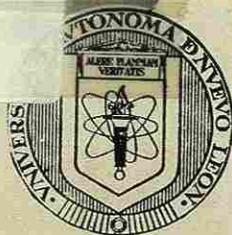


Uso de Anticonceptivos en México

WHITNEY HICKS
ISRAEL GUTIERREZ
RAYMUNDO RODRIGUEZ
ROMEO MADRIGAL



CENTRO DE INVESTIGACIONES
ECONOMICAS

1982



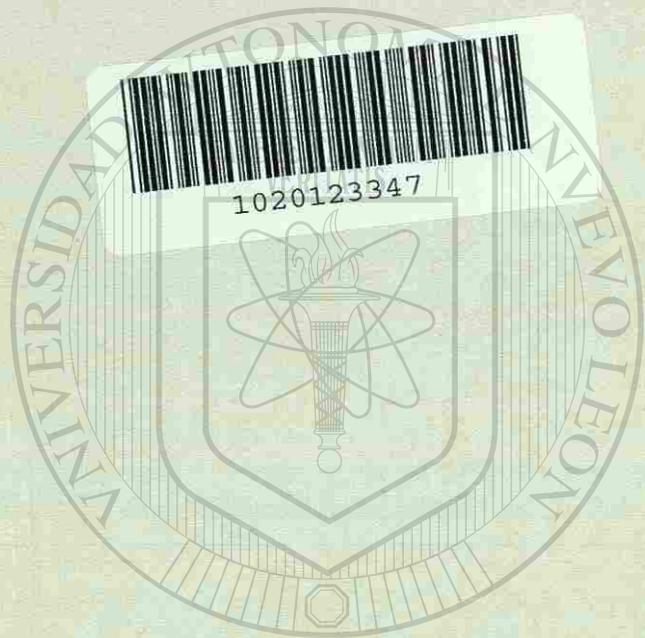
H.C. J. 5
•
U.S.

0766

5

46

8



Uso de Anticonceptivos en México

UANL

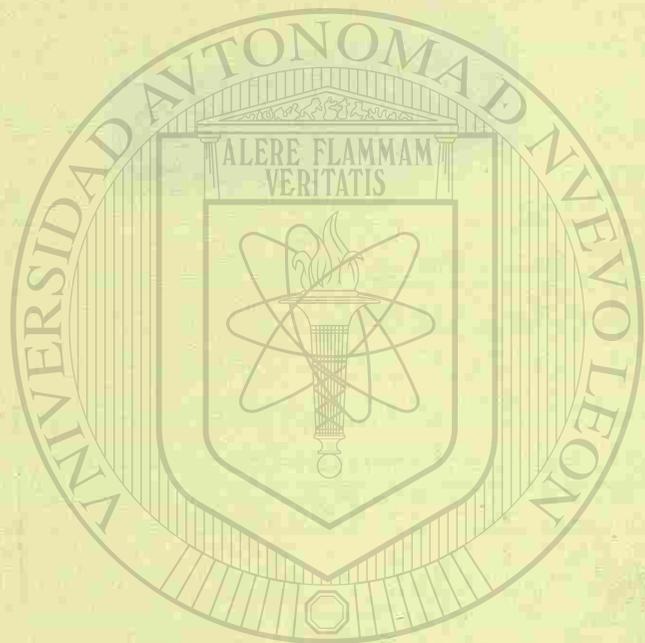
UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

MATTHEY HIGGS
ISRAEL GUTIERREZ
RUFUNDO RODRIGUEZ
ED MADRIGAL



FACULTAD DE ECONOMÍA
CENTRO DE INVESTIGACIONES
ECONÓMICAS



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS



FACULTAD DE ECONOMÍA ·
CENTRO DE INVESTIGACIONES
ECONÓMICAS, 1982

Uso de Anticonceptivos en México



OFICINA
UNIVERSITARIA

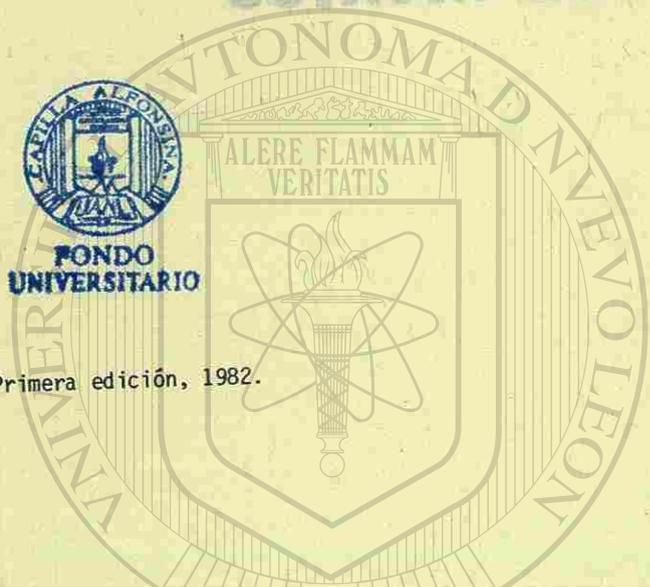
WHITNEY HICKS
ISRAEL GUTIERREZ
RAYMUNDO RODRIGUEZ
ROMEO MADRIGAL

60 p.

0120-05660

HQ766

.5
.M6
U8



Primera edición, 1982.

(c) 1982 por Centro de Investigaciones Económicas de la Universidad Autónoma de Nuevo León.

Las opiniones, juicios o ideas que pueda contener el presente trabajo, no reflejan de ninguna forma el criterio del Centro de Investigaciones Económicas de la Universidad Autónoma de Nuevo León, siendo de exclusiva responsabilidad de su autor. Sin embargo, El mencionado organismo se reserva todos los derechos de la primera obra. Este libro no puede ser reproducido, ni en todo ni en parte, en ninguna forma, o mediante sistema alguno, sin permiso por escrito del Editor. Toda violación será denunciada a las autoridades competentes.

PRESENTACION

En los últimos años, la Facultad de Economía incrementó su interés por la Demografía, fundando la Licenciatura en Estadística Social e iniciando una línea de investigación que integra las carreras que se imparten en esta escuela y organiza nuestra investigación tradicional sobre el mercado de trabajo.

A la fecha, los resultados obtenidos han sido excelentes, medidos por la cantidad y calidad de los estudios terminados dentro de esta área, así como por el fortalecimiento que ha experimentado nuestra relación con el Departamento de Economía de la Universidad de Missouri-Columbia.

El presente trabajo forma parte de estos estudios y nos presenta una aplicación de "la nueva economía de las unidades familiares", en la explicación del comportamiento de variables demográficas.

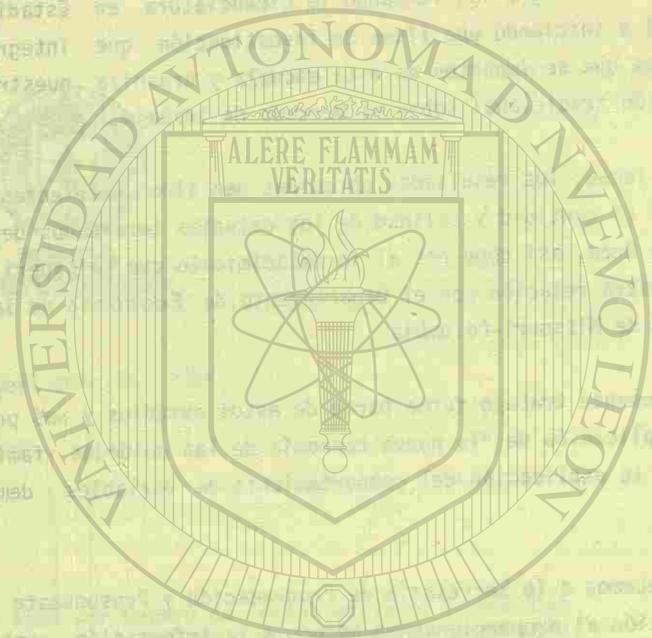
Agradecemos a la Secretaría de Programación y Presupuesto - su colaboración al proporcionarnos acceso a la información contenida en la Encuesta Mexicana de Fecundidad y en general, a todas las personas que participaron en este estudio.

ARTURO GARCIA ESPINOSA
DIRECTOR
FACULTAD DE ECONOMIA



MANUEL SILOS MARTINEZ
DIRECTOR
CENTRO DE INVESTIGACIONES ECONOMICAS

DICIEMBRE DE 1982

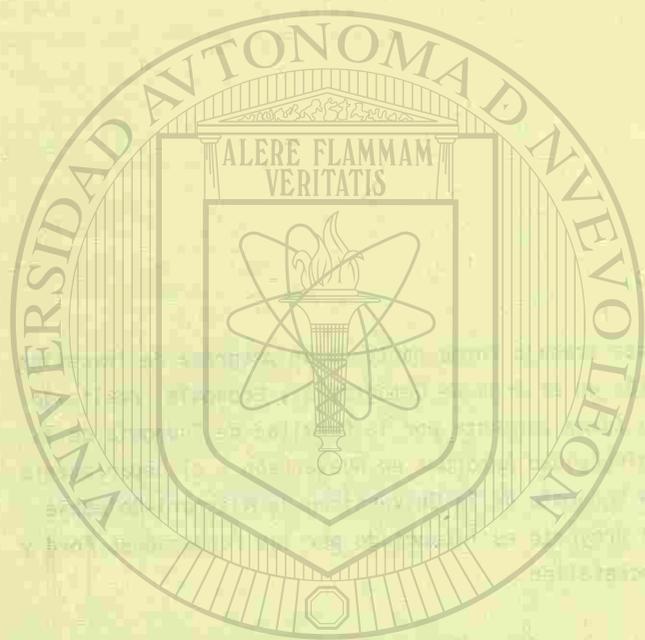


UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

Este trabajo forma parte de un programa de Investigación en el área de Demografía y Economía realizado en forma conjunta por la Facultad de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León y el Departamento de Economía de la Universidad de Missouri-Columbia. El proyecto es financiado por las Fundaciones Ford y Rockefeller.

Los autores agradecen a la Secretaría de Programación y Presupuesto el haberles facilitado la información de la Encuesta Mexicana de Fecundidad.



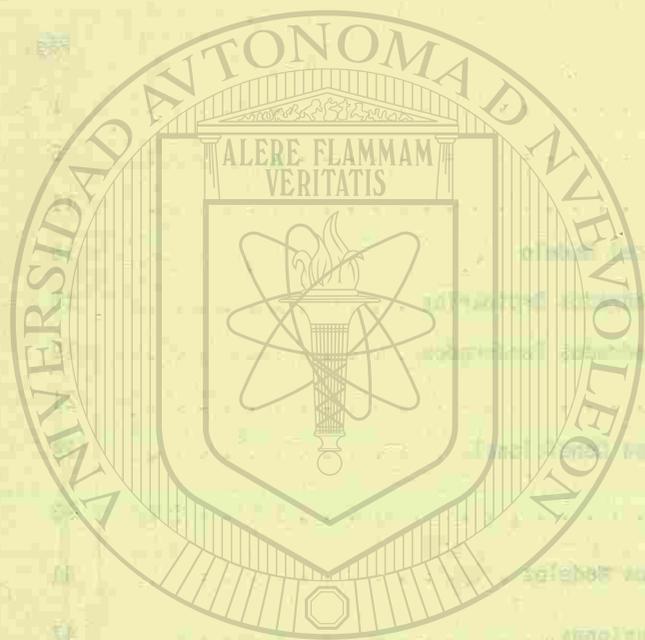
UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

INDICE

	Pág.
Introducción	1
Teoría y Modelo	5
La Información	11
Especificación del Modelo	15
Mínimos Cuadrados Ordinarios	15
Mínimos Cuadrados Ponderados	19
Logit	21
Probabilidad Condicional.	24
Resultados	33
Evaluación de los Modelos	41
Resumen y Conclusiones.	47
Referencias	59





UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

INTRODUCCION

El propósito del presente trabajo es determinar las características de las mujeres en México que están utilizando anticonceptivos versus aquéllas que no utilizan anticonceptivos entre un grupo de mujeres mexicanas casadas que no desean tener más hijos. Todas las mujeres que no desean tener más hijos, están motivadas a prevenir nacimientos adicionales. Si utilizan o no anticonceptivos dependerá del costo de usar anticonceptivos y del costo de no utilizar la anticoncepción, es decir, del costo asociado con el riesgo de un nacimiento no-deseado.

