedores la presión sanguínea promedio será de:

$$\frac{(90 \times 50) + (70 \times 150)}{50 + 150} = 75 \text{ mmHg}$$

El efecto de beber café en la estimación directa del incremento en la presión sanguínea promedio sería de: $89 - 75 = 14$ mm Hg.

Lo cual sería incorrecto.

Este problema no se presentaría si el Dr. A estima por separado el efecto de beber café entre los pacientes con sobrepeso y sin sobrepeso. Usando los valores del cuadro 1.3 se puede observar que el efecto del incremento es de 4 mm Hg entre ambos tipos de pacientes.

Sin embargo, si el Dr. A prefiere calcular una sola medida resumen del efecto de beber café en la presión sanguínea de sus pacientes, se puede multiplicar la presión sanguínea promedio del cuadro 1.3 por un valor hipotético estándar consistente, por ejemplo de 50% de pacientes sin sobrepeso y 50% de pacientes con sobrepeso, estos cálculos permiten interpretar que pasaría con la presión sanguínea promedio si todos los pacientes bebieran café o si ninguno de ellos lo hiciera. Es decir,

$$(94 \times 0.50) + (74 \times 0.50) = 84 \text{ mm Hg}$$

Este cálculo sería la presión sanguínea promedio de la población estándar en la que todos beben café, y:

$$(90 \times 0.50) + (70 \times 0.50) = 80 \text{ mm Hg}$$

Sería el cálculo cuando ninguno de ellos bebiera café. La comparación entre los dos promedios da el resultado correcto. Este procedimiento de ajuste se conoce como *estandarización*⁵.

1.5. Algunas consideraciones cualitativas

Para los dos ejemplos que involucran factores de confusión que se han discutido hasta ahora (cinturones de seguridad para reducir la mortalidad del accidente y efecto de beber café en la presión sanguínea), las relaciones entre los factores son resumidas en las figuras 1.1 y 1.2.

⁵ Ver Anderson et. al. (1970) para mayor detalle de esta técnica.

Figura 1.1
Cinturones de seguridad y mortalidad

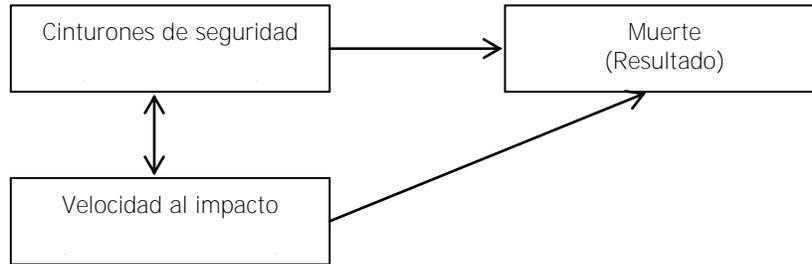
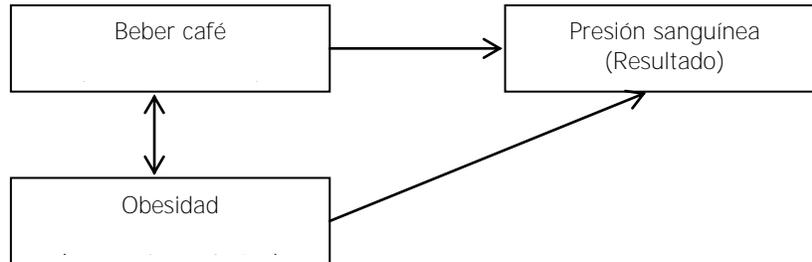


Figura 1.2
Bebedores de café y presión sanguínea

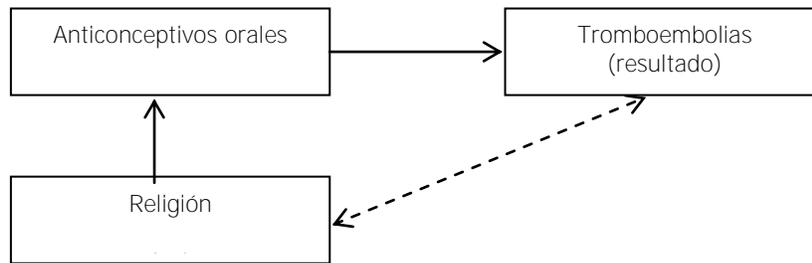


En estas figuras una flecha (\rightarrow) denota un efecto directo. Es decir, $A \rightarrow B$ quiere decir que un cambio en A *produce un cambio* en B , si los demás factores representados en la figura no cambian. Una flecha en ambos sentidos (\leftrightarrow) denota una posible asociación entre los factores A y B , los cuales pueden no tener una interpretación simple del efecto. Los dos factores podrían influenciarse el uno al otro y pueden ser influenciados ambos por otros factores no incluidos en la figura. La relación de principal interés sería, como siempre, entre el factor de riesgo y el resultado. Las figuras indican las propiedades de un factor de confusión: 1) está asociado con el factor de riesgo y 2) influye en el resultado. Como se ha visto, el análisis estadístico correcto para ambos ejemplos 1 y 2 es ajustar por el efecto del factor de confusión. Sin embargo, el siguiente ejemplo, de MacMahon y Pugh (1970, Pág. 256). Sugiere que el ajuste no siempre es necesario.

Ejemplo 3. Ajuste innecesario

Considérese una investigación del efecto de los anticonceptivos orales en el riesgo de tromboembolias⁶ en mujeres. Un factor posiblemente asociado con el factor de riesgo (uso de anticonceptivos orales) es la religión. Las mujeres católicas tendrían menor probabilidad de usar anticonceptivos orales que otras mujeres. La relación entre los tres factores mencionados puede mostrarse en la figura 1.3. Los escépticos agregarían una segunda punta a la flecha que une “Religión” y “Anticonceptivos orales”. Como siempre, la relación entre el factor de riesgo (*uso de anticonceptivos orales*) y el resultado (*tromboembolias*) es el interés principal.

Figura 1.3
Anticonceptivos orales y tromboembolias



Para ampliar la discusión, supóngase que los riesgos reales de sufrir tromboembolias entre usuarias y no usuarias de la píldora anticonceptiva son de 5 y 3 por ciento respectivamente, sin importar la religión. Considérese una población de estudio que consta de 10,000 mujeres católicas y 10,000 mujeres no católicas y supóngase que 20 por ciento de esas católicas y 50 por ciento de las no católicas usan anticonceptivos orales. En el cuadro 1.6 se muestra el número de mujeres en cada categoría de la

⁶ La Organización Mundial de la Salud (OMS) señala que diversos grupos, incluida la Administración de Alimentos y Medicamentos de los Estados Unidos (USFDA) y la Agencia Europea de Medicamentos (EMA), han realizado varios estudios en los que se analiza el riesgo de tromboembolia venosa entre las mujeres que utilizan anticonceptivos hormonales combinados que contienen diferentes tipos de progestágenos señalando que aunque los riesgos absolutos existen son muy pequeños.

población de estudio y el número de esas mujeres que pueden sufrir una tromboembolia si las tasas de 5 y 3 por ciento son aplicadas.

Cuadro 1.6
Número de tromboembolias y número de mujeres por religión y uso de anticonceptivos orales

	Católico	No Católico	Total
Usuarías	2 000	5 000	7 000
(tromboembolias)	(100)	(250)	(350)
No usuarias	8 000	5 000	13 000
(tromboembolias)	(240)	(150)	(390)

En este ejemplo un análisis ignorando la religión daría los riesgos correctos ($350 / 7,000 = 0.05$ y $390 / 13,000 = 0.03$), como sería claro en la construcción del cuadro 1.6. Sin embargo, el factor de confusión religión está aparentemente relacionado no únicamente con el factor de riesgo sino también con el resultado, como se muestra en el cuadro 1.7.

Cuadro 1.7
Totales del cuadro 1.6

	Católico	No Católico
Todas las mujeres	10 000	10 000
Tromboembolias	(340)	(400)

El riesgo de tromboembolias es un poco más alto entre las no católicas que entre las católicas. Al parecer, la religión aquí satisface la definición de un factor de confusión, ya que es un factor de fondo asociado tanto con el factor de riesgo como con el resultado.

Un análisis más detallado revela que la religión no satisface la definición de factor de confusión. Aunque este factor de fondo está asociado con el resultado, éste no afecta al resultado excepto por su efecto en el factor de riesgo. La flecha punteada en la figura 1.3 es una consecuencia de las otras dos flechas en el diagrama.

No obstante, si el investigador decide ajustar por religión como factor de confusión, no se introduce sesgo en este estudio y dependiendo del procedimiento elegido habrá una leve o sustancial pérdida de precisión.

De manera general, se puede decir que el ajuste innecesario (ajuste por un factor de fondo que no es en realidad un factor de confusión) no introducirá sesgo en ningún estudio excepto en algunas circunstancias muy especiales. Sin embargo, la precisión del efecto del tratamiento estimado puede ser reducida.

1.6. Variables Proxy⁷

Retomando el ejemplo 3, si se consideran los posibles efectos de otras importantes variables de fondo, de hecho, la corrección por el efecto de la religión resulta útil si se asocia con una variable de confusión no medida en el estudio. La religión podría ser llamada una variable *proxy*. Esto podría pasar, por ejemplo, en los siguientes casos:

1. Si el riesgo de tromboembolias se ve afectado por las diferencias en la dieta y en los hábitos alimenticios de las mujeres católicas y las no católicas. La dieta entonces confundiría, porque estaría relacionada con ambos, con el factor de riesgo (uso de anticonceptivos orales) a través de su relación con la religión y con el resultado (tromboembolias).
2. Si el riesgo de tromboembolias está afectado por el tamaño de la familia, y las mujeres católicas tienen más hijos que las mujeres no católicas. Aquí el tamaño de la familia podría confundir por la misma razón que la dieta en el caso anterior.

⁷ En estadística, una variable proxy, también llamada representativa, es algo que de por sí no tiene gran interés, pero de la cual se pueden obtener otras de mucho interés. Para que esto sea posible, la variable proxy debe poseer una fuerte correlación, pero no necesariamente lineal o positiva, con el valor inferido. No tiene ningún valor si los datos no ajustan a alguna relación (los datos se representan en una nube de certidumbre).

El investigador podría ajustar por religión como un sustituto de los factores de confusión no medidos. Desgraciadamente, la asociación entre la variable intermedia y el factor de confusión no medido necesita ser bastante fuerte para poder hacer la sustitución.

1.7. Definiendo los factores

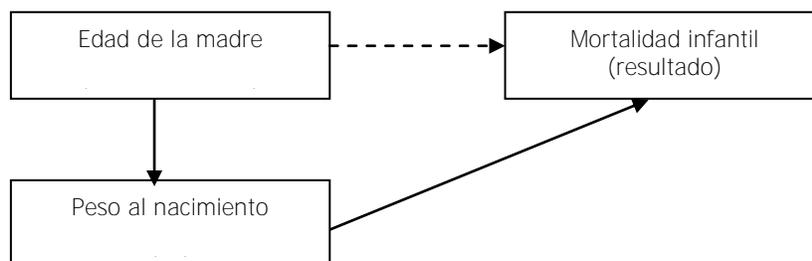
En algunas circunstancias relacionadas con la identificación de los factores de confusión, la definición del factor de riesgo puede de hecho introducir sesgo en el estudio. Para comprenderlo considérese el siguiente ejemplo.

Ejemplo 4. Edad materna y mortalidad infantil

Suponga que se quiere determinar el efecto de la edad materna en la mortalidad infantil. El peso al nacimiento se puede considerar como un factor de confusión, ya que las madres jóvenes tienen bebés de bajo peso y los bebés de bajo peso tienen una alta mortalidad. Sin embargo, ajustar por el peso de los nacimientos en el análisis sería erróneo, porque podría ajustarse la mayor diferencia observada, el peso de los nacimientos en este ejemplo es un tipo de resultado intermedio el cual lleva al resultado final de interés, la figura 1.4 resume las relaciones entre los tres factores. Si el efecto de la edad materna en la mortalidad infantil es completamente atribuible a su efecto en el peso del recién nacido, un análisis ajustando el peso al nacimiento podría indicar que no existe ninguna asociación entre la edad materna y la mortalidad infantil.

Figura 1.4

Edad de la madre y mortalidad infantil



Por supuesto, es posible que la edad materna afecte a la mortalidad infantil por medio de otros factores que no sea el peso del recién nacido. Dos niños de idéntico peso al nacimiento pero cuyas madres tienen diferentes edades estarían entonces sujetos a diferentes riesgos. Un investigador interesado en el efecto de estos otros factores debe ajustar por el peso al nacimiento. La nueva estimación ajustada del efecto del factor de riesgo diferiría de la estimación sin ajustar, porque la definición del investigador del factor de riesgo sería diferente.

1.8. Situación ideal

En una situación hipotética ideal donde se puede observar en el mismo grupo de individuos el resultado obtenido de aplicar y de no aplicar el *tratamiento*, se puede calcular el efecto del tratamiento en cada individuo como la diferencia entre sus resultados bajo las dos condiciones. Se podría definir una medida del efecto del tratamiento por cada individuo como la diferencia entre sus resultados con y sin el tratamiento. Si todos los sujetos son exactamente iguales, esta medida podría ser la misma para cada uno. Pero lo más común es que las diferencias entre los sujetos varíen, posiblemente respecto a los factores de confusión. Un tratamiento puede por ejemplo, estar beneficiando más a los jóvenes que a las personas mayores; así el efecto varía con respecto a la edad. Por lo tanto es importante definir una medida resumen del efecto del tratamiento en todo el grupo.

1.9. Medidas del efecto del tratamiento

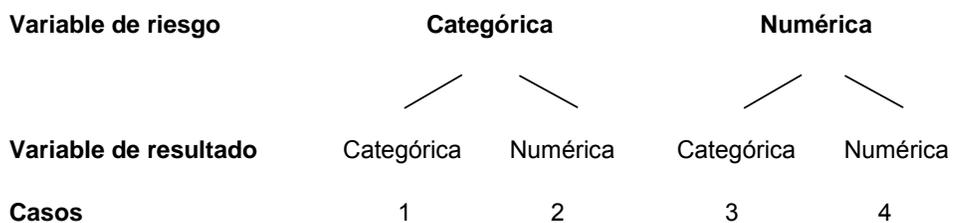
La elección para medir el efecto del tratamiento depende de la forma de las variables de riesgo y resultado. Para esto es útil distinguir entre variables *numéricas* y *categorías*. Los valores que se observan en una variable numérica son números, mientras que los de una variable categórica son etiquetas. Así la edad expresada en años es una variable numérica, en tanto que la edad expresada como joven, adulto y adulto mayor es una variable categórica, o bien la religión expresada como católico, protestante, judío, entre otras, también describe una variable categórica. Como los niveles de una variable

numérica son números, se pueden combinar para calcular, por ejemplo, un promedio (la edad media de un grupo de individuos). En cambio, en las variables categóricas solo se pueden contar los individuos que pertenecen a una u otra categoría (hay 45 jóvenes, 30 adultos, y 60 adultos mayores). Las variables categóricas con sólo dos posibles niveles (programa de lectura intensiva y programa de lectura normal) se llaman variables dicotómicas.

Además, se distingue algunas veces entre una variable *categórica ordenada*, tal como la edad agrupada, y una variable *categórica no ordenada*, tal como la religión, el estado civil, sexo, etc. Para las variables categóricas ordenadas existe un orden intrínseco de los niveles (Ej., joven/ adulto /adulto mayor), mientras que para las no ordenadas no existe ninguna relación entre los niveles, es decir no se puede establecer un orden en particular de las diferentes religiones, estado civil o sexo. Una variable numérica puede ser creada de una variable categórica ordenada asignándole números o puntaje a los diferentes niveles (Ej., -1 a joven, 0 a de adulto, y 1 a adulto mayor). Usando variables numéricas y categóricas, se pueden distinguir cuatro diferentes situaciones, como se muestra en la figura 1.5.

Figura 1.5

Diferentes casos para medidas de los efectos del tratamiento



Caso 1: Si se considera primero el efecto de un tratamiento en un resultado dicotómico, específicamente muerte o supervivencia, se usan normalmente tres medidas del efecto

del tratamiento⁸. Se definen las tres medidas y se ilustra su uso con los datos dados en el cuadro 1.8.

Cuadro 1.8

Medidas del efecto del tratamiento para tratamientos y resultados dicotómicos

	Ejemplo (a)		Ejemplo (b)		Ejemplo (c)	
	Tratamiento	Control	Tratamiento	Control	Tratamiento	Control
Tasa de mortalidad	0.06	0.01	0.55	0.50	0.60	0.10
Tasa de sobrevivencia	0.94	0.99	0.45	0.50	0.40	0.90
Diferencias de las tasas de mortalidad (Δ)	0.06 - 0.01 = 0.05		0.55 - 0.50 = 0.05		0.60 - 0.10 = 0.50	
Riesgo relativo (θ)	$\frac{0.06}{0.01} = 6.0$		$\frac{0.55}{0.50} = 1.1$		$\frac{0.60}{0.10} = 6.0$	
Cociente de momios (Ψ)	$\frac{\left(\frac{0.06}{0.01}\right)}{\left(\frac{0.01}{0.99}\right)} = 6.32$		$\frac{\left(\frac{0.55}{0.45}\right)}{\left(\frac{0.50}{0.50}\right)} = 1.22$		$\frac{\left(\frac{0.06}{0.40}\right)}{\left(\frac{0.10}{0.90}\right)} = 13.50$	

Nótese que en los tres ejemplos del cuadro 1.8 el tratamiento es dañino ya que la tasa de mortalidad es más alta en el grupo tratamiento que en el grupo control. Las tres medidas de los efectos del tratamiento son:

- ✓ La diferencia en la tasa de mortalidad (Δ) entre los grupos tratamiento y control. (En epidemiología esto se conoce como el riesgo atribuible). En el ejemplo (a) en el cuadro 1.6, $\Delta = 0.05$ que significa que el riesgo de morir es 0.05 veces mayor en el grupo tratamiento.
- ✓ El riesgo relativo (θ) se define como el cociente de la tasa de mortalidad en el grupo tratamiento con respecto a la tasa de mortalidad en el grupo control. En el ejemplo (c) en el cuadro 1.8, $\theta = 6$ que implica que el riesgo de morir en el grupo tratamiento (0.6) es 6 veces más alto que el riesgo de morir en el grupo control (0.1).
- ✓ El cociente de momios (φ) o *el cociente del producto cruzado* se basa en la noción de apuestas o momios. Los momios de un evento se definen como el cociente de la

⁸ Véase Fleiss, (1973) y Sheps, (1959).

probabilidad del evento con respecto a la probabilidad de su complemento. Por ejemplo, las probabilidades de morir en el grupo tratamiento del ejemplo (c) son iguales a la tasa de mortalidad (0.6) dividida entre la tasa de supervivencia (0.4), o 1.5. Cuando los momios de morir son más grandes que 1, el riesgo o probabilidad de morir es mayor que el de sobrevivir. Ahora bien, el cociente de momios en nuestro ejemplo es el cociente de los momios de morir en el grupo tratamiento (1.50) entre los momios de morir en el grupo control ($\frac{0.1}{0.9} = 0.11$), lo que da como resultado 13.5.

Es decir, los momios de morir son 13.5 veces más altos en el grupo tratamiento. El cociente de momios también se puede calcular como el cociente del producto de las celdas de la diagonal del cuadro 1.8. Por lo anterior el cociente de momios también se conoce como el cociente del producto cruzado. En nuestro ejemplo se tiene que:

$$\psi = \frac{\frac{0.6}{0.4}}{\frac{0.1}{0.9}} \quad \text{cociente de momios}$$

$$\psi = \frac{(0.6) \times (0.9)}{(0.4) \times (0.1)} = 13.5 \quad \text{cociente del producto cruzado}$$

Las tres medidas del efecto del tratamiento –el riesgo atribuible (Δ), el riesgo relativo (θ), y cociente de momios (φ)- están relacionados de la siguiente manera:

1. Si el tratamiento no tiene efecto (es decir, las tasas de mortalidad son iguales en los grupos control y tratamiento, entonces $\Delta = 0$ y $\theta = \varphi = 1$.
2. Si Δ es negativo o φ es menor que 1, el tratamiento es benéfico. Por el contrario si Δ es positivo y θ y φ son mayores que 1, el tratamiento es dañino.
3. Si las tasas de mortalidad en los grupos tratamiento y control son bajas, el cociente de momios y el riesgo relativo son aproximadamente iguales [ver, Ej. cuadro 1.8, ejemplo (a)].
4. En ciertos tipos de estudio, sólo lo tiene sentido calcular el cociente de momios. En estos estudios el número total de muertes y de sobrevivientes se fijan por el

investigador, de manera que la tasa de mortalidad y por tanto las diferencias entre las tasas de mortalidad y los riesgos relativos no son interpretables.

Los tres ejemplos del cuadro 1.8 fueron escogidos de tal manera que (a) y (b) conducen a la misma diferencia de tasas y (a) y (c) al mismo riesgo relativo. Estos ejemplos muestran que el valor de una de las tres medidas no tiene relación en la predicción del valor de cualquiera de las otras dos: aunque (a) y (b) tienen la misma Δ de 0.05, sus riesgos relativos (6.00 y 1.10) son extremadamente diferentes.

Varios factores influyen en la elección de la medida del efecto del tratamiento. La elección puede depender de la manera como la medida va a ser usada. Por ejemplo, una diferencia en la tasa de mortalidad daría una mejor idea del impacto que el tratamiento tendría si se aplicara a toda la población enferma⁹. Berkson¹⁰, observa el efecto de fumar en la supervivencia, señalando este punto al decir que "*por supuesto, desde un punto de vista estrictamente práctico, solo interesa el incremento en el número de muertes*". En cambio, el riesgo relativo puede destacar una relación entre un factor de riesgo y un factor resultado. Hill (1965) comentó que aunque 71 de cada 10,000 y 5 de cada 10,000 son ambas tasas de mortalidad muy bajas, la primera es 14 veces la segunda. Entonces para la selección de una medida se puede uno guiar basándose en el objetivo del estudio.