El interés en los determinantes del uso de anticonceptivos en México, se intensificó por las altas tasas de fecundidad que existieron en el período de post-guerra y por la reciente y posiblemente acelerada caída de la tasa de fecundidad. Este decrecimiento (algunos le dicen rezago) en la fecundidad en México, sigue a un decrecimiento en la tasa de mortalidad que inició probablemente tan pronto como finalizó la Revolución Mexicana, hace 60 años.

Existe evidencia de un ligero decrecimiento en las tasas de fecundidad por edad específica en México, iniciado en algún momento antes de 1970 (Hicks 1974, 1976, 1977 y Seiver 1975, 1976, 1977), y de una aceleración en estas tasas de decrecimiento en la segunda mitad de los 1970's (Mendoza y Núñez 1980).

En años recientes la fase de la fecundidad de la transición demográfica se ve no solamente como un movimiento de altos a bajos niveles de fecundidad, sino también como un cambio de "fecundidad natural" a una deliberada limitación del tamaño de la familia. Esto sugiere que nuevas hipótesis en la transición reproductiva pueden surgir al enfocarse en los mecanismos de adopción y uso deliberado del control reproductivo (Easterlin-Crimmins 1982, p. 2).

El decremento en las tasas de fecundidad en México parece estar asociado con un incremento del uso de anticonceptivos. En 1976 el 30% de las mujeres casadas con edades entre 15 a 49 años utilizaban anticonceptivos, cuando en 1978 el porcentaje es de 40% (Rodríguez 1980, p. 6). En las áreas rurales de menos de 20,000 habitantes, la tasa de crecimiento del uso de anticonceptivos fue más rápida. En 1969 sólo el 5% utilizaban anticonceptivos, cuando en 1976 fue del 16.5% y en 1981 del 27.5% para localidades menores de 15 mil habitantes.

La Secretaría de Salud Pública Mexicana proporciona servicios a casi el 53% de todos los usuarios de anticonceptivos (Gibbs 1981/1982 p. 27). En 1972 la Secretaría de Salubridad y Asistencia (SSA) introdujo la Planificación Familiar como parte integral de los servicios gineco-obstetricios proporcionados en las clínicas y hospitales de la Institución (Gibbs 1981/1982, p. 25). En el mismo año el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) comenzó a proveer servicios de planificación familiar. Previo a esto, sólo ciertas instituciones privadas, como la Fundación para el Estudio de la Población (FEPAC), auspiciaron progra-

mas de planificación familiar; estos programas estaban localizados sólo en la ciudad de México (Tsui *et. al.* 1981, p. 384).

En 1974 la Ley Nacional de Población fue aprobada y el Consejo Nacional de Población (CONAPO) fue establecido (Robinson 1981, p.17 y Tsui *et. al.* 1981, p. 384). Subsecuentemente, un programa nacional de educación sexual, cuidado materno e infantil, y servicios de planificación familiar fue canalizado a servir a toda la población, con especial énfasis en las áreas rurales. Los servicios de planificación familiar fueron incorporados en los centros de salud a través de todo el país con más del 80% de ellos localizados en las comunidades rurales (Tsui *et. al.* 1981, p. 384). El más grande programa rural, conocido por sus acrónimos IMSS-COPLAMAR, ha construido más de 3 mil clínicas y hospitales, duplicando los servicios disponibles en tan sólo dos años. Establecido en mayo de 1979, IMSS-COPLAMAR ha recibido alta prioridad (Gibbs 1981/1982, p. 27). El abrupto giro de política poblacional en México y el incremento en los servicios de planificación asociado con el decremento en las tasas de fecundidad, motiva nuestro interés en los determinantes del uso de anticonceptivos en México.

La información utilizada para analizar los determinantes del uso de anticonceptivos está proporcionada por la Encuesta Mexicana de Fecundidad (EMF), la cual forma parte de la Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF). El trabajo de campo de esta encuesta fue hecho entre julio 18 de 1976 y marzo 5 de 1977.



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN
DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

TEORIA Y MODELO

Easterlin (1978), Crimmins y Easterlin (1981), y Easterlin y Crimmins (1982), sugieren que el uso de la anticoncepción depende directamente de la motivación e inversamente del costo. Ellos miden la motivación en términos del exceso del tamaño potencial de la familia en relación al tamaño deseado de la misma. En este marco de trabajo, la motivación para utilizar anticonceptivos puede aumentar debido a un incremento en el tamaño potencial de la familia o a un decremento en el tamaño deseado de ésta, ya que ambos pueden aumentar el exceso de fecundidad si el tamaño potencial de la familia es mayor que el deseado. Incrementos en el tamaño potencial de la familia pueden ser el resultado de aumentos en la fertilidad de las mujeres o de una reducción en la mortalidad infantil. Decrementos en el tamaño deseado de familia ocurren cuando los costos y beneficios de los niños cambian durante el proceso de modernización.

Este trabajo difiere del enfoque de Easterlin y Crimmins por que las mujeres bajo estudio son todas aquéllas que no desean más hijos en el momento en que fueron entrevistadas, por lo cual estaban motivadas al uso de la anticoncepción. Si las mujeres estaban utilizando métodos anticonceptivos o no, al momento de la encuesta, depende del costo del uso de la anticoncepción versus el costo asociado con el riesgo de un nacimiento no deseado. En otras palabras, las mujeres en este estudio (las que no desean más hijos) se enfrentaban con dos alternativas: Podrían prevenir (o reducir el riesgo de) la concepción al

utilizar anticonceptivos o arriesgarse a un embarazo no deseado al no utilizarlos. El que estuvieran o no usando anticonceptivos al momento de la encuesta depende sobre cuál alternativa era vista como menos costosa (en términos de costos económicos y psíquicos). Presumiblemente si los costos de prevención de embarazos no deseados por medio de anticonceptivos fuera cero, todas las mujeres en la muestra estarían utilizándolos al momento de la encuesta. Sin embargo, sólo cerca del 40% de ellas los estaban usando; por lo tanto, para el 60% de las mujeres que no deseaban tener más hijos, el costo de prevenir un embarazo no deseado por medio de algún método anticonceptivo era mayor al asociado con el riesgo de embarazo no deseado.

De este modo, la existencia de motivación para la regulación reproductiva es lógicamente consistente con la no-adopción de métodos anticonceptivos. Aun cuando los hijos no deseados reducen el bienestar familiar (lo cual motiva a la regulación reproductiva), los costos de regular la fecundidad pueden ser tan altos que la adopción del control de la fecundidad dejaría en peores condiciones a la unidad familiar, a pesar de que tendría menos niños.

Los costos de concepción incluyen tanto costos económicos como psíquicos. Los costos económicos incluyen el costo implícito o de oportunidad del tiempo, costos explícitos de transporte asociado con el traslado a la fuente de servicios o provisión de anticonceptivos y el costo explícito de servicios y provisiones anticonceptivas. Los costos psíquicos de anticoncepción incluyen los costos no-económicos asociados con la abstinencia y el uso de diafragma, por ejemplo, el estigma asociado con el comportamiento tal vez inconsistente con las normas

sociales prevalecientes. La alternativa al uso de anticonceptivos es el riesgo a un embarazo no deseado. El costo asociado con éste depende del riesgo en ausencia del uso de anticonceptivos y el costo descontado neto de procrear y criar un niño de igual "calidad" a los ya existentes en la unidad familiar, o a los estándares de la clase socioeconómica de los padres. Estos costos incluyen costos de alimentación, confort, vestido, educación y cuidado médico, más el costo de oportunidad del tiempo de la madre (del padre y hermanos) dedicado al cuidado infantil, menos el rendimiento familiar de los ingresos infantiles por pagos al trabajo y el valor de su producción en la unidad familiar. El supuesto es que los costos de un hijo no deseado excede el ingreso (o utilidad) que genera, de otra forma el niño sería deseado. Información sobre estos costos (alimentación, confort, etc.) no está disponible pero existe información sobre variables socioeconómicas que influyen sobre tales costos. El efecto de cada una de estas variables socioeconómicas en los diferentes componentes del costo de anticonceptivos y el costo de hijos indeseados está resumido en las siguientes ecuaciones:

$$1.- \text{Costos Económicos de la Anticoncepción} = a_0 - b_0 (\text{Urbanización}) - c_0 (\text{Educación Femenina}) - j_0 (\text{Conocimiento de anticonceptivos}) + e_0$$

$$2.- \text{Costos Psíquicos de la Anticoncepción} = a_1 - b_1 (\text{Urbanización}) - c_1 (\text{Educación Femenina}) - d_1 (\text{Educación Masculina}) + f_1 (\text{Edad Mujer}) + g_1 (\text{Edad Mujer})^2 + h_1 (\text{Región}) - j_1 (\text{Conocimiento de Anticonceptivos}) + e_1$$

$$3.- \text{Costos Netos de hijos indeseados} = a_2 + b_2 (\text{Urbanización}) \\ + c_2 (\text{Educación Mujer}) + d_2 (\text{Educación Hombre}) + e_2.$$

El supuesto básico es que una mujer que no desea más hijos utilizará anticonceptivos si el costo económico y psíquico de la anticoncepción es menor que el costo neto descontado de tener y criar un niño indeseado, multiplicado por el riesgo de concepción en ausencia de uso de anticonceptivos. Definiendo el uso =1 si la mujer utiliza anticonceptivos, se tiene:

$$\text{Pr (Uso = 1)} = \text{Pr (Costo de la anticoncepción - Costo de un hijo no deseado, por el riesgo de concepción en ausencia de uso de anticonceptivos.)}$$

$$4.- F \left[(a_0 + a_1 + a_2) + (b_0 + b_1 + b_2) (\text{Urbanización}) + (c_0 + c_1 + c_2) (\text{Educación de la Mujer}) + (d_1 + d_2) (\text{Educación del Hombre}) - f_1 (\text{Edad Mujer}) + g_1 (\text{Edad Mujer})^2 - h_1 (\text{Región}) + (j_0 + j_1) (\text{Conocimiento de anticonceptivos}) + (e_0 + e_1 + e_2) \right].$$

El modelo de tipo de respuesta cualitativa utilizado determina la distribución o forma funcional de F. Los modelos de mínimos Cuadrados Ordinarios y Ponderados (MCO Y MCP) suponen una forma fun

cional lineal, mientras que el modelo Logit supone una distribución logística. Los coeficientes estimados pertenecen a la forma reducida (ecuación 4) y no a las ecuaciones estructurales (1 a 3). Cada coeficiente estimado de la ecuación 4, excepto el de la edad, es una suma de dos o más coeficientes de las ecuaciones estructurales. Sin embargo, en el caso de urbanización, educación, edad y conocimiento, es posible hacer una predicción del signo del coeficiente, basado en el modelo teórico descrito anteriormente.

La urbanización reduce costos de tiempo y transporte asociados con la anticoncepción y posiblemente el costo de provisiones y servicios anticonceptivos. El costo psíquico de anticoncepción también parece ser más bajo en áreas urbanas. El costo de alimentación y vestido de los niños en la ciudad es más alto que en las áreas rurales así como el costo del tiempo para el cuidado de los niños. En áreas rurales, la producción de la madre en la unidad familiar es consistente con el cuidado infantil, mientras que en la ciudad, el que la madre trabaje fuera de la unidad familiar es generalmente inconsistente con dicho cuidado. Finalmente, el rendimiento de los niños a los padres tiende a ser mayor en las áreas rurales donde el niño colabora con la producción en el campo y dentro del hogar. Procrear y criar hijos como una alternativa de seguridad social también tiende a ser más común en el sector rural que en las ciudades. Esta situación puede reflejar fuertes lazos familiares en el área rural y ausencia o baja cobertura de programas de seguridad social en la misma. En resumen, todos estos argumentos respaldan una relación positiva entre ur-

banización y la probabilidad de uso de anticonceptivos.

La educación de la mujer (y del hombre) reducirían los costos psíquicos de la anticoncepción e incrementarían el costo de oportunidad de criar hijos, a la vez que las mujeres educadas tienden a tener salarios más altos y mayor participación en la fuerza de trabajo, es decir, más altos costos de oportunidad. Mujeres más educadas, (así como hombres más educados) tienden a desear más educación para sus hijos. Como resultado, la asistencia a la escuela reduciría el valor de los hijos en términos de su contribución familiar por medio de la producción en la unidad familiar y/o salarios ganados en el mercado de trabajo. Todas estas razones corroboran una relación positiva entre educación femenina y la probabilidad de uso de anticonceptivos. Los mismos argumentos pueden regir para la educación masculina excepto que en el hombre no se espera dedique tanto tiempo al cuidado de los niños como la mujer. Como consecuencia, los costos de oportunidad asociados con los hombres educados no podrían operar (o no operarían muy fuertemente) para incrementar la probabilidad de uso de anticonceptivos.

La edad es introducida como una variable de control. Se supone que los coeficientes de urbanización, educación, región y conocimiento de anticonceptivos no cambian en respuesta a cambios en la edad.

Como se había indicado, la información utilizada en este estudio proviene de la Encuesta Mexicana de Fecundidad (EMF), la cual forma parte de la Encuesta Mundial de Fecundidad, y cuyo trabajo de campo fue realizado de julio 18 de 1976 a mayo 5 de 1979. Las mujeres incluidas en la Encuesta son de una muestra representativa de todas aquellas entre las edades de 20 a 49 años si estaban casadas o en unión, y de 15 a 19 si eran solteras y habían tenido algún hijo nacido vivo.

La submuestra de mujeres utilizadas en este estudio corresponde a aquellas que viven con su esposo, que han tenido al menos un hijo nacido vivo y que no desean tener más hijos. Todas aquellas que no han tenido al menos un hijo nacido vivo fueron excluidas al poder ser infértiles o porque es casi improbable que no deseen tener hijos. Al analizar los determinantes de la anticoncepción, las que deseen tener más hijos no están motivadas al uso de anticonceptivos (excepto por razones de espaciamiento, lo cual no es considerado en el presente estudio). Por lo tanto, sólo las que no desean tener más familia serán analizadas en términos de los determinantes del uso de anticonceptivos al momento de la encuesta.

La variable dependiente, uso de anticonceptivos (Y), es una variable categórica o discreta que toma los valores de 1 si la mujer utiliza anticonceptivos en el momento de la entrevista y 0 si no lo hace.

banización y la probabilidad de uso de anticonceptivos.

La educación de la mujer (y del hombre) reducirían los costos psíquicos de la anticoncepción e incrementarían el costo de oportunidad de criar hijos, a la vez que las mujeres educadas tienden a tener salarios más altos y mayor participación en la fuerza de trabajo, es decir, más altos costos de oportunidad. Mujeres más educadas, (así como hombres más educados) tienden a desear más educación para sus hijos. Como resultado, la asistencia a la escuela reduciría el valor de los hijos en términos de su contribución familiar por medio de la producción en la unidad familiar y/o salarios ganados en el mercado de trabajo. Todas estas razones corroboran una relación positiva entre educación femenina y la probabilidad de uso de anticonceptivos. Los mismos argumentos pueden regir para la educación masculina excepto que en el hombre no se espera dedique tanto tiempo al cuidado de los niños como la mujer. Como consecuencia, los costos de oportunidad asociado con los hombres educados no podrían operar (o no operarían muy fuertemente) para incrementar la probabilidad de uso de anticonceptivos.

La edad es introducida como una variable de control. Se supone que los coeficientes de urbanización, educación, región y conocimiento de anticonceptivos no cambian en respuesta a cambios en la edad.

Como se había indicado, la información utilizada en este estudio proviene de la Encuesta Mexicana de Fecundidad (EMF), la cual forma parte de la Encuesta Mundial de Fecundidad, y cuyo trabajo de campo fue realizado de julio 18 de 1976 a mayo 5 de 1979. Las mujeres incluidas en la Encuesta son de una muestra representativa de todas aquellas entre las edades de 20 a 49 años si estaban casadas o en unión, y de 15 a 19 si eran solteras y habían tenido algún hijo nacido vivo.

La submuestra de mujeres utilizadas en este estudio corresponde a aquellas que viven con su esposo, que han tenido al menos un hijo nacido vivo y que no desean tener más hijos. Todas aquellas que no han tenido al menos un hijo nacido vivo fueron excluidas al poder ser infértiles o porque es casi improbable que no deseen tener hijos. Al analizar los determinantes de la anticoncepción, las que deseen tener más hijos no están motivadas al uso de anticonceptivos (excepto por razones de espaciamiento, lo cual no es considerado en el presente estudio). Por lo tanto, sólo las que no desean tener más familia serán analizadas en términos de los determinantes del uso de anticonceptivos al momento de la encuesta.

La variable dependiente, uso de anticonceptivos (Y), es una variable categórica o discreta que toma los valores de 1 si la mujer utiliza anticonceptivos en el momento de la entrevista y 0 si no lo hace.

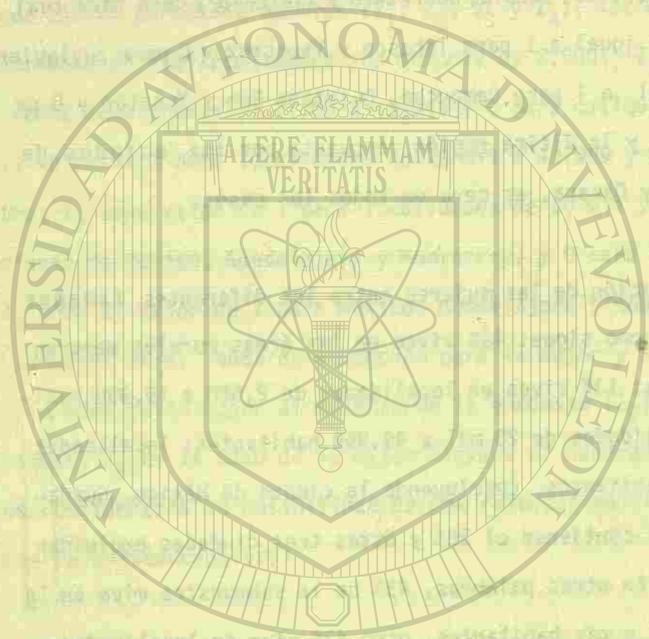
Las variables independientes incluyen la urbanización o tamaño de la localidad de residencia al momento de la encuesta, representada por cuatro variables dummies (Z_1 , Z_2 , Z_3 y Z_4), las cuales toman el valor de 0 si las localidades son menores de 2,500; Z_1 toma el valor de 1 para localidades de 2,500 a 19,999 y 0 para cualquier otra; Z_2 toma el valor de 1 para localidades de 20 mil a 49,999 y 0 para cualquier otra; Z_3 toma valor de 1 para localidades de 50 mil y más (excepto la ciudad de México, Guadalajara y Monterrey) y 0 para cualquier otra. y Z_4 toma el valor de 1 para México, Guadalajara y Monterrey, y 0 para cualquier otra. Años de educación para la mujer y su esposo (Z_5 y Z_6) y la edad de la mujer al momento de la encuesta (Z_7) con variables continuas; Z_8 es la edad de la mujer elevada al cuadrado (de esta forma es considerable la posibilidad de una relación no lineal entre edad y uso de anticonceptivos).

El conocimiento de al menos un método anticonceptivo es una variable que toma los valores de 1 y 0. Se considera que una mujer tiene conocimiento de anticonceptivos si conoce o indica que ha oído de al menos un método de control reproductivo, sea que se trate de un método eficiente o no. El país es dividido en 8 regiones integradas por estados contiguos. Z_{10} es igual a 1 para los Estados de Baja California Norte, Baja California Sur, Sonora, Sinaloa y Nayarit, y es igual a cero para cualquier otro; Z_{11} es igual a 1 para los Estados de Nuevo León y Tamaulipas y 0 para cualquier otro; Z_{12} es igual a 1 para los Estados de Coahuila, Chihuahua, Durango, San Luis Potosí y Zacatecas, y 0 para cualquier otro; Z_{13} es igual a 1 para los Es-

tados de Aguascalientes, Colima, Guanajuato, Jalisco y Michoacán, y 0 para cualquier otra; Z_{14} es igual a 1 para el Distrito Federal, Hidalgo, México, Morelos, Puebla, Querétaro y Tlaxcala y cero para cualquier otra; Z_{15} es igual a 1 para Tabasco y Veracruz y 0 para cualquier otra; Z_{16} es igual a 1 para Campeche, Quintana Roo y Yucatán y 0 para cualquier otro; y la última región compuesta por los estados de Chiapas, Guerrero y Oaxaca, es cero en todos los casos.

La distribución de las mujeres entre los diferentes tamaños de localidades es como sigue: 43% viven en las áreas rurales menores de 2,500 habitantes; 13% viven en localidades de 2,500 a 19,999 habitantes; 2% en localidades de 20 mil a 49,999 habitantes; localidades con 50 mil y más habitantes, (excluyendo la ciudad de México, Guadalajara y Monterrey) contienen el 20% y éstas tres ciudades excluidas contienen el 23%. En otras palabras, 43% de la submuestra vive en localidades de 50 mil y más habitantes, otro 43% vive en localidades menores de 2,500 habitantes y sólo el 15% habita en localidades de 2,500 a 49,999 habitantes.

El número de años aprobados de educación de la mujer (Z_5) se distribuye de 0 a 19. El número de años aprobados de educación del hombre (Z_6) se distribuye de 0 a 20. La edad de la mujer (Z_7) se distribuye de 15 a 49. La edad media de las 2,111 mujeres de la submuestra es de 33.3 años y el nivel medio de educación es de 3.5 y 4.2 años para la mujer y el hombre, respectivamente.



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

ESPECIFICACION DEL MODELO

Cuatro especificaciones alternativas son presentadas para la estimación del modelo de uso de anticonceptivos anteriormente descrito. Estas son: Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP), Logit y de Probabilidad Conicionada (COPRO).

La aplicación de un modelo de regresión lineal cuando la variable dependiente es dicotómica es muy compleja. Este tipo de modelo supone que los individuos enfrentan la elección entre dos alternativas, y que la elección que haga depende de las características y atributos del individuo. Una finalidad de los modelos de elección cuantitativa es determinar la probabilidad de que un individuo con un conjunto de atributos hará una elección por otra. Más precisamente, deseamos encontrar una relación entre un conjunto de atributos que distinguen a un individuo y la probabilidad de que éste hará una elección determinada (por ejemplo, elegir entre usar o no anticonceptivos).

A.- MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS.

Nos interesamos en los factores que determinan el que una mujer use o no anticonceptivos. Asumiendo que esta decisión depende del nivel de educación de la mujer (medido en años) y efectos aleatorios, la forma de este modelo es:

$$(1) \quad Y_i = a + bZ_i + e_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

donde Y_i es una variable aleatoria que toma el valor de 1 si la i ésima mujer usa anticonceptivos, y el valor de 0 si no lo hace. Z_i es el nivel de educación de ésta i ésima mujer y e_i es una variable independiente distribuida aleatoriamente con media igual a 0. Suponemos que Z_i es fija, o que su aleatoriedad está distribuida independientemente de e_i y N es el número de observaciones. Los parámetros a estimar son a y b .

La interpretación de la ecuación (1) como un modelo de probabilidad lineal se obtiene cuando se toma el valor esperado de la variable dependiente Y_i .

$$(2) \quad E(Y_i) = a + bZ_i$$

Aun cuando Y_i puede tomar sólo los valores de 0 y 1, podemos describir la distribución probabilística de Y al establecer:

$$P_i = \text{Prob}(Y_i = 1) \quad \text{y} \quad 1 - P_i = \text{Prob}(Y_i = 0)$$

por lo tanto

$$(3) \quad E(Y_i) = 1(P_i) + 0(1 - P_i) = P_i$$

De este modo, la ecuación 1 puede ser interpretada como describiendo la probabilidad de que una mujer utilice anticonceptivos, dado la información sobre su nivel de educación. Notamos que la pendiente de la regresión (b) mide el efecto en la probabilidad de utilizar an-

ticonceptivos de cambios de un año de educación en el individuo.