También, el investigador puede creer que un modelo es más apropiado que otro, expresando cómo el tratamiento afecta el resultado, y entonces usar los datos disponibles para probar sus creencias. Ese modelo particular puede sugerir una medida del efecto del tratamiento. Esto aplica para cualquiera de los cuatro casos considerados.

Caso 2: Cuando la variable de resultado es numérica (Ej., el peso, la presión sanguínea), la diferencia del promedio de la variable de resultado entre el grupo de tratamiento y el grupo de comparación es una medida natural del efecto del tratamiento. Por ejemplo, el

⁹ MacMahon y Pugh, 1970.

¹⁰ 1958; también citado en Fleiss, 1973.

Dr. A puede calcular la presión sanguínea promedio entre los bebedores de café y los no bebedores y tomar la diferencia como una medida del efecto del tratamiento.

El Dr. A puede creer que existen dos formas diferentes de cómo el beber café puede afectar la presión sanguínea. Sea Y_1 y Y_0 la presión sanguínea del paciente que bebe café y de otro que no bebe café. Primero, el que bebe café puede incrementar su presión sanguínea por una cierta cantidad Δ , la cual es la misma para todos los pacientes:

$$Y_1 = Y_0 + \Delta \text{ para cualquier paciente (ignorando la variación aleatoria).}$$

Segundo, el beber café puede aumentar la presión sanguínea de manera proporcional a la presión sanguínea de cada paciente. Si π es este coeficiente de proporcionalidad, entonces:

$$Y_1 = \pi Y_0 \text{ para cualquier paciente.}$$

Tomando logaritmos en cada lado de esta expresión, tenemos:

$$\log Y_1 = \log Y_0 + \log \pi$$

Nótese que se ha transformado un efecto multiplicativo (π) en un efecto aditivo ($\log \pi$) para cambiar la escala de las variables a través de funciones logarítmicas.

En el primer caso Δ podría ser la medida del efecto del tratamiento sugerido por el modelo, el cual el Dr. A, podría estimar por la diferencia del promedio de la presión sanguínea, entre el grupo de bebedores de café y grupo de los no bebedores de café. En el segundo caso, él podría considerar $\log \pi$ como una medida del efecto del tratamiento, el cual se podría estimar por la diferencia del logaritmo de los promedios de la presión sanguínea entre los dos grupos. O él puede encontrar π más fácil de interpretar como una medida del efecto del tratamiento e invertir la transformación en las unidades originales por la función exponencial. Claramente, con los datos a la mano (ver cuadro 1.3), el primer modelo (y de aquí Δ) es más apropiado.

Caso 3: Un ejemplo del caso 3, donde la variable de riesgo es numérica y el resultado es categórico, es un estudio en el que interesa el efecto si se aumenta la dosis de una droga en la probabilidad de sobrevivir. Los momios de morir se pueden definir para cada dosis de la droga. El efecto de la droga se puede determinar al observar el cambio en los momios de morir conforme la dosis se incrementa. Un modelo mucho más usado es aquel en el que se supone que para cualquier incremento de la dosis para una unidad, el logaritmo de los momios cambia por una cantidad constante. Esta cantidad se toma como la medida del efecto del tratamiento.

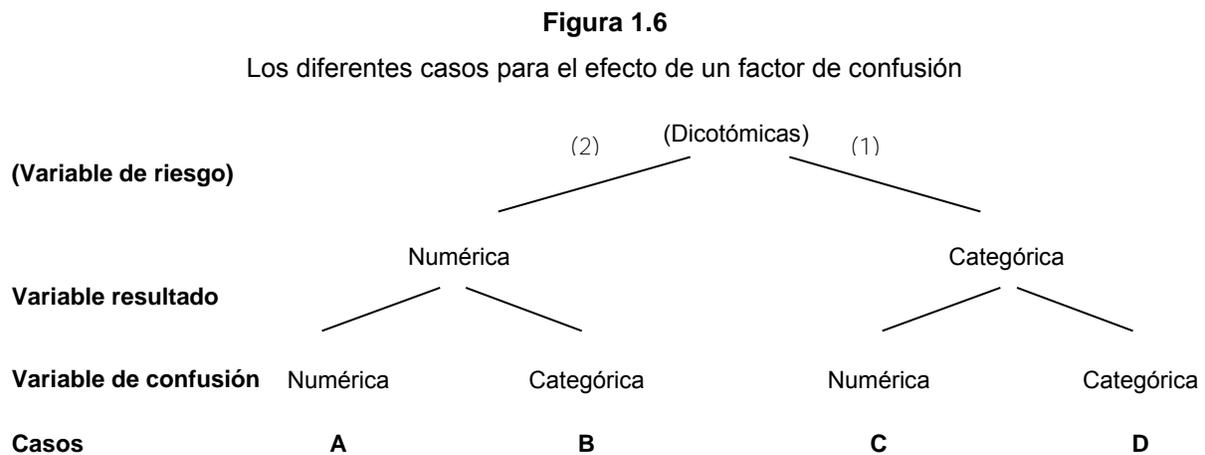
Caso 4. En este caso, ambos tanto el factor de riesgo como la variable resultado son numéricas. Supóngase que queremos observar el efecto del incremento en la dosis de una droga en la presión sanguínea; si una línea recta se ajusta a los datos puntuales de la presión sanguínea, la pendiente de la línea se puede considerar como una medida del efecto de la droga y representa el cambio en la presión sanguínea por cada unidad de incremento en la dosis. Las técnicas de regresión se pueden usar en este caso.

De la discusión de estos cuatro casos, debe quedar claro que una medida del efecto del tratamiento, no sólo depende de la forma del riesgo y la variable resultado, sino también del objetivo del estudio, la escala de las variables, y los modelos apropiados determinados por el investigador.

1.10. El efecto cuando hay factores de confusión

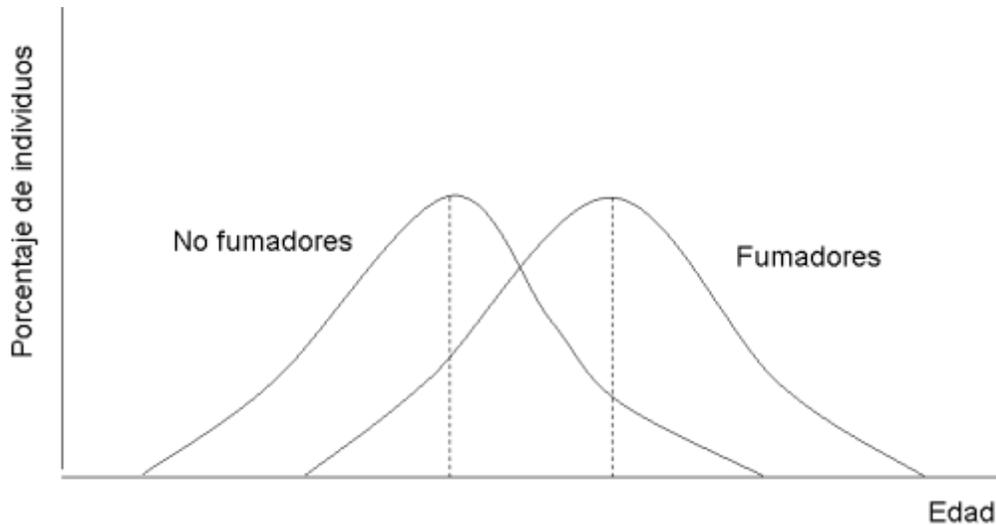
De las secciones anteriores sabemos que debemos ser cuidadosos con los factores de confusión cuando se comparan individuos de un grupo tratamiento y de un grupo control para determinar el efecto de un *tratamiento*. El propósito de esta sección es mostrar cómo un factor de confusión distorsiona la estimación del efecto del tratamiento, cómo el cociente de momios bruto o las diferencias en los resultados promedio no son buenas estimaciones del efecto del tratamiento en presencia de factores de confusión.

Como antes, se consideraron casos diferentes, dependiendo de como el resultado y los factores de confusión sean medidos (es decir, si son numéricos o categóricos). Se consideran aquí sólo variables de riesgo dicotómicas, un nivel establecido para el tratamiento y el otro para la comparación. En la figura 1.6 se ilustran las cuatro posibilidades. Los números (2) y (1) en la parte superior de la figura se refieren al caso categórico y numérico respectivamente de la figura 1.5 y éste indica cual medida del efecto del tratamiento es apropiado para los casos A, B, C, y D.



Un ejemplo del **caso A** puede ser un estudio del efecto de fumar en la presión sanguínea donde la edad expresada en años sería un factor de confusión. Supóngase que los grupos de fumadores y no fumadores que se compararon tienen distribuciones por edad como las mostradas en la figura 1.7. Nótese que hay muy pocos fumadores jóvenes y muy pocos no fumadores adultos. La edad promedio de fumadores es mayor que la edad promedio de los no fumadores.

Figura 1.7
Distribución de la edad en los grupos
de fumadores y no fumadores.



Además, supóngase que se dispone de una gráfica de la presión sanguínea contra la edad en cada grupo, figura 1.8. Esta gráfica sugiere que la presión sanguínea está relacionada linealmente con la edad, con igual pendiente entre fumadores y no fumadores. Si se denota la presión sanguínea por Y , y la edad por X y se usan los subíndices F para fumadores y NF para no fumadores, se tiene ignorando la variación aleatoria que,

$$Y_F = \alpha_F + \beta X_F \quad \text{en el grupo de fumadores}$$

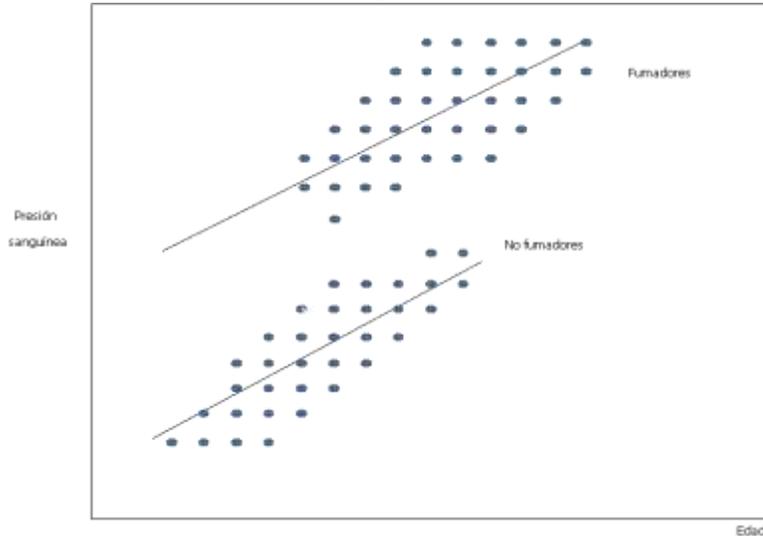
$$Y_{NF} = \alpha_{NF} + \beta X_{NF} \quad \text{en el grupo de no fumadores}$$

Obsérvese que en las dos ecuaciones aparece la misma pendiente β , pero las ordenadas al origen α_F y α_{NF} son diferentes.

Nótese que la edad satisface las condiciones de la definición de un factor de confusión (página 6), es decir, tiene una distribución diferente en el grupo de los fumadores y de los no fumadores (figura 1.7) y afecta la presión sanguínea dentro de cada población (figura 1.8). Si se asume que la edad y el fumar son los únicos factores que afectan la presión

sanguínea, se puede medir el efecto de fumar por la distancia vertical entre las dos líneas de la figura 1.8 (es decir, $\alpha_F - \alpha_{NF}$).

Figura 1.8
Relaciones de presión sanguínea con la edad en los grupos de los fumadores y los no fumadores



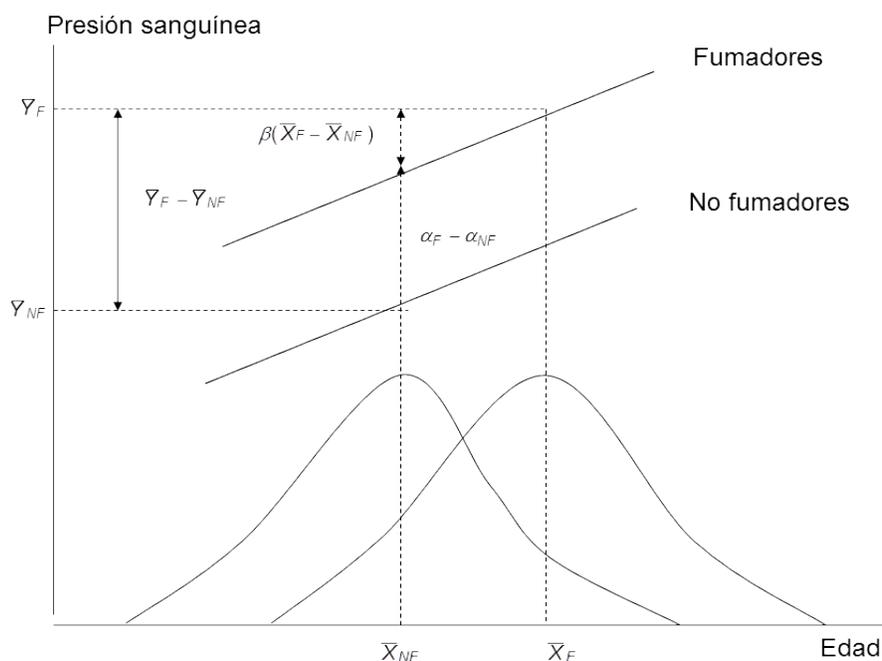
En la discusión del caso 2 señalado en la figura 1.5 se sugirió medir el efecto del tratamiento mediante la diferencia entre los promedios de los resultados: en este ejemplo por $\bar{Y}_F - \bar{Y}_{NF}$, la diferencia entre la presión sanguínea promedio en el grupo de fumadores y en el grupo de no fumadores. Donde

$$\begin{aligned}\bar{Y}_F &= \alpha_F + \beta \bar{X}_F \\ \bar{Y}_{NF} &= \alpha_{NF} + \beta \bar{X}_{NF} \\ \bar{Y}_F - \bar{Y}_{NF} &= (\alpha_F + \beta \bar{X}_F) - (\alpha_{NF} + \beta \bar{X}_{NF}) \\ &= (\alpha_F - \alpha_{NF}) + \beta(\bar{X}_F - \bar{X}_{NF}) \\ &= \text{Tratamiento del efecto} + \text{sesgo)}\end{aligned}$$

De esta manera si se usa la diferencia en la presión sanguínea promedio, en nuestro ejemplo sobrestimamos el efecto del tratamiento por la cantidad $\beta(\bar{X}_F - \bar{X}_{NF})$, la cual se

conoce como el sesgo¹¹. Esta situación se representa en la figura 1.9 en donde se combinan las figuras 1.7 y 1.8 (En la figura 1.9, las distribuciones de la edad en cada grupo de la figura 1.7 aparecen en la parte inferior de la figura y las relaciones entre la presión sanguínea y la edad de la figura 1.8 aparecen en líneas continuas. El eje vertical de la figura 1.7 no se muestra de manera explícita. Nótese que si la edad no fuera un factor de confusión, la distribución de la edad sería la misma en los dos grupos. (Es decir, $\bar{X}_F - \bar{X}_{NF} = 0$) o bien que la edad no estuviera relacionada con la presión sanguínea (es decir que $\beta = 0$); en ambos casos el sesgo sería 0.

Figura 1.9
Efecto del tratamiento y sesgo



Como un ejemplo del **caso B**, se considera el sexo como un factor de confusión. Si la diferencia en el promedio de la presión sanguínea para fumadores y los no fumadores es

¹¹En estadística y epidemiología (y, en general, en la investigación científica de cualquier disciplina), un sesgo es un error que aparece en los resultados de un estudio debido a factores que dependen de la recolección, el análisis, la interpretación, la publicación o la revisión de los datos que puede conducir a conclusiones que son sistemáticamente diferentes de la verdad o incorrectas acerca de los objetivos de una investigación. Este error puede ser sistemático o no, y es diferente al error aleatorio.

la misma para hombres y mujeres, esta diferencia podría considerarse como el efecto del tratamiento (otra vez, suponiendo que no hay otros factores, más que fumar y sexo, que afecten a la presión sanguínea). Pero si los hombres tienen presión sanguínea más alta que las mujeres y si es más probable que el hombre fume que la mujer, entonces la diferencia total en el promedio de la presión sanguínea entre fumadores y no fumadores estaría sesgada como en el caso A.

Para ilustrar el **caso C**, donde el resultado es categórico y el factor de confusión es numérico, supóngase que el interés radica en el efecto de fumar en la mortalidad, y una vez más se considera la edad como un factor de confusión. Supóngase la misma distribución de la edad que en el ejemplo de la figura 1.7. Ahora considérese, por ejemplo, el grupo de fumadores: a cada grupo de edad le corresponde una tasa de mortalidad, y una gráfica de la tasa de mortalidad contra la edad sugiere una relación simple entre ellos; de igual forma en el grupo de los no fumadores. Por ejemplo, en la figura 1.10 (a), se asume que la relación entre tasa de mortalidad y edad podría ser descrita por una curva exponencial en cada grupo, o que la relación entre los logaritmos de la tasa de mortalidad y la edad podrían ser descritos por una línea en cada grupo, figura 1.10 (b).

Figura 1.10 (a)
Relación entre tasa de mortalidad y edad

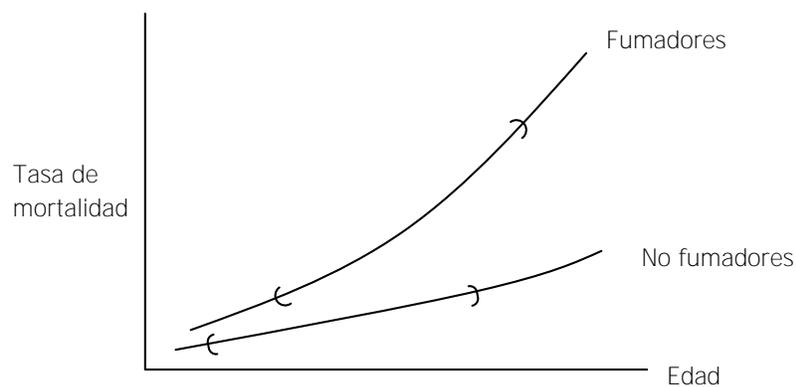
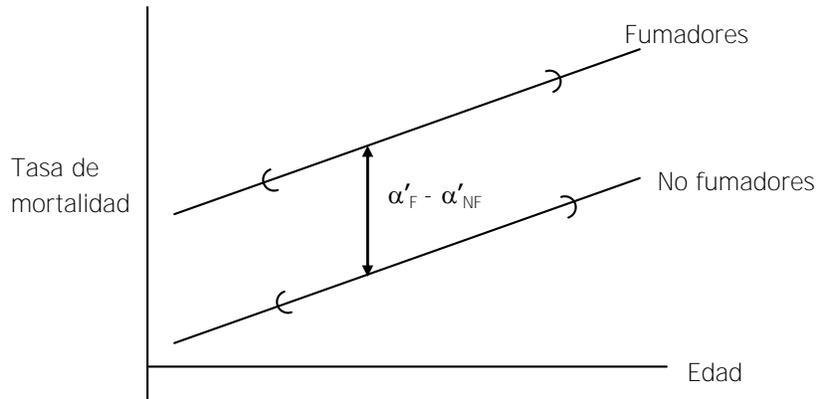


Figura 1.10 (b)
Relación logarítmica entre la tasa de mortalidad y la edad



Como se puede ver en la figura 1.10 (b), se ha asumido también que la distancia entre las líneas rectas es la misma para cada edad (es decir, la diferencia en los logaritmos de las tasas de mortalidad es una constante $\alpha'_F - \alpha'_{NF}$). Nótese que esta diferencia es el logaritmo del riesgo relativo, y por lo tanto el riesgo relativo es el cociente de la tasa de mortalidad del grupo que fuma, r_F , entre la tasa de mortalidad en el grupo de los no fumadores r_{NF} . Esto es,

$$\log r_F - \log r_{NF} = \alpha'_F - \alpha'_{NF}$$

lo cual implica que

$$\log \frac{r_F}{r_{NF}} = \alpha'_F - \alpha'_{NF}.$$

Por lo que considerando un modelo con el mismo riesgo relativo en cada edad. Los paréntesis en la figura 1.10 (b) indican los rangos de los riesgos de muerte para fumadores y no fumadores correspondiente a los rangos de edad de la figura 1.7. Un riesgo relativo bruto obtenido al dividir la tasa total de mortalidad del fumador por la tasa total de mortalidad de los no fumadores sobrestimaría el verdadero riesgo relativo, porque los fumadores observados son más viejos que los no fumadores.

La confusión en el **caso D** opera de manera similar al **caso B**, excepto que la hipótesis inicial es que el riesgo relativo de morir para los fumadores contra los no fumadores es el mismo para hombres y mujeres.

1.11. El efecto del tratamiento dependiente en un factor de confusión

En los ejemplos anteriores se ha asumido un efecto del tratamiento idéntico para todos los individuos. En la figura 1.8, por ejemplo, fumar incrementa la presión sanguínea en la misma cantidad para todos. La hipótesis del efecto constante del tratamiento normalmente se hace por simplicidad, pero puede ser más realista suponer que el tratamiento actúa de manera diferente en los individuos. Esta variabilidad puede ser modelada suponiendo que el efecto del tratamiento es una función de uno o varios factores de confusión. Por ejemplo, el efecto de una cirugía se compara con la administración estándar de medicamentos en el tratamiento de enfermedades cardiovasculares dependiendo en particular de la edad del paciente, el estado de la presión sanguínea, y las características del corazón como medidas para varias variables. Puede o no puede ser deseable referirse entonces a una medida resumen del efecto del tratamiento, como se ilustra en los dos siguientes casos hipotéticos.