Puesto que la probabilidad debe estar entre 0 y 1, se tiene la siguiente restricción

$$(4) \quad 0 \leq E(Y_i) = P_i \leq 1$$

No obstante que esto es cierto a priori, no existe garantía de que \hat{Y}_i , la estimación de P_i , satisfaga necesariamente esta restricción, lo cual es uno de los problemas asociados con los modelos de probabilidad lineal (MPL). Cuando intentamos utilizar MPL para predicciones, se presenta una debilidad seria en el modelo. Aún si P_i se restringe al intervalo unitario, predicciones fuera de este intervalo pueden ser formuladas para valores de las variables explicativas fuera del rango en la muestra, aún si los coeficientes (las estimaciones de a y b) son derivados minimizando la suma de residuales cuadrados sujeta a la condición de que estas predicciones caigan dentro del intervalo unitario. La determinación de la estimación de los parámetros de mínimos cuadrados sujeta a la restricción en forma de desigualdad.

$$0 \leq \hat{Y}_i \leq 1$$

es un problema de estimación no-lineal, la cual en este caso puede resolverse utilizando una técnica de programación matemática. La introducción de la restricción en forma de desigualdad conduce a estimar parámetros con menor varianza, pero no existe garantía de que la esti-

mación esté insesgada. El problema de predicciones fuera del intervalo unitario con el modelo ordinario de mínimos cuadrados sugiere un problema adicional asociado con la especificación del modelo. El problema surge porque demasiadas observaciones en una muestra determinada pueden ser sorteadas por atributos cuyos valores están asociados con valores extremos de probabilidad de elección (0 ó 1).

Notamos que a pesar de que en MCO no requiere que las perturbaciones (e_i 's) estén normalmente distribuidas, suponemos que sí lo están para los propósitos de inferencia estadística. El supuesto de normalidad para las perturbaciones ya no puede mantenerse en los modelos de probabilidad lineal a causa de que, como Y_i , e_i es binomial, es decir e_i toma dos valores solamente. Para demostrarlo, escribiremos la ecuación (1) como:

$$e_i = Y_i - a - bZ_i$$

$$\begin{array}{ll} \text{cuando } Y_i = 1 & e_i = 1 - a - bZ_i \\ Y_i = 0 & e_i = -a - bZ_i \end{array}$$

y obviamente e_i no puede suponerse estar normalmente distribuido.

Dada la distribución de e , el supuesto usual de que la varianza $\text{Var}(e_i) = \sigma^2$ ya no es aceptable. El carácter Bernoulli de Y_i implica una varianza para e_i de

$$(5) \text{Var}(e_i) = (1 - a - bZ_i)^2 P_i + (-a - bZ_i)^2 (1 - P_i) = P_i (1 - P_i)$$

Puesto que la varianza de e_i depende de P_i , los e 's son heteroscedásticos y el uso de MCO producirá estimaciones ineficientes y predicciones imprecisas. Las observaciones para las cuales P_i es cercano a 0 ó 1 tendrán relativamente baja varianza, mientras que las observaciones cercanas a .5 tendrán mayores varianzas. La presencia de heteroscedasticidad resulta en una pérdida de eficiencia, pero en sí misma no produce sesgos o inconsistencia en la estimación de los parámetros.

B. MODELO DE MINIMOS CUADRADOS PONDERADOS.

El punto débil de MCP es que el supuesto clásico de homoscedasticidad es insostenible. Sabemos que en la presencia de heteroscedasticidad los estimadores MCO, aunque insesgados, no son eficientes. Es decir, que no tienen una varianza mínima. En el modelo de MCO, la varianza de los errores está dado por:

$$\text{Var}(e_i) = P_i (1 - P_i)$$

y es el modelo de mínimos cuadrados generalizados el que parece ser el más apropiado. Aunque la varianza de e_i depende del valor esperado de Y_i , una forma de resolver la heteroscedasticidad es transformar la información dividiendo ambos lados de la ecuación 1 por h_i ,

donde

$$h_i = \left[P_i (1 - P_i) \right]^{1/2}$$

$$y \quad (6) \quad Y_i/h_i = (a/h_i) + (bZ_i/h_i) + e_i/h_i$$

el término de perturbación (e/h) será ahora homoscedástico. La dificultad obvia es que P_i , al igual que h_i , es desconocida. Para estimar h_i , utilizamos el siguiente procedimiento de dos etapas:

a) Del modelo de MCO obtenemos los valores estimados de la probabilidad $\hat{P}_i = \hat{Y}_i$

$$\hat{P}_i = \hat{Y}_i$$

y después usamos

$$\left[\frac{\hat{P}_i (1 - \hat{P}_i)}{1/2} \right]^{1/2}$$

para obtener \hat{h}_i , la estimación de h_i

b) Después utilizamos \hat{h}_i para transformar la información como en la ecuación 6, y correr la regresión de MCO con ella.

La dificultad con MCP es que no existe seguridad en que \hat{Y}_i predicha caiga en el intervalo unitario. Si alguna \hat{Y}_i cae fuera, las observaciones deben ser igualadas ya sea a 0.01 ó 0.99 o descartadas del modelo. Debido a estos problemas, enfoques alternativos al modelo de respuesta cualitativamente dicotómica son desarrollados en los cuales P_i es restringido al intervalo unitario. Uno de tales enfoques es el modelo Logit.

C. EL MODELO LOGIT

El problema realmente serio en la estimación del modelo de probabilidad lineal es que la estimación de las probabilidades puede no caer dentro del intervalo unitario. El modelo Logit es una técnica de estimación especial que transforma el modelo original de tal modo que la estimación de las probabilidades caiga dentro del intervalo unitario. Dado que nuestra preocupación principal en la estimación de modelos de elección binaria, en la de interpretar la variable dependiente como la probabilidad de elegir, dada la información sobre los atributos del individuo; parece razonable utilizar algunas nociones de probabilidad como base para la transformación.

Suponga que el evento "E" es una acción tomada por un individuo para maximizar su utilidad. Asimismo que existe un índice teórico I_i , determinado por una variable explicativa Z_i como en el MPL. Se supone que el índice I_i es una variable continua, aleatoria y normalmente distribuida. Así.

$$(7) \quad I_i = a + bZ_i$$

y entre mayor sea I_i , mayor la probabilidad de ocurrencia del evento "E". Puesto que la probabilidad debe caer entre 0 y 1, la relación monotónica entre I_i y la probabilidad condicional de ocurrencia del evento E, dado I_i , $[P_r(E/I_i)]$ debe suponerse tomar la forma general de una función de densidad acumulativa.

Cada individuo elige entre "E" y "No-E" comparando I_i con algún valor crítico del índice aleatorio I^* de manera que si I_i es mayor o igual que I^* entonces "E" ocurre. Si existen muchos factores independientes determinando el nivel crítico I^* para cada individuo, el teorema de límite central debe usarse para justificar el supuesto de que I^* es una variable normalmente distribuida. Si un individuo elige "E" sólo si $I_i \geq I^*$, $\Pr (E/I_i)$ la probabilidad condicional de ocurrencia del evento "E", dado I_i , es:

$$(8) \Pr (E/I_i) = \Pr (I^* \leq I_i) = F(a + bZ_i)$$

donde $F(\cdot)$ es la función normal de densidad acumulativa evaluada en relación al argumento. El modelo Logit está especificado como:

$$(9) F(a + bZ_i) = 1 + \exp(-a - bZ_i)^{-1} \quad -\infty < a + bZ_i < \infty$$

Para ver cómo puede ser estimado el modelo especificado en la ecuación (9), hicimos los siguientes pasos. Primero note que

$$P_i = F(a + bZ_i)$$

Si multiplicamos ambos lados de la ecuación (9) por $1 + \exp(-a - bZ_i)$ obtenemos:

$$P_i + P_i \exp(-a - bZ_i) = 1 \quad \text{ó}$$

$$(1 - P_i)/P_i = \exp(-a - bZ_i) \quad \text{ó} \quad P_i/(1 - P_i) = \exp(a + bZ_i)$$

aplicando logaritmos a la última expresión obtenemos:

$$(10) \log [P_i/(1 - P_i)] = a + bZ_i$$

al no existir relación exacta entre $\log(\cdot)$ e I_i , introducimos el término de perturbación e_i , obteniendo:

$$(11) \log [P_i/(1 - P_i)] = a + bZ_i + e$$

Esta fórmula tiene la ventaja de que muestra claramente que la variable dependiente consiste de dos partes, una de ellas ($a + bZ_i$) es el componente explicado por la variable explicativa, y el otro (e_i) es el componente explicado por todos los factores determinantes diferentes de educación. El mayor problema para el modelo Logit es al determinar los valores estimados de P's. El problema surge al intentar estimar la ecuación (11) directamente. Si P_i es igual a 0 ó 1, $P_i/(1 - P_i)$ será 0 ó infinito y su logaritmo será indefinido. Por lo tanto, la aplicación de MCO a la ecuación (11), cuando P_i es igual a 1 si una elección específica es hecha y 0 cualquier otra, es claramente inapropiado.

La estimación del modelo Logit puede ser llevada a cabo por Mínimos Cuadrados Generalizados ya sea que se disponga de varias observaciones para cada individuo (es decir, varias decisiones son observadas para cada observación de la variable explicativa Z_i), o sólo una observación está disponible para cada individuo. Podemos estimar

el modelo Logit por estimaciones de máxima verosimilitud el cual es aplicable si se dispone o no de observaciones repetidas. Para el presente análisis los P_i 's estimados del método de MPL aplicado a la expresión lineal de la ecuación (1) han sido utilizadas para la aplicación del modelo Logit. Si una observación es disponible para cada individuo, podemos estimar el modelo Logit en un procedimiento de dos etapas; por ejemplo, podemos estimar el P_i al aplicar el método MCO a la ecuación (1) (o aplicando el procedimiento de dos etapas del método MCP a la ecuación (6)). De esta estimación podemos obtener las probabilidades predichas \hat{P}_i (si \hat{P}_i es menor que cero o mayor que uno podemos fijar estas a 0.01 ó 0.99, respectivamente, o no considerar dicha observación). El segundo paso es reemplazar P_i en la ecuación (11) por \hat{P}_i y efectuar la regresión utilizando MCO.

D. MODELO DE PROBABILIDAD CONDICIONAL.

El modelo de probabilidad condicional (COPRO) es un intento de salvar los problemas de interpretación e inferencia estadística que surgen cuando estamos estimando la probabilidad de que una mujer use anticonceptivos, y se postula que esta probabilidad dependa del conocimiento de anticonceptivos que la mujer tenga.

El conocimiento de la práctica anticonceptiva es una condición necesaria para el uso de la anticoncepción, más no suficiente (no todas las que conocen al menos un método anticonceptivo lo usan,

pero si todas las que usan al menos uno de ellos, conocen al menos un método). Por lo tanto, si estamos interesados en la probabilidad de que una mujer sea usuaria de la anticoncepción, sabemos que esta probabilidad debe ser igual a cero cuando no tenga conocimiento de algún anticonceptivo.

Para ilustrar el problema, suponemos que hemos estimado la probabilidad de que una mujer utilice anticonceptivos, U_i , basados en el nivel de su educación, E_i , y su nivel de conocimiento de anticonceptivos K_i , como variables explicativas. Dada la probabilidad estimada \hat{U} por:

$$(12) \hat{U}_i = \hat{a} + \hat{b} E_i + \hat{d} K_i$$

donde \hat{a} , \hat{b} y \hat{d} son parámetros estimados utilizando cualquiera de las tres especificaciones ya descritas.

Si una Mujer tiene \bar{E} años de educación ($E = \bar{E}$) y conocimiento de al menos un método anticonceptivo ($K=1$), entonces la probabilidad estimada de que esta mujer usará anticonceptivos estará dada por:

$$(13) \hat{a} + \hat{b} \bar{E} + \hat{d}$$

mientras que la otra mujer, con el mismo número de años de educación pero sin conocimiento de algún método anticonceptivo ($K=0$), estará dada por:

$$(14) \hat{a} + \hat{b} \bar{E}$$

lo cual es generalmente diferente de cero. Es decir, aun cuando esta mujer no tenga algún conocimiento de prácticas anticonceptivas, la probabilidad estimada de uso de anticoncepción es mayor que cero, lo cual no es fácilmente reconciliable con la realidad.

El modelo COPRO provee un enfoque alternativo al análisis del uso de anticonceptivos que resuelve el problema anterior. Este enfoque está basado en el concepto de probabilidad condicional.

Pr (U) y Pr (K) indican la probabilidad de que los eventos U (que una mujer utilice anticoncepción) y K (que una mujer conozca al menos un método anticonceptivo) ocurran, y Pr (UK) indica la probabilidad de que los eventos U y K ocurran simultáneamente. La probabilidad condicional de que una mujer utilice anticoncepción dado que conozca al menos un método anticonceptivo es:

$$(15) \Pr (U/K) = \Pr (UK)/\Pr (K)$$

puesto que el evento U es subconjunto del evento K, $\Pr (UK) = \Pr (U)$, y la probabilidad condicional queda definida.

$$(16) \Pr (U/K) = \Pr (U)/\Pr (K)$$

o

$$(16') \Pr (U) = \Pr (U/K) \cdot \Pr (K)$$

Esta es la probabilidad que estamos interesados en estimar utilizando el modelo COPRO. Para estimar Pr (U) debemos primero estimar Pr(U/K) y Pr (K), lo cual es posible aplicando el método MCO a la ecuación (16).

Si postuláramos que el uso de anticonceptivos es una función lineal del nivel de educación del individuo, en tanto que el conocimiento de al menos un método de control natal es una función de la región de donde proviene el individuo, entonces:

$$(17) U_i = a + b E_i + e_i$$

y

$$(18) K_i = f + g R_i + q_i$$

Donde:

$$U_i = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo utiliza cualquier método anticonceptivo.} \\ 0 & \text{No} \end{cases}$$

E_i = Nivel de Educación del individuo.

$$K_i = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo conoce al menos un método anticonceptivo} \\ 0 & \text{No} \end{cases}$$

R_i = La región de la cual proviene el individuo.

e_i y q_i = Términos perturbadores considerados como variables independientes distribuidas aleatoriamente con media cero.

Los parámetros a estimar son a , b , f y g . Las probabilidades estimadas $\hat{Pr}(K)$ están dadas por:

$$(19) \quad \hat{Pr}(K_i) = \hat{f} + \hat{g} R_i$$

donde \hat{f} y \hat{g} son los parámetros estimados.

Para estimar $\hat{Pr}(U/K)$ restringiríamos nuestra muestra a sólo aquellas mujeres que reportaron conocer al menos un método anticonceptivo. Asumiendo que hemos aplicado el método de MCO a la ecuación (17) y que las probabilidades estimadas $\hat{Pr}(U_i/K_i)$

$$(20) \quad \hat{Pr}(U_i/K_i) = \hat{a} + \hat{b} E_i$$

donde \hat{a} y \hat{b} son los parámetros estimados. Para valores dados de E_i y R_i , podemos estimar $\hat{Pr}(U/K)$ y $\hat{Pr}(K_i)$. Entonces podemos estimar la probabilidad de uso $\hat{Pr}(U)$ por:

$$(21) \quad \hat{Pr}(U) = \hat{Pr}(K) \cdot \hat{Pr}(U/K)$$

$\hat{Pr}(U)$ será un estimador insesgado de $Pr(U)$ si $\hat{Pr}(U/K)$ y $\hat{Pr}(K)$ es tan independientemente distribuidas una de otra. El término de error en las ecuaciones (17) y (18), e_i y q_i , están independientemente distribuidas una de otra si el valor esperado del producto, e_i y q_i , es idénticamente igual a cero, es decir $E(e_i q_i) = 0$. De este supuesto sabemos que $\hat{Pr}(U)$ es un estimador insesgado de la verdadera $Pr(U)$, así que

$$(22) \quad E[\hat{Pr}(U)] = E[\hat{Pr}(K) \cdot \hat{Pr}(U/K)] = \hat{Pr}(K) \cdot \hat{Pr}(U/K) = \hat{Pr}(U)$$

¿Qué implica el supuesto de $E(e_i q_i) = 0$? La variable e_i representa el efecto neto de las variables excluidas que pudieran afectar la probabilidad de uso de anticonceptivos dado el conocimiento de ellos. La variable q_i representa el efecto neto de las variables excluidas que pueden afectar el conocimiento de anticonceptivos. Si existe una alta correlación entre e_i y q_i , entonces la estimación de $Pr(U)$ por $\hat{Pr}(U)$ puede conducirnos a estimaciones sesgadas e inconsistentes. Por otro lado, si e_i y q_i no están correlacionadas, o asintóticamente no-correlacionadas, entonces podemos obtener un estimador insesgado o asintóticamente insesgado para $Pr(U)$ al utilizar $\hat{Pr}(U)$.

Ya que los términos perturbadores e_i y q_i son variables aleatorias no observables, una forma de probar la validez del supuesto $E(e_i q_i) = 0$ es tomando el coeficiente de correlación de los estimadores MCO de e_i y q_i , es decir tomar el coeficiente de correlación entre \hat{e}_i y \hat{q}_i , donde

$$(23) \quad \hat{e}_i = U_i - \hat{a} - \hat{b} E_i$$

$$(24) \quad \hat{q}_i = K_i - \hat{f} - \hat{g} R_i$$

Si el coeficiente de correlación entre \hat{e}_i y \hat{q}_i resulta no significativamente diferente de cero, podemos aceptar la hipótesis nula de corre-

lación cero entre \hat{e}_j y \hat{q}_j . La prueba de la hipótesis nula es explicada abajo.

En términos de nuestra información, la probabilidad de uso de anticonceptivos dado el conocimiento de al menos un método, $\Pr(U/K)$, fue estimado del modelo

$$(25) \quad Y_j = \sum_i \beta_i Z_{ji} + e_j \quad j = 1, 2, \dots, 1935$$

donde el número de variables independientes, i , va de 1 a 16 y el número de observaciones, j , es igual a 1935. Del mismo modo, hemos estimado la probabilidad de conocimiento, $\Pr(K)$, del modelo

$$(26) \quad Z_{9j} = \sum_i \alpha_i Z_{ji} + q_j \quad j = 1, 2, \dots, 2111$$

donde i va de 1 a 8 y de 10 a 16, y el número de observaciones, j , es igual a 2111. Hemos usado una especificación lineal para estimar $\Pr(U/K)$ y $\Pr(K)$ aplicando MCO a las ecuaciones (25) y (26). Permittiendo a \hat{e}_j y \hat{q}_j ser los errores estimados de e_j y q_j .

Recordemos que habíamos utilizado el producto de $\Pr(K)$ y $\Pr(U/K)$ para estimar la probabilidad de uso, es decir

$$(27) \quad \Pr(\hat{U}) = \Pr(\hat{U}/K) \cdot \Pr(\hat{K})$$

Para que $\Pr(\hat{U})$ sea un estimador insesgado del verdadero $\Pr(U)$, es

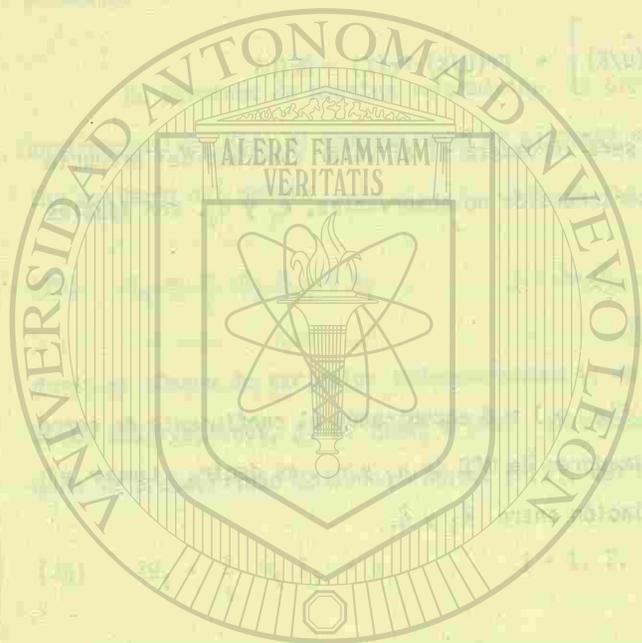
necesario para el valor esperado del producto $\Pr(\hat{K})$ y $\Pr(\hat{U}/K)$ sea igual al producto de las verdaderas probabilidades $\Pr(K) \Pr(U/K)$, o

$$E \left[\Pr(\hat{K}) \cdot \Pr(\hat{U}/K) \right] = \Pr(U/K) \cdot \Pr(K) = \Pr(U)$$

La última expresión será verdadera si el valor esperado del producto de los términos de perturbación no observables, e_j y q_j , son iguales a cero, o

$$E(e_j q_j) = 0$$

Podemos comprobar si $E(e_j q_j) = 0$ encontrando el coeficiente de correlación entre los estimadores de MCO de e_j y q_j , es decir, tomar el coeficiente de correlación entre \hat{e}_j y \hat{q}_j .



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

RESULTADOS

El modelo fue estimado utilizando los métodos Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) y Probabilidad Condicional (COPRO). MCO fue utilizado como primer paso para los otros tres métodos. Los parámetros estimados para MCO, MCP y Logit están dados en las tablas 1, 2 y 3 respectivamente. Los parámetros estimados para el modelo COPRO están dados en las tablas 4 y 5. En esta última tenemos los resultados de la probabilidad estimada de uso de anticoncepción dado el conocimiento de algún método de control natal, en cambio en la tabla 4 se tiene aquéllas para la probabilidad de conocimiento de al menos un método de anticoncepción.

En general, los resultados reportados en las Tablas 1 a 5 muestran que los modelos estimados trabajan bien. Es decir, los signos de los coeficientes estimados son consistentes con las expectativas desarrolladas inicialmente, y la mayoría son significativos a un nivel razonable de probabilidad. Los coeficientes de determinación deben ser tratados con extrema cautela en esta instancia.

La finalidad del procedimiento de estimación fue encontrar un subconjunto de características individuales que mejor permita predecir la probabilidad de uso de anticoncepción. El modelo es

$$Y_i = \sum_{j=0}^{16} \beta_j Z_{ji} + e_i \quad i = 1, 2, \dots, 2111$$

donde la variable dependiente Y_i , es una variable binaria tomando el valor de uno si el individuo está utilizando la anticoncepción y cero si no lo hace.

Como se indicó inicialmente, las variables explicativas incluyen el tamaño del lugar de residencia (el cual está representado por cuatro variables dicotómicas), los años de educación de la mujer y su esposo, la edad de la mujer, conocimiento de anticoncepción (variable de 0 y 1) y región de residencia (representada por 7 variables dicotómicas).

La hipótesis consiste en que estas variables pueden ser utilizadas para el análisis de los determinantes del uso de anticoncepción. Los efectos hipotéticos de estas variables sobre la probabilidad de uso fueron discutidos anteriormente. Los signos de los parámetros estimados utilizando MCO se muestran en la Tabla 1 y son consistentes con los efectos hipotéticos.

A causa del gran tamaño de la muestra (2111 observaciones), el coeficiente "t" estimado puede ser probado para significación estadística por el procedimiento usual de MCO aun cuando el término de error, e_i , toma valores dicotómicos. El coeficiente de determinación tiene validez limitada como medida de "bondad de ajuste" para variables dependientes dicotómicas.

En el caso de variables continuas, el coeficiente de determi-

nación, R^2 , mide la proporción de la variación en la variable dependiente explicada por las variables explicativas. Sin embargo, predicciones con modelos, que tienen una variable dependiente cualitativa es más difícil que con modelos de variables dependientes continuas. En el modelo clásico de regresión, si uno de los regresores es un término constante, R^2 puede variar entre 0 y 1, con un valor cercano a 1 indicando buen ajuste, y con un valor cercano a 0 indicando mal ajuste. Pero en el modelo de variable dependiente dicotómica, el R^2 no parece probable estar cercano a 1. Sólo en el caso extremo de que todas las probabilidades predichas son 0 ó 1 puede ocurrir tal resultado. Así, cuando el R^2 es utilizado como una medida de buen ajuste, su límite superior generalmente tiende a ser mucho menor que uno.

La especificación de MCP es similar al de MCO excepto por el hecho de que para corregir el problema de heteroscedasticidad, fue utilizado el procedimiento de dos etapas descrito con anterioridad. Los signos del parámetro estimado para MCP en la tabla 2 son consistentes con los efectos hipotéticos y a grandes rasgos comparables con las estimaciones de MCO.

Los coeficientes estimados del modelo Logit están dados en la tabla 3. Ya que las observaciones son de individuos y no de grupos, el modelo Logit fue estimado utilizando el procedimiento de dos etapas descrito anteriormente. El modelo es

$$\text{Log} \left[\frac{\hat{P}_i}{1-\hat{P}_i} \right] = \sum_{j=0}^{16} \beta_j Z_{ji} + e_i \quad i = 1, 2, \dots, 2111$$

Para el presente análisis se han utilizado estimaciones de P's del método MCO para crear la variable dependiente. Para interpretar el efecto de un cambio en las variables independientes sobre la probabilidad de uso de anticonceptivos, necesitamos resolver el cambio en la probabilidad como sigue:

$$\Delta \log. (P_i/1-P_i) = \text{Coeficiente de la variable independiente, por el cambio en la variable independiente.}$$

Para simplificar, utilizamos el hecho de que para cualquier variable X, $\Delta \log(X) \approx \Delta X/X$, y el hecho de que $\log(X/Y) = \log(X) - \log(Y)$.