Por facilidad se supone que el efecto de la cirugía depende sólo de la edad y que las relaciones entre edad y mortalidad cardiovascular, tanto para la cirugía como para la administración estándar de medicamentos se muestra en las figuras 1.11 (a) y (b); en ambos casos, el logaritmo de la tasa de mortalidad cardiovascular es una función lineal de la edad bajo cada tratamiento. Se puede observar que en la figura 1.11 (b) las dos líneas se cruzan, mientras que en la figura 1.11 (a) no. En ambos casos, la comparación de la cirugía y la administración estándar de medicamentos dependen de la edad. En la figura 1.11 (a), la cirugía es siempre asociada con una tasa de mortalidad más baja, su mayor beneficio es entre los pacientes jóvenes (x_1). En este caso, un resumen del efecto del tratamiento tal como una diferencia entre el promedio logarítmico de las tasas de mortalidad daría información útil sobre el efecto de la cirugía.

En contraste con la figura 1.11 (b), donde la cirugía tiene mayor beneficio en pacientes jóvenes (x_1), mientras que para pacientes mayores (x_2) la administración de medicamentos estándar es más recomendable. En este caso la medida resumen daría una imagen distinta del efecto de la cirugía.

Figura 1.11 (a)
Primer ejemplo de interacción

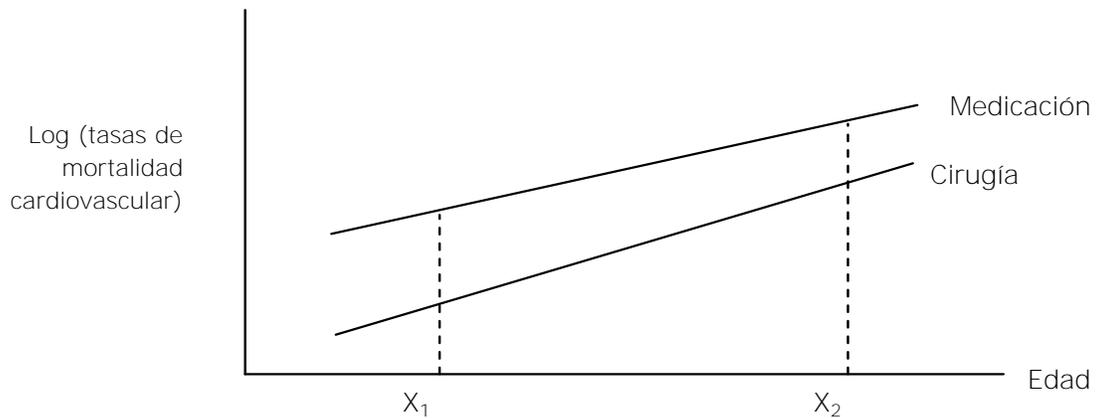
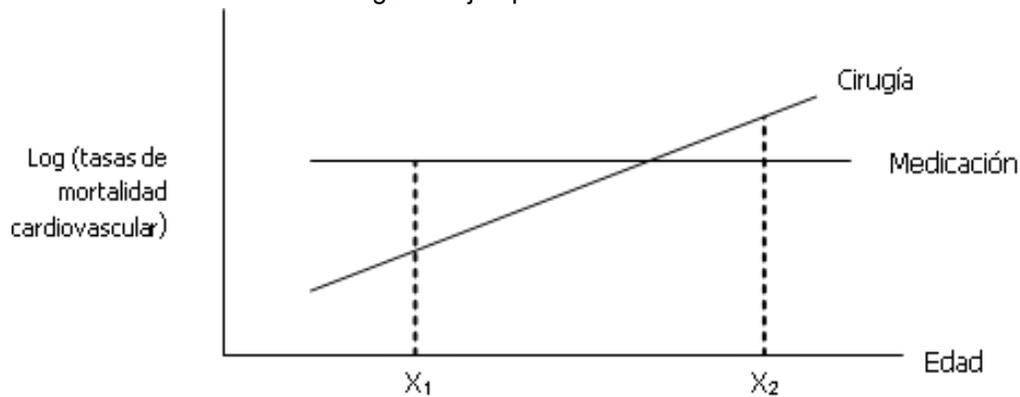


Figura 1.11 (b)
Segundo ejemplo de interacción



Cuando el efecto del tratamiento está relacionado con un factor de confusión de esta manera, se dice que aquí hay una *interacción* entre el factor tratamiento y el factor de

confusión. La presencia o ausencia de interacción depende de la medida seleccionada para expresar el efecto del tratamiento.

Ejemplo 5 Tratamiento para cáncer de mama

Considerando los datos que se presentan en el cuadro 1.9, el cual proviene de un estudio aleatorio (Atkins et al., 1972) en el que se comparan dos formas de tratamiento quirúrgico para cáncer de mama. La variable resultado es la presencia o ausencia de recurrencia de tumores malignos después de la cirugía. Los pacientes fueron divididos en dos grupos, dependiendo de la etapa de la enfermedad antes de la cirugía.

Cuadro 1.9
Tratamiento quirúrgico para cáncer de mama

Etapa	Procedimiento quirúrgico	
	Tilectomía extensa	Mastectomía radical
Etapa clínica 1		
Reaparición	15	4
No aparición	97/112=0.86	104/108=0.98
	Diferencia de tasas = $(15 / 112) - (4 / 108) = 0.10$	
	Riesgo relativo = $(15 / 112) / (4 / 108) = 3.62$	
	Cociente de momios = $(15 * 114) / (4 * 97) = 4.02$	
Etapa clínica 2		
Reaparición	30	9
No aparición	40/70=0.57	71/80=0.89
	Diferencia de tasas = $(30 / 70) - (9 / 80) = 0.32$	
	Riesgo relativo = $(30 / 70) / (9 / 80) = 3.81$	
	Cociente de momios = $(30 * 71) / (40 * 9) = 5.92$	

^a Tratamiento = procedimiento quirúrgico; resultado = reaparición; factor de confusión =etapa clínica

Debido a que tanto la variable de riesgo como la de resultado son categóricas, tres medidas del efecto del tratamiento pueden ser calculadas para cada etapa: la diferencia en las tasas de recurrencia, riesgo relativo y cociente de momios (véase cuadro 1.9). A su

vez se tiene que el riesgo relativo es casi el mismo para los pacientes en etapa 1 y en etapa 2 (3.62 contra 3.81). Mientras que el cociente de momios y la diferencia de tasas dependen de la etapa (4.02 contra 5.92 y 0.10 contra 0.32). En otras palabras, existe una interacción si el efecto del tratamiento es expresado en términos de las últimas dos medidas, pero no hay interacción si es medida mediante el riesgo relativo.

Ya que el logaritmo del riesgo relativo es igual a la diferencia de los logaritmos de las tasas ($\log \theta = \log r_1 - \log r_2$), éste es un ejemplo donde un análisis en las unidades originales muestra una interacción (tasa de recurrencia), mientras que en un análisis con una escala diferente no existe (log – tasas de recurrencia). Muchas veces, sin embargo, las interacciones pueden no ser removidas cambiando la escala. Si en los ejemplos anteriores, los pacientes de la etapa 1 tuvieron menos recurrencias con tilectomías que con mastectomías, pero lo contrario hubiera sido cierto para los pacientes en etapa 2, no habría ninguna manera de evitar la interacción. La figura 1.11 (b) muestra otro ejemplo de interacciones no removibles.

Aunque es deseable evitar la interacción ya que una sola medida puede entonces describir completamente el efecto del tratamiento, algunas veces como ya se ha señalado, ya que una medida del efecto del tratamiento es más útil que otras, esta medida debe ser usada aún si hay interacción.

CAPÍTULO 2

DISEÑO DE UN ESTUDIO COMPARATIVO PARA EL PROGRAMA OPORTUNIDADES

2.1. Programa Oportunidades

El principal objetivo del Programa Oportunidades consistía en apoyar a las familias que vivían en condiciones de pobreza extrema a fin de potenciar las capacidades de sus miembros a través del mejoramiento de las condiciones de educación, salud y alimentación. Para este Programa, estos tres componentes constituían una tríada estratégica de acciones dirigidas a combatir la pobreza extrema. Los supuestos que vinculaban a cada uno de los componentes consideraban que:

- 1) un mayor nivel de educación permitiría aprovechar mejor los servicios de salud, porque éstos posibilitan una mayor comprensión de la importancia de las medidas preventivas de salud e higiene;
- 2) la salud en los niños propicia un mejor rendimiento en la escuela debido principalmente a una asistencia escolar continua y un mayor nivel de atención en el aula;
- 3) un estado nutricional adecuado es fundamental para el desarrollo y ejercicio de las capacidades de aprendizaje de las personas. En correspondencia, un mayor nivel de escolaridad repercute sobre el estado nutricional, ya que favorece la adopción de patrones alimentarios adecuados, así como el acceso a más y mejores alimentos.

Para desplegar sus acciones y asegurar la eficiente operación, fue indispensable la participación y compromiso de autoridades federales, estatales y municipales. Además, el Programa Oportunidades se complementaba con otros programas sociales como los de

infraestructura social básica destinados también a beneficiar a las mismas localidades, en aspectos como vivienda, acceso a servicios como: agua potable, electrificación, así como la ampliación de caminos y telecomunicaciones.

Además, buscó mejorar la condición de las mujeres y potenciar el papel decisivo que desempeña en favor del desarrollo familiar y comunitario, promoviendo la igualdad de género e incidiendo en la reducción de las disparidades sociales que prevalecen entre hombres y mujeres. Los componentes del Programa contribuían a satisfacer varias de las necesidades para el cuidado de la salud, la situación nutricional de las mujeres, así como promover su desarrollo personal a través de la transmisión de información y conocimientos.

El Programa se basaba en que los apoyos eran un complemento y no un sustituto del esfuerzo que realizaban las propias familias para superar la pobreza. Así, los estímulos monetarios (becas) se proporcionaban sólo con la acreditación de la asistencia regular de las y los niños a la escuela y la ayuda para alimentación se otorgaba una vez que se registrara la asistencia periódica de todos los miembros de la familia a los servicios de salud. Era responsabilidad de los padres dar un buen uso a las ayudas económicas que recibían y destinarlas a mejorar la alimentación y la educación de sus hijos, así como asegurar condiciones adecuadas de higiene familiar e individual.

El Programa operaba a través de diversos mecanismos. Con el componente educativo, el Programa orientaba sus acciones para favorecer la inscripción, permanencia y aprovechamiento escolar de las y los niños y jóvenes, enfatizando la equidad de género, a fin de que pudieran concluir el ciclo escolar; el componente alimentario se dirigía a mejorar el consumo alimenticio de las familias pobres, bajo este concepto se desplegaban acciones de prevención de la desnutrición infantil, otorgando suplementos alimenticios a aquellos integrantes del núcleo familiar que presentaban los mayores deterioros en su estado nutricional; asimismo, se otorgaba una transferencia monetaria para mejorar la cantidad y la diversidad de alimentos y elevar el nivel de salud. Mediante el componente de salud la población tenía acceso a una atención primaria a fin de reducir la incidencia de enfermedades en los miembros de las familias, y mejorar los niveles de salud entre sus integrantes. Con ello se propiciaba un cambio sustancial y perdurable en la conducta de las familias hacia una actitud preventiva para el cuidado de la salud. La atención a la

salud fomentaba un cambio en la orientación y utilización de los servicios, con la participación, tanto de las familias como de las instituciones que proporcionaban los servicios.

En el ámbito de la salud reproductiva, las acciones estaban vinculadas con los servicios de planificación familiar, de la atención prenatal, del parto, del puerperio, del recién nacido y la prevención y detección del cáncer cérvico-uterino. Las reglas de operación establecen que la población de 20 a 49 años, debe acudir a dos revisiones preventivas al año, en tanto que la población de 50 años o más solo una vez.

En el marco de las sesiones educativas, la población beneficiaria y particularmente los jóvenes becarios de educación media superior debían cumplir como requisito obligatorio acudir a sesiones educativas sobre adolescencia y sexualidad, planificación familiar, prevención de adicciones, infecciones de transmisión sexual, VIH/SIDA, género y salud y violencia intrafamiliar. Estas sesiones eran impartidas por personal del sector salud y educativo.

Es decir, las transferencias del Programa estaban condicionadas por la asistencia a las unidades médicas y a las sesiones o pláticas de salud. Desde el punto de vista institucional, el Programa generaba una familiarización y socialización con el entorno médico y con los discursos encaminados al autocuidado de la salud y a la prevención de la salud reproductiva. Por su parte, las sesiones educativas contribuían a fortalecer las capacidades, destrezas y habilidades de las personas.

El acceso a la información posibilitaba la comprensión de los procesos de toma de decisiones, aunque su impacto dependía del tipo de comunicación interpersonal y de la orientación de las pláticas.

En síntesis, este tipo de acciones pretendían tener efectos en la población de mujeres que recibía las transferencias del programa que necesitaban ser explorados a la luz de las condiciones de salud reproductiva de la población.

2.2. Posibles efectos en la adopción de prácticas de Planificación Familiar

La estrategia de focalización del Programa estaba dirigida a mitigar y reducir las condiciones de pobreza extrema de la población. Aunque el Programa operaba en localidades y hogares que presentaban características muy similares de marginación, al interior de los mismos existían diferenciales determinados por la edad o el número de hijos, por la pertenencia o no a un grupo indígena, por condiciones económicas que se reflejaban en las condiciones físicas y materiales de la vivienda, en el acceso a los servicios, en el nivel de escolaridad, etc. Por lo tanto, estas variables podían influir en la aceptación de la planificación familiar y en general en la salud reproductiva de esas comunidades, en forma covariante y diferenciada con los efectos propios de la presencia del Programa.

La literatura sociodemográfica que ha abordado los diferentes componentes de la planificación familiar y la salud reproductiva, a través de diversas características de la mujer, ha evidenciado que una mayor educación, situación laboral favorable, mayor acceso a los servicios y otras variables sociales y económicas de la mujer tienen un impacto significativo en la reducción del tamaño de la familia, en el incremento de la edad al matrimonio y al primer hijo, en la reducción de las tasas de mortalidad infantil y en un mayor cuidado de la salud durante el embarazo. También se ha visto que un cambio de actitudes y prácticas a través de la educación y la información, puede contribuir en el corto plazo, a modificar valores y creencias a favor de la adopción de la planificación familiar y de una salud reproductiva moderna.

El Programa Oportunidades consideraba mejorar las condiciones de acceso a la planificación familiar y la salud reproductiva, introduciendo como parte de los servicios de salud la dotación de métodos anticonceptivos gratuitos a la población que lo demandaba. El Programa también incluía la estrategia de promover el contacto de las familias con el ámbito institucional de las unidades médicas y la asistencia de cada uno de los miembros de la familia a sesiones educativas sobre diversos temas que se abordaban como parte de la salud reproductiva (Véase cuadro 2.1).

Cuadro 2.1

Paquete Esencial Básico: Servicios en el Ámbito de la Salud Reproductiva

Servicios	Acciones
<p>Planificación familiar</p> <p>Es un servicio estratégico para la salud materno-infantil y el bienestar familiar, ya que favorece en los individuos y las parejas la posibilidad de una vida sexual y reproductiva satisfactoria y sin riesgos, con libertad para decidir de manera responsable e informada sobre el número y espaciamiento de los hijos que desean, con pleno respeto a su dignidad</p>	<ul style="list-style-type: none">• Educación para la salud.• Orientación y provisión de métodos anticonceptivos.• Identificación de la población en riesgo.• Referencia para la aplicación del DIU, OTB, vasectomía y manejo de infertilidad.• Educación y promoción de la salud reproductiva.
<p>Atención prenatal, del parto y puerperio y del recién nacido</p> <p>Se orienta a reducir y atender los riesgos durante el embarazo, parto y puerperio, con el objeto de reducir la mortalidad materna e infantil en el periodo perinatal. Reviste especial importancia por el grupo estratégico de población al que está dirigida</p>	<ul style="list-style-type: none">• Educación para la salud.• Identificación de embarazadas.• Consulta prenatal de primera vez.• Consulta prenatal subsecuente.• Aplicación del toxoide tetánico y diftérico.• Administración de hierro y ácido fólico.• Identificación y referencia de mujeres con embarazo de alto riesgo.• Consejería de salud reproductiva y planificación familiar, individual o a la pareja.• Atención del parto y cuidados inmediatos del recién nacido.• Detección y referencia del recién nacido con problemas.• Aplicación de las vacunas SABIN y BCG al recién nacido.• Atención del puerperio.• Promoción de la lactancia materna.

Cuadro 2.1

Paquete Esencial Básico: Servicios en el Ámbito de la Salud Reproductiva

Servicios	Acciones
<p>Prevención y detección del cáncer cérvico uterino:</p> <p>Esta acción está dirigida a la población femenina, dentro del grupo de 25 a 64 años de edad en quienes el cáncer cérvico uterino es la primera causa de muerte por tumores malignos.</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Educación para la salud. • Promoción de la salud a grupos de riesgo. • Detección oportuna a través del estudio de citología cérvico vaginal, orientado a la identificación temprana de alteraciones en las células del cuello uterino y al manejo oportuno. • Control, seguimiento y referencia de las pacientes con resultados positivos.
<p>Atención focalizada:</p> <p>Para hombres y mujeres de 20 a 49 años, dos revisiones al año, una cada seis meses.</p> <p>Para hombres y mujeres de 50 años y más, una revisión al año.</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Salud reproductiva y planificación familiar. • Prevención de infecciones de transmisión sexual. • Detección temprana de enfermedades. • Educación para la salud y salud mental. • Prevención de VIH/SIDA. • Cartilla Nacional de la Mujer. • Detección temprana de enfermedades crónico degenerativas y neoplasias. • Cartilla Nacional de la Mujer.

En el Programa las acciones de información, educación y comunicación (IEC) fueron intensos y sus contenidos incorporaban información y valores para un cambio hacia la erradicación de obstáculos que impidieran lograr un mejor estado en la salud reproductiva y ejercer libre y autónomamente el derecho a la procreación saludable e informada (Véase cuadro 2.2).

Cuadro 2.2

Temas de comunicación educativa y promoción de la salud

1. Suplemento alimenticio	19. Parasitosis
2. Alimentación y salud	20. Infecciones respiratorias agudas
3. Saneamiento básico	21. Tuberculosis pulmonar
4. Participación social	22. Hipertensión y diabetes
5. Adolescencia y sexualidad *x	23. Prevención de accidentes
6. Planificación familiar *x	24. Manejo inicial de lesiones
7. Maternidad sin riesgo	25. Salud bucal
8. Embarazo	26. Padecimientos transmitidos por vectores
9. Alimentación durante el embarazo y la lactancia	27. Prevención de las adicciones *x
10. Parto y puerperio	28. Infecciones de transmisión sexual *x
11. El recién nacido	29. VIH/SIDA *x
12. Lactancia materna	30. Género y salud*x
13. Cáncer de mama y cérvico-uterino	31. Violencia intrafamiliar*x
14. El menor de un año	32. Climaterio y menopausia
15. El mayor de un año	33. Acciones básicas en caso de desastres
16. Vacunas	34. Atención al adulto mayor
17. Diarreas	35. Discapacidad
18. Vida suero oral	

*x Estos cinco temas eran obligatorios para los becarios de educación media superior. Reglas de Operación. Programa de Desarrollo Humano Oportunidades.

En este contexto, resulta necesario entonces revisar si este tipo de intervención crea condiciones suficientes para generar prácticas consientes y planeadas en la población beneficiada sobre los procesos preventivos y de autocuidado que competen a la planificación familiar y la salud reproductiva. Cabe señalar que estas prácticas están entrelazadas a los valores socioculturales asociados al papel de la mujer en el seno de la familia, la valoración de la maternidad y de los hijos, a las expectativas y aspiraciones de tipo individual, que también influyen en las actitudes de las personas en torno a su salud reproductiva.

2.3. Poblaciones de Estudio

La estrategia de instrumentación del Programa Oportunidades tenía dos modalidades. La primera, hacía referencia a un primer conjunto de localidades que recibían los beneficios del programa desde 1998 y la otra a un conjunto de localidades que lo recibían a partir del año 2000. De esta forma la población de estudio de la encuesta se definía como: las mujeres en edad fértil beneficiarias del programa y que residían en alguna localidad en donde se aplicaba el programa.

2.4. Objetivo de la encuesta

El objetivo de la encuesta consistió en medir los cambios en la población de estudio debido al Programa Oportunidades en aspectos de la salud reproductiva como: el uso y la demanda insatisfecha de métodos anticonceptivos, la atención del embarazo, del parto y del puerperio, así como la fecundidad entre otros.

2.5 Metodología

Se diseñó un estudio en el que se comparan por separado los resultados de la población de estudio (grupo tratamiento) y los de una población de mujeres en edad fértil que residían en las mismas localidades del grupo tratamiento pero que no estaban recibiendo los beneficios del programa. Esta población se definió como el grupo control. Controlando los factores de confusión¹² este diseño tiene una alta probabilidad de que las diferencias observadas en los indicadores de salud reproductiva de interés, se deban al efecto del programa (Cochran, 1983). Dado que las poblaciones de interés (tratamiento y control) son muy grandes se propuso hacer la medición mediante una muestra representativa del grupo tratamiento y del grupo control.

^{12/} Una variable es un factor de confusión, si se distribuye de manera diferente en los grupos a comparar y si afecta a la variable respuesta de interés (Anderson et al., 1980, p. 7).

2.6. Tamaño de muestra

Si se tienen dos o más grupos de mujeres en edad fértil y una variable respuesta numérica de interés X (número de hijos, número de consultas prenatales, etc.), cuyas medias poblacionales se desean comparar, es necesario calcular el tamaño de muestra que se requiere en cada grupo, con el fin de garantizar una probabilidad alta de detectar que existe una diferencia de importancia práctica¹³ entre las medias de los grupos.

En la teoría de la probabilidad y la estadística se han desarrollado fórmulas que se pueden utilizar como una guía para el cálculo de estos tamaños de muestra. Las fórmulas dependen del nivel de significancia¹⁴ (α) y de la potencia de la prueba, así como de la varianza de la variable respuesta X de interés y del tamaño de la diferencia entre la media o porcentaje de interés que se espera produzca el programa¹⁵. La siguiente fórmula permite calcular tamaños de muestra para detectar diferencias positivas en las medias de dos grupos.¹⁶

$$n = \frac{2(Z_{\alpha} + Z_{1-\beta})^2 \sigma^2}{\delta^2} \quad (2.1)$$

Donde:

Z_{α} y $Z_{1-\beta}$ son valores de la variable aleatoria normal estándar asociados con las probabilidades α y $1-\beta$ respectivamente.