Entonces,

$$\log \left[\frac{P_i}{1-P_i} \right] \approx \left[\frac{1}{P_i} + \frac{1}{1-P_i} \right] \Delta P_i = \left[\frac{1}{P_i(1-P_i)} \right] \Delta P_i.$$

Puesto que hemos elegido el cambio en la variable independiente = 1, deduciéndose

$\Delta P_i \approx (\text{coeficiente de la variable independiente}) \times \left[\frac{P_i(1-P_i)}{1} \right]$
(Ver columna 2 de la Tabla 3). Encontramos que el cambio en la probabilidad asociada con el cambio en la variable independiente es una función de la probabilidad misma. La probabilidad media de uso de anticoncepción fue .44, así que una transformación aproximada de los coeficientes del modelo Logit evaluados a la probabilidad media de uso de anticoncepción puede hacerse multiplicándose por (.44) (.56) ó .2464 para hacerlos comparables a los coeficientes estimados de MCO y MCP.

El resultado de los tres modelos está expuesto en la Tabla 6.

Pasando a la interpretación de los resultados, el coeficiente de la pendiente da la tasa de cambio en la probabilidad de uso de anticoncepción asociado con una unidad de cambio en una de las variables exógenas, manteniendo constante el resto de las variables. Los coeficientes de Z_1 , Z_2 , Z_3 y Z_4 indican que la probabilidad de uso de anticoncepción, generalmente crece al aumentar el tamaño del lugar de residencia. El coeficiente Z_5 significa, manteniendo el resto de los factores constantes, que un incremento en un año de educación en la mujer incrementará la probabilidad de uso de anticoncepción aproximadamente en dos por ciento. El coeficiente Z_6 indica que, ceteris paribus, un incremento en un año de educación del hombre aumentará la probabilidad de uso de anticoncepción de su compañera, aproximadamente en dos o tres por ciento. El impacto independiente de la variable educación del hombre y la mujer, es notable. La derivación de la función de uso anticonceptivo con respecto a la edad de la mujer muestra que el uso se incrementa hasta la edad de 33 ó 34 años y declina después de esta edad.

El coeficiente de Z_9 muestra que, ceteris paribus, la probabilidad de uso de anticonceptivos en la mujer que reportó al menos un método de control reproductivo es mayor en cerca del 24 a 62 por ciento (comparado con la base categórica de las mujeres que reportaron ningún conocimiento de métodos anticonceptivos). Sin embargo la lógica

de una probabilidad positiva de uso en mujeres sin conocimiento anticonceptivo es un problema para los tres modelos. En la región Noroeste de México, la probabilidad de uso de anticoncepción fue de 16 a 25% más alto que en cualquiera de las otras siete regiones del país.

El modelo COPRO nos permite abordar los problemas asociados con la variable conocimiento anticonceptivo. Los parámetros estimados para este modelo se muestran en las tablas 4 y 5. Primero hay que considerar los resultados de la estimación de la probabilidad del conocimiento de anticonceptivos, $Pr(K)$, de la Tabla 4. El modelo a ser estimado es

$$Z_{9i} = \sum_j \alpha_j Z_{ij} + q_i \quad j = 1, 2, \dots, 2111$$

donde las variables independientes, i , van de 0 a 8 y de 10 a 16, y j es el número de observaciones. La variable dependiente es conocimiento de anticoncepción, Z_9 . La ecuación de regresión fue estimada utilizando MCO.

Cada parámetro representa la tasa de cambio en la probabilidad de conocimiento de anticonceptivos asociado con un cambio unitario en las variables exógenas. El coeficiente de Z_1 , Z_2 , Z_3 y Z_4 indica que la probabilidad de conocimiento generalmente aumenta con el tamaño del lugar de residencia. Los coeficientes de Z_5 y Z_6 indican que la probabilidad de conocimiento de anticonceptivos aumenta con el

número de años de educación de la mujer y del esposo. La derivada de la función del conocimiento de métodos anticonceptivos con respecto a la edad muestra que la probabilidad de conocimiento es en su punto más alto, alrededor de los 33 años. Esta probabilidad difiere significativamente entre las ocho regiones en que se dividió al país. En comparación a la región 8 (Guerrero, Oaxaca y Chiapas) la probabilidad de conocimiento anticonceptivo fue significativamente más alto en dos de las tres regiones limítrofes con los Estados Unidos (Región 1: Noroeste, y Región 3: Coahuila, Chihuahua, Durango, San Luis Potosí y Zacatecas) y significativamente más bajo en la Región 6 (Tabasco y Veracruz).

Los resultados de la estimación de la probabilidad de uso dado el conocimiento, $Pr(U/K)$ se muestran en la Tabla 5. La estimación de $Pr(U/K)$ está basada sólo en aquellas mujeres que reportaron conocer al menos un método anticonceptivo.

En otras palabras, las mujeres consideradas son todas aquellas, usuarias o no, que reportaron conocimiento de al menos un método anticonceptivo. El modelo estimado es

$$Y_i = \sum_j \beta_j Z_{ij} + e_i \quad j = 1, 2, \dots, 1935$$

donde j es el número de observaciones. La variable dependiente es el uso presente de la anticoncepción, Y .

La interpretación de los hallazgos en el modelo COPRO son similares a aquéllos en los primeros tres modelos excepto para la variable conocimiento. La magnitud y signo de los coeficientes son muy similares de los derivados para MCO, MCP y Logit. Los coeficientes en Z_1 , Z_2 , Z_3 y Z_4 indican que $\text{Pr}(U/K)$ generalmente aumenta con el tamaño del lugar de residencia, y el nivel de educación de la mujer y su esposo afecta significativamente a $\text{Pr}(U/K)$. La probabilidad de uso dado el conocimiento incrementa con la edad hasta cerca de los 33 y decrece después de este punto. En el Noroeste, la probabilidad de uso dado el conocimiento es cerca de un 20% más alto que en las otras regiones de México.

De lo anterior, podemos obtener estimaciones de la probabilidad de uso de anticoncepción, $\text{Pr}(U)$, para mujeres con determinadas características. Por ejemplo, la probabilidad de uso para una mujer casada de 30 años de edad ($Z_7 = 30$, $Z_8 = 900$), con cinco años de escolaridad y los mismos para su compañero ($Z_5 = 5$, $Z_6 = 5$), cuyo lugar de residencia está localizada en la región Noroeste de México ($Z_{10} = 1$) y cuyo tamaño es de menos de 2,500 habitantes, está dado por $\text{Pr}(K) \times \text{Pr}(U/K)$. La probabilidad de conocimiento estimada es

$$\text{Pr}(K) = 0.97$$

cuando la probabilidad de uso dado el conocimiento estimada

$$\text{Pr}(U/K) = 0.61$$

Por lo cual la probabilidad de uso estimada será

$$\text{Pr}(U) = (0.97)(0.61) = 0.59$$

UNA EVALUACION DE LOS MODELOS

Al no ser el R^2 una medida satisfactoria de evaluación de modelos de respuestas cualitativas, se requirió de una evaluación alternativa de la especificación de los modelos. El criterio de decisión para evaluar el modelo estará basado en las probabilidades estimadas de uso de anticoncepción y en la elección real hecha por el individuo, es decir, si una especificación ha estimado que \hat{x} mujeres estaba usando anticonceptivos (basado en cualquiera de los casos de clasificación dados adelante) y que realmente x mujeres de éstas \hat{x} estaban utilizando control natal, entonces una medida de precisión para esta especificación estará dada por la razón x/\hat{x} .

Utilizamos tres criterios basados en la clasificación uso, no-uso de anticonceptivos. Por simplicidad, Sea "A" el evento "mujer clasificada como usuaria de anticoncepción", "B" el evento "mujer clasificada como no usuaria de anticoncepción" y \hat{p} la probabilidad estimada de que una mujer estará utilizando algún método anticonceptivo. Por lo tanto, se consideraron tres criterios de clasificación:

$$\text{Criterio 1: } (A \text{ si } \hat{p} \geq 0.5, \quad B \text{ si } \hat{p} < 0.5)$$

$$2: (A \text{ si } \hat{p} \geq 0.6, \quad B \text{ si } \hat{p} < 0.4)$$

$$3: (A \text{ si } \hat{p} \geq 0.7, \quad B \text{ si } \hat{p} < 0.3)$$

Para cada uno de estos criterios se buscará el número de muje

La interpretación de los hallazgos en el modelo COPRO son similares a aquéllos en los primeros tres modelos excepto para la variable conocimiento. La magnitud y signo de los coeficientes son muy similares de los derivados para MCO, MCP y Logit. Los coeficientes en Z_1 , Z_2 , Z_3 y Z_4 indican que $\text{Pr}(U/K)$ generalmente aumenta con el tamaño del lugar de residencia, y el nivel de educación de la mujer y su esposo afecta significativamente a $\text{Pr}(U/K)$. La probabilidad de uso dado el conocimiento incrementa con la edad hasta cerca de los 33 y decrece después de este punto. En el Noroeste, la probabilidad de uso dado el conocimiento es cerca de un 20% más alto que en las otras regiones de México.

De lo anterior, podemos obtener estimaciones de la probabilidad de uso de anticoncepción, $\text{Pr}(U)$, para mujeres con determinadas características. Por ejemplo, la probabilidad de uso para una mujer casada de 30 años de edad ($Z_7 = 30$, $Z_8 = 900$), con cinco años de escolaridad y los mismos para su compañero ($Z_5 = 5$, $Z_6 = 5$), cuyo lugar de residencia está localizada en la región Noroeste de México ($Z_{10} = 1$) y cuyo tamaño es de menos de 2,500 habitantes, está dado por $\text{Pr}(K) \times \text{Pr}(U/K)$. La probabilidad de conocimiento estimada es

$$\text{Pr}(K) = 0.97$$

cuando la probabilidad de uso dado el conocimiento estimada

$$\text{Pr}(U/K) = 0.61$$

Por lo cual la probabilidad de uso estimada será

$$\text{Pr}(U) = (0.97)(0.61) = 0.59$$

UNA EVALUACION DE LOS MODELOS

Al no ser el R^2 una medida satisfactoria de evaluación de modelos de respuestas cualitativas, se requirió de una evaluación alternativa de la especificación de los modelos. El criterio de decisión para evaluar el modelo estará basado en las probabilidades estimadas de uso de anticoncepción y en la elección real hecha por el individuo, es decir, si una especificación ha estimado que \hat{x} mujeres estaba usando anticonceptivos (basado en cualquiera de los casos de clasificación dados adelante) y que realmente x mujeres de éstas \hat{x} estaban utilizando control natal, entonces una medida de precisión para esta especificación estará dada por la razón x/\hat{x} .

Utilizamos tres criterios basados en la clasificación uso, no-uso de anticonceptivos. Por simplicidad, Sea "A" el evento "mujer clasificada como usuaria de anticoncepción", "B" el evento "mujer clasificada como no usuaria de anticoncepción" y \hat{p} la probabilidad estimada de que una mujer estará utilizando algún método anticonceptivo. Por lo tanto, se consideraron tres criterios de clasificación:

$$\text{Criterio 1: } (A \text{ si } \hat{p} \geq 0.5, \quad B \text{ si } \hat{p} < 0.5)$$

$$2: (A \text{ si } \hat{p} \geq 0.6, \quad B \text{ si } \hat{p} < 0.4)$$

$$3: (A \text{ si } \hat{p} \geq 0.7, \quad B \text{ si } \hat{p} < 0.3)$$

Para cada uno de estos criterios se buscará el número de muje

res que fueron clasificadas como usuarias (no usuarias) de anticoncepción, y de éstas cuántas lo utilizan (no lo utilizan) realmente, así medimos el nivel de precisión del modelo. Entre menor sea la diferencia entre el número de mujeres clasificadas como usuarias y el número real de usuarias de aquellas mujeres clasificadas, más alto será el nivel de precisión del modelo estimado y más útil para utilizarse en predicciones.

Primero evaluaremos la estimación de los modelos MCO. MCP y Logit y al último el COPRO.

Una evaluación de los modelos estimados MCO, MCP y Logit es proporcionada en esta sección y sus resultados se muestran en la Tabla 6. La decisión de si una mujer estaba o no utilizando anticoncepción fue una función de las probabilidades estimadas de las ecuaciones de regresión estimada.

En la Tabla 6 se observa que el número de mujeres clasificadas es igual al tamaño de muestra en el criterio 1, la clasificación (0.5/0.5). Todas las 2,111 mujeres fueron tomadas en consideración. De las 2,111 mujeres para el modelo MCO en la columna 1, 875 fueron clasificadas como usuarias y 1,236 como no usuarias. A su vez, de las 875 mujeres, 604 eran realmente usuarias; mientras que de las 1,236 clasificadas como no usuarias, 911 eran verdaderamente no usuarias. Esto es, aproximadamente 70 por ciento de las mujeres que el modelo clasificó como usuarias de anticonceptivos, eran realmente usuarias,

mientras que la cifra correspondiente a las no usuarias fue de 73 por ciento. También se observa que las predicciones basadas en MCP (Columna 2) y Logit (Columna 3) son casi las mismas a la de MCO. De manera general, existe una tendencia de clasificar mujeres como usuarias cuando no lo son. Sin embargo, aun en el nivel de clasificación (0.5/0.5) los modelos estimados permitieron clasificar correctamente a las mujeres como usuarias (y no usuarias) en un 70 a 75 por ciento de los casos.

Al ser más estrictas las condiciones de clasificación, menor número de usuarias (y no usuarias) puede ser clasificado dada la especificación del modelo y de los parámetros estimados, pero el número de usuarias (y no usuarias) son clasificados con mayor precisión. Para el modelo MCO, el número de mujeres clasificadas por el criterio 2 (Columna 4) y 3 (Columna 9) fueron 1,529 y 973, respectivamente. Para el criterio 2, nivel de clasificación (0.6/0.4), más del 75% de las 594 clasificadas como usuarias lo eran realmente, mientras que el 83% de las 926 mujeres clasificadas como no usuarias no utilizaban la anticoncepción. Para el criterio 3, el nivel de clasificación (0.7/0.3), aproximadamente 80% y 88% fueron clasificadas correctamente como actuales usuarias y no usuarias de la anticoncepción, respectivamente. Sin embargo, el más restrictivo criterio de decisión limita el número de mujeres que pueden ser clasificadas al incrementar la discrepancia en las dos probabilidades. Aproximadamente sólo el 60% y 50% de las 2,111 fueron clasificadas en el criterio 2 y 3, respectivamente.

Los resultados de una evaluación del Modelo COPRO se muestran en las columnas 10-12 de la Tabla 6. La decisión de si una mujer es o no utilizando anticoncepción fue una función de las probabilidades estimadas de las ecuaciones de regresión estimada para $Pr(K)$ y $Pr(U/K)$.

Para la estimación de $Pr(K)$ y $Pr(U/K)$ se utilizó la estimación de MCO. Una vez obtenidas estas estimaciones, $\hat{Pr}(K)$ y $\hat{Pr}(U/K)$, pudimos estimar la probabilidad de uso $Pr(U)$ por

$$\hat{Pr}(U) = \hat{Pr}(U/K) \cdot \hat{Pr}(K)$$

Como se mencionó anteriormente, $Pr(U)$ es un estimador insesgado de la verdadera $Pr(U)$ si el valor esperado $E(e_i q_i)$ no es significativamente diferente de cero. La correlación entre \hat{e}_i y \hat{q}_i puede ser fácilmente calculada. Nótese que el número de observaciones en \hat{e}_i y \hat{q}_i son 1,935 y 2,111 respectivamente. Para obtener el coeficiente de correlación entre \hat{e}_i y \hat{q}_i excluimos los casos en que la mujer reportó no conocer ningún método anticonceptivo, haciendo al número de observaciones de \hat{e}_i y \hat{q}_i el mismo, 1,935. El coeficiente de correlación entre e_i y q_i resultó ser estadísticamente no significativamente diferente de cero. Esto contraría nuestros resultados sin embargo el posible sesgo que debe surgir de estimar el $Pr(U)$ utilizando el modelo COPRO no es significativo.

Recordemos que la $Pr(U/K)$ fue estimada restringiendo la mues

tra a sólo aquellas mujeres que reportaron conocer al menos un método de control reproductivo, las cuales fueron 1,935 y clasificadas en el criterio 1, al nivel clasificatorio (0.5/0.5). De éstas, 806 se clasificaron como usuarias de anticoncepción, de las cuales 567 fueron realmente usuarias, y 1,129 como no usuarias, de las cuales 911 fueron realmente no usuarias. Es decir, más del 70% de la predicción de mujeres usuarias de anticonceptivos fueron verdaderamente usuarias al momento de la entrevista, y aproximadamente el 60% de las mujeres predichas a ser no usuarias fueron realmente no usuarias. La tendencia a clasificar mujeres como usuarias de anticonceptivos, cuando no lo son (así como clasificar no usuarias como usuarias), es aparente al evaluar modelos de MCO, MCP y Logit, al igual que en el modelo COMPRO. Al nivel clasificatorio (0.5/0.5) el modelo estimado COPRO es capaz de clasificar mujeres como usuarias y no usuarias correctamente cerca del 71 y 68% de los casos respectivos, lo cual es similar a los resultados para los otros modelos.

Nuevamente al ser más estrictas las condiciones de clasificación, pocas mujeres pueden ser clasificadas, pero el número de usuarias (no usuarias) de anticoncepción son clasificadas más acertadamente. Para el criterio 2 y 3, tenemos 1,400 y 921 mujeres respectivamente. Para el criterio 2, el nivel clasificatorio (0.6/0.4), 553 mujeres se clasificaron como usuarias, de las cuales 420 lo eran al momento de la entrevista, o sea, aproximadamente el 76% de las mujeres predichas a ser usuarias; y 847 se clasificaron como no usuarias, de las cuales 629 efectivamente no lo eran al momento de la encuesta, es de

cir, cerca del 74% de las no usuarias fueron clasificadas correctamente.

Para el criterio 3, se clasificaron 921 mujeres, de las cuales 316 se clasificaron como usuarias y 605 como no usuarias. Observamos que más del 81% de las clasificadas como usuarias, efectivamente lo eran al entrevistarlas y más del 79% de las mujeres clasificadas como no usuarias efectivamente lo eran.

RESUMEN Y CONCLUSIONES

Este trabajo muestra que el uso de anticonceptivos, en un punto del tiempo, entre las mujeres que no desean tener más hijos, es afectado por características tales como el tamaño de la localidad, el nivel educativo de la mujer y de su esposo, la edad de la mujer y la región en la cual ella reside.

La probabilidad de uso de anticonceptivos entre las mujeres que no tienen conocimiento del control reproductivo es lógicamente cero, por lo cual el conocimiento es una condición necesaria para el uso de anticonceptivos más no una condición suficiente, ya que si los costos de la anticoncepción son mayores que los asociados con el riesgo de embarazo indeseado, se deduce que la mujer no será una usuaria actual aun cuando no desee más hijos.

En este estudio se utilizó la información contenida en la Encuesta Mexicana de Fecundidad para analizar los determinantes del uso de anticonceptivos. Cuatro diferentes procedimientos de estimación fueron utilizados para tal propósito. Estos incluyen tanto métodos lineales como no-lineales, además de uno de probabilidad condicional. Este último permite resolver problemas de especificación e inferencia estadística asociados con la variable conocimiento de los otros modelos, los cuales la incluyen como una de las variables independientes exógenas, prediciendo una probabilidad positiva de uso de anticoncep

cir, cerca del 74% de las no usuarias fueron clasificadas correctamente.

Para el criterio 3, se clasificaron 921 mujeres, de las cuales 316 se clasificaron como usuarias y 605 como no usuarias. Observamos que más del 81% de las clasificadas como usuarias, efectivamente lo eran al entrevistarlas y más del 79% de las mujeres clasificadas como no usuarias efectivamente lo eran.

RESUMEN Y CONCLUSIONES

Este trabajo muestra que el uso de anticonceptivos, en un punto del tiempo, entre las mujeres que no desean tener más hijos, es afectado por características tales como el tamaño de la localidad, el nivel educativo de la mujer y de su esposo, la edad de la mujer y la región en la cual ella reside.

La probabilidad de uso de anticonceptivos entre las mujeres que no tienen conocimiento del control reproductivo es lógicamente cero, por lo cual el conocimiento es una condición necesaria para el uso de anticonceptivos más no una condición suficiente, ya que si los costos de la anticoncepción son mayores que los asociados con el riesgo de embarazo indeseado, se deduce que la mujer no será una usuaria actual aun cuando no desee más hijos.

En este estudio se utilizó la información contenida en la Encuesta Mexicana de Fecundidad para analizar los determinantes del uso de anticonceptivos. Cuatro diferentes procedimientos de estimación fueron utilizados para tal propósito. Estos incluyen tanto métodos lineales como no-lineales, además de uno de probabilidad condicional. Este último permite resolver problemas de especificación e inferencia estadística asociados con la variable conocimiento de los otros modelos, los cuales la incluyen como una de las variables independientes exógenas, prediciendo una probabilidad positiva de uso de anticoncep

tivos cuando la mujer no tiene conocimiento de ellos. Esto es un resultado ilógico, dado que el conocimiento de anticonceptivos es una condición necesaria para su uso. El modelo COPRO evita este resultado incongruente. La probabilidad de uso de anticonceptivos, en este modelo, es la probabilidad de que la mujer tenga conocimiento de ellos $[\text{Pr}(\text{conocimiento})]$ por la probabilidad de que los use, dado que tiene dicho conocimiento $[\text{Pr}(\text{uso}/\text{conocimiento})]$. Si la mujer no tiene conocimiento de los Métodos anticonceptivos, la probabilidad de uso es cero.

La Tabla 6 muestra los coeficientes estimados para cada una de las variables exógenas. Los coeficientes son generalmente bastante similares en todos los modelos. Una diferencia significativa es el hecho de que no existe coeficiente para la variable conocimiento (Z_9) en el modelo probabilístico, ya que los resultados son sólo para las mujeres con conocimiento de métodos anticonceptivos, y el coeficiente estimado para conocimientos en el modelo Logit está entre 2 y 3 veces la magnitud de los coeficientes estimados en MCO y MCP.

Existe poca diferencia entre las estimaciones para los diferentes modelos utilizados en este estudio para resumir la información de la Encuesta Mundial de Fecundidad para 1976 y las estimaciones de los modelos lineal y no-lineal utilizados para evaluar la información del programa Nacional de Planificación Familiar 1978, presentada por los autores en un estudio anterior (Ver Tabla 7). Diferencias en cobertura y preguntas formuladas en las dos encuestas impidieron agre-

gar los dos grupos de información y probar directamente para cambios en la relación entre dos puntos del tiempo (julio 18 de 1976 a marzo 5 de 1977, y julio-octubre 1978), aunque los resultados de los dos grupos de información parecen ser consistentes. La inclusión de ocho variables dummies en el análisis de la Encuesta Mundial de Fecundidad para las regiones en que se divide el país, presenta diferencias en sólo el caso de una de éstas. La probabilidad de uso de anticonceptivos fue significativamente diferente sólo para la región Noroeste, la cual fue de 15 a 25% más alto que en el resto de las regiones del país. El efecto de la variable región de residencia fue mucho más grande en la determinación de la probabilidad de conocimiento de anticonceptivos (Ver Tabla 4). La probabilidad de que una mujer en la región Noroeste o Norte-Central (la cual limita con los E.U. al norte) tenga conocimiento de anticonceptivos fue de 10 a 12% más alto que el "promedio" del país, y en Veracruz y Tabasco fue de 5 a 6% más bajo del "promedio".