σ^2 es la varianza de la variable respuesta de interés X en ambos grupos.

δ^2 es la diferencia poblacional entre la media o porcentaje de interés que se desea

¹³Cochran *Op. cit.*, define a esta probabilidad como la potencia de la prueba.

¹⁴El nivel de significancia es la probabilidad de concluir que el Programa Oportunidades no tuvo efecto en la variable respuesta de interés, cuando en realidad si tuvo un efecto.

¹⁵También es importante considerar si el programa producirá solo diferencias positivas o negativas o de ambos tipos (Ibid, p. 51).

¹⁶Para detectar diferencias positivas y negativas, en la fórmula (2.1) se cambia Z_{α} por $Z_{\alpha/2}$.

detectar, y n es el tamaño de muestra que se requiere en cada grupo.

Si se supone que el número de años persona vividos por las mujeres de los grupos tratamiento y control en un periodo de interés es uno, entonces la tasa de fecundidad general se puede considerar desde el punto de vista estadístico, como la media del número de hijos que tienen las mujeres de las poblaciones de estudio en un periodo determinado y entonces se puede aplicar la fórmula (2.1).

Como se puede observar en (2.1), si se fijan los valores Z_α y $Z_{1-\beta}$ y la diferencia poblacional esperada δ^2 , el tamaño de muestra es proporcional a la varianza σ^2 . Para el caso de la variable aleatoria con distribución Bernoulli la varianza es igual a pq . Es decir,

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(x) &= E[X^2] - (E[X])^2 \\
 &= \sum_{x=0}^1 x^2 P(X = x) p^2 \\
 &= 0^2 P(X = 0) + 1^2 P(X = 1) - p^2 \\
 &= p - p^2 \\
 &= p(1 - p) \\
 &= p(1 - (1 - q)) \\
 &= pq
 \end{aligned}$$

Por otro lado, la suma de m variables aleatorias con distribución Bernoulli se distribuye como una Binomial con varianza mpq . Es importante tener claro que, los posibles valores que se pueden observar en la variable *número de hijos que tiene una mujer*, en un año son 0, 1 o 2 hijos, de tal forma que se puede considerar como la suma de dos variables aleatorias con Ley de Distribución Bernoulli. Si se consideran dos años de observación, entonces los posibles valores del número de hijos serían 0, 1, 2, 3 y 4, lo que equivale a la suma de 4 variables aleatorias con distribución Bernoulli. Si se consideran 3 años de observación, el número de hijos que tendría una mujer estarían entre 0 y 6 y sería la suma de 6 variables aleatorias Bernoulli. En general, si se consideran m años de observación los posibles valores estarían entre 0, 1, 2, ..., $2m$ y sería la suma de $2m$ variables con ley de distribución de Bernoulli.

Como la varianza de una variable aleatoria que se distribuye de forma binomial es mpq , entonces si en (2.1) se mantienen fijos los valores antes mencionados el cálculo del tamaño de muestra queda como:

$$n = \frac{2(Z_{\alpha} + Z_{1-\beta})^2 mpq}{\delta^2} \quad (2.2)$$

$$= kmpq$$

Para demostrar que existe un tamaño de muestra máximo se deriva (2.2)

$$n = kmp(1 - p)$$

$$= km(p - p^2)$$

$$n' = km(1 - 2p)$$

Igualando a cero la derivada

$$km(1 - 2p) = 0$$

$$(1 - 2p) = 0$$

$$1 = 2p$$

$$p = \frac{1}{2}$$

Lo que quiere decir que el tamaño máximo de muestra calculado con (2.2) se alcanza cuando $p = 0.5$. Utilizando el anterior resultado, se establece un nivel de significancia de 5 por ciento y una confiabilidad de 95% ($Z_{\alpha} = 1.645$) así como una potencia de la prueba¹⁷ de 80 por ciento ($Z_{1-\beta} = 0.842$) y variando la diferencia en la media de los hijos esperada por efecto del programa, se calcularon los siguientes tamaños de muestra. En la tabla 2.3 se presenta los resultados y a manera de ejemplo se presenta el cálculo para la primera celda.

¹⁷ Se refiere a la probabilidad de que la hipótesis nula sea rechazada cuando la hipótesis alternativa es verdadera.

$$\begin{aligned}
 n &= \frac{2(Z_{\alpha} + Z_{1-\beta})^2 \sigma^2}{\delta^2} \\
 &= \frac{2(1.645 + 0.842)^2 2(0.5)^2}{(0.25)^2} \\
 &= 98.96
 \end{aligned}$$

El resto de los cálculos se presentan en el siguiente cuadro:

Cuadro 2.3

Tamaño de muestra para medir el impacto del Programa Oportunidades en la tasa de fecundidad general según años de observación y diferencia de hijos, 2003

Años observados	Valor de la varianza	Diferencia		
		0.25	0.20	0.125
1	0.5	99.0	154.6	395.9
2	1.0	395.9	618.5	1 583.4
3	1.5	890.7	1 391.7	3 562.7
4	2.0	1 583.4	2 474.1	6 333.6

En el cuadro 2.3 se ve que al fijar el número de años de observación, el tamaño de muestra aumenta a medida que la diferencia entre los grupos a comparar es más pequeña. Lo mismo sucede cuando se fija la diferencia y se varía el número de años de observación. De esta manera se calcula que para detectar una diferencia de 0.25 hijos debida al programa en la tasa de fecundidad general, con un año como período de observación, se requieren 99 mujeres en cada grupo. En tanto que para detectar una diferencia de 0.125 hijos con un período de observación de 4 años se requieren 6,334 mujeres en cada uno de los grupos.

2.7. Ajuste del tamaño de muestra

En el esquema de evaluación del Programa Oportunidades, es importante determinar si los cambios observados en las diversas formas de intervención del programa, como la

salud reproductiva, son en realidad atribuibles al programa (Sedesol, 2000). En este contexto, es necesario aislar los efectos de los factores de confusión que pueden producir sesgos en las mediciones de los indicadores de salud reproductiva que se desean evaluar. Pero también es necesario ajustar el tamaño de muestra calculado anteriormente para garantizar la detección de diferencias de importancia práctica debida al programa y para mantener la significancia y potencia de la prueba que se fijaron para el cálculo del tamaño de muestra.

Una de las variables que afecta la salud reproductiva de las mujeres y en particular el número de hijos es la escolaridad, por lo tanto se puede considerar como un potencial factor de confusión. Para ajustar el tamaño de muestra es necesario definir los niveles de esta variable. Dado que las localidades de intervención del *Programa Oportunidades* son de tipo rural, la variable escolaridad se puede categorizar en cuatro niveles: *sin escuela, primaria incompleta, primaria completa y secundaria y más*.

Otro potencial factor de confusión es la edad de la mujer y las categorías que interesan para el análisis de esta variable son los grupos quinquenales de edad: *15 a 19 años, 20 a 24 años, 25 a 29 años, 30 a 34 años y 35 años y más*. De esta forma, si se multiplican los tamaños de muestra del cuadro 2.3 por cinco, que son las categorías de la variable edad, el tamaño de muestra se ajusta para poder analizar el efecto del programa controlando tanto la edad como la escolaridad, ya que las categorías de la escolaridad son cuatro. Los resultados se presentan en el siguiente cuadro.

Cuadro 2.4
Tamaño de muestra ajustado para medir el impacto del Programa Oportunidades en la tasa de fecundidad general según años de observación y diferencia de hijos, 2003

Años de observación	Diferencia en hijos		
	0.25	0.20	0.125
1	494.8	773.1	1 979.3
2	1 979.3	3 092.6	7 917.0
3	4 453.3	6 958.3	17 813.3
4	7 917.0	12 370.3	31 668.1

Según los datos del cuadro 2.4, se requieren aproximadamente 773 mujeres en edad fértil en cada uno de los grupos, con el fin de detectar diferencias del orden de 0.20 hijos en la tasa de fecundidad general con un año como período de referencia, con un nivel de significancia de cinco por ciento y una potencia de la prueba de 80 por ciento y que permita además controlar el efecto de variables de confusión de a lo más cinco categorías.

Ahora bien, considerando que la selección de la muestra será en dos etapas, el tamaño de la muestra de 773 se ajustó por un efecto del diseño (DEFT)¹⁸ hipotético igual a 1.495, por lo que el tamaño de muestra fue de 1 155 mujeres en cada grupo. Finalmente considerando una tasa de no respuesta de 5 por ciento, el tamaño de muestra se calculó en 1 213 mujeres para cada uno de los grupos.

2.8. Selección de la muestra

2.8.1. Definición de estratos

Para reducir la variabilidad en las mediciones y hacer más eficiente el esquema de muestreo, el grupo tratamiento y el grupo control se dividieron en siete estratos, que corresponden a cada uno de los estados de la República en los que se instrumentó el programa: *Guerrero, Hidalgo, Michoacán, Puebla, Querétaro, San Luis Potosí y Veracruz*. En el cuadro 2.5 se puede observar la distribución del número de mujeres en edad fértil, según estrato y grupo de estudio.

¹⁸El efecto del diseño es un número que relaciona la varianza de un muestreo aleatorio simple, con la varianza del diseño muestral real (Cochran, 1980). Generalmente se estima con base en diseños muestrales similares, sin embargo como no existen datos de este tipo disponibles se hizo un supuesto con base en el presupuesto disponible de la encuesta

Cuadro 2.5
Distribución del total de mujeres en edad fértil según estrato y tipo de grupo, 2003

Estrato	Grupo Tratamiento	%	Grupo Control	%
Guerrero	4 381	10.9	2 937	8.8
Hidalgo	7 900	19.7	5 670	16.9
Michoacán	5 014	12.5	4 171	12.4
Puebla	5 726	14.3	4 718	14.1
Querétaro	1 932	4.8	1 811	5.4
San Luis Potosí	6 140	15.3	5 224	15.6
Veracruz	9 009	22.5	8 952	26.7
TOTAL	40 102	100.0	33 482	100.0

Fuente: Censo del Programa Oportunidades

Con el fin de garantizar la representatividad de los estratos en la muestra de mujeres en edad fértil, el tamaño muestral total de cada grupo (Tratamiento y Control) se dividió con base en la distribución porcentual del número de mujeres por estado. De esta manera, los tamaños de muestra de mujeres para cada estado se obtuvieron aplicando los porcentajes por estrato (columnas 3 y 5 del cuadro 2.5) al tamaño de la muestra total. En el cuadro siguiente se presentan los resultados.

Cuadro 2.6
Distribución de la muestra de mujeres en edad fértil según estrato y tipo de grupo, 2003

Estrato	Grupo	
	Tratamiento	Control
Guerrero	133	107
Hidalgo	239	205
Michoacán	152	151
Puebla	173	171
Querétaro	58	66
San Luis Potosí	186	189
Veracruz	272	324
TOTAL	1 213	1 213

2.8.2. Esquema de muestreo

La muestra de mujeres en edad fértil en cada uno de los grupos, se seleccionó mediante un *muestreo aleatorio estratificado en tres etapas*. Esto implicó que en cada estrato, el proceso de selección de la mujer en edad fértil se realizó en tres etapas en cada una de las siete entidades federativas. En la primera, se seleccionaron de manera aleatoria localidades; en la segunda etapa, en cada una de las localidades seleccionadas se seleccionó un número determinado de hogares, también de manera aleatoria, y finalmente en cada uno de los hogares se seleccionó a una mujer en edad fértil.

2.8.2.1. Primera etapa. Selección de localidades

En los estados de San Luis Potosí, Puebla y Veracruz el número de localidades que se necesitó seleccionar en cada uno de los grupos (Tratamiento y Control), se calculó con base en el número promedio de mujeres en edad fértil por localidad en el estado y el tamaño de muestra de mujeres requerido en el estado respectivo.

Para las cuatro entidades federativas restantes: Guerrero, Hidalgo, Michoacán y Querétaro, el número de localidades a seleccionar se calculó de manera análoga al caso anterior, pero al resultado se le sumó cinco, con el fin de analizar un número mayor de localidades, pero sin que ello implicara considerar a todas ellas.

Por ejemplo, en el estado de Puebla para el grupo tratamiento, el número promedio de mujeres por localidad se estimó en 145.4 (cuadro 2.7). Dado que el número de mujeres en muestra en este estado es de 173, se obtuvo, mediante el cociente respectivo, que se debían analizar dos localidades del Grupo Tratamiento en el estado de Puebla. En el cuadro 2.7 se pueden observar los resultados obtenidos del número de localidades por analizar para estas tres entidades federativas y cada uno de los tres grupos del estudio.

Cuadro 2.7
Número de localidades según estrato y tipo de grupo, 2003

Estrato	Grupo Tratamiento		Grupo Control		
	Promedio ¹	Numero ²	Promedio ¹	Numero ²	NLC ³
Guerrero	120.1	2	49.2	3	8
Hidalgo	68.1	4	33.2	7	12
Michoacán	66.5	3	49.6	4	9
Puebla	145.4	2	98.3	2	7
Querétaro	84.3	1	145.8	1	6
San Luis Potosí	122.8	2	109.7	2	7
Veracruz	146.3	2	103.2	4	9

NOTAS: 1/ Se refiere al número promedio de mujeres en edad fértil por localidad

2/ Se refiere al número de localidades a seleccionar, considerando una localidad por arriba del valor obtenido

3/ Se refiere al número de localidades calculadas más cinco.

Este procedimiento permitió hacer comparaciones de las precisiones de los estimadores en los dos conjuntos de entidades: a) San Luis Potosí, Puebla y Veracruz y b) Guerrero, Hidalgo, Michoacán y Querétaro y, por lo tanto, evaluar la eficiencia estadística que se obtiene en la precisión de los indicadores básicos de fecundidad y salud reproductiva cuando se incluye en la muestra un mayor número de localidades.

Una vez determinado el número de localidades a seleccionar en cada estrato y grupo, la selección de las mismas se realizó mediante un muestreo con probabilidad proporcional al número de mujeres en edad fértil de la localidad. El cuadro 2.8 muestra las localidades seleccionadas para el estado de Puebla en cada uno de los grupos.

Cuadro 2.8

Distribución de mujeres según localidad seleccionada y tipo de grupo Puebla, 2003

Grupo Tratamiento			Grupo Control		
Municipio	Localidad ¹	% ²	Municipio	Localidad ¹	% ²
213	2	30.2	6	32	7.8
154	19	18.6	19	197	5.7
110	14	13.1	43	191	6.4
4	5	38.1	53	60	1.1
			78	2	9.6
			114	185	27.1
			114	418	9.3
			115	5	23.7
			207	33	9.4

NOTAS: 1/ El número se refiere al código de la localidad.

2/ Se refiere a la distribución porcentual del total de mujeres en la localidad.

2.8.2.2. Segunda etapa. Selección de hogares

Para distribuir el número de mujeres en las localidades de la muestra, se consideró la distribución porcentual del total de mujeres en cada una de las localidades seleccionadas (Tercera columna del cuadro 2.7 para cada grupo) y se aplicó el porcentaje respectivo a los tamaños de muestra del grupo respectivo. Este mismo procedimiento se llevó a cabo en cada una de las siete entidades federativas. Los resultados obtenidos para el estado de Puebla se presentan en el cuadro 2.9.

Cuadro 2.9

Distribución de la muestra de mujeres según localidad seleccionada y tipo de grupo en Puebla, 2003

Grupo Tratamiento			Grupo Control		
Municipio	Localidad	Muestra	Municipio	Localidad	Muestra
213	2	52	6	32	13
154	19	32	19	197	10
110	14	23	43	191	11
4	5	66	53	60	2
			78	2	16
			114	185	46
			114	418	16
			115	5	41
			207	33	16
TOTAL		173			171

El cálculo del número de hogares a analizar en cada localidad se hizo con base en el promedio de mujeres por hogar en cada localidad y la muestra de mujeres en cada localidad (cuadro 2.9). Los resultados para el caso de Puebla se integran en el cuadro 2.10.

Cuadro 2.10

Distribución de la muestra de hogares según localidad seleccionada y tipo de grupo Puebla, 2003

Grupo tratamiento		Grupo control	
Localidades seleccionadas	Muestra de hogares	Localidades seleccionadas	Muestra de hogares
2	61	32	26
19	35	197	20
14	31	191	22
5	61	60	5
		2	33
		185	87
		418	27
		5	79
		33	39
TOTAL	188		338

Una vez determinado el número de hogares que se debía seleccionar en las localidades de cada uno de los tres grupos, la selección de los hogares se realizó mediante un muestreo con probabilidad proporcional al número de mujeres en edad fértil del hogar.

2.8.2.3. Tercera etapa. Selección de mujeres

En cada hogar de la muestra, se seleccionó a una mujer en edad fértil mediante un muestreo aleatorio simple.

2.8.3 Ponderadores y estimadores

Como se mencionó anteriormente la selección de mujeres en edad fértil en cada estrato se hizo en tres etapas. En la primera se seleccionaron localidades, en la segunda hogares y en la tercera mujeres.

La selección de localidades en cada estrato se hizo con base en un muestreo proporcional al número de mujeres en cada localidad. De esta manera la probabilidad de selección de localidades en los diferentes estratos se calculó como:

$$PSL^h = \sum_{i=1}^t \frac{MEF_i^h}{MEF^h}$$

Donde:

PSL^h denota la probabilidad de selección de las localidades en el estrato h , MEF_i^h representa el total de mujeres en edad fértil de la localidad i en el estrato h y MEF^h es el total de mujeres en edad fértil en el estrato h .

La selección de hogares en cada localidad en muestra se hizo también con base en un muestreo proporcional al número de mujeres en edad fértil en cada hogar. La probabilidad de selección de hogares en esta etapa está dada por:

$$PSH_l^h = \sum_{j=1}^s \frac{MEF_j^{h,l}}{MEF^{h,l}}$$

Donde:

PSH_l^h denota la probabilidad de selección de los hogares en la localidad seleccionada l en el estrato h ,

$MEF_j^{h,l}$ representa el total de mujeres en edad fértil del hogar j , de la localidad l en el estrato h , y

$MEF^{h,l}$ es el total de mujeres en edad fértil en la localidad l y en el estrato h .

La selección de las mujeres en edad fértil en cada hogar en muestra se realizó con base en un muestreo aleatorio simple. La probabilidad de selección de las mujeres en edad fértil en esta etapa está dada por:

$$PSM_m^{h,l} = \sum_{k=1}^t \frac{1}{MEF_k^{h,l}}$$

Donde:

$PSM_m^{h,l}$ denota la probabilidad de selección de las mujeres en el hogar m , de la localidad l en muestra, en el estrato h ,

$MEF_k^{h,l}$ representa el total de mujeres en edad fértil del k –ésimo hogar, de la localidad l , en el estrato h .

Finalmente, la probabilidad total de selección de la k –ésima mujer en edad fértil en el estrato h , de la localidad l y en el hogar m , se calculó como el producto de las probabilidades de selección de las diferentes etapas, es decir:

$$\pi_k^{h,l,m} = PSL^h * PSH_l^h * PSM_m^{h,l}$$

Y el ponderador de la k – ésima mujer en el estrato h , de la localidad l y en el hogar m es el inverso de la probabilidad total, es decir $\frac{1}{\pi_k^{h,l,m}}$.

La encuesta captó información tanto de variables numéricas como nominales. Cuando la variable $y_{h,l,m,k}$ es numérica, la información que proporciona la mujer k – ésima se considera de manera directa. En el caso de una variable nominal binaria es necesario para el cálculo de los estimadores asignar el valor de uno a $y_{h,l,m,k}$ cuando está presente la característica de interés en la mujer y se asigna cero a la variable $y_{h,l,m,k}$ cuando la característica de interés está ausente.

De esta manera la estimación del total de una variable numérica o cualitativa $y_{h,l,m,k}$ se calculó de la siguiente manera:

$$\hat{\tau}_h = \sum_l \sum_m \sum_k y_{h,l,m,k} * \frac{1}{\pi_k^{h,l,m}}$$

$$\hat{\tau} = \sum_h \sum_l \sum_m \sum_k y_{h,l,m,k} * \frac{1}{\pi_k^{h,l,m}}$$

Donde $\hat{\tau}_h$ es el estimador para el estrato h en los grupos tratamiento y control y $\hat{\tau}$ es el estimador para el total de la población en los grupos tratamiento y control.

El estimador de la media de una variable numérica o nominal binaria se calculó como:

$$\hat{\mu}_h = \frac{\sum_l \sum_m \sum_k y_{h,l,m,k} * \frac{1}{\pi_k^{h,l,m}}}{\sum_l \sum_m \sum_k \frac{1}{\pi_k^{h,l,m}}}$$

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_h \sum_l \sum_m \sum_k y_{h,l,m,k} \times \frac{1}{\pi_k^{h,l,m}}}{\sum_h \sum_l \sum_m \sum_k \frac{1}{\pi_k^{h,l,m}}}$$

Donde $\hat{\mu}_h$ es el estimador de la media para el estrato h en los grupos tratamiento y control y $\hat{\mu}$ es el estimador para el total de la población en los grupos tratamiento y control.

Finalmente, el estimador de una razón para una variable numérica o nominal binaria $y_{h,l,m,k}$ con respecto a otra variable numérica o nominal binaria $X_{h,l,m,k}$ se calcula de la siguiente manera:

$$\hat{\gamma}_h = \frac{\sum_l \sum_m \sum_k y_{h,l,m,k} \times \frac{1}{\pi_k^{h,l,m}}}{\sum_l \sum_m \sum_k x_{h,l,m,k} \times \frac{1}{\pi_k^{h,l,m}}}$$

$$\hat{\gamma} = \frac{\sum_h \sum_l \sum_m \sum_k y_{h,l,m,k} \times \frac{1}{\pi_k^{h,l,m}}}{\sum_h \sum_l \sum_m \sum_k x_{h,l,m,k} \times \frac{1}{\pi_k^{h,l,m}}}$$

Donde $\hat{\gamma}_h$ es el estimador de razón para el estrato h en los grupos tratamiento y control, y $\hat{\gamma}$ es el estimador para el total de la población en los grupos tratamiento y control.

En resumen, tanto el tamaño de muestra así calculado como la muestra seleccionada de acuerdo al procedimiento anterior, garantizan una muestra representativa para estimar la tasa de fecundidad general de manera confiable y precisa en las mujeres del grupo tratamiento y control para estimar diferencias atribuibles al programa controlando los factores de confusión.

CAPÍTULO 3

MEDICIÓN DEL IMPACTO CUANTITATIVO Y CUALITATIVO EN LA SALUD REPRODUCTIVA

3.1. Variables resultado para medir el impacto

La Encuesta de Evaluación Rural (ENEVAR) se levantó en el año 2003 y captó información de la salud reproductiva de las mujeres, tanto de tipo cuantitativo como cualitativo. Sin embargo, la medición del impacto para la realización de este estudio se restringe solo a las siguientes variables:

- De tipo cuantitativo: número ideal de hijos, número de métodos anticonceptivos conocidos, tiempo transcurrido en el embarazo para la primera revisión prenatal y número de consultas prenatales.
- De tipo cualitativo: condición de uso de métodos anticonceptivos, de conocimiento de métodos anticonceptivos espontáneo o sin ayuda y de conocimiento de métodos anticonceptivos con ayuda.

En el marco de la teoría de los estudios comparativos las anteriores variables se conocen como variables resultado y el tipo de indicadores para medir el impacto depende de si la variable resultado es cuantitativa o cualitativa.

3.2. Impacto cuantitativo bajo el esquema de poblaciones comparables

Para el caso de las variables cuantitativas se calcularon las medias, tanto para la población beneficiaria como para la no beneficiaria. Los resultados se presentan en el siguiente cuadro:

Cuadro 3.1.
Estimación de la media para las variables resultado cuantitativas
según tipo de población, 2003

Variables resultado	No beneficiaria	Beneficiaria	Impacto
Media del número ideal de hijos	3.41	3.50	- 0.09
Media del número de métodos conocidos	5.94	6.27	- 0.33
Media del tiempo transcurrido para la primer revisión prenatal	3.22	2.98	0.24
Media del número de consultas prenatales	5.98	6.36	- 0.38

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

En este caso suponiendo que las poblaciones beneficiaria y no beneficiaria son comparables¹⁹ se estimó el impacto del Programa Oportunidades restando las medias estimadas respectivas²⁰. Es decir:

$$\Delta = \mu m m c_{NB} - \mu m m c_B$$

Donde Δ representa el impacto del Programa Oportunidades en el número de métodos anticonceptivos conocidos y $\mu m m c_{NB}$ y $\mu m m c_B$, representan la media del número de métodos anticonceptivos conocidos en la población no beneficiaria y beneficiaria respectivamente. La medición del impacto del programa en el número ideal de hijos, en el tiempo transcurrido entre el embarazo y la primera revisión prenatal y en el número de consultas prenatales se define de manera completamente análoga.

¹⁹Suponer que las poblaciones son comparables implica que la única variable que afecta a las variables respectivas es la presencia o ausencia del Programa Oportunidades.

²⁰La elección de este indicador para medir el efecto del Programa Oportunidades se debe a que este tipo de variables son de tipo cuantitativo (Anderson, et. al, 1980).

Según los datos del cuadro 3.1 se observa que la media del número ideal de hijos entre las mujeres beneficiarias es de 3.5, mientras que en las mujeres no beneficiarias es de 3.4, por lo que la diferencia es negativa²¹. Lo que implica que las mujeres beneficiarias tienen un número ideal de hijos mayor que las no beneficiarias, esto se traduciría a su vez en que el Programa Oportunidades no logró reducir el ideal de hijos y que entonces no tiene un efecto en esta variable.

Con respecto a las otras variables, en este mismo cuadro se observa que las beneficiarias conocen más métodos que las mujeres no beneficiarias, que tienen un mayor número de consultas prenatales y que acuden antes a su primera revisión prenatal que las mujeres no beneficiarias, lo que implicaría que el programa tiene impacto. Sin embargo, es importante recordar que todas estas conclusiones son válidas solo si el supuesto de poblaciones comparables es cierto.

3.3. Impacto cualitativo bajo el esquema de poblaciones comparables

Para estimar el impacto del programa en este tipo de variables se calcularon porcentajes para la población beneficiaria y no beneficiaria. Los resultados se presentan en el siguiente cuadro:

Cuadro 3.2
Porcentajes estimados para las variables resultado cualitativas según tipo de población, 2003

Variables resultado	No beneficiaria	Beneficiaria
Usuaría de anticonceptivos	38.41	41.03
Conocimiento sin ayuda	86.88	90.29
Conocimiento con ayuda	65.46	66.99

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

²¹Una prueba de hipótesis realizada indica que la diferencia es estadísticamente significativa con un nivel $\alpha=5\%$.

Los resultados del cuadro 3.2 muestran que las mujeres beneficiarias tienen un mayor conocimiento de métodos tanto con ayuda como sin ella. Sin embargo, para estimar el impacto del Programa Oportunidades en este tipo de variables es recomendable calcular el cociente de momios (CM) sobretodo porque en la aplicación de modelos estadísticos la medición del impacto sólo se puede hacer utilizando el CM.

Para el caso del uso de métodos anticonceptivos el CM indica que las beneficiarias tienen una mayor probabilidad de usar métodos anticonceptivos que las no beneficiarias (12%). El cociente para el resto de las variables se presenta en el siguiente cuadro:

Cuadro 3.3

Cociente de momios para variables resultado cualitativas seleccionadas, 2003

Variabes resultado	Beneficiaria	No beneficiaria	Producto cruzado	Cociente de momios	Tipo de asociación
Usuaría de anticonceptivos	41.03	38.41	2527.27	1.12	Positiva
No usuaria de anticonceptivos	58.97	61.59	2264.84		
Conocimiento sin ayuda	90.29	86.88	1184.80	1.40	Positiva
No conocimiento sin ayuda	9.71	13.12	843.99		
Conocimiento con ayuda	66.99	65.46	2313.86	1.07	Positiva
No conocimiento con ayuda	33.01	34.54	2160.89		

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

De esta forma según los datos del cuadro 3.3, las mujeres beneficiarias tienen una probabilidad 40 por ciento mayor de conocer métodos sin ayuda y 7 por ciento más de conocer métodos con ayuda, que las mujeres beneficiarias.

Sin embargo, en estudios observacionales²² como es el caso del Programa Oportunidades, generalmente la estimación del impacto en las variables resultado, bajo el esquema de las poblaciones comparables tiene un sesgo debido al efecto de los factores de confusión (Burns y Login, 2002; Magidson y Sorbom, 2001; Jedrychowsky et. al., 2004).

En la ENEVAR se midieron factores de confusión potenciales como la escolaridad, la edad, la condición indígena, de unión y de trabajo y el estrato socioeconómico de las mujeres, ya que en diversas investigaciones se ha encontrado que las variables resultado (cuadros 3.1 y 3.3) difieren dependiendo de los valores que toman estas variables (CONAPO, 2000), por lo que, es muy probable que debido a estos factores de confusión los impactos del Programa Oportunidades medidos a través de la diferencia de medias y del cociente de momios sean más grandes o más pequeños que los que se presentan en los cuadros 3.1 y 3.3 respectivamente.

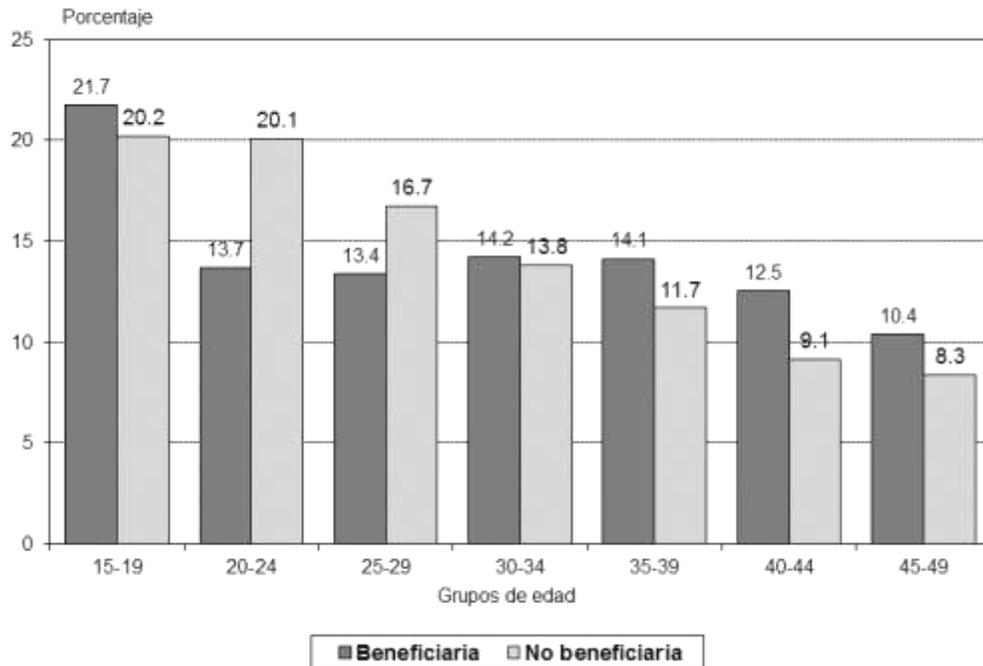
3.4. Análisis de los factores de confusión edad y escolaridad

En la gráfica 3.1 se observa como la distribución por edad resulta diferente en las poblaciones de estudio. Las mujeres de la población no beneficiaria eran más jóvenes que las mujeres beneficiarias del Programa Oportunidades. Las medias estimadas confirman este resultado. En la población no beneficiaria la media de la edad se estimó en $\mu_{NB} = 28.79$ años, en tanto que en la población beneficiaria fue de $\mu_B = 30.12$ años.

²²Un estudio observacional es aquel en el que no se puede usar experimentación controlada para determinar quien recibe los beneficios del Programa Oportunidades y quien no (McKinlay, 1975). También se conocen como estudios quasi-experimentales (Campbell y Stanley, 1966), o como estudios no controlados (Weisberg, 1979).

Gráfica 3.1

Distribución porcentual de las mujeres según edad y tipo de población, 2003



Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

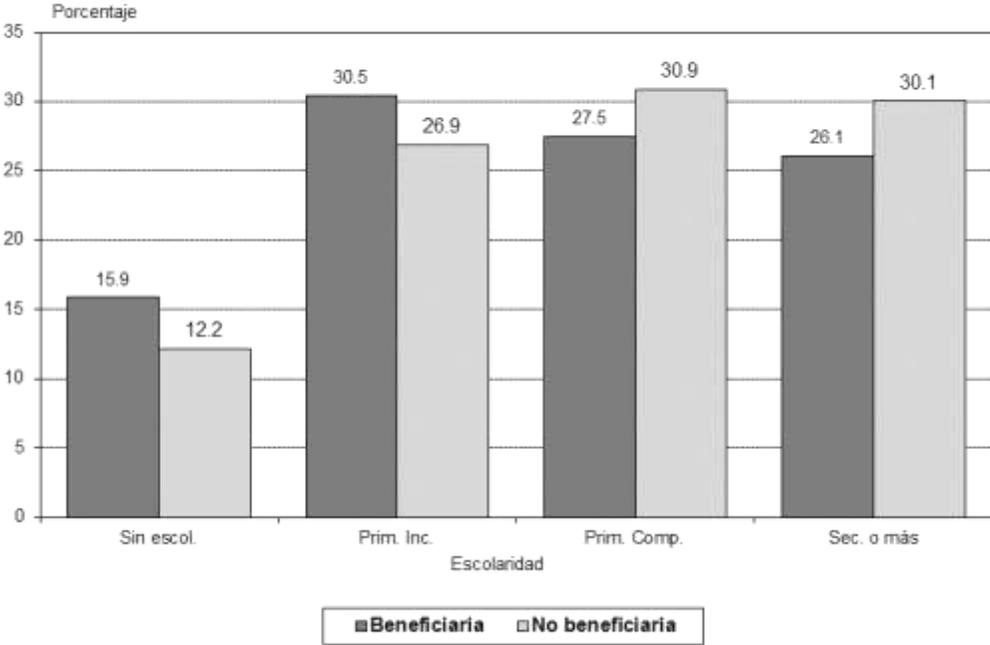
Esta diferencia en las edades de las mujeres introduce un sesgo en la medición del impacto del Programa Oportunidades en las medias o cocientes de momios calculadas para las variables resultado, porque las mujeres de edad avanzada tienen un ideal de hijos mayor que las más jóvenes, tienen un menor conocimiento y uso de métodos anticonceptivos y acuden más tarde a su primera revisión prenatal, por lo que, en las mujeres beneficiarias del Programa Oportunidades hay dos efectos que contribuyeron a que se generen cambios en los anteriores indicadores, por un lado, el programa y por otro, la mayor edad.

Otra variable que se analizó debido a la posibilidad de que pudiera introducir sesgos en la estimación del impacto en las variables resultado del estudio, fue la escolaridad de las mujeres. En la gráfica 3.2 se observa que la moda de la escolaridad en las mujeres no beneficiarias es primaria completa, en tanto que para las beneficiarias es primaria incompleta, lo que implica que las mujeres no beneficiarias tienen una mayor escolaridad que las mujeres beneficiarias.

Esta diferencia introduce un sesgo en la estimación del impacto en las variables resultado del estudio, porque en las mujeres beneficiarias hay dos efectos que se contraponen, por un lado, la menor escolaridad que contribuirá a que las mujeres tengan un ideal de hijos mayor, un menor uso y conocimiento de métodos anticonceptivos y un mayor tiempo transcurrido para la primera revisión prenatal, y por otro, el propio Programa Oportunidades que también contribuye a producir cambios en las variables de estudio antes señaladas.

Gráfica 3.2

Distribución porcentual de las mujeres según escolaridad y tipo de población, 2003



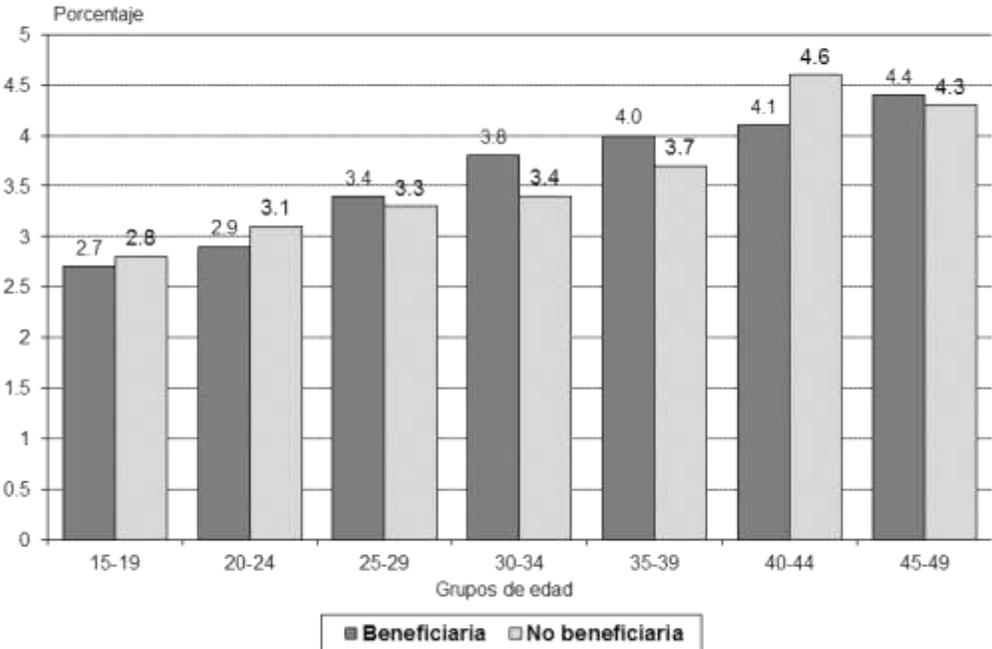
Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

Los resultados de las distribuciones porcentuales del resto de las variables de los cuadros 3.2 y 3.3 indican que las distribuciones son diferentes, por lo que también resultan ser factores de confusión.

Ahora bien, para controlar el efecto de la edad y la escolaridad en la estimación de los impactos, es necesario comparar las variables resultado en cada grupo de edad y nivel de

escolaridad (Anderson *et al.*, 1980). Por ejemplo, el número ideal de hijos según la edad indica que el Programa Oportunidades tuvo impacto sólo en algunos grupos de edad de las mujeres. Según los datos de la gráfica 3.3, las mujeres beneficiarias de los grupos 15 a 19 años, 20 a 24 años y 40 a 44 años de edad tienen un ideal de hijos menor que las no beneficiarias, pero en el resto de los grupos el número ideal de hijos es mayor en las mujeres beneficiarias.

Gráfica 3.3
Medias del número ideal de hijos según edad y tipo de población, 2003

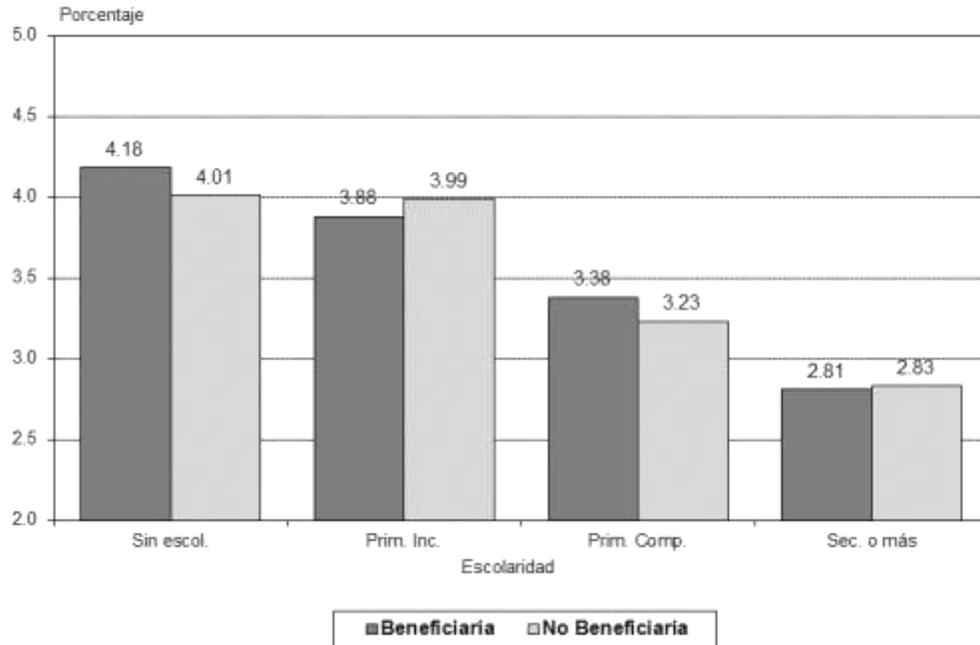


Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

En la gráfica 3.4 se presentan los datos controlando el efecto de la escolaridad en el número ideal de hijos. Según estos datos, el número ideal de hijos es menor en las mujeres beneficiarias de los niveles de escolaridad primaria incompleta y secundaria y más, lo que implica que el impacto del Programa Oportunidades en el ideal de hijos fue evidente solo en algunos niveles de escolaridad.

Gráfica 3.4

Media del número ideal de hijos según escolaridad y tipo de población, 2003

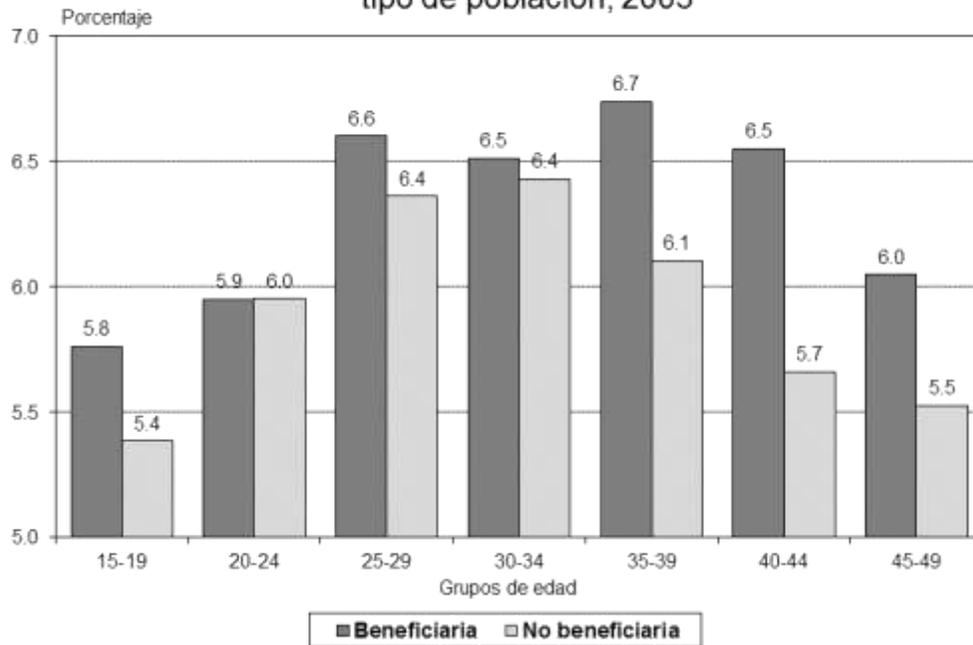


Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

El número de métodos anticonceptivos conocidos controlando la edad de las mujeres mostró variaciones mínimas, el impacto del programa se observa en la mayoría de los grupos de edad de las beneficiarias. Sólo el grupo 20 a 24 años muestra una leve disminución donde las no beneficiarias resultan tener un mayor número promedio de métodos conocidos (véase Gráfica 3.5).

Gráfica 3.5

Media del número de métodos anticonceptivos conocidos según edad y tipo de población, 2003

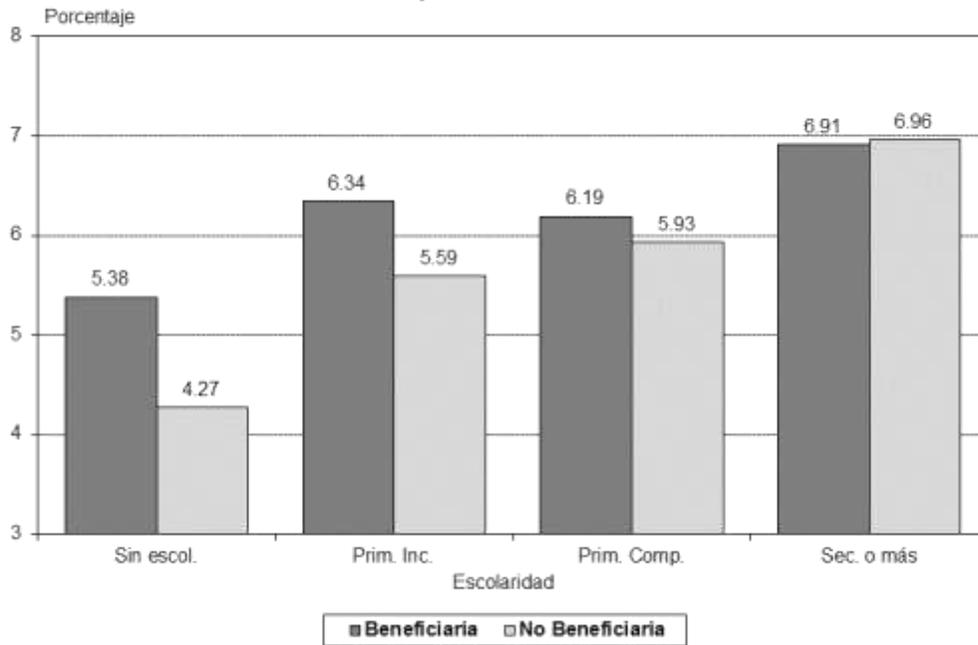


Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

Los datos controlando el efecto de la escolaridad en el número de métodos anticonceptivos conocidos mostrado en la gráfica 3.6, señalan que el número de métodos conocidos es menor sólo en las mujeres beneficiarias del nivel secundaria y más, lo que implica que el Programa Oportunidades tuvo impacto en el ideal de hijos en la mayoría de los niveles de escolaridad.

Gráfica 3.6

Media del número de métodos anticonceptivos conocidos según escolaridad y tipo de población, 2003

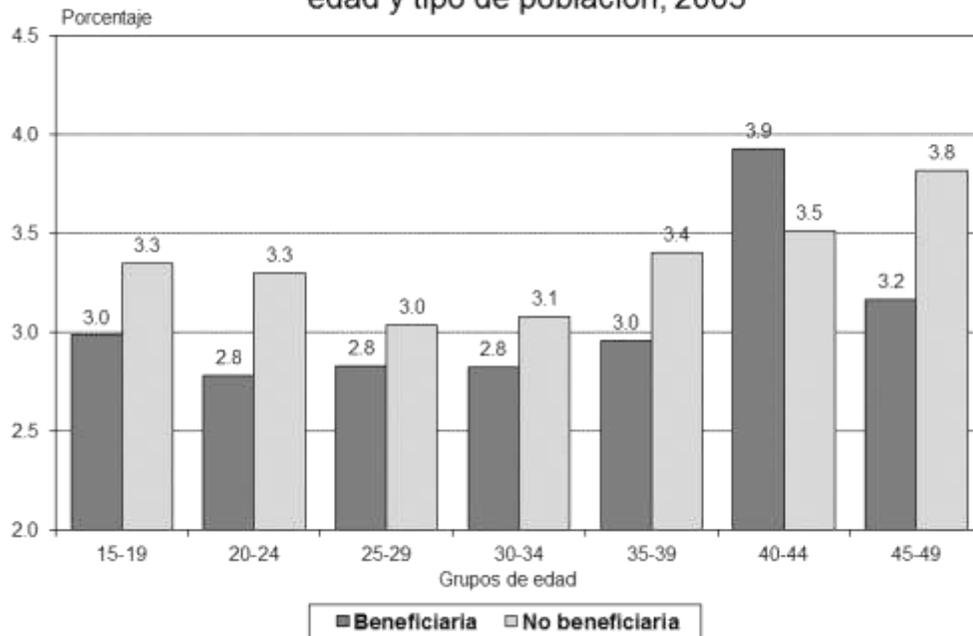


Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

En el caso del tiempo transcurrido para la primera revisión prenatal según la edad de las mujeres, en la gráfica 3.7 se observa que solo en el grupo 40 a 44 años de edad las mujeres beneficiarias superan a las no beneficiarias, así es posible señalar que el impacto del Programa fue contundente en los demás grupos, reduciendo el tiempo en el cual se presentan a su primera revisión prenatal.

Gráfica 3.7

Media del tiempo transcurrido para la primera revisión prenatal según edad y tipo de población, 2003

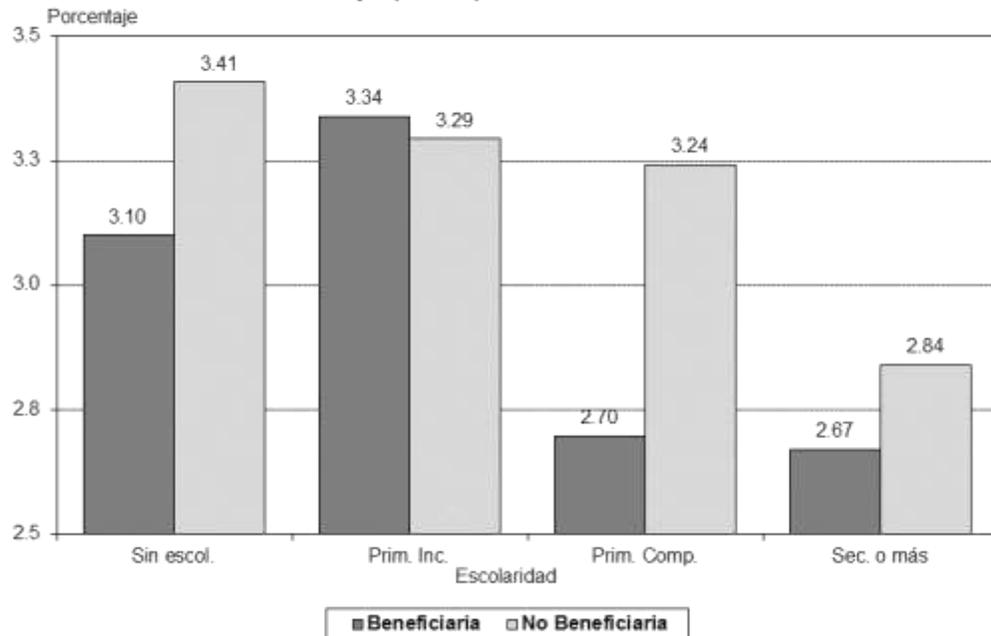


Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

Para la escolaridad en la gráfica 3.8 se tiene que el tiempo de espera para acudir a su primera revisión prenatal de las mujeres beneficiarias es significativamente menor en las mujeres no beneficiarias, solo en el nivel de primaria incompleta. En los otros grupos de escolaridad esta situación se invierte presentando un aumento marginal (0.05 puntos), con lo cual se muestra el impacto del programa en el tiempo que estas mujeres emplean para acudir a su primera consulta prenatal.

Gráfica 3.8

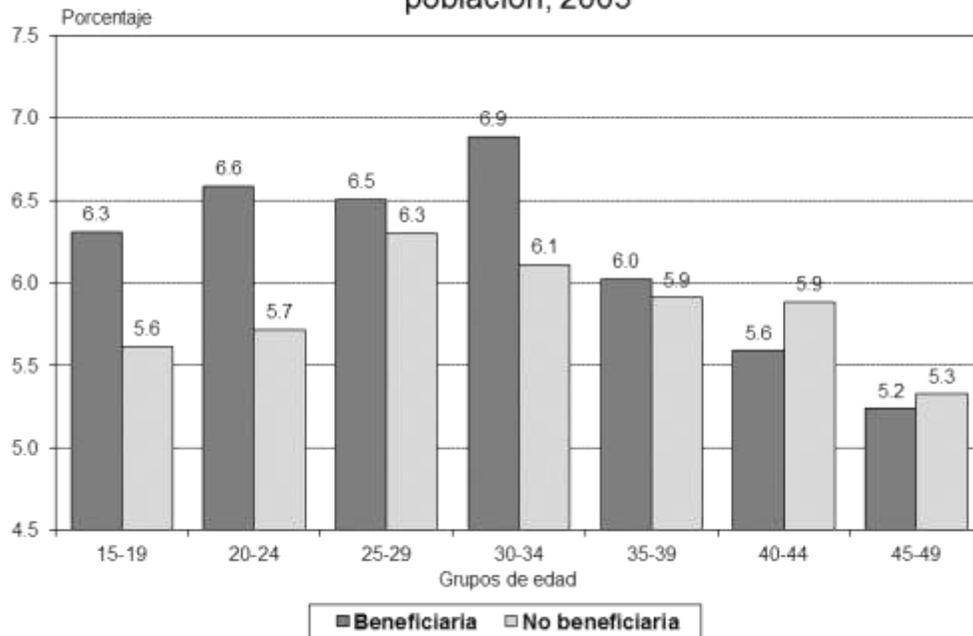
Media del tiempo transcurrido para la primera revisión prenatal según escolaridad y tipo de población, 2003



Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

El impacto del programa en el número de consultas prenatales de las mujeres que se presenta en la gráfica 3.9, permite observar como en la mayoría de los grupos de edad las mujeres beneficiarias presentaron un número promedio superior de consultas prenatales, solo en los grupos de 40 a 44 y 45 a 49 años se invierte esta condición señalando que el número de consultas prenatales a las cuales acudieron las mujeres beneficiarias fue menor al de las mujeres no beneficiarias.

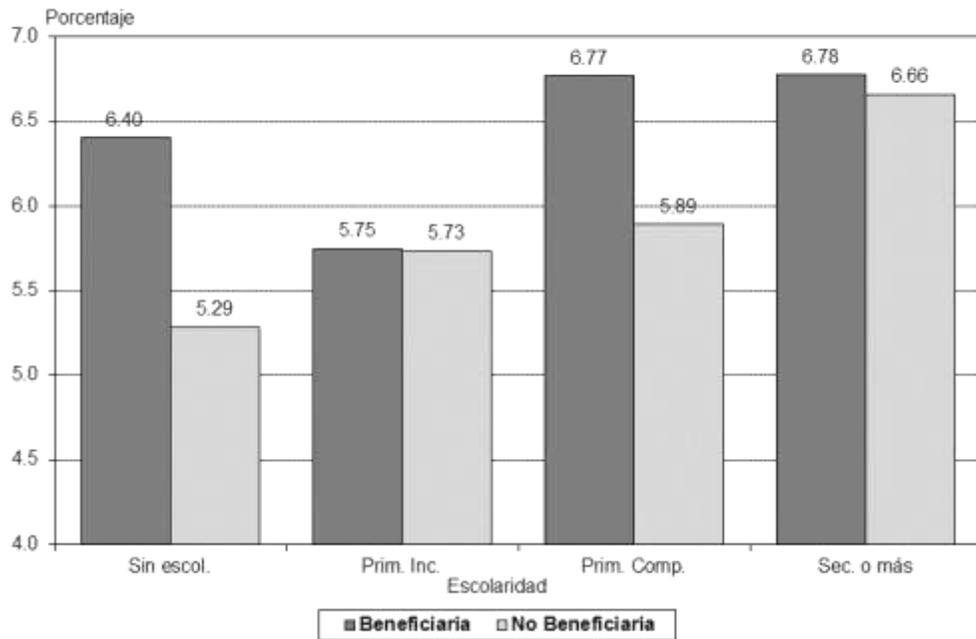
Gráfica 3.9
Media del número de consultas prenatales según edad y tipo de población, 2003



Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

En el caso de la escolaridad, la gráfica 3.10 muestra claramente el impacto del programa, en todos los niveles, ya que la media del número de consultas prenatales en las mujeres beneficiarias es mayor que en las no beneficiarias.

Gráfica 3.10
Media del número de consultas prenatales según escolaridad y tipo de población, 2003



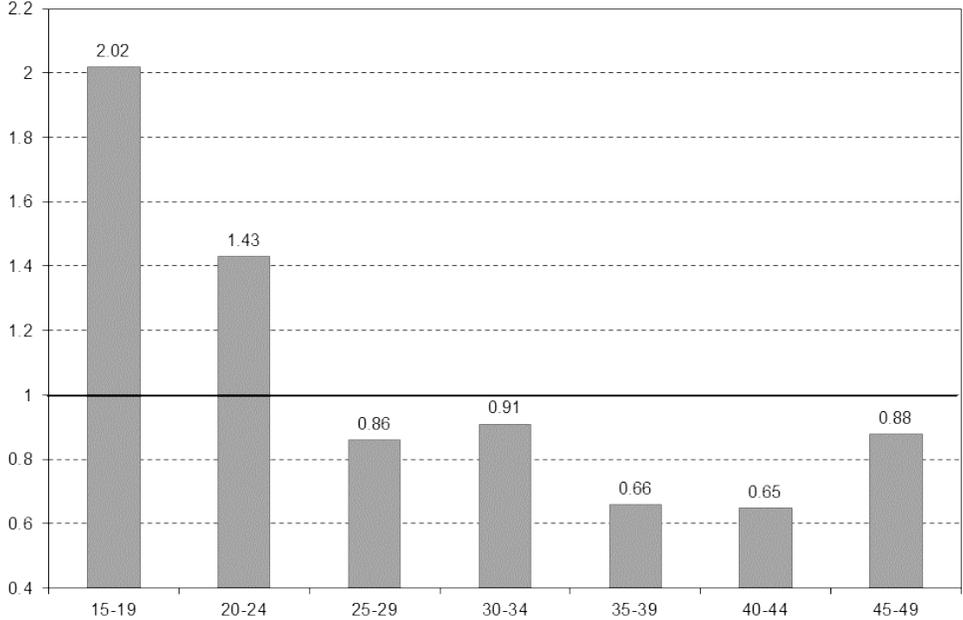
Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

Como se pudo observar, la estimación del impacto bajo el esquema de poblaciones comparables tiene sesgos introducidos por las diferencias en la edad y la escolaridad de las poblaciones beneficiaria y no beneficiaria. Pero el problema es mucho mayor, ya que cada uno de los factores de confusión puede introducir un sesgo en la estimación de los impactos.

Para analizar el impacto del Programa Oportunidades en el uso de métodos anticonceptivos controlando el efecto de la edad se calculó el cociente de momios para cada grupo de edad. Los datos de la gráfica 3.11 indican que el efecto depende también de la edad de la mujer. En las mujeres más jóvenes resulta evidente el impacto del programa, en el grupo 15 a 19 años la probabilidad de que usen métodos anticonceptivos

las mujeres beneficiarias es del doble que las no beneficiarias mientras que en las mujeres de 20 a 24 años la probabilidad de usar métodos era 43 por ciento mayor, pero además, es evidente que en las mujeres de edad avanzada el Programa Oportunidades no tuvo ningún efecto, ya que el cociente de momios es menor que uno y varía de 0.65 a 0.91.

Gráfica 3.11
Cociente de momios del uso de métodos anticonceptivos en las mujeres beneficiarias según grupo de edad, 2003

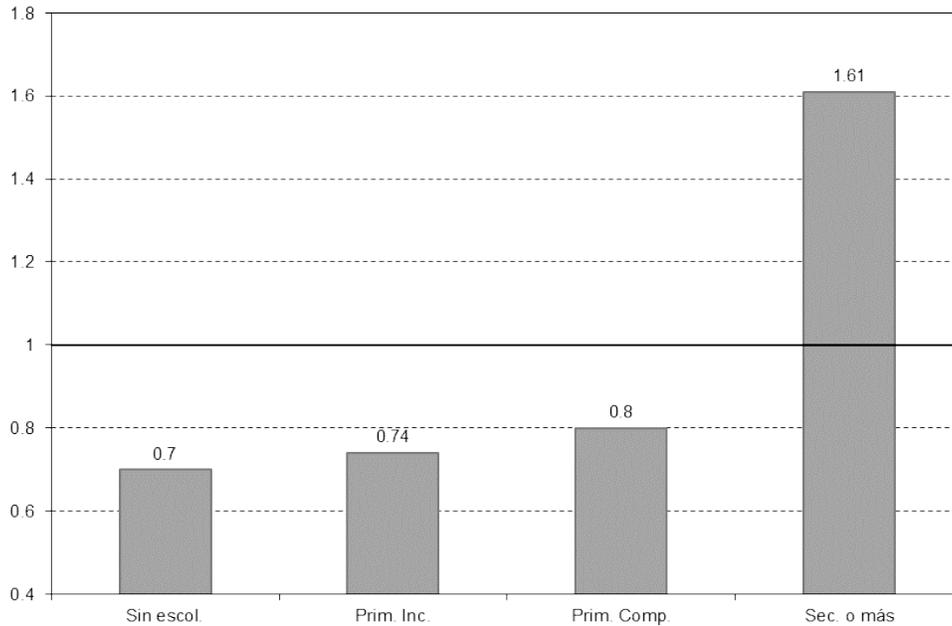


Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

Los datos controlando el efecto de la escolaridad en el uso de métodos anticonceptivos (Gráfica 3.12), mostraron que el programa tuvo impacto sólo en las mujeres con altos niveles de escolaridad, en donde se estimó que las mujeres beneficiarias tenían una probabilidad 61 por ciento mayor de usar métodos anticonceptivos que las mujeres no beneficiarias. Además, en las mujeres con niveles bajos de escolaridad el cociente de momios es menor que uno, variando de 0.7 a 0.8, lo que indica que el Programa no tiene efecto en las mujeres con bajos niveles de escolaridad.

Gráfica 3.12

Cociente de momios del uso de métodos anticonceptivos en las mujeres beneficiarias según escolaridad, 2003

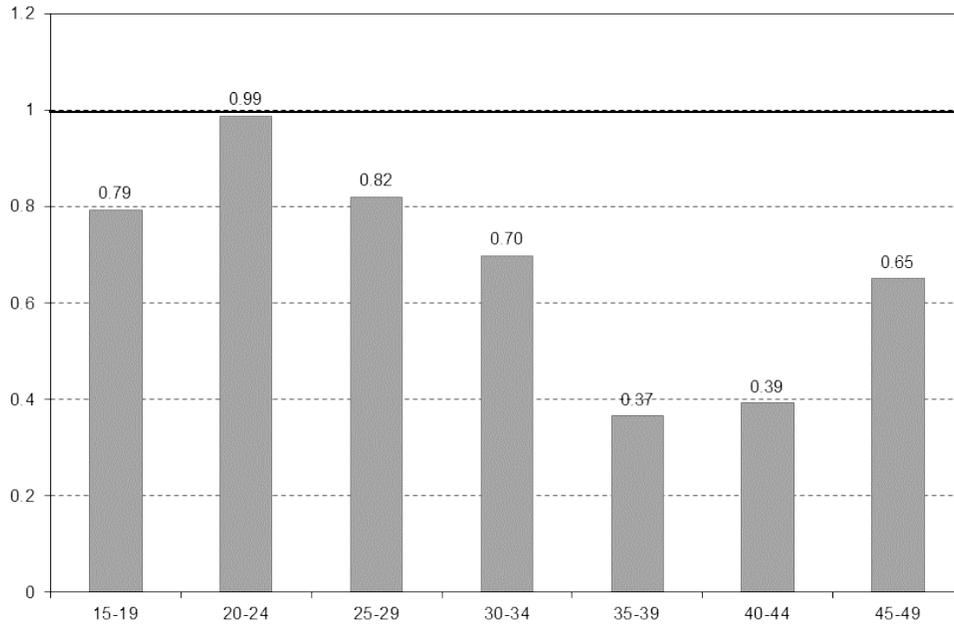


Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

En el caso del conocimiento espontáneo (sin ayuda) de métodos, en la gráfica 3.13 se presenta el cálculo del cociente de momios controlando el efecto de la edad. En el grupo de mujeres de 20 a 24 años de edad se observa que el cociente de momios es uno, lo que implica que el programa no tuvo efecto. . En los demás grupos el cociente de momios es menor que uno, variando de 0.37 a 0.82, lo que indica que el programa redujo en las mujeres beneficiarias el porcentaje de conocimiento espontáneo de métodos.

Gráfica 3.13

Cociente de momios de conocimiento sin ayuda de métodos anticonceptivos en las mujeres beneficiarias según grupo de edad, 2003

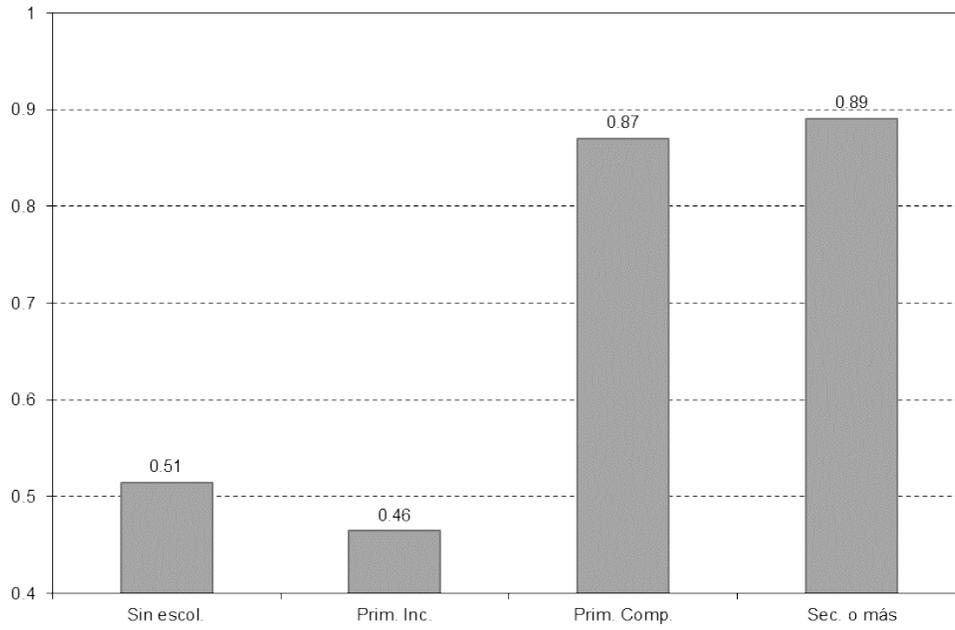


Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

En la gráfica 3.14, se muestra que controlando el efecto de la escolaridad en el conocimiento de métodos anticonceptivos sin ayuda, el impacto del programa no fue el esperado pues son las mujeres no beneficiarias las que al preguntarles si conocen algún método anticonceptivo señalan conocer más métodos de forma espontánea que las beneficiarias.

Gráfica 3.14

Cociente de momios de conocimiento con ayuda de métodos anticonceptivos en las mujeres beneficiarias según escolaridad, 2003

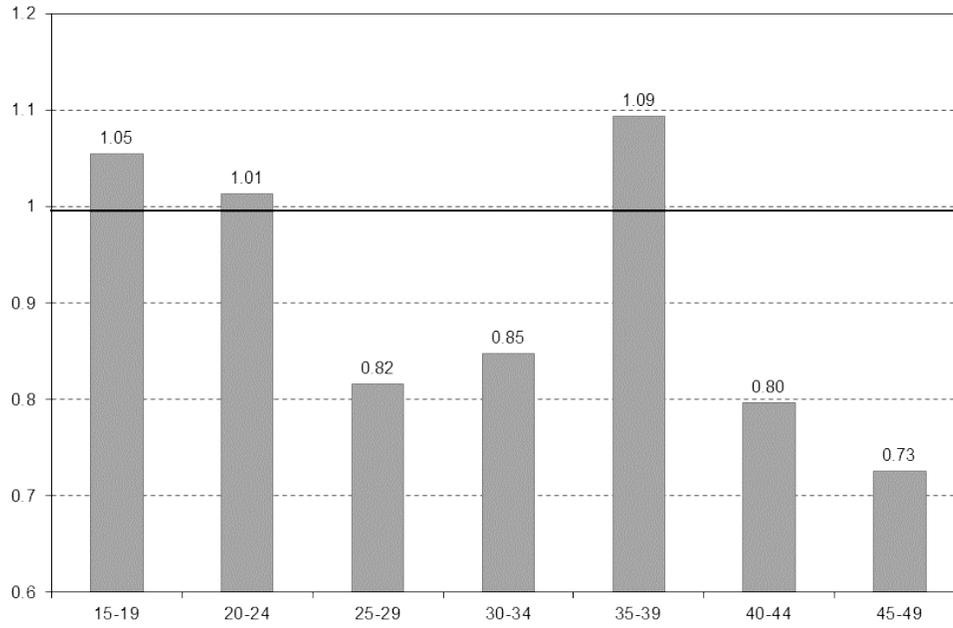


Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

El análisis del conocimiento de métodos anticonceptivos con ayuda controlando la edad de las mujeres muestra que el efecto depende de la edad de la mujer (véase gráfica 3.15). En las mujeres más jóvenes resultó evidente el impacto del programa, en los grupos 15 a 19 y 20 a 24 años la probabilidad de las mujeres beneficiarias de conocer métodos anticonceptivos con ayuda fue superior (5 y 1% respectivamente) a la de las no beneficiarias; también, el grupo 35 a 39 años resultó con mayor probabilidad (9%). También es evidente que no hubo ningún efecto del programa en los demás grupos de edad, ya que el cociente de momios es menor que uno y sus valores se encuentran entre 0.73 y 0.85.

Gráfica 3.15

Cociente de momios de conocimiento con ayuda de métodos anticonceptivos en las mujeres beneficiarias según grupo de edad, 2003

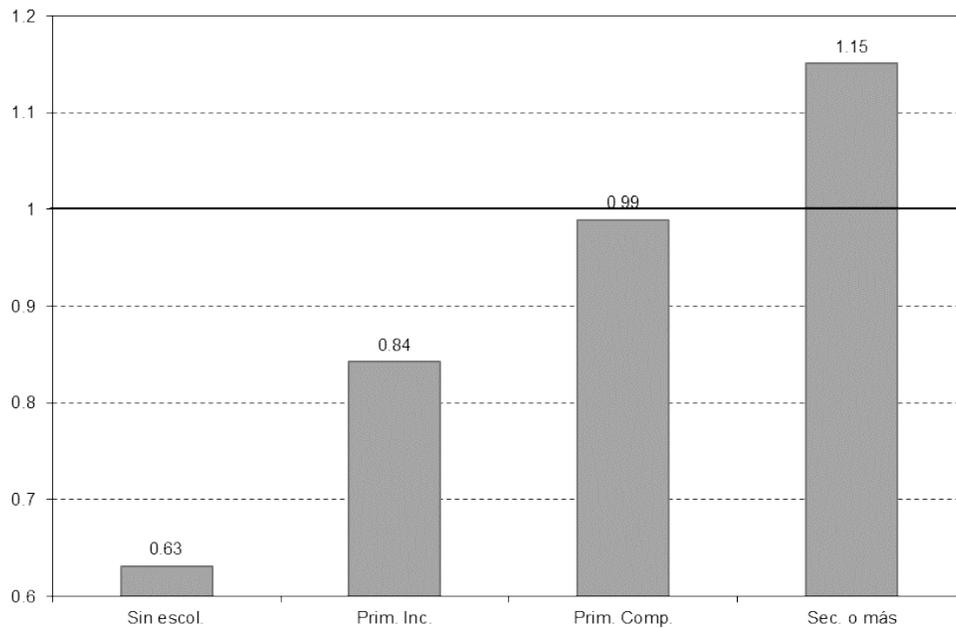


Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

Controlando el efecto de la escolaridad en el conocimiento de métodos anticonceptivos con ayuda se tiene que las mujeres beneficiarias en el grupo con primaria completa tienen la misma probabilidad de conocer métodos con ayuda que las no beneficiarias y 15 por ciento más en el grupo de secundaria o más, el resto de los grupos en cambio muestran que el programa tuvo un efecto contrario a lo esperado, ya que en ellos se tiene un cociente de momios menor a uno (de 0.63 a 0.84).

Gráfica 3.16

Cociente de momios de conocimiento con ayuda de métodos anticonceptivos en las mujeres beneficiarias según escolaridad, 2003



Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR 2003

En el cuadro 3.4 se puede analizar la distribución de los otros factores de confusión que se midieron en la ENEVAR. Como se observa, el porcentaje de mujeres en los estratos socioeconómicos bajo, medio y en mujeres indígenas son más altos en la población beneficiaria. Además, en esta población se puede observar que el porcentaje de mujeres beneficiarias unidas y el de mujeres en el estrato socioeconómico alto, son más bajos. Por otro lado, la condición de trabajo se distribuyó de forma similar en ambas poblaciones, por lo que, de acuerdo con la definición, no es un factor de confusión y por lo tanto, no es necesario controlar su efecto.

Cuadro 3.4

Factores de confusión en mujeres según tipo de población, 2003

Factor	No beneficiaria	Beneficiaria	Total
Condición de unión			
No unida	32.1	35.4	34.0
Unida	67.9	64.6	66.0
Estrato socioeconómico			
Bajo	19.3	26.4	23.4
Medio	30.1	36.3	33.7
Alto	50.7	37.3	42.9
Condición indígena			
No indígena	77.7	66.8	71.4
Indígena	22.3	33.2	28.6
Condición de trabajo			
No trabajan	74.6	74.3	74.4
Trabajan	25.4	25.7	25.6

Fuente: estimaciones con base en la ENVEL 2003

Estas diferencias en los factores de confusión introducen sesgos en la medición del impacto en las variables resultado, por lo que es necesario controlar el efecto de todos y cada uno de ellos de manera simultánea, para poder reducir el sesgo introducido por estos factores en la estimación del impacto del Programa Oportunidades en las variables de interés del estudio.

3.5. Impacto cuantitativo controlando todos los factores de confusión

Modelos de covarianza

Para medir el impacto del Programa Oportunidades en las variables de salud reproductiva de tipo cuantitativo controlando todos los factores de confusión, es necesario según Cochran (1969) ajustar a los datos de la muestra modelos de covarianza²³.

²³ Un modelo de covarianza es un modelo de regresión en el que al menos una de las variables independientes es de tipo cualitativa (Neter, 1974)

3.5.1. Impacto del programa en el número de consultas prenatales

Para medir el impacto del programa en el incremento del número de consultas prenatales se ajustó el siguiente modelo de covarianza:

$$Y_i = \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \beta_3 X_{2,i}^2 + \beta_4 X_{3,i} + \beta_5 X_{3,i}^2 + \beta_6 X_{4,i} + \beta_7 X_{5,i} + \beta_8 X_{6,i} + \varepsilon_i \dots\dots\dots (3.1)$$

Donde:

Y_i representa el número de consultas prenatales de la i -ésima mujer de la muestra.

Las variables $X_{1,i}$ hasta $X_{6,i}$ representan para la i -ésima mujer de la muestra, la condición de unión ($X_{1,i}$), la escolaridad ($X_{2,i}$), la edad ($X_{3,i}$), la condición de beneficencia ($X_{4,i}$), el estrato socioeconómico ($X_{5,i}$) y la condición indígena ($X_{6,i}$). Las letras $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_8$ son constantes desconocidas.

La variable ε_i se supone aleatoria con distribución normal, media cero y varianza σ^2 constante y además ε_i y ε_j para $i \neq j$ se suponen independientes²⁴.

Las constantes desconocidas del modelo (3.1) se estimaron por el método de mínimos cuadrados ordinarios. Los resultados se pueden observar en el siguiente cuadro:

²⁴ Para garantizar el cumplimiento de este supuesto, se definió una submuestra de mujeres, seleccionando solo una mujer en aquellos hogares donde había más de una, ya que en la muestra original pueden existir dos o tres mujeres en un mismo hogar, lo que introduce dependencia en los errores (Méndez-Ramírez, 1980).

Cuadro 3.5

Coeficientes estimados del modelo de covarianza para el número de consultas prenatales según factor de confusión y condición de beneficio del Programa Oportunidades

Variable	Coeficientes	Significancia
Condición de unión	0.178	0.000
Escolaridad	0.621	0.000
Escolaridad al cuadrado	- 0.254	0.000
Edad	0.648	0.000
Edad al cuadrado	- 0.342	0.000
Condición de beneficencia	0.035	0.000
Estrato socioeconómico	0.039	0.005
Condición indígena	- 0.016	0.047

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR, 2003

En el modelo (3.1) las variables que tienen coeficiente positivo contribuyen a incrementar el número de consultas prenatales, mientras que las que tienen coeficiente negativo las disminuyen. De esta manera, se puede observar en el cuadro 3.5 que no solo el Programa Oportunidades (condición de beneficencia) contribuye a incrementar el número de consultas prenatales, sino que también la condición de unión, la escolaridad, la edad y el estrato socioeconómico. En contraparte, se advierte que no sólo la condición indígena contribuye a reducir el número de consultas prenatales. También la reducen: el número de consultas prenatales, la escolaridad y la edad al cuadrado.

Obsérvese que el coeficiente de la condición de beneficencia es 0.035, lo que permite concluir que el Programa Oportunidades incrementó el promedio de consultas prenatales en 3.5 por cada cien mujeres que vivían en las áreas rurales donde el Programa operaba.

Las variables del cuadro 3.5 que aparecen elevadas al cuadrado son necesarias ya que si no son consideradas el ajuste del modelo es bajo y no permite obtener ninguna conclusión con base en él.

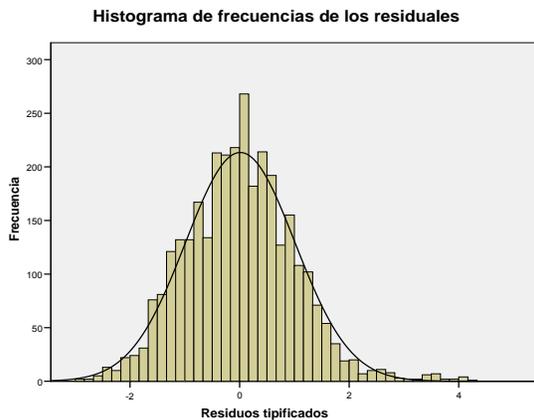
Validación del modelo del número de consultas prenatales

Las pruebas sobre la forma de la relación funcional entre las variables independientes y la variable dependiente indican que la relación funcional propuesta en el cuadro 3.1, es correcta. La estadística F indica que al menos uno de los coeficientes del modelo es significativamente diferente de cero. Además, las estadísticas T muestran que todas las variables independientes del modelo son significativamente diferentes de cero (véase Cuadro 3.5) y el coeficiente de determinación prueba que el 86.2 por ciento de la variación de la variable dependiente es explicada por el modelo (3.1).

El análisis de los residuos tipificados señala que no existe evidencia para rechazar el supuesto de normalidad. La gráfica del histograma de los residuos muestra una gran concentración alrededor del cero, lo que indicaría que la media de los residuos es cero y que la forma de la distribución es en forma de campana (Gráfica 3.17). Por otro lado, la gráfica de la probabilidad acumulada es una recta, lo que indicaría de nueva cuenta que el supuesto de normalidad se está cumpliendo (Gráfica 3.18).

Gráfica 3.17

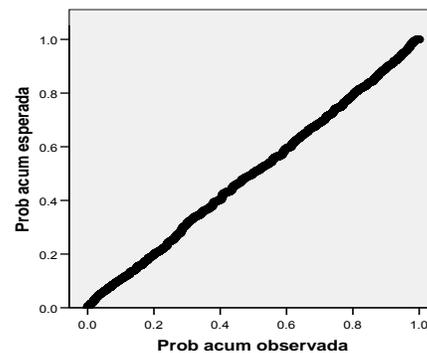
Gráfica 3.7



Gráfica 3.18

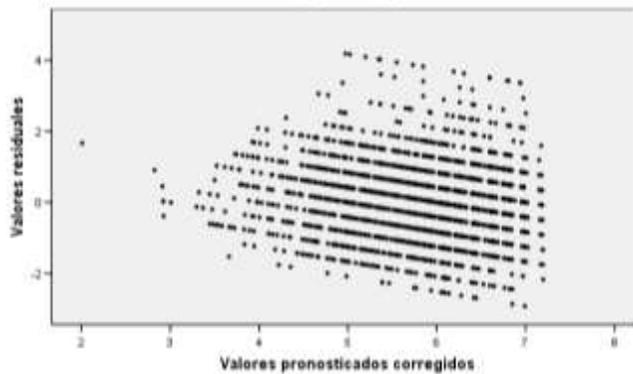
Gráfica 3.8

Probabilidad acumulada observada y esperada de los residuales



Con respecto al supuesto de varianza constante, la Gráfica 3.19 de los residuos contra los valores pronosticados de la variable dependiente Y muestra una leve inclinación señal de que el supuesto de varianza constante no es del todo cierto.

Gráfica 3.19
Valores pronosticados corregidos y residuales



3.5.2. Impacto del programa en el total de métodos anticonceptivos conocidos

Para medir el impacto del programa en el total de métodos anticonceptivos conocidos se ajustó el siguiente modelo:

$$Y_i = \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \beta_3 X_{2,i}^2 + \beta_4 X_{3,i} + \beta_5 X_{3,i} + \beta_6 X_{4,i} + \beta_7 X_{5,i} + \beta_8 X_{6,i} + \beta_9 X_{7,i} + \varepsilon_i \dots\dots\dots (3.2)$$

Donde:

Y_i representa el total de métodos conocidos de la i -ésima mujer de la muestra.

Las variables $X_{1,i}$ hasta $X_{7,i}$ representan para la i -ésima mujer de la muestra, la escolaridad ($X_{1,i}$), la edad ($X_{2,i}$), la condición indígena ($X_{3,i}$), la condición de beneficencia ($X_{4,i}$), la condición de unión ($X_{5,i}$), el estrato socioeconómico ($X_{6,i}$) y la condición de trabajo ($X_{7,i}$). Las letras $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_8$ son constantes desconocidas.

La variable ε_i al igual que en el anterior modelo se supone aleatoria con distribución normal, media cero y varianza σ^2 constante y también que ε_i y ε_j para $i \neq j$ se suponen independientes²⁵.

Cuadro 3.6
Coeficientes estimados del modelo de covarianza según factor de confusión y condición de beneficio del Programa Oportunidades

Variable	Coeficientes	Significancia
Escolaridad	0.350	0.000
Edad	0.876	0.000
Edad al cuadrado	-0.484	0.000
Condición indígena	-0.078	0.000
Condición de unión	0.071	0.000
Condición de beneficencia	0.124	0.000
Estrato socioeconómico	0.047	0.000
Condición de trabajo	0.021	0.000

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR, 2003

En el cuadro 3.6 se presentan las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios de los parámetros del modelo (3.2). Nuevamente se observa que no solo el Programa Oportunidades contribuyó a incrementar el número de métodos conocidos, sino que también contribuyeron la escolaridad, la edad, la condición de unión, de trabajo y el estrato socioeconómico. En contraparte se observó que la condición indígena contribuye a reducir el número de métodos anticonceptivos que conoce la mujer. Obsérvese que el coeficiente de la condición de beneficencia es 0.124, lo que permite concluir que el Programa Oportunidades incrementó el promedio del número de métodos conocidos en 12.4 por cada cien mujeres que viven en las áreas rurales en donde se aplicó el programa.

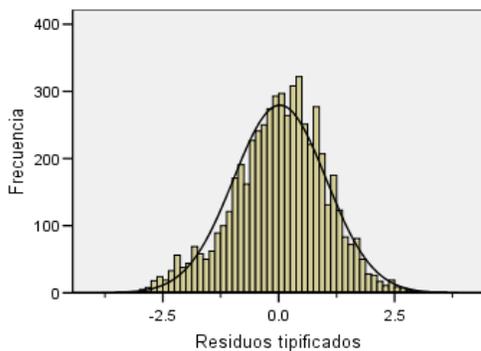
²⁵Para garantizar el cumplimiento de este supuesto, se definió una submuestras de mujeres, seleccionando solo una mujer en aquellos hogares donde había más de una, ya que en la muestra original pueden existir dos o tres mujeres en un mismo hogar, lo que introduce dependencia en los errores (Méndez-Ramírez, 1980)

Validación del modelo del número de métodos conocidos

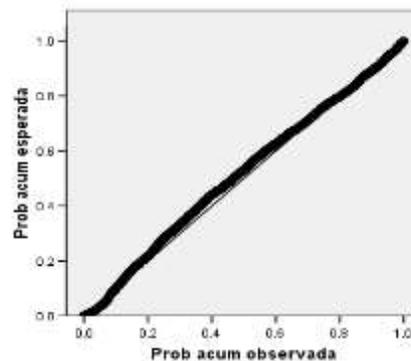
Los datos para validar el modelo muestran nuevamente que no existe evidencia de un mal ajuste del modelo. El valor de la estadística F es de 5,426.73 lo que implica que con un nivel de significancia de 5 por ciento se rechaza la hipótesis de que todos los coeficientes del modelo (3.2) son cero. Las estadísticas t muestran al igual que en el caso anterior que todas las variables independientes del modelo son significativamente diferentes de cero (véase Cuadro 3.6) y el coeficiente de determinación del modelo prueba que el 88.6 por ciento de los cambios en la variable dependiente son explicados por el modelo (3.2).

El análisis de los residuos muestra también que no existe evidencia para rechazar el supuesto de normalidad. El histograma de los residuos que se observa en la gráfica 3.20 muestra una gran concentración alrededor del cero, lo que indicaría que la media de los residuos es cero y además se tiene que la forma de la distribución es en forma de campana. Por otro lado, la gráfica de la probabilidad acumulada se presenta en forma de una recta (Gráfica 3.21), lo que confirma que no existe evidencia empírica para rechazar el supuesto de normalidad.

Gráfica 3.20
Histograma de frecuencias de los residuales



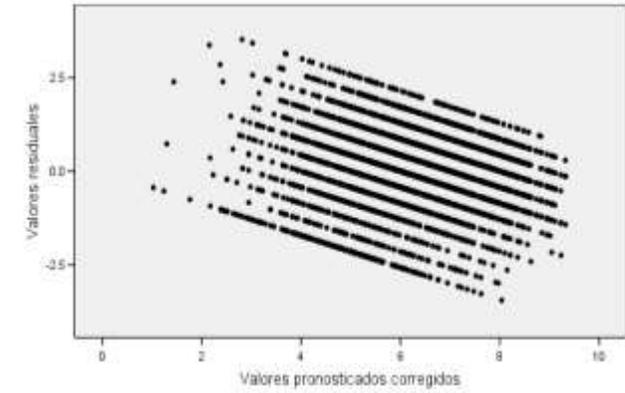
Gráfica 3.21
Probabilidad observada y esperada de los residuales



Con respecto al supuesto de varianza constante, la gráfica de los residuos contra los valores predichos de la variable dependiente muestra una ligera inclinación (Gráfica 3.22), lo que indicaría que el supuesto de varianza constante no es del todo cierto.

Gráfica 3.22

Valores pronosticados corregidos y residuales



3.5.3. Impacto del programa en el número ideal de hijos

Para medir el impacto del programa en el número ideal de hijos se ajustó un modelo similar a los anteriores:

$$Y_i = \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \beta_3 X_{2,i}^2 + \beta_4 X_{3,i} + \beta_5 X_{3,i} + \beta_6 X_{4,i} + \beta_7 X_{5,i} + \beta_8 X_{6,i} + \beta_9 X_{7,i} + \varepsilon_i \dots\dots\dots (3.3)$$

Donde:

Y_i representa el número ideal de hijos de la i -ésima mujer de la muestra.

Las variables $X_{1,i}$ hasta $X_{7,i}$ representan para la i -ésima mujer de la muestra, la edad ($X_{1,i}$), la condición de unión ($X_{2,i}$), la escolaridad ($X_{3,i}$), la condición indígena ($X_{4,i}$), el estrato socioeconómico ($X_{5,i}$), la condición de beneficencia ($X_{6,i}$) y la condición de trabajo ($X_{7,i}$). Las letras $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_8$ son constantes desconocidas.

La variable ε_i al igual que en el anterior modelo se supone aleatoria con distribución normal, media cero y varianza σ^2 constante y también que ε_i y ε_j para $i \neq j$ se suponen independientes²⁶.

Cuadro 3.7
Coeficientes estimados del modelo de covarianza según factor de confusión y condición de beneficio del Programa Oportunidades

Variable	Coeficientes	Significancia
Edad	0.335	0.000
Condición de unión	0.334	0.000
Escolaridad	0.139	0.000
Condición indígena	0.078	0.000
Estrato socioeconómico	0.063	0.000
Condición de beneficencia	0.032	0.000
Condición de trabajo	0.023	0.001

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR, 2003

En el cuadro 3.7 se presentan las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios de los parámetros del modelo (3.3), se observa nuevamente que no solo el Programa Oportunidades contribuye a incrementar el número ideal de hijos en este caso todas las variables colaboran en este aumento. del número ideal de hijos. Además, el coeficiente del número ideal de hijos es de 0.032, lo cual señala que 3.2 de cada cien mujeres que vivían en áreas rurales recibiendo apoyos del Programa aumentaron el promedio de su número ideal de hijos.

Los datos para validar el modelo muestran nuevamente que no existe evidencia de un mal ajuste del modelo. El valor de la estadística F es de 3,043.24 lo que implica que con un nivel de significancia de 5 por ciento se rechaza la hipótesis de que todos los coeficientes del modelo (3.3) son cero. Las estadísticas t muestran al igual que en el caso anterior que todas las variables independientes del modelo son significativamente diferentes de cero (véase Cuadro 3.7) y el coeficiente de determinación del modelo prueba que el 79.4 por ciento de los

²⁶Para garantizar el cumplimiento de este supuesto, se definió una submuestras de mujeres, seleccionando solo una mujer en aquellos hogares donde había más de una, ya que en la muestra original pueden existir dos o tres mujeres en un mismo hogar, lo que introduce dependencia en los errores (Méndez-Ramírez, 1980)

cambios en la variable dependiente son explicados por el modelo (3.3). Sin embargo, los resultados de este modelo deben tomarse con mucho cuidado dado que los coeficientes de algunas variables como edad y escolaridad muestran un signo inesperado en el coeficiente resultante, es decir de esperar que entre mayor edad tiene una mujer o mayor escolaridad el número ideal de hijos sea menor contrario a lo que el modelo señala, así que es muy probable que exista una correlación entre las variables del modelo.

3.5.4. Impacto del programa en el tiempo transcurrido para la primera revisión prenatal

Para medir el impacto del programa en el tiempo transcurrido para la primera revisión prenatal se ajustó un modelo similar a los anteriores:

$$Y_i = \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \beta_3 X_{2,i}^2 + \beta_4 X_{3,i} + \beta_5 X_{3,i} + \beta_6 X_{4,i} + \beta_7 X_{5,i} + \beta_8 X_{6,i} + \beta_9 X_{7,i} + \varepsilon_i \dots\dots\dots (3.4)$$

Donde:

Y_i representa el tiempo transcurrido para la primera revisión prenatal de la i -ésima mujer de la muestra.

Las variables $X_{1,i}$ hasta $X_{7,i}$ representan para la i -ésima mujer de la muestra, la condición de unión ($X_{1,i}$), la edad ($X_{2,i}$), la escolaridad ($X_{3,i}$), la condición indígena ($X_{4,i}$), la condición de trabajo ($X_{5,i}$) y la condición de beneficencia ($X_{6,i}$). Las letras $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_7$ son constantes desconocidas.

La variable ε_i al igual que en el anterior modelo se supone aleatoria con distribución normal, media cero y varianza σ^2 constante y también que ε_i y ε_j para $i \neq j$ se suponen independientes²⁷.

²⁷Para garantizar el cumplimiento de este supuesto, se definió una submuestras de mujeres, seleccionando solo una mujer en aquellos hogares donde había más de una, ya que en la muestra original pueden existir

Cuadro 3.8

Coeficientes estimados del modelo de covarianza según factor de confusión y condición de beneficio del Programa Oportunidades

Variable	Coeficientes	Significancia
Condición de unión	0.402	0.000
Edad	0.249	0.000
Escolaridad	0.206	0.000
Condición indígena	0.086	0.000
Condición de trabajo	0.046	0.000
Condición de beneficencia	-0.036	0.002

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR, 2003

En el cuadro 3.8 se presentan las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios de los parámetros del modelo (3.4), se observa nuevamente que el Programa Oportunidades disminuye el tiempo transcurrido para la primera revisión prenatal número ideal de hijos en este caso todas las variables aumentan el tiempo que transcurre para realizar la primera revisión prenatal. De nuevo los datos para validar el modelo muestran que no existe evidencia de un mal ajuste del modelo. El valor de la estadística F es de 1,632.49 lo que implica que con un nivel de significancia de 5 por ciento se rechaza la hipótesis de que todos los coeficientes del modelo (3.4) son cero. Las estadísticas t muestran al igual que en el caso anterior que todas las variables independientes del modelo son significativamente diferentes de cero (véase Cuadro 3.8) y el coeficiente de determinación del modelo prueba que el 75.2 por ciento de los cambios en la variable dependiente son explicados por el modelo (3.4). No obstante se debe considerar este modelo con mucho cuidado. El comportamiento de algunas variables como escolaridad, edad y condición de trabajo señalan que si la mujer cuenta con más escolaridad, se encuentra en un grupo de mayor edad o bien si trabaja, en el modelo se considera que tardarán más en ir a su primera revisión prenatal, lo cual contradice su comportamiento en la mayoría de los estudios realizados en la materia donde se señala que a mayor escolaridad más pronto se acude a una primera revisión, de igual forma si cuenta con mayor edad o si trabaja. Además, el impacto del programa contribuye a que aumente el tiempo para ir a su primera revisión prenatal.

dos o tres mujeres en un mismo hogar, lo que introduce dependencia en los errores (Méndez-Ramírez, 1980)

3.6. Impacto cualitativo controlando todos los factores de confusión

La regresión logística multivariada

Para medir el impacto del Programa Oportunidades en las variables cualitativas se ajustaron modelos de regresión logística a los datos muestrales utilizando la variable condición de uso y condición de conocimiento de métodos anticonceptivos sin ayuda como variables dependientes. Las variables independientes para ambas regresiones fueron condición de unión, condición de indígena, nivel socioeconómico, condición de trabajo, edad agrupada, escolaridad y condición de beneficencia.

3.6.1. Impacto del programa en el uso de métodos anticonceptivos

En el cuadro 3.9 se presentan las variables que resultaron significativas para el caso de la condición de uso.

Cuadro 3.9
Coefficientes estimados del modelo de regresión logística con la variable condición de uso como dependiente

Variables	Coefficiente Beta	Cociente de momios
Condición de unión	2.322	10.20
Condición indígena	- 0.555	0.57
Edad	0.202	1.22
Escolaridad	0.218	1.24
Condición de beneficencia	0.154	1.17
Constante	- 3.249	0.04

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR, 2003

De acuerdo a los datos del cuadro 3.9 se puede concluir que son cuatro las variables que contribuyeron a incrementar la probabilidad de que la mujer usará métodos anticonceptivos: condición de unión, edad, escolaridad, y condición de beneficencia. De éstas la más importante resulto ser la condición de unión. Por otro lado, se tiene que el Programa Oportunidades tuvo un importante impacto en la probabilidad de uso de

métodos anticonceptivos. De acuerdo con el cociente de momios se estimó que las mujeres del Programa Oportunidades tuvieron una probabilidad de uso 17 por ciento mayor que aquellas que no estaban en el Programa.

Validación del modelo del uso de métodos anticonceptivos

Existen cuatro elementos que se pueden utilizar para evaluar la bondad de ajuste del modelo de regresión logística multivariado; la estadística de Hosmer y Lemeshow, la estadística de Wald, la tabla de clasificación y el seudocoefficiente de determinación.

Con base en los datos de la muestra se calculó que la estadística Hosmer y Lemeshow es de 32.506 y con base en una chi-cuadrada de 8 grados de libertad, se concluyó con un nivel de significancia de 0.00005 que al menos el coeficiente de una de las siete variables propuestas para explicar el uso de métodos anticonceptivos es diferente de cero.

En el cuadro 3.10 se pueden observar que todas las variables resultaron estadísticamente significativas según la estadística de Wald en la regresión logística con la condición de uso como variable dependiente.

Cuadro 3.10
Estadística de Wald para determinar la significancia de variables

Variab les	Desviación estándar	Estadística de Wald	Significancia
Condición de unión	0.11	484.49	0.000
Condición de indígena	0.07	59.42	0.000
Edad agrupada	0.02	108.41	0.000
Escolaridad	0.03	44.05	0.00
Condición de beneficencia	0.06	6.41	0.011
Constante	0.17	359.17	0.000

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR, 2003

En el cuadro 3.11 se tiene el porcentaje de clasificación con base en el modelo de regresión logística. Según los datos del cuadro, de un total de 2,739 mujeres no usuarias, el modelo clasificó 49.22% de manera correcta. Por otro lado, de un total de 2,861

mujeres usuarias el 82.49% se clasificó correctamente. Finalmente de un total de 5,600 casos el modelo clasificó el 66.21% correctamente.

Cuadro 3.11
Tabla de clasificación

			Pronosticado			
			Usuaría de anticonceptivos		Total	Porcentaje correcto
			0 No usuaria	1 Usuaria		
Observado	Usuaría de anticonceptivos	0 No usuaria	1,348	1,391	2,739	49.22
		1 Usuaria	501	2,360	2,861	82.49
	Porcentaje global				5,600	66.21

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR, 2003

3.6.2. Impacto del programa en el conocimiento espontáneo de métodos

En el caso de la variable dependiente, condición de conocimiento espontáneo, en el cuadro 3.12 se presentan las variables que resultaron significativas para el modelo.

Cuadro 3.12
Coeficientes estimados del modelo de regresión logística con la variable condición de conocimiento espontáneo como dependiente

Variables	Coeficiente Beta	Cociente de momios
Condición de unión	1.270	3.560
Condición indígena	-1.621	.198
Estrato socioeconómico	0.166	1.180
Edad	0.171	1.187
Escolaridad	0.658	1.932
Condición de beneficencia	0.839	2.315
Constante	-0.761	.467

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR, 2003

Según los datos del cuadro se puede concluir que son cinco variables las que contribuyen a incrementar la probabilidad de que la mujer conozca métodos anticonceptivos sin

ayuda: condición de unión, condición de beneficencia, escolaridad, edad, estrato socioeconómico. De éstas la más importante nuevamente es la condición de unión. Por otro lado, se puede concluir que el Programa Oportunidades tiene un fuerte impacto en la probabilidad del conocimiento de métodos anticonceptivos sin ayuda. De acuerdo con el cociente de momios, las mujeres del programa tienen más del doble de probabilidad de usar métodos anticonceptivos que aquellas que no están en el programa.

Validación del modelo del conocimiento espontáneo de métodos

La estadística Hosmer y Lemeshow es de 11.257 y con base en una chi-cuadrada de 8 grados de libertad se concluyó con un nivel de significancia de 0.00005, que al menos un coeficiente de las siete variables propuestas para explicar el conocimiento de métodos anticonceptivos sin ayuda es diferente de cero.

En el cuadro 3.13 se pueden observar que todas las variables resultaron estadísticamente significativas según la estadística de Wald.

Cuadro 3.13
Estadísticas de Wald para determinar la significancia de variables

Variables	Desviación estándar	Wald	Significancia
Condición de unión	0.118	116.39	0.000
Condición de indígena	0.113	204.67	0.000
Edad agrupada	0.068	5.97	0.015
Escolaridad	0.032	28.29	0.000
Condición de beneficencia	0.058	126.92	0.000
Condición de unión	0.111	56.78	0.000

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR, 2003

En el cuadro 3.14 se tiene el porcentaje de clasificación. Según los datos del cuadro, de un total de 493 mujeres que señalan no conocer métodos anticonceptivos de forma espontánea, es decir sin recibir ayuda para contestar sobre algún método, el modelo clasificó 8.1 % de manera correcta, mientras que de un total de 5,107 mujeres que tienen conocimiento de métodos anticonceptivos sin ayuda el modelo clasificó el 99.2%

correctamente. Finalmente resultó que de un total de 5,600 casos que se introdujeron al modelo éste clasificó el 91.2% correctamente.

Cuadro 3.14

Tabla de clasificación para el modelo con la variable conocimiento espontáneo de métodos

		Pronosticado			Porcentaje correcto	
		Conocimiento de métodos anticonceptivos		Total		
		0 No conoce	1 Si conoce			
Observado	Conocimiento espontáneo de métodos anticonceptivos	0 No conoce	40	453	493	8.11
		1 Si conoce	39	5,068	5,107	99.24
	Porcentaje global				5,600	91.21

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR, 2003

3.6.3. Impacto del programa en el conocimiento de métodos con ayuda

En el caso de la variable dependiente, condición de conocimiento de métodos con ayuda, en el cuadro 3.15 se presentan las variables que resultaron significativas para el modelo.

Cuadro 3.15

Coefficientes estimados del modelo de regresión logística con la variable condición de conocimiento espontáneo como dependiente

Variables	Coefficiente Beta	Cociente de momios
Condición de unión	0.222	1.249
Condición indígena	-0.786	.456
Edad	0.037	1.038
Escolaridad	0.126	1.134
Constante	0.394	1.483

Fuente: estimaciones con base en la ENEVAR, 2003

Según los datos del cuadro 3.15 se observa que solo tres variables contribuyen a incrementar la probabilidad de que la mujer conozca métodos anticonceptivos con ayuda: condición de unión, escolaridad y edad. De éstas la más importante nuevamente es la

condición de unión. Por otro lado, se puede concluir que el Programa Oportunidades no tiene ningún impacto en la probabilidad del conocimiento de métodos anticonceptivos con ayuda debido a que el modelo descarta la variable.

CONCLUSIONES

La necesidad de conocer el impacto de los programas sociales es y será de gran relevancia para el desarrollo de un país, es por ello de la inquietud de generar instrumentos de evaluación que no pierdan el enfoque de lo que se está evaluando. Como parte de este trabajo se buscó presentar en particular la evaluación del Programa Oportunidades como un ejemplo de lo que puede suceder si no se consideran los factores de confusión.

La consideración de estos factores permite hacer del conocimiento del lector que para la evaluación del impacto de un programa se requiere del diseño e implementación de otros métodos que permitan la comparación y señalen los factores que intervienen realmente en los resultados. Sin embargo, el análisis puede llegar a aplicarse de forma directa con lo cual no se da conocer el efecto que estos pudieran tener en la evaluación, dado que en la mayoría de los casos se trata de estudios observacionales en los cuales no se tiene control de los resultados y lo más seguro es que oculten el impacto “real” del programa.

El empleo de técnicas estadísticas permite asegurar en gran medida que se consideren estos factores y la evaluación se enfoque únicamente en el impacto que tiene el programa en los resultados a evaluar. La presencia de variables cuantitativas y cualitativas permite la aplicación de métodos de covarianza (regresión) y de regresión logística respectivamente. A su vez es necesario considerar que no todos los datos se ajustaran a nuestros modelos y resulta parte importante de este estudio la validación de los supuestos ya que si estos se cumplen es como se puede asegurar que se mide solo el efecto que es atribuible únicamente al programa.

En este sentido, cuando se midió el impacto del Programa Oportunidades controlando los factores de confusión utilizando los modelos de covarianza para las cuatro variables cuantitativas (número ideal de hijos, número de métodos anticonceptivos conocidos, tiempo transcurrido en el embarazo para la primera revisión prenatal y número de consultas prenatales) se observó que solo en dos variables era posible señalar el impacto

del programa: el promedio de consultas prenatales y el número de métodos anticonceptivos conocidos donde se tuvieron incrementos de 3.5 y 12.4 por cada cien mujeres respectivamente que vivían en las áreas rurales donde el Programa operaba. En estas es posible señalar que los supuestos de normalidad y de independencia se cumplen satisfactoriamente. Sin embargo, en el caso del número ideal de hijos, así como en el tiempo transcurrido para la primera revisión prenatal el supuesto muestra ciertas peculiaridades, por un lado, en el número ideal de hijos los coeficientes de las variables señalan que a mayor edad o escolaridad de la mujer, el número ideal de hijos se incrementa y por otro, se tiene que el tiempo para la primer revisión prenatal aumenta si la mujer cuenta con más escolaridad, se encuentra en un grupo de mayor edad, si trabaja o si es beneficiaria del programa; ambos resultados contradicen la mayoría de los estudios realizados en materia de número ideal de hijos y tiempo para ir a la primera revisión prenatal es probable que exista correlación entre ellas; el análisis de los residuales indica que, los supuestos de normalidad y de independencia se cumplen satisfactoriamente, sin embargo, conviene revisar el supuesto de varianza constante dado que no fue verificado.

Con respecto al modelo de regresión logística, aplicado a las variables cualitativas (uso de métodos anticonceptivos, de conocimiento de métodos anticonceptivos espontáneo o sin ayuda), los criterios de validación sugieren que el impacto del Programa Oportunidades en el uso de métodos anticonceptivos y el conocimiento espontáneo o sin ayuda se ajustan satisfactoriamente, por lo que se puede considerar que las estimaciones son confiables. El análisis del impacto del programa señala que tres factores de confusión (condición de unión, edad y escolaridad), y el programa tienen efectos altamente significativos en la probabilidad de uso de anticonceptivos, además la tabla de clasificación muestra que del total de mujeres el modelo de regresión logística clasificó correctamente 66.2 por ciento. Asimismo, solo cuatro factores de confusión (condición de unión, escolaridad, edad, estrato socioeconómico) y el programa tienen efectos significativos en el incremento de la probabilidad de que la mujer señale conocer métodos anticonceptivos sin ayuda o de forma espontánea y el modelo clasificó correctamente 91.2 por ciento del total de mujeres. Sin embargo, el conocimiento de métodos con ayuda solo tuvo la contribución de tres factores de confusión (condición de unión, escolaridad y edad) para incrementar la probabilidad de que la mujer conozca más métodos anticonceptivos

con ayuda pero el Programa Oportunidades no tuvo ningún efecto, por lo cual no es posible señalar si existe o no impacto del programa en ella.

Finalmente, desde el punto de vista estadístico, los datos del estudio indican que el Programa Oportunidades tuvo un impacto importante tanto en el aumento en el promedio de consultas prenatales y el número de métodos anticonceptivos conocidos (variables cuantitativas), como en el uso de métodos anticonceptivos y el conocimiento espontáneo o sin ayuda (variables cualitativas) de las mujeres que vivían en las áreas rurales en condiciones de pobreza extrema donde se aplicó el programa. Es importante no descartar las variables en las que no se muestra impacto debido al programa, conviene realizar un análisis para determinar si estas variables están vinculadas a otros factores.

Como se ha expuesto, en general, es necesario promover estudios de evaluación de impacto de programas sociales en donde la evaluación mida los cambios atribuibles única y exclusivamente a las acciones de los programas. Mientras esto no se haga, se asignaran recursos a programas sin saber en realidad si cumplen o si resultan adecuados y si es así, se desconocerá ¿cuál es el impacto que contribuye a beneficiar a la población?, o bien si la integración y focalización de esas estrategias permite mejorar sus condiciones de vida.

BIBLIOGRAFÍA

- Anderson S., Auquier A., Huck W. W., Oakes D., Vandaele H. I. y Wesiberg H. I. (1980) *Statistical Methods for Comparative Studies: techniques for Bias Reduction*. New York. John Wiley & Sons.
- Burns J.M. y Login I.S. (2002) *Confounding factors in diagnosing brain death: a case report*. En <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12097152>.
- Campbell D.T. y Stanley J.G. (1966) *Experimental and Quasi-experimental Designs for Research*, Chicago; Rand McNally.
- Consejo Nacional de Población, CONAPO, (2000) *Cuadernos de Salud Reproductiva: República Mexicana*.
- Cochran W.G. (1983) *Planning and Analysis of Observational Studies*. New York. John Wiley & Sons.
- Fleiss J.L (1981) *Statistical methods for rates and proportions*. New York. John Wiley and Sons.
- Gonzalez Rosas, Javier (2012) "Impacto del Programa Oportunidades en la salud reproductiva de sus mujeres beneficiarias", en Alfonso Mejía, Dominga Austreberta y Benito Salvatierra (coords.) *La salud y la migración en México*.
- Magidson J. y Sorbom D.(2001) *Adjusting for Confounding Factors in QuasiExperiments: Another Reanalysis*, the Westinghouse Head Start Evaluation
- McKinlay, S. (1975) *The Design and Analysis of the Observational Studies-A Review* Journal of the American Statistical Association, 70, 503-520.

- Méndez-Ramírez, I. (1981) *Modelos estadísticos lineales: interpretación y aplicaciones*. Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología. México.
- Neter J. y Wasserman W. (1974) *Applied Linear Statistical Models*. Canadá. Richard D. Irwin Inc. Ontario,
- Jedrychowsky W., Bendkowska I., Flak E., Penar A., Jacek R., Kaim I., Spengler J.D. Camann D. y Perera F.P. (2004) *Estimated Risk for Altered Fetal Growth Resulting from Exposure to fine Particles during Pregnancy: An Epidemiologic Prospective Cohort Study in Poland*. En <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/15471732>.
- Secretaría de Desarrollo Social, (2000) *Más oportunidades para la familias pobres, Evaluación de Resultados del Programa de Educación, Salud y Alimentación, Metodología de la Evaluación del PROGRESA*, Impreso en México. (p.5)
- Secretaría de Salud, UNAM, Centro Regional de Investigaciones Multidisciplinarias, (2007), *La salud reproductiva en México, Análisis de la Encuesta Nacional de Salud Reproductiva 2003*, en Chávez Galindo, Ana María; Uribe Zúñiga, Patricia y Palma Cabrera, Yolanda (coords.), *México, 2007*. Disponible en: <http://www.crim.unam.mx/drupal/?q=node/385>
- Torres-Garduño A., (2001), *Tamaño de muestra: Teoría y aplicaciones*, Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Ciencias, Tesis de Licenciatura.
- Weisberg H.I. (1979) *Statistical Adjustments and Uncontrolled Studies*, *Psychological Bulletin*, 86, 1149-1164.