TABLA 1
MODELO DE PROBABILIDAD LINEAL

DEP Y	\hat{B}	t
Z ₀	-1.1549	-6.3
Z ₁	0.1395	4.6
Z ₂	0.2195	3.1
Z ₃	0.1970	7.0
Z ₄	0.2496	8.5
Z ₅	0.0174	4.0
Z ₆	0.0222	6.6
Z ₇	0.0684	6.3
Z ₈	-0.0010	-6.4
Z ₉	0.2489	6.8
Z ₁₀	0.1970	4.4
Z ₁₁	0.0290	0.5
Z ₁₂	0.0294	0.7
Z ₁₃	-0.0363	-0.9
Z ₁₄	0.0096	0.2
Z ₁₅	0.0063	0.1
Z ₁₆	-0.0221	-0.3

$\Sigma e^2 = 389$
DF = 2094
 $R^2 = 0.25$

TABLA 2
MINIMOS CUADRADOS PONDERADOS

DEP Y	\hat{B}	t
Z ₀	-0.7183	-4.7
Z ₁	0.1271	4.2
Z ₂	0.2421	3.6
Z ₃	0.1866	6.5
Z ₄	0.2501	8.6
Z ₅	0.0169	4.1
Z ₆	0.0167	5.4
Z ₇	0.0434	4.7
Z ₈	-0.0006	-4.7
Z ₉	0.2372	9.9
Z ₁₀	0.1593	3.7
Z ₁₁	0.0194	0.4
Z ₁₂	0.0233	0.5
Z ₁₃	-0.0579	-1.7
Z ₁₄	-0.0101	-0.3
Z ₁₅	-0.0176	-0.4
Z ₁₆	-0.0356	-0.5

$\Sigma e^2 = 918$
DF = 2094
 $R^2 = 0.36$

1020123347

TABLA 3

MODELO LOGIT

DEP $\text{Log}(P_i/1 - P_i)$

	\hat{B}	$\hat{B}(P_i)(1 - P_i)$	t
Z ₀	-10.7123	2.6396	-73.2
Z ₁	0.7868	.1939	32.0
Z ₂	1.1377	.2803	19.9
Z ₃	0.9353	.2305	41.0
Z ₄	1.1982	.2952	50.7
Z ₅	0.0886	.0218	25.5
Z ₆	0.1326	.0327	48.7
Z ₇	0.4134	.1019	46.9
Z ₈	-0.0062	.0015	-47.9
Z ₉	2.5058	.6175	85.5
Z ₁₀	1.0208	.2515	28.2
Z ₁₁	0.1574	.0388	3.8
Z ₁₂	0.1344	.0331	4.0
Z ₁₃	-0.1597	-.0394	-5.2
Z ₁₄	0.0399	.0098	1.4
Z ₁₅	0.0357	.0088	0.9
Z ₁₆	-0.1714	-.0423	-2.9

$\Sigma e^2 = 255$
 DF = 2094
 $R^2 = .95$

TABLA 4

ESTIMACION DE $\text{Pr}(K)$ DEP Z_g

	\hat{B}	t
Z ₀	0.6275	5.7
Z ₁	0.0543	2.9
Z ₂	0.1039	2.4
Z ₃	0.0927	5.4
Z ₄	0.1171	6.7
Z ₅	0.0096	3.7
Z ₆	0.0037	1.8
Z ₇	0.0087	1.3
Z ₈	-0.0001	-1.3
Z ₁₀	0.1263	4.7
Z ₁₁	0.0593	1.9
Z ₁₂	0.1052	4.2
Z ₁₃	0.0190	3.9
Z ₁₄	0.0197	0.9
Z ₁₅	-0.0558	-2.0
Z ₁₆	0.0637	1.4

$\Sigma e^2 = 142$
 DE = 2095
 $R^2 = 0.12$

TABLA 5
ESTIMACION DE Pr(U/K)

DEP Y	\hat{B}	t
Z ₀	-1.0123	-5.1
Z ₁	0.1588	4.6
Z ₂	0.2243	3.0
Z ₃	0.2024	6.8
Z ₄	0.2583	8.2
Z ₅	0.0173	3.8
Z ₆	0.0227	6.3
Z ₇	0.0745	6.2
Z ₈	-0.0013	-6.4
Z ₁₀	0.2042	4.2
Z ₁₁	0.0366	0.6
Z ₁₂	0.0340	0.7
Z ₁₃	-0.0337	-0.8
Z ₁₄	0.0133	0.3
Z ₁₅	0.0150	0.2
Z ₁₆	-0.0206	-0.2

$\Sigma e^2 = 386$
 DF = 1919
 $R^2 = .20$

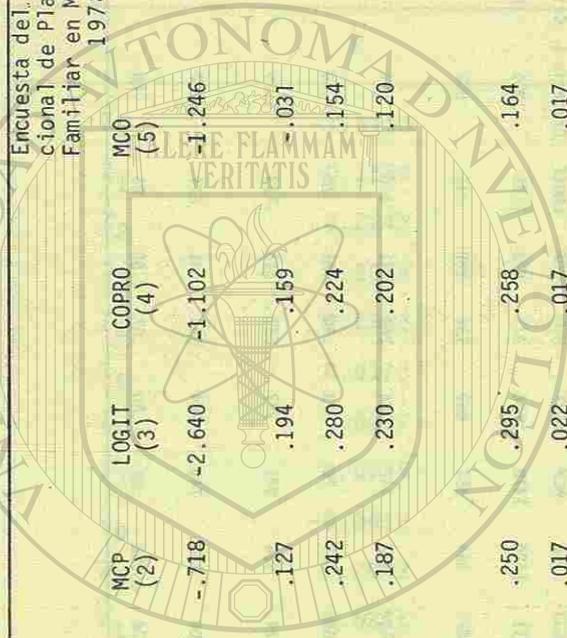
TABLA 6
EVALUACION DE LOS MODELOS

	Criterio 1		Criterio 2		Criterio 3		COPRO		
	MCO	MCP	MCO	MCP	MCO	MCP	Criterio 1	Criterio 2	
Número de mujeres clasificadas	2111	2111	1520	1478	973	873	1935	1400	921
Número de mujeres clasificadas como usuarias	875	892	594	557	336	260	806	533	316
Número de mujeres clasificadas como usuarias y que realmente eran usuarias	604	604	447	442	269	211	567	420	257
Precisión de la predicción para usuarias	.69	.67	.75	.79	.80	.81	.70	.76	.81
Número de mujeres clasificadas como no-usuarias	1236	1219	926	921	637	613	1129	847	603
Número de mujeres clasificadas como no-usuarias y que realmente eran no-usuarias	911	874	760	749	554	541	767	629	479
Precisión de la predicción para no-usuarias	.74	.73	.82	.81	.87	.88	.68	.74	.79

T A B L A 7

RESUMEN DE LOS COEFICIENTES DE REGRESION ESTIMADOS PARA
LOS DIFERENTES MODELOS DE USOS DE ANTICONCEPTIVOS

	MCO (1)	MCP (2)	LOGIT (3)	COPRO (4)	MCO (5)	Logit (6)
Constante (Z_0)	-1.155	.718	-2.640	-1.102	-1.246	-2.544
Tamaño de la Localidad	.140	.127	.194	.159	.031	-.041
2,500-19,999 (Z_1)	.220	.242	.280	.224	.154	.175
20,000-49,999 (Z_2)	.197	.187	.230	.202	.120	.144
50,000 y más (Z_3) (excepto la Cd. de México, Guadalajara y Monterrey)	.250	.250	.295	.258	.164	.194
Cd. de México, Guadalajara, y Monterrey (Z_4)	.017	.017	.022	.017	.017	.021
Educación Femenina (Z_5)	.022	.017	.033	.023	.011	.013
Educación Masculina (Z_6)	.068	.043	.102	.074	.082	.116
Edad (Z_7)	-.001	-.001	-.002	-.001	-.001	-.002
Edad ² (Z_8)	.249	.237	.618		.280	.524



T A B L A 7

RESUMEN DE LOS COEFICIENTES DE REGRESION ESTIMADOS PARA
LOS DIFERENTES MODELOS DE USOS DE ANTICONCEPTIVOS

(Continuación)

	MCO (1)	MCP (2)	Logit (3)	COPRO (4)
Región de Residencia				
1 (Z_{10})	.197	.159	.252	.204
2 (Z_{11})	.029	.019	.039	.037
3 (Z_{12})	.029	.023	.033	.034
4 (Z_{13})	-.036	-.058	-.039	-.034
5 (Z_{14})	.010	-.010	.010	.013
6 (Z_{15})	.006	-.018	.009	.015
7 (Z_{16})	.022	-.035	-.042	-.021

FUENTE: Tablas 1, 2, 3, 4 y 5, Hicks, Publicación del CIE y Reuniones de PAA.

REFERENCIAS

Amemiya, Takeshi. "Qualitative Response Models: A Survey," Journal of Economic Literature 19(December 1981).

Crimmins, E. and R.A. Easterlin. "Analysis of WFS Data in a Socio-Economic 'Synthesis' Framework." Paper presented at the General Conference of the International Union for the Scientific Study of Population. December 9-16, 1981, Manila, Philippines.

Easterlin, Richard A. "The Economics and Sociology of Fertility: A Synthesis." Historical Studies of Changing Fertility, ed. C. Tilly. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1978.

Easterlin, R.A. and E.M. Crimmins. "An Exploratory Study of the 'Synthesis Framework' of Fertility Determination with WFS Core Questionnaire Data." Paper presented at the Meetings of the Population Association of America. April 29-May 1, 1982, San Diego, California.

Gibbs, Robert. "Slowing Mexico's Population Growth." R&D Mexico 2(December 1981/82):24-27.

Hicks, W. Whitney. "Economic Development and Fertility Change in Mexico, 1950-1970." Demography 11(August 1974):407-21.

_____. "Reply." Demography 13(February 1976):153-55.

_____. "Comments on Daniel A. Seiver's 'Recent Fertility in Mexico: Measurement and Interpretation.'" Population Studies 31(March 1977):175-76.

Hicks, Whitney, Romeo Madrigal, y Raymundo Rodríguez. Determinantes de la Anticoncepción: El Caso de las Mujeres Casadas o Unidas que no Desean Más Hijos. Centro de Investigaciones Económicas, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México, 1980; and "Determinants of Contraception among Married Mexican Women Who Want no More Children." Paper presented to the Meetings of the Population Association of America. March 26-28, 1981, Washington, D.C.

Mendoza, Doroteo V. and Leopoldo F. Núñez. "Mexico: Estimación de la Fecundidad por el Método de los Hijos Propios." Paper presented at the Second National Meeting regarding Demographic Research in Mexico." CONACYT, November 4-7, 1980.

Robinson, Nancy. "Mexico Gears Up to Control Population Boom." R&D Mexico 1(July 1981):16-19.

Rodríguez-Barocio, Raúl, José García-Núñez, Manuel Urbina-Fuentes, and Deidre Wulf. "Fertility and Family Planning in Mexico." International Family Planning Perspectives 6(March 1980).

Seiver, Daniel A. "Recent Fertility in Mexico: Measurement and Interpretation." Population Studies 29(November 1975):341-54.

. "Comment on W. Whitney Hicks' 'Economic Development and Fertility Change in Mexico, 1950-1970.'" Demography 13(February 1976):149-52.

. "A Reply to W. Hicks' 'Comments.'" Population Studies 31(March 1977):176-77.

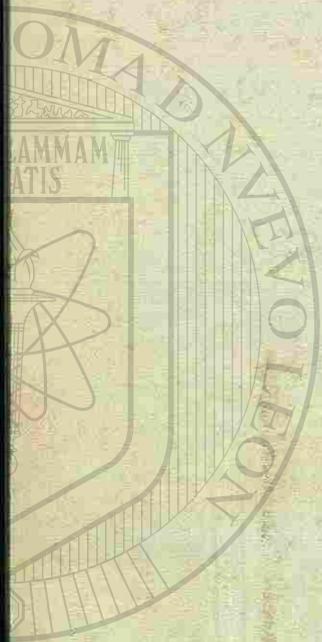
Tsui, Amy Ong, Dennis P. Hogan, Carlos Welte-Chanes, and Jay D. Teachman. "Contraceptive Availability Differentials in Use and Fertility." Studies in Family Planning 12, pp. 381-93.

Se terminó de imprimir en diciembre de 1982, en el Departamento de Impresos de la Facultad de Economía, de la Universidad Autónoma de Nuevo León. Loma Redonda No. 1515 Pte., Col. Loma Larga, Monterrey, N.L., México. Se tiraron 500 ejemplares más sobrantes para reposición.

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

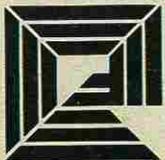
37



U A N L

SIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO

CCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECA



FACULTAD DE ECONOMÍA
CENTRO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS