

# Análisis espacial de la planificación familiar en Costa Rica 1993

Luis Rosero-Bixby

## Resumen

*Este documento ilustra el uso de sistemas de información geográfica para evaluar el entorno de la oferta de servicios de planificación familiar y el comportamiento anticonceptivo. Tres conjuntos de datos de Costa Rica son geocodificados y combinados en un Sistema de Información Geográfica (GIS): una encuesta demográfica, un inventario de establecimientos de planificación familiar, y un censo. La presentación de los resultados de la encuesta en mapas facilita la comprensión de la congruencia espacial de servicios de planificación familiar y el comportamiento de sus usuarios. Análisis de tendencia-superficie mejoran las estimaciones de la encuesta para áreas pequeñas y ponen en evidencia diferencias espaciales. Medidas de accesibilidad y de características contextuales basadas en la cartografía tienen ventaja en cuanto a objetividad, comparabilidad y flexibilidad. Modelos de multinivel para explicar el uso de anticonceptivos y la selección de método sugieren efectos disímiles de la densidad de servicios y de difusión por interacción con los vecinos. Un modelo para explicar la elección de un centro de planificación familiar resultó en la formulación clásica de gravedad en la cual las clínicas más grandes o más cercanas tienen más alta probabilidad de ser elegidas. Las encuestas demográficas deberían considerar la geocodificación de sus unidades de muestreo como un procedimiento rutinario.*

## Introducción

Este documento utiliza datos costarricenses para ilustrar la importancia de geocodificar una encuesta demográfica y llevar a cabo análisis espaciales para entender la oferta de servicios y el comportamiento anticonceptivo. Primero delinea procedimientos alternativos para geocodificar una encuesta y luego ilustra cinco usos de esta información, en particular: (1) presentación visual de relaciones espaciales; (2) identificación de tendencias espaciales y estimación para áreas pequeñas; (3) medición de la oferta de servicios de planificación familiar; (4) estudio de los efectos contextuales y de vecindario; y (5) análisis de la utilización de los servicios.

En las últimas dos décadas se ha visto un aumento considerable en los datos disponibles sobre población y planificación familiar en países en desarrollo. Los proyectos masivos de la Encuesta Mundial de Fecundidad (WFS) y las Encuestas de Demografía y Salud (DHS) son ejemplos de esta explosión de datos. Los conjuntos de datos, sin embargo, se usan generalmente de manera aislada uno del otro, subutilizando su potencial. Este documento aborda el tema de interrelacionar conjuntos de datos referentes a: (1) la demanda de planificación familiar usualmente de encuestas del tipo DHS; (2) la oferta de servicios, incluyendo inventarios de establecimientos, registros administrativos y encuestas del tipo de Análisis de Situación (Fisher et al. 1992), y (3) el entorno físico y socio-

económico descrito por censos y cartografía digital. Se muestra que la geocodificación es una estrategia costo-efectiva para relacionar estos conjuntos de datos entre sí, especialmente cuando se combinan en un Sistema de Información Geográfica (GIS) (Scholten et al, 1991). Además de facilitar el manejo de datos, la información geocodificada hace posible una estrategia de niveles múltiples para estudiar comportamientos anticonceptivos y otros, o sea, una estrategia que combina información sobre individuos u hogares (micro datos) con información contextual (macro datos) sobre las comunidades u otros agregados (Hermalin, 1986).

## Entorno del estudio

Costa Rica tiene una de las más altas Tasas de Prevalencia Anticonceptiva (TPA) en el mundo en desarrollo: 76% según la Encuesta de Salud Reproductiva (ESR). Su Tasa Global de Fecundidad de 3,1 nacimientos en 1991-93 no es, sin embargo, baja. Esta combinación de muy alta práctica anticonceptiva y fecundidad algo alta ha confundido a los demógrafos por décadas. La práctica anticonceptiva es alta en todas las regiones y estratos sociales del país. La TPA más baja, que corresponde a las mujeres analfabetas de áreas rurales fuera del Valle Central, es aproximadamente 70%: una cifra no muy diferente del promedio nacional. El principal proveedor de planificación familiar en Costa Rica es, con mucho, el gobierno, a través de las clínicas de la Caja Costarricense de Seguro Social y el Ministerio de Salud. Los establecimientos públicos de salud proveen más de tres cuartas partes de todos los anticonceptivos modernos en el país. Aunque hay una superposición considerable en la población abastecida por el Seguro Social y el Ministerio de Salud, el Ministerio tiende a ser más importante en áreas rurales y entre los pobres, que la Caja. Los cuatro anticonceptivos más populares son la píldora (26%), esterilización (22%), el condón (22%) y el DIU (12%) (Caja Costarricense de Seguro de Social 1994: cuadro 9,12).

Para poner las cosas en perspectiva, conviene notar que la falta de variación geográfica en la práctica anticonceptiva en Costa Rica reduce la pertinencia de algunos análisis espaciales de este documento. Costa Rica es un país con un alto grado de integración espacial y una buena red de comunicaciones. Además, los servicios de salud pública, que incluyen la planificación familiar, tienen una alta cobertura, alcanzando las áreas más remotas. Por ejemplo, 98% de los nacimientos del país ocurren en hospitales. La accesibilidad física, por lo tanto, no parece ser un obstáculo importante para la práctica de planificación familiar en este país, lo cual está bien documentado en estudios anteriores (Rodríguez 1978, Hermalin et al. 1988). Por añadidura, en la reciente ESR las entrevistadas reportaron un tiempo de viaje a establecimientos públicos de planificación familiar de solamente 28 minutos en promedio: valor insignificante comparado con el reporte de dos horas y 21 minutos de permanencia promedio en las salas de espera de las clínicas públicas (Caja Costarricense de Seguro de Social 1994: cuadro 10.6. Las cifras son las reportadas por las propias usuarias y se refieren a su visita más reciente a una clínica de planificación familiar).

## Los datos

El documento se basa en tres conjuntos de datos geocodificados:

- 1) La Encuesta de Salud Reproductiva (ESR) de Costa Rica, llevada a cabo en 1992-93 por la Caja Costarricense de Seguro Social con asistencia de los Centros para la Prevención y Control de Enfermedad (CDC) de Estados Unidos. La muestra de la ESR es representativa de mujeres con edades entre 15 y 49 años. Incluye 3.618 entrevistadas en 188 conglomerados (Caja Costarricense de Seguro Social 1994). Estos conglomerados son una muestra de los segmentos censales de 1984.
- 2) Un inventario de 300 establecimientos públicos que dan servicios de planificación fa-

miliar. No se incluyen clínicas privadas, consultorios de médicos ni farmacias. La única información disponible para cada clínica en este inventario es su tamaño, medido por un número estimado de las horas de consulta (de todo propósito y para planificación familiar) ofrecidas en 1992. Esta estimación se basa en datos inéditos sobre pacientes de consulta externa del Departamento de Bioestadística de la Caja Costarricense de Seguro Social y del Departamento de Estadísticas del Ministerio de Salud.

- 3) Alrededor de 11.000 segmentos censales de 1984. Una segmento censal comprende en promedio 50 hogares, o sea un área de una o dos manzanas en las ciudades o de uno a diez kilómetros cuadrados en áreas rurales. Estos datos fueron utilizados para estimar la densidad de población de los conglomerados muestrales y las poblaciones blanco para los servicios. La Dirección General de Estadística y Censos proporcionó los archivos censales originales.

## El procedimiento para la geocodificación

La situación ideal para análisis espaciales sería tener coordenadas geográficas X,Y para cada hogar y servicio de salud en el país. Sin embargo, en la práctica es suficiente considerar las unidades de muestreo y los segmentos censales como un solo punto y geocodificar su centroide. Esto implica obtener las coordenadas para aproximadamente 100 o 300 puntos en una encuesta típica: una tarea no imposible. Geocodificar todos los segmentos censales es más difícil, pero no esencial para la mayoría de los análisis en este documento. Dado el propósito para el cual se define un segmento censal (conveniencia de la enumeración), su centroide demográfico es obviamente una representación más precisa de la ubicación de la población del segmento, que un polígono de su área completa (Bracken, 1989).

Pueden considerarse tres procedimientos de geocodificación:

- 1) El más económico consiste en parear la encuesta o el censo a datos que ya contienen las coordenadas X, Y. Por ejemplo, en los Estados Unidos uno puede registrar el código postal de cada unidad de muestreo y combinar la encuesta con cualquiera de los muchos conjuntos de datos geocodificados que contienen códigos postales, disponibles comercialmente. Sin embargo, en países en desarrollo, las bases de datos geocodificadas con un detalle geográfico apropiado son escasas.
- 2) Otra alternativa es ubicar los puntos de muestreo y segmentos sobre mapas apropiados y leer allí las coordenadas. Estos mapas deben ser precisos, georeferenciados y con una escala grande. Si, por ejemplo, el error típico cometido al colocar los puntos en el mapa y leer las coordenadas fuera del orden de un centímetro, trabajar con mapas a escala 1:10.000 daría un error típico de 100 metros, pero con una escala menor de 1:1.000.000 se tendría un decepcionante error de 10 Km. Los costos de geocodificar a partir de mapas son pequeños, pero el error potencial es grande.
- 3) Una alternativa probablemente más precisa, pero también más costosa, es utilizar un localizador GPS del "Global Positioning System" para obtener las coordenadas en el campo a partir de señales de satélite. La exactitud de estas medidas es generalmente de unos 30 metros. Los costos involucrados en este procedimiento provendrían de la compra de localizadores GPS y las visitas de campo a cada sitio.

Los 11.000 segmentos censales (que incluyen los 188 conglomerados de la ESR) fueron geocodificados para este estudio leyendo en mapas las coordenadas del centroide demográfico. Puesto que los mapas censales de Costa Rica no tienen coordenadas terrestres, se ideó un procedimiento en dos pasos, implementado por estudian-

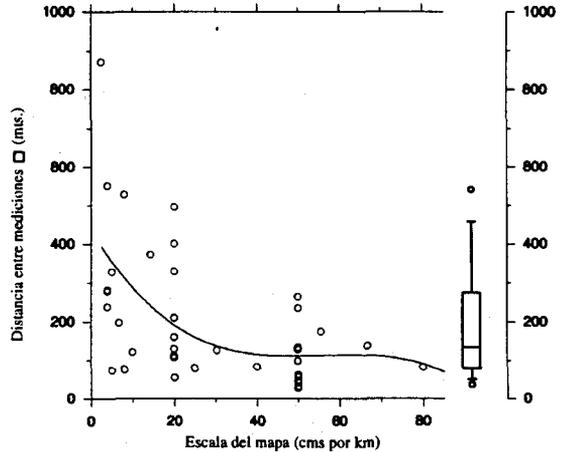
tes universitarios. Primero, se tomaron las coordenadas terrestres de una serie de puntos de referencia de mapas del Instituto Geográfico Nacional georeferenciados. La escala de estos mapas es 1:10.000 en el Valle Central y 1:50.000 en otras áreas. Se identificó un punto de referencia (generalmente la iglesia, una escuela, un cementerio, o la "plaza") en cada mapa censal. Comúnmente había uno o dos mapas censales por distrito administrativo. Segundo, se midieron gráficamente las coordenadas X,Y para el centroide de cada segmento censal en los mapas censales, tomando el punto de referencia antes mencionado como el origen cartesiano del sistema. La escala de los mapas censales varió de 1: 800 a 1:20.000. Una computadora combinó los dos conjuntos de coordenadas y escalas de mapas para computar las coordenadas terrestres proyectadas, usando la proyección Conformal Lambert ("Interamerican Geodetic Survey" 1950).

Dado que los errores en los datos son críticos al conformar los sistemas de información geográfica (GIS), estas mediciones se validaron en una muestra de 40 segmentos, que también son conglomerados de la ESR. Se tomaron mediciones en el campo de señales de satélite con un artefacto GPS. La gráfica 1 muestra la discrepancia entre las dos estimaciones, medida por la distancia euclídeana entre los dos pares de coordenadas. La discrepancia promedio es de aproximadamente 60 metros. Discrepancias mayores de 300 metros ocurrieron en menos de la cuarta parte de las observaciones. Considerando que las medidas basadas en GPS tienen cierto margen de error, se puede decir que el error en la gran mayoría de nuestras mediciones basadas en mapas es menor de 200 metros. La probabilidad de tener errores mayores de 500 metros es virtualmente cero. La gráfica 1 también muestra que los errores tienden a aumentar en mapas con escalas menores, especialmente menores que 1:3.000 (menos que 33 cm. en la gráfica).

Los datos sobre puestos de salud se geocodificaron en los mapas mencionados del Instituto Geográfico Nacional, a escalas 1:10.000 y 1:50.000. Estos datos fueron también validados por el GPS para una muestra de 40 puntos. No hubo discrepancias mayores de 300 metros.

Una característica importante de la ESR es que registró una identificación de los estableci-

**Gráfica 1. Distancia entre la geocodificación en mapas y en el terreno de los segmentos censales por escala del mapa**



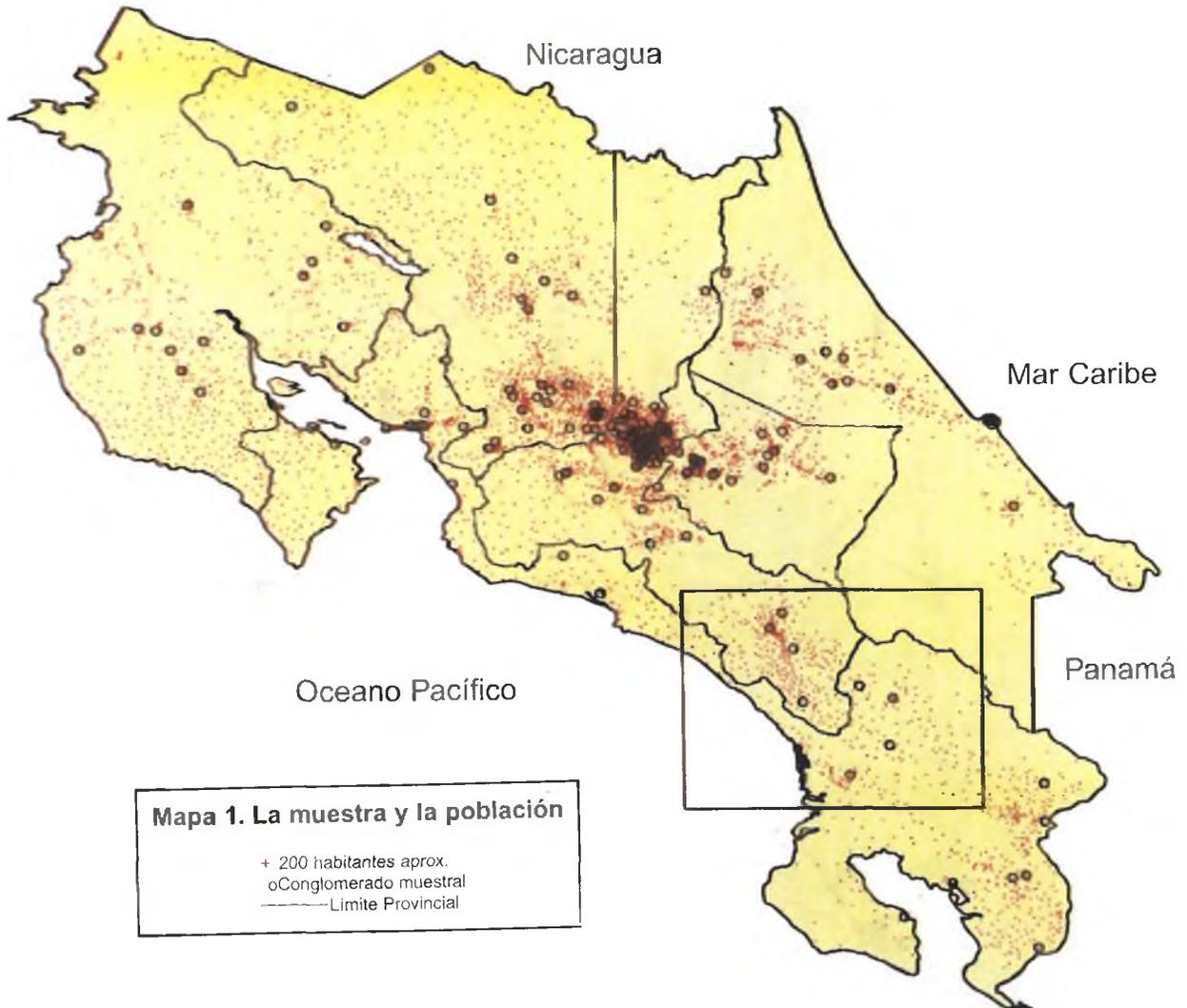
mientos específicos utilizados por las mujeres para planificación familiar y otros propósitos. Esta información mejora considerablemente las posibilidades de análisis, especialmente con respecto al comportamiento del consumidor al elegir un centro de planificación familiar. También permite tener medidas cartográficas de la distancia a las clínicas usadas por los entrevistados, que pueden compararse al tiempo de viaje reportado.

## Presentación en mapas

Un uso obvio de datos geocodificados es mostrar sobre mapas las características y los resultados de encuestas. Los mapas son un medio poderoso para transmitir información, especialmente a grupos sin conocimientos estadísticos sofisticados. Los mapas son también medios valiosos para detectar relaciones espaciales. Hace más de un siglo, John Snow, el padre de la epidemiología, ya utilizó mapas para entender la dinámica espacial de una epidemia de cólera en Londres (Haggett et al. 1977).

El mapa 1 muestra la ubicación de los 188 conglomerados muestrales de la ESR y la distribución de la población en Costa Rica. Los conglomerados se concentran mayormente en el Valle Central, alrededor de la capital, siguiendo el mis-

Mapa 1. La muestra y la población

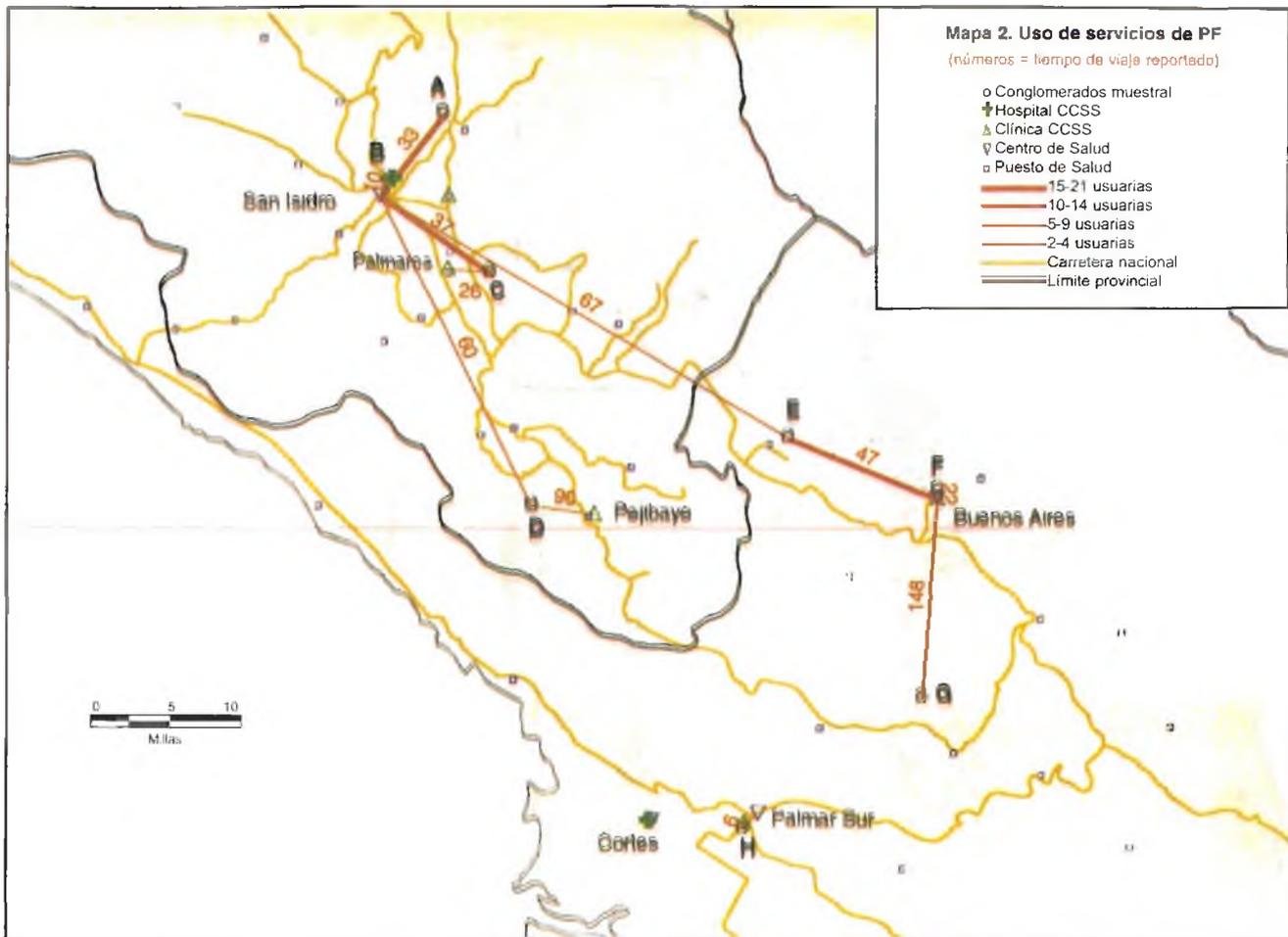


mo patrón de la población general. Pero, también se distribuyen razonablemente en todo el territorio nacional. Este mapa muestra que hay una buena representación de la geografía costarricense en la muestra de la ESR.

El mapa 2 muestra la disponibilidad de servicios y su utilización por las mujeres para reabastecerse de métodos de planificación familiar, en la muestra del Valle de San Isidro del General (recua-

dro marcado en el mapa 1). Los establecimientos están conectados en el mapa con las unidades de muestreo por medio de líneas rojas con grosor proporcional al número de usuarias en la encuesta. El número que rotula cada línea es el tiempo promedio de viaje en minutos, declarado por las entrevistadas. El mapa también detalla las carreteras nacionales y las fronteras provinciales. El mapa confirma un hecho bien conocido: los puestos de salud del Ministe-

Mapa 2. Uso de servicios de PF



rio de Salud no proveen planificación familiar. Por ejemplo, las mujeres del conglomerado E tienen un puesto de salud convenientemente cerca, pero deben viajar varios kilómetros para planificar la familia en los centros de salud en Buenos Aires o San Isidro. Un puesto de salud es una unidad rural pequeña (frecuentemente construida por la comunidad) atendida por uno o dos trabajadores de salud, a quienes no se les permite prescribir anticonceptivos. Alrededor de una vez al mes, un médico visita el puesto para dar consulta externa. Sin embargo, durante estas visitas el médico suele estar demasiado ocupado para atender consultas de planificación familiar.

Haciendo a un lado los puestos de salud, el mapa muestra que, como es de suponer, la mayoría de las mujeres van al establecimiento más cercano. Hay, sin embargo, desviaciones importantes de esta norma. Las mujeres en el conglomerado C, por ejemplo, se saltan la clínica vecina de Palmares y van más lejos al centro de salud de la ciudad de San Isidro. Hay tres explicaciones posibles para este comportamiento: (1) la clínica de Palmares (también conocida como Daniel Flores) se estableció muy recientemente (1988), es concebible, entonces, que algunas usuarias no la conocían o no tenían suficiente información sobre sus servicios como para cambiarse a esta nueva clínica; (2) los servicios ofrecidos en esta pequeña clínica no son acordes con las necesidades de los usuarios; y (3) los usuarios realizan viajes de compras con múltiples propósitos a San Isidro, que es el centro urbano más importante en la zona. Modelos del comportamiento espacial del consumidor (y el éxito actual de grandes centros comerciales) muestran que para viajes de compra con un solo propósito (un producto por viaje) los consumidores van al abastecedor más cercano del producto; sin embargo, para viajes de múltiples propósitos, van al centro que abastece toda clase de mercancías (Bacon 1984).

El mapa 2 también muestra una relación razonable entre la distancia euclidiana al puesto y los tiempos de viaje reportados. Algunos tiempos de viaje que parecen excesivos para la distancia involucrada, son razonables cuando se considera la inexistencia de caminos directos entre los puntos de origen y destino. Este es el caso para los tiempos entre G y Buenos Aires (148 minutos pa-

ra 10 millas) y entre D y Pejibaye (90 minutos para 3 millas).

En un mapa similar pero sólo para mujeres esterilizadas se observó un patrón diferente (no mostrado) del uso de los centros. El uso de servicios alejados, especialmente hospitales de la capital, es más frecuente entre estas mujeres, comportamiento que tiene sentido para un método que requiere instalaciones algo sofisticadas para cirugía.

## Tendencias espaciales y estimaciones para áreas pequeñas

Las encuestas de muestreo no dan estimaciones estables para áreas geográficas pequeñas o medianas, a pesar de la alta demanda por esta información entre los administradores de programas. Cuando mucho, una encuesta típica puede proporcionar estimaciones para unas pocas regiones grandes. Sin embargo, si uno está dispuesto a aceptar que la variable de interés (por ejemplo, la TPA) varía suavemente en el espacio (o en un vecindario geográfico), las encuestas geocodificadas pueden proporcionar mejores estimaciones para una ubicación específica definida por sus coordenadas X,Y. Estas estimaciones se basan en tendencias de superficie implícitas en los datos.

Hay varias técnicas para identificar tendencias de superficie, usadas ampliamente en disciplinas como geología, topografía y meteorología. Los mapas meteorológicos son un ejemplo de una estimación derivada de unos cuantos puntos muestrales. El análisis de tendencia busca aislar la "señal" o componente sistemático subyacente en los datos espaciales del "ruido" o componente aleatorio. Una técnica simple para estimar tendencias de superficie (usada en este documento) es ajustando a las coordenadas X,Y un polinomio de grado a elegir según criterios estadísticos. Una alternativa a los polinomios son los modelos no-paramétricos de regresión local. En un marco GIS, también es posible suavizar los datos usando técnicas como una ventana móvil para calcular el promedio ponderado con observaciones aledañas.

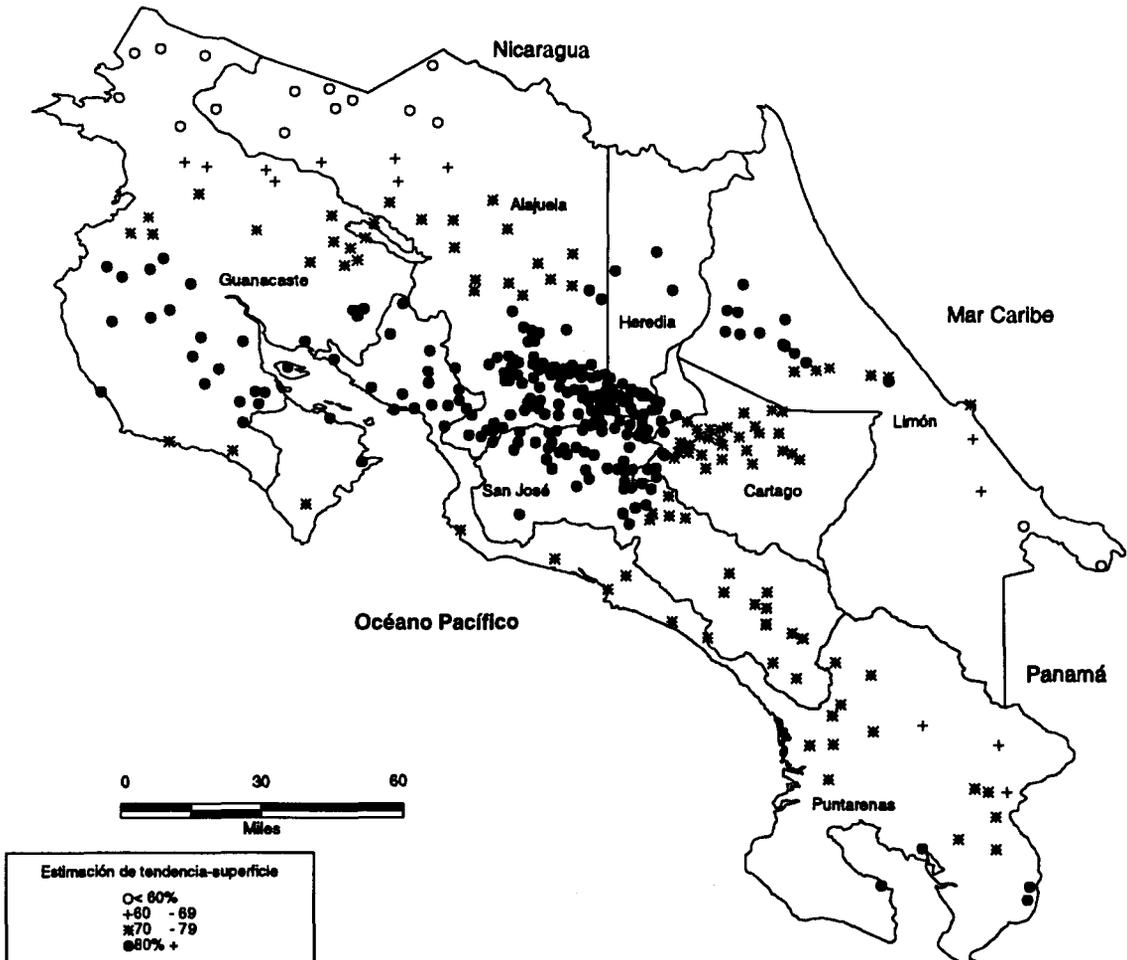
Este documento estima polinomios de tendencias de superficie para: (1) la tasa de prevalen-

cia anticonceptiva y (2) la escogencia del DIU entre usuarias de anticonceptivos. Los mapas 3 y 3b muestran las superficies resultantes. Estos mapas deliberadamente no muestran las estimaciones como áreas sombreadas o líneas de contorno, para evitar extrapolaciones a lugares inhabitados. Solo muestran resultados para asentamientos humanos de importancia.

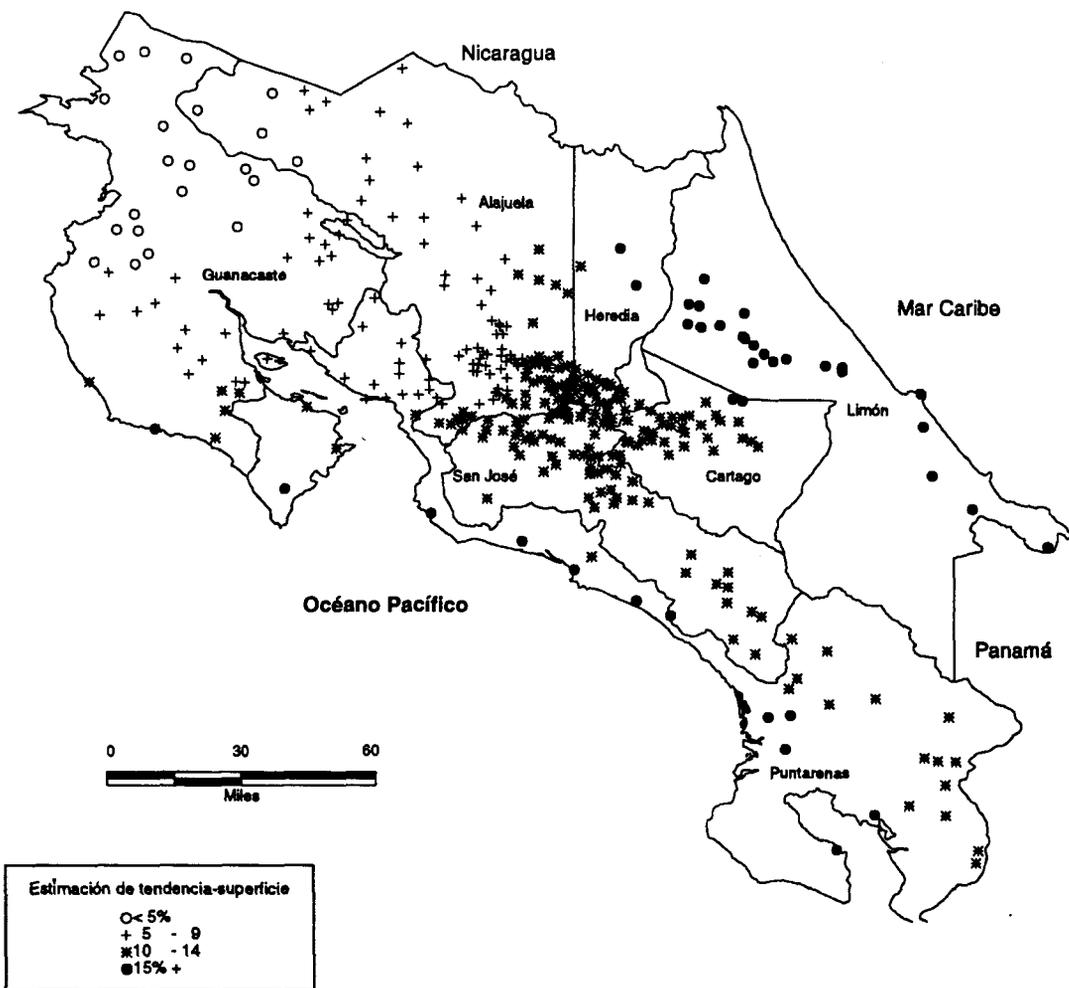
La tendencia-superficie para la tasa de prevalencia anticonceptiva confirma que esta tasa es

alta en todo el territorio. Los pocos centros con menos de 60% de parejas que practican anticoncepción se ubican en una región norteña lindando Nicaragua y en una región del sudeste (Sixaola) limítrofe con Panamá, que también es la región con la concentración más grande de población indígena. Esta gráfica es sorprendentemente parecida a un mapa sobre la transición de la fecundidad en Costa Rica publicado en otro estudio (Rosero-Bixby y Casterline 1994).

Mapa 3. Prevalencia anticonceptiva



Mapa 3b. Elección del DIU



En contraste con la disminución progresiva desde el centro observada para la prevalencia anticonceptiva, la superficie para la escogencia del DIU (proporción de usuarias de anticonceptivos que eligen este método) muestra una disminución progresiva de este a oeste. El DIU es menos popular en las regiones nor-occidentales. Puesto que este patrón probablemente refleja

más la condición de la oferta que la demanda, los administradores del programa deberían considerar capacitar a los profesionales que dan planificación familiar.

¿Son los patrones sugeridos en estas superficies estadísticamente significativos? ¿Mejoran estas superficies en forma significativa las estimaciones convencionales de las encuestas?

El cuadro 1 muestra la mejora en la razón de verosimilitud para los modelos logísticos usados en estas estimaciones. Como es usual, la mejora se establece con relación al modelo nulo, que asume que todos los conglomerados son idénticos al promedio nacional. El cuadro 1 también muestra, como contraste, el ajuste de un modelo logístico para la probabilidad de estar en una unión libre, comportamiento que se sabe presenta fuertes contrastes regionales en Costa Rica (Glaser 1994). Nótese que son polinomios de tercer grado los que mejor se ajustan a las superficies para el uso de anticonceptivos y para las uniones consensuales. Para escogencia del DIU, el mejor ajuste lo da un polinomio de segundo

grado. Un polinomio de segundo grado involucra cinco parámetros (X, Y, XY, X<sup>2</sup>, y Y<sup>2</sup>) y uno de tercer grado, 9 parámetros. Todas las Chi-cuadrado en el cuadro son significativas al 1%. Los valores de Chi-cuadrado resultantes de comparar las superficies estimadas con el modelo nulo, sugieren que hay una mejora significativa sobre el mero hecho de aplicar estimaciones nacionales a cada localidad. Las superficies son también una mejora significativa sobre estimaciones específicas para las 6 regiones de salud de Costa Rica. Las mejoras para las estimaciones del uso de anticonceptivos y escogencia del DIU no son, sin embargo, tan importantes como las de prevalencia de uniones consensuales.

**Cuadro 1. Regresiones logísticas para tendencias de superficie en la probabilidad condicional de usar anticonceptivos, escoger el DIU y estar en unión libre**

Indicadores	Uso de anticonceptivos	Escogencia del DIU	Unión libre
Condicionado a estar:	En unión	Usan anticonceptivos	En unión
N mujeres/conglomerados	1957/185	1484/185	1957/185
Grado del polinomio/ parámetros	3/9	2/5	3/9
LV modelo nulo	-1082.3	-528.2	-973.2
LV superficie polinomial	-1068.3	-519.3	-895.5
Chi2 de superficie	28.0	17.8	155.4
LV modelo 6 regiones	-1077.7	-522.8	-920.5
LV región & superficie	-1064.8	-512.5	-887.1
Chi2 de superficie	25.8	20.6	66.8

LV = Log de razón de versosimilitud.

## Medición del entorno de oferta de servicios

La medición de la accesibilidad física a servicios de planificación familiar presenta varios problemas no resueltos en la literatura (Chayovan et al. 1984, Hermalin et al. 1988). Algunos pueden corregirse con información geocodificada. Uno de estos problemas es la validez interna de evaluaciones subjetivas acerca

de la distancia o el tiempo de viaje hasta las clínicas de planificación familiar hechas por los entrevistados o informantes "conocedores". Un estudio comparativo de la DHS sobre la disponibilidad de servicios de planificación familiar y de salud destaca varias limitaciones derivadas de la naturaleza subjetiva de la información (Wilkinson et al. 1993). Los indicadores de accesibilidad basados en medidas cartográficas objetivas pueden representar una mejora en la validez interna de las evaluaciones subjetivas.

Además, los indicadores basados en cartografía pueden servir para validar los reportes sobre el tiempo de viaje a las clínicas y pueden dar luces sobre las ventajas y desventajas de usar indicadores de acceso reales frente a percibidos, o medidas de nivel micro frente a nivel macro (Entwisle et al, 1984).

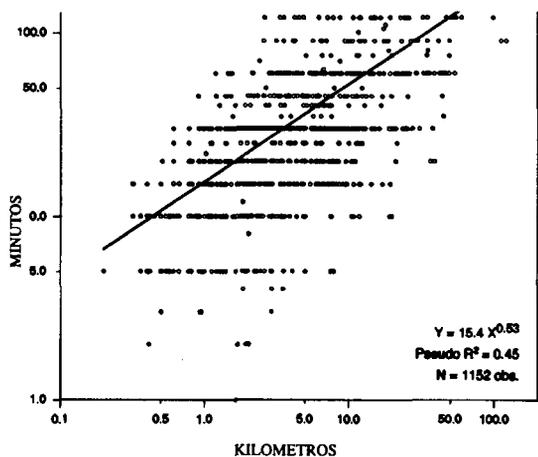
La gráfica 2 muestra el tiempo reportado de viaje en relación con la distancia euclídeana entre la residencia de una entrevistada y el centro reportado como de uso por esta entrevistada. Es evidente la preferencia de dígitos en el tiempo reportado: esto es, las respuestas claramente se concentran en valores como 5, 10, 30, 45 y 60 minutos. La correspondencia entre las dos medidas es relativamente alta en los logaritmos (coeficiente de correlación de 0,67). Un modelo multiplicativo estimado con regresión de Poisson (McCullagh y Nedler 1989), para el logaritmo de la variable explicativa indica un tiempo esperado de viaje de cerca de 15 minutos para el primer kilómetro e incrementos de 0.5% para cada aumento de 1% en la distancia. Por ejemplo, el tiempo esperado de viaje es 36 minutos para 5 Km y 52 minutos para 10 Km. Los parámetros de este modelo son una estimación razonable de un factor de conversión de distancia a tiempo de viaje y una representación apropiada de lo que la gente hace usualmente: utilizar el medio de transporte más rápido para distancias mayores.

La falta de una correspondencia perfecta entre distancias cartográficas y tiempo de viaje puede surgir de errores en las percepciones de los tiempos de viaje, de la utilización de medios de transporte diferentes y, como se vio en el mapa 2, de la falta de caminos directos entre dos puntos. Para tomar en cuenta el hecho de que las personas, a diferencia de los pájaros, no suelen viajar en línea recta, se calculó un indicador de tiempo relativo de viaje propio de cada conglomerado, como la razón entre el promedio de tiempo reportado y el tiempo de viaje estimado por el modelo (esperado).

Un análisis preliminar del diagrama de dispersión en la gráfica 2 mostró algunos puntos con tiempos de viaje reportados de cinco o diez minu-

tos y distancias cartográficas del orden de 100 kilómetros. Estos puntos se debieron a errores de campo y de codificación a la hora de identificar el centro utilizado realmente por la entrevistada. La información cartográfica sirvió para aislar y corregir este error.

Gráfica 2. Comparación del tiempo de viaje declarado con la distancia cartográfica a las clínicas de planificación familiar



Ha habido algún debate sobre la utilización de medidas agregadas o individuales para medir el acceso a los centros de planificación familiar (Tsui et al. 1981, Chen et al. 1983, Entwisle et al. 1984). Una limitación de los indicadores a nivel individual es que la información a menudo no está disponible (o no es confiable) para los entrevistados que no van a clínicas de planificación familiar (Chayovan et al. 1984). Para superar esta limitación, este documento calculó un indicador agregado (el promedio) del tiempo reportado de viaje para cada conglomerado muestral, el cual luego puede ser utilizado para cada individuo en el conglomerado. La comparación de estos promedios de conglomerado con las distancias cartográficas produce un gráfico más nítido (no mostrado) que el de la gráfica 2. Los parámetros estimados con el modelo correspondiente fueron, sin embargo, esencialmente los mismos que en la gráfica 2.

Es importante notar que el tiempo promedio de viaje a las clínicas de planificación familiar no

es una medida de oferta pura. Está determinada en parte por el comportamiento del consumidor, puesto que no todos en el conglomerado seleccionan la misma clínica ni la más cercana. Más aún, la percepción del tiempo de viaje puede estar sesgada en función de una proclividad hacia la planificación familiar (quienes están más inclinadas a usar anticonceptivos pueden sentir menos el tiempo utilizado en el viaje a las clínicas), lo cual resultaría en una asociación espuria entre estas dos variables. Dadas estas consideraciones, deben explorarse otros indicadores de accesibilidad, para los cuales la información geocodificada es especialmente útil.

Las medidas tradicionales de acceso se basan generalmente en la distancia al centro de salud más cercano o en la presencia de centros en la comunidad, o dentro de los límites de áreas administrativas. La utilización de servicios de otras comunidades, el no uso del centro más cercano, la superposición de áreas de cobertura, los servicios redundantes en una comunidad y la competencia con otros usuarios potenciales son aspectos del acceso que no se han tratado en forma adecuada en las medidas tradicionales de accesibilidad. Los datos geocodificados permitieron calcular dos indicadores refinados del entorno de oferta de servicios: densidad de servicios total y per-cápita dentro de un radio. Los indicadores de densidad no son nuevos (Davanzo 1988). La novedad está en la flexibilidad para definir estos indicadores con datos geocodificados. Primero, no existe la limitación de usar unidades geográficas arbitrarias (Makuk et al. 1991). Segundo, hay libertad para definir áreas de cualquier forma y tamaño y enfrentar el "problema de unidad de área modificable" (Wrigley, 1995). Tercero, es posible introducir efectos de fricción de distancia. Cuarto, hay flexibilidad para incorporar en las medidas de acceso, características cualitativas y cuantitativas de los centros y considerar la competencia entre usuarias de los servicios (Rosero Bixby 1993).

Las medidas de accesibilidad estimadas en este documento se basan en los conceptos de densidad potencial de servicios y potencial de población. El concepto de potencial es el siguiente: el número potencial de elementos (clínicas, perso-

nas, etc) en un punto  $i$  es la suma de los elementos que existen en todas las ubicaciones  $j$  ponderada por el inverso de la distancia entre  $i$  y  $j$ . El cálculo se limita a localidades dentro de un radio  $r$  en torno a  $i$ .

La fórmula usada para calcular la *densidad total* de servicios de planificación familiar es:

$$A_i = \sum_j^r \frac{H_j}{d_{ji}^b}$$

$A_i$  = densidad total de servicios (horas provistas) para la localidad  $i$ ;

$H_j$  = horas de planificación familiar provistas por la clínica  $j$ ;

$d_{ji}$  = distancia entre la clínica  $j$  y la localidad  $i$ ;

$b$  = exponente de fricción de la distancia,

$r$  = radio desde  $i$  para la distancia máxima a considerar en la sumatoria.

Esta fórmula se ha usado para medir accesibilidad a lugares de trabajo (Duncan, 1964) y a profesionales de salud (Thouez *et al.*, 1988). Tiene, sin embargo, la limitación de no considerar el tamaño de la población servida, esto es, la competencia entre los clientes de un servicio. Para corregir esta deficiencia, Joseph y Bantock (1982) proponen calcular la *densidad per cápita* considerando el tamaño de las poblaciones  $C_j$  en las áreas de atracción de las clínicas.

$$B_i = \sum_j^r \frac{H_j / C_j}{d_{ji}^b}; \quad C_j = \sum_h^r \frac{P_h}{d_{jh}^b}$$

$B_i$  = densidad de servicios per cápita (horas anuales por mujer) para la localidad  $i$ ;

$C_j$  = población potencial (mujeres en edad reproductiva) servida en el área de atracción de radio  $r$  de la clínica  $j$ ;

$P_h$  = Población (mujeres en edad reproductiva) en todas las localidades  $h$ , dentro del área de atracción de la clínica.

Este documento experimentó con combinaciones de radios entre 5 y 20 Km y exponentes de fricción de distancia de 0 y 1. Para radios mayores de 10 Km, los resultados no fueron sensibles a cambios ni en el radio ni en el exponente de fricción. El segundo panel del cuadro 2, muestra unos

coeficientes de correlación cercanos a la unidad entre indicadores de acceso que difieren en el radio (10 o 15 Km) y en el exponente de fricción de distancia (0 o 1). Entre densidades per cápita se dieron correlaciones similares (no mostradas). Calibrar o seleccionar estos parámetros (radio y fricción de distancia) no parece, por ende, ser crítico en el cálculo de las medidas de densidad presentadas aquí.

**Cuadro 2. Coeficientes de correlación para medidas seleccionadas de oferta de planificación familiar**

Medidas	Tiempo de viaje	Distancia a la más cercana	Densidad 10 km	
			Total	Por mujer
Promedio del tiempo de viaje declarado	100	43	-28	-28
Distancia a la clínica más cercana	-	100	-65	-70
Densidad radio de 10 km.: Total			100	66
Por mujer				100
Para densidad total, fricción de distancia y radio $r$	Fricción = 0, $r = 10$ km	Fricción = 1, $r = 10$ km	Fricción = 1, $r = 15$ km	
Fricción = 0, $r = 10$ km	100	96	95	
Fricción = 1, $r = 10$ km		100	98	
Fricción = 1, $r = 15$ km			100	

$N = 185$  conglomerados muestrales

Todas son medidas cartográficas, excepto el tiempo de viaje declarado.

El primer panel del cuadro 2 compara las dos medidas de densidad y dos medidas tradicionales de accesibilidad: el tiempo promedio reportado por las mujeres de cada conglomerado (un dato del cuestionario de la encuesta) y la distancia en línea recta entre el conglomerado y su centro de planificación familiar más cercano (una medida cartográfica que requiere datos geocodificados). Los coeficientes de correlación entre las tres medidas cartográficas son moderadamente altos (65% a 70%) y con el signo correcto. Por el contrario, el coeficiente de correlación entre el tiempo reportado de viaje y las tres medidas cartográficas es modesto. El tiempo re-

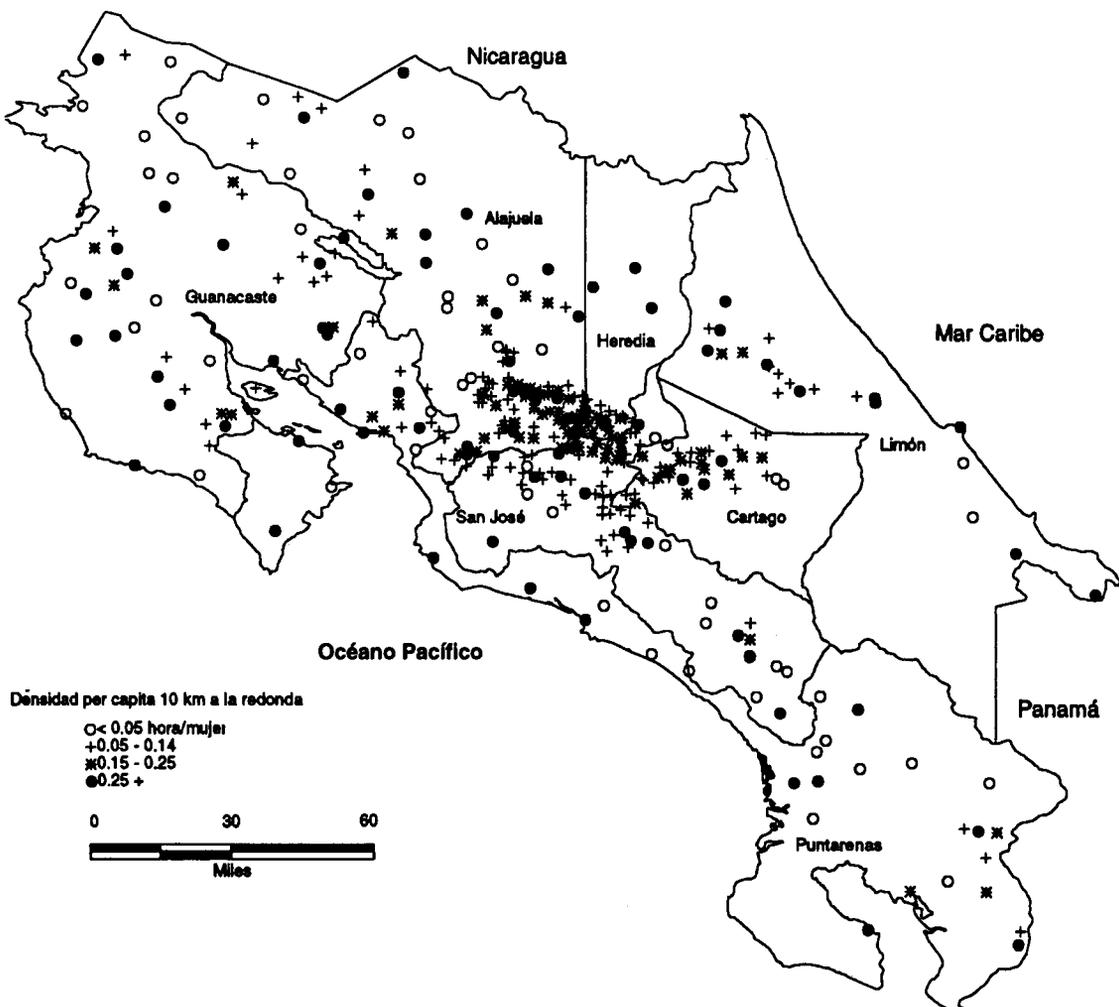
portado de viaje y la densidad del servicio aparecen así como dos dimensiones de accesibilidad distintas. Puesto que diferentes indicadores dan diferentes panoramas, debe prestarse cuidadosa atención a la selección de indicadores de la oferta de servicios. Un estudio anterior comparando varias medidas de accesibilidad en Tailandia también encontró que los resultados son sensibles a la elección del indicador (Chayovan et al. 1984).

Un uso importante de los indicadores de accesibilidad es para orientar en la selección de sitios óptimos para nuevas clínicas y para la expansión de servicios en las clínicas existentes. El ma-

pa 2 muestra el entorno de oferta de servicios en el territorio costarricense medido por la densidad de servicios per cápita. Nótese que esta densidad de servicio no fue calculada únicamente para los conglomerados de la encuesta, sino también para todos los centros poblados importantes en el país, utilizando la información geocodificada del inventario de establecimientos y los segmentos censales. Nótese también la métrica del indicador de densidad. Por ejemplo, una cifra de 0,05 indica la disponibilidad de una hora-servicio por año para

cada 20 mujeres en edades reproductivas. Los administradores necesitan entender esta métrica para establecer estándares aceptables mínimos o metas para la oferta de servicios. Tomando, por ejemplo, una densidad aceptable mínima de 0,05 horas-mujer, el mapa 4 muestra que ningún pueblo del Valle Central está bajo este mínimo. También muestra que debería darse prioridad en la expansión de servicios a las regiones sur y noroccidental, donde existen cerca de 40 poblados con valores menores a este mínimo.

Mapa 4. Acceso a los servicios



## Los indicadores contextuales en modelos de niveles múltiples

Los modelos de niveles múltiples para explicar la adopción de planificación familiar, las preferencias de fecundidad u otros comportamientos, frecuentemente incluyen como factores contextuales a indicadores de la comunidad o de la unidad administrativa donde el individuo vive. Estos niveles de agregación, sin embargo, pueden estar sesgados si ocurre contaminación entre comunidades, si los límites administrativos son arbitrarios, o si el área agregada es demasiado pequeña o demasiado grande (Makuk et al. 1991). El concepto mismo de "comunidad" o "localidad" es problemático, especialmente en estudios comparativos (Wilkinson et al. 1993: 6). Los datos geocodificados dan flexibilidad en la escogencia del nivel de agregación y permiten definir unidades comparables entre países. Por ejemplo, se puede definir como unidad estándar un círculo con un radio determinado, unidad que estaría libre de limitaciones por fronteras arbitrarias y sería internacionalmente comparable.

Los modelos de difusión espacial e interacción social también requieren indicadores agregados tanto para la comunidad índice como para las comunidades vecinas. Por ejemplo, al explicar la adopción de planificación familiar, los modelos de difusión pueden incluir como factores contextuales explicativos, el nivel de uso de anticonceptivos en la comunidad analizada y en otras áreas relevantes para capturar la influencia de los vecinos (Rosero-Bixby y Casterline 1994). Una vez más, los datos geocodificados dan flexibilidad para la construcción de indicadores relacionados con la influencia de los vecinos.

Para ilustrar estos usos de los datos geocodificados, el cuadro 3 muestra los resultados de dos modelos de regresión logística de niveles múltiples, para la probabilidad de usar anticonceptivos (condicionada a estar en una unión) y de escogencia del DIU (condicionada a estar usando anticonceptivos). Los modelos del cuadro 3 no pretenden ser un análisis completo del tema. Tanto las especificaciones de ambos modelos como su estimación estadística pueden mejorarse en un

análisis más acucioso. Los dos modelos incluyen como regresores contextuales tres indicadores calculados con datos geocodificados: (1) el porcentaje de uso de anticonceptivos/DIU entre las residentes en un radio de 10 Km, cálculo hecho con una corrección por fricción de distancia (la mujer índice se excluyó cuando se calcularon estos agregados); (2) la dificultad relativa de viaje en el conglomerado; y (3) la densidad de servicios de planificación familiar por mujer en un radio de 10 Km tal como se definió anteriormente.

La propensión de otras mujeres en el área para usar anticonceptivos o para escoger el DIU muestra efectos importantes sobre la probabilidad individual de adopción. La probabilidad de usar anticonceptivos aumenta 11% con un aumento de 10 puntos en la tasa contextual de prevalencia anticonceptiva. La probabilidad de elegir el DIU aumenta 26% con un aumento de 10 puntos en el porcentaje contextual de usuarias del DIU. Estas asociaciones pueden ser manifestaciones genuinas de la difusión de persona a persona, pero también pueden ser simplemente un reflejo de variables omitidas en los modelos, cuyos efectos pudieron haber sido capturados por las prevalencias contextuales. Depurar estas estimaciones usando, por ejemplo, variables instrumentales, está más allá del alcance de este documento.

El tiempo relativo de viaje del conglomerado no muestra ninguna relación importante con la adopción de anticoncepción o la escogencia del DIU. Este resultado sugiere que la utilización de tiempos de viaje reales en vez de distancias euclidianas para calcular los indicadores de acceso no tienen consecuencias importantes para el análisis.

La densidad de servicios no muestra un efecto significativo sobre el uso de anticonceptivos. Aunque el efecto de la densidad de servicios sobre la escogencia del DIU tampoco es significativo, no lo es por un margen muy estrecho (el valor  $z$  de 1.5 es significativo a un nivel de 13%). Un aumento en una hora-consulta en la densidad de los servicios de planificación familiar por mujer (lo cual es un incremento enorme), doblaría la probabilidad de seleccionar el DIU según el modelo.

El panel inferior del cuadro 3 permite hacer un análisis de sensibilidad al uso de indicadores

Cuadro 3. Regresión logística de la probabilidad condicional de uso de anticonceptivos y selección del DIU

Variables explicativas	Uso de anticonceptivos		Selección de DIU	
	Razón de chances	(z)	Razón de chances	(z)
<i>Nivel individual</i>				
Edad en grupos quinquenales	1.13	(3.03)	0.86	(-2.34)
<i>Metas reproductivas</i>				
Desea un hijo ahora	1.00	Referencia	-	-
No desea más hijos	5.80	(11.70)	1.00	Referencia
Desea esperar	6.84	(10.98)	1.19	(0.93)
Educación en niveles de 5 años	1.38	(4.03)	1.43	(3.20)
Índice de secularización (1 to 4)	1.07	(1.38)	1.14	(1.88)
<i>Nivel contextual</i>				
Usuarías* en 10 km.	1.11	(1.91)	1.26	(2.41)
Tiempo relativo de viaje	1.00	(0.01)	0.96	(-0.18)
PF hora-año/mujer, 10 km	1.08	(0.20)	2.02	(1.50)
Pseudo R2 (Chi2)	0.09	(191.14)	0.04	(38.21)
N observaciones	1,927		1,460	-
<i>Sensitividad, indicador de acceso</i>				
PF hora-año/mujer, 10 km	1.08	(0.20)	2.02	(1.50)
Idem, sin fricción de distancia	1.30	(0.79)	1.20	(0.37)
Idem, total PF hora-semana	1.00	(0.07)	1.05	(1.47)
Distancia clínica más cerca	0.89	(-1.12)	0.88	(-0.74)
Horas tiempo de viaje declarado	0.62	(-2.46)	0.75	(-0.84)

\* Razón de chances para incrementos de 10-puntos en el porcentaje contextual de usuarias.

alternativos de acceso en la regresión logística. Para el modelo de uso de anticonceptivos, todos los indicadores basados en cartografía no mostraron efectos significativos. El tiempo de viaje reportado (promedio para el conglomerado), por el contrario, muestra un efecto significativo: una hora extra de viaje reduce en 38% la probabilidad de usar anticonceptivos. Dado que puede existir endogeneidad en los tiempos de viaje reportados, este resultado no es concluyente, empero.

Para el modelo de elección del DIU, ningún indicador supera el efecto de la densidad per cápita de los servicios de planificación familiar.

## La elección de clínica

Contrastando con la abundante literatura sobre utilización de servicios de salud, el comporta-

miento del consumidor en la selección de una clínica de planificación familiar en países en desarrollo ha sido poco estudiado. La información de encuestas geocodificadas hace posible tal estudio, especialmente si la encuesta registra la identificación de la clínica utilizada por las entrevistadas y si se complementa con un inventario geocodificado de las clínicas.

El análisis visual, como en el mapa 2, es un primer paso para entender el patrón de utilización de los servicios.

Los modelos estadísticos son un enfoque más riguroso. Como ilustración, este documento estimó un modelo para el chance de que una usuaria *i* de métodos anticonceptivos que requieren reabastecimiento escoja el centro de planificación familiar *j*. La ESR contiene la información para más de 550 usuarias que se reabastecieron en clínicas públicas. La combinación de este número

con el de 300 clínicas resulta en un conjunto de cerca de 165.000 observaciones, una para cada par usuaria-clínica. Para no lidiar con un archivo tan grande, se adaptó un diseño caso-control pareado. Se seleccionaron aleatoriamente nueve "controles" para cada usuaria, lo que dio como resultado

cerca de 5.500 observaciones. Como se requiere en los diseños de caso-control pareados (o en modelos econométricos de selección discreta) se utilizó regresión logística condicional para estimar el modelo (Breslow y Day 1980, Greene 1990). El cuadro 4 muestra los resultados.

**Cuadro 4. Regresión logística condicional para la selección de clínica por mujeres usando métodos de reabastecimiento en clínicas públicas**

Variable explicativa	Coefficiente	R. chances	valor z	P> z
Log de distancia en km.:	-3.02	...	-13.90	0.00
Log horas semanales PF				
Usuarías de DIU	1.27	...	3.16	0.00
Otras usuarias	0.44	...	3.94	0.00
Log población blanco	0.13	...	1.11	0.27
Proporción consultas de PF	1.41	4.09	1.69	0.09
Clínicas del Seguro Social	0.63	1.87	1.67	0.09

N = 5,510. Pseudo R2 = 0.90.

Diseño caso-control pareado (9 controles por caso)

Se dispuso de cinco variables explicativas para este análisis: el tamaño de la clínica medido por el número de horas semanales de planificación familiar ( $h_j$ ), la distancia euclidiana entre la residencia del usuario y la clínica ( $d_{ij}$ ), la población potencial de atracción de las clínicas ( $c_j$ ), la proporción de consulta externa para propósitos de planificación familiar ( $f_j$ ), y si la clínica pertenece o no a la Caja Costarricense de Seguro Social. Para las primeras tres variables se tomaron los logaritmos naturales. Los coeficientes de regresión de estas tres variables miden, por tanto, la elasticidad en los chances de seleccionar una clínica. Más aún, el coeficiente de regresión para la variable log de la distancia es una estimación del antes mencionado efecto de fricción de distancia. El modelo también probó algunas interacciones estadísticas de estas cinco variables con características individuales y contextuales. Solamente la interacción entre el método anticonceptivo adoptado y el tamaño de clínica resultó con algún significado. El modelo estimado en el cuadro 4 implica las siguientes relaciones:

$$\text{Usuarios de DIU: } O_{ij} = k \frac{h_j^{1.3} c_j^{0.1}}{d_{ij}^3} (4.1)^{f_j} (1.9)^{e_j}$$

$$\text{Otros usuarios: } O_{ij} = k \frac{h_j^{0.4} c_j^{0.1}}{d_{ij}^3} (4.1)^{f_j} (1.9)^{e_j}$$

donde  $k$  es una constante desconocida y los otros símbolos son los mismos de las variables anteriormente definidas.

El tamaño de la clínica y la distancia hasta ella resultaron predictores fuertes de la escogencia de clínica en este modelo. Un aumento de 1% en las horas semanales de planificación familiar de una clínica dada, aumenta en 1.3% los chances de ser escogida entre los usuarios del DIU y en un 4.0% entre los usuarios de otros métodos. A su vez, un aumento de uno por ciento en el inverso de la distancia hasta la clínica aumenta en 3% los chances de seleccionar esa clínica. El ex-

ponente de fricción de distancia en la accesibilidad de centros de planificación familiar en Costa Rica es por lo tanto 3. El tamaño de la población servida por la clínica no demostró ser un factor influyente en la decisión de usar la clínica. La importancia relativa de la planificación familiar en una clínica, medida por la proporción de consultas con este propósito, se relaciona positivamente con la decisión de usar la clínica. Pasar de cero a 100%, de consulta de planificación familiar aumentaría los chances de seleccionar la clínica cuatro veces. Similarmente, aumentar esta proporción en 20 puntos porcentuales aumentará los chances de elegir la clínica en 33% ( $[4,1]^{0.2} = 1.33$ ). Las clínicas del Seguro Social son preferidas con respecto a las del Ministerio de Salud. Los chances de elegir las son 87% mayores. Este efecto, junto con el de la proporción de consultas de planificación familiar, no son significativos al 5%, pero dado que son significativos al 10% ameritan alguna atención.

Los resultados del modelo de selección se asemejan a la fórmula clásica de gravedad de la física de Newton (Haynes y Fotheringham 1984) en que la atracción entre dos cuerpos (dos planetas, la tierra y la manzana apócrifa) es proporcional a sus masas y a la distancia entre ellos. Si en Costa Rica se dispusiera de más datos sobre las características de las clínicas, los elementos de calidad del servicio podrían explicar en parte la selección de una clínica más allá de este modelo de gravedad simple.

## Conclusión

Este documento ha ilustrado la factibilidad de geocodificar una encuesta del tipo DHS y ha mostrado algunas de las ventajas de esta estrategia de recolección de datos. El costo de agregar geo-referencias a una encuesta es modesto en comparación con sus beneficios, particularmente para entender mejor el entorno de oferta de servicios de planificación familiar. Las ganancias de geocodificar una encuesta aumentan cuando se acompaña de un inventario de establecimientos georeferenciados y cuando la encuesta investiga los centros específicos utilizados por los en-

trevistados. Encuestas del tipo DHS deberían considerar la geocodificación de sus unidades de muestreo como un procedimiento rutinario. Una encuesta geocodificada, en combinación con un inventario de establecimientos que incluye alguna información cualitativa de las clínicas, parece una alternativa atractiva al "Módulo de Disponibilidad de Servicios" usado actualmente en el programa DHS.

El documento ha mostrado también que el mapeo de los resultados es una manera efectiva para transmitir información sobre las dimensiones espaciales de la planificación familiar y entender el entorno de oferta de servicios. Los análisis de tendencia-superficie de algunos resultados de la Encuesta de Planificación familiar de 1992-93, mejoran las estimaciones para áreas pequeñas y permiten identificar diferencias espaciales importantes en la prevalencia anticonceptiva y en la escogencia del DIU. La medición del entorno de oferta de servicios, esto es, la accesibilidad a los servicios de planificación familiar, es muy sensible al indicador que se utilice. Indicadores diferentes dan imágenes considerablemente diferentes de disponibilidad de servicios. Sin embargo, los indicadores basados en cartografía tienen ventaja en cuanto a objetividad y comparabilidad. Un resultado concreto que puede contribuir a mejorar las medidas de accesibilidad en Costa Rica es la calibración de un exponente de fricción de distancia de 3 por kilómetro y una elasticidad de distancia para el tiempo de viaje de 0,53. También se usaron medidas más refinadas de las variables contextuales en modelos de niveles múltiples para el uso de anticonceptivos y la escogencia del DIU. En estos modelos de niveles múltiples, el impacto de la densidad de servicio no es claro. En cambio la difusión por interacción con vecinos resultó un factor importante para el uso de anticonceptivos y la escogencia del DIU. Un modelo para explicar la elección de clínica concluyó, dentro de una formulación clásica de la ley de la gravedad, que las clínicas más cercanas y más grandes son las más probables de ser elegidas. Estos resultados no provienen de análisis completos, sino de ejercicios rápidos para ilustrar el uso de la información geocodificada.

Los análisis espaciales en este documento confirmaron que la accesibilidad a los servicios de planificación familiar no es un factor importante en el uso de anticonceptivos en la Costa Rica actual. Puede, sin embargo, influir en la elección del método anticonceptivo. A su vez, la accesibilidad a una clínica parece crucial en la decisión de usar sus servicios. Este es un resultado algo trivial. Es inverosímil que un usuario viaje 100 Kms para una consulta de planificación familiar si la puede conseguir en una clínica cercana. Lo que no es trivial es el calibrado del efecto de fricción de distancia.

Entender el comportamiento del consumidor para elegir el centro de planificación familiar parece un campo de estudio prometedor e importante, especialmente en países como Costa Rica con una alta tasa de prevalencia anticonceptiva. Esto ayudaría a refinar la oferta del servicio, a mejorar los indicadores de accesibilidad, y a evaluar el impacto de la calidad de la consulta. Los análisis espaciales son esenciales en tales estudios, como lo es la información geocodificada sobre los usuarios y las clínicas.

## Reconocimientos

Esta investigación fue apoyada por subsidios de la Fundación Mellon a la Oficina de Investigación en Población de la Universidad de Princeton, y de la Agencia Sueca para la Cooperación de Investigación con países en desarrollo (SAREC) a la Universidad de Costa Rica.

## Bibliografía

- Bacon, R. W. (1984). *Consumer Spatial Behaviour*. Oxford: Clarendon Press.
- Bracken, I. (1989). The generation of socioeconomic surfaces for public policy making. *Environment and Planning B*, 16(4), 307-316.
- Breslow, N. E., & Day, N. E. (1980). *Statistical Methods in Cancer Research, vol. 1*. Lyon: International Agency for Research on Cancer.
- Caja Costarricense de Seguro Social (1994). *Fecundidad y Formación de la Familia. Encuesta Nacional de Planificación familiar 1993*. San José, Costa Rica: Reprinted by the US Department of Health and Human Services, CDC.
- Chayovan, N., Hermalin, A., & Knodel, J. (1984). Measuring accessibility to family planning services in rural Thailand. *Studies in Family Planning*, 15(5), 201-211.
- Chen, C. H. C., Santiso, R., & Morris, L. (1983). Impact of accessibility of contraceptives on contraceptive prevalence in Guatemala. *Studies in Family Planning*, 14(11), 275-283.
- Davanzo, J., Peterson, C., Peterson, J., Rebousin, D., & Starbird, E. (1988). "What accounts for the increase in contraceptive use in Peninsular Malaysia, 1956-75? -Development vs. family planning effort." Paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, New Orleans.
- Duncan, B. (1964). Variables in urban morphology. In E. W. Burgess, & D. J. Bogue (Editors.), *Contribution to Urban Sociology*. (pp. 17-30). Chicago: University of Chicago Press.
- Entwisle, B., Hermalin, A., Kamnuansilpa, P., & Chamrathirong, A. (1984). A multilevel model of family planning availability and contraceptive use in rural Thailand. *Demography*, 21(4), 559-574.
- Fisher, A., Mensch, B., Miller, R. A., Askew, I., Jain, A. K., Ndeti, C., Ndhlovu, L., & Tapsova, P. (1992). *Guidelines and Instruments for a Family planning Situation Analysis Study*. New York: The Population Council.

- Giggs, J. A. (1983). Health. In M. Pacione (Editor.), *Progress in Urban Geography*. London: Croom Helm.
- Glaser, K. (1994). Determinants and fertility consequences of consensual unions in Costa Rica. Ph.D. dissertation, University of Michigan, Ann Arbor.
- Greene, W. H. (1990). *Econometric Analysis*. New York: Macmillan.
- Haggett, P., Cliff, A., & Frey, A. (1977). *Locational Analysis in Human Geography*. New York: John Wiley.
- Haynes, K. E., & Fotheringham, A. S. (1984). *Gravity and Spatial Interaction Models*. Beverly Hills: Sage Publications (scientific geography series).
- Hermalin, A. I. (1986). Chapter III. The multilevel approach to family planning program evaluation. In Addendum to Manual IX: The Methodology of Measuring the Impact of Family Planning Programmes on Fertility, *Population Studies*. N. 66 (pp. 15-24). New York: United Nations.
- Hermalin, A. I., Riley, A. P., & Rosero Bixby, L. (1988). A multi-level analysis of contraceptive use and method choice in Costa Rica. In A. I. Hermalin, & J. Casterline (Principal Investigators.), *Effects of Contextual Factors on Fertility Regulation in Costa Rica and Egypt*. (NICHD Contract N01 HD-62902). Ann Arbor, MI: Population Studies Center of the University of Michigan.
- Inter-American Geodetic Survey (1950). *Proyección Lambert para Costa Rica*. Washington D.C.: Army Map Service.
- Joseph, A. E., & Bantock, P. (1982). Measuring potential physical accessibility to general practitioners in rural areas: a method and case study. *Social Science and Medicine*, 16(1), 85-90.
- Makuk, D. M., Haglund, B., Ingram, D. D., Kleinman, J. C., & Feldman, J. J. (1991). The use of health service areas for measuring provider availability. *The Journal of Rural Health*, 7(4), 347-356.
- McCullagh, P. & Nelder, J.A. (1989). *Generalized Linear Models*. 2d ed. London: Chapman and Hall.
- Rodríguez, G. (1978). Family planning availability and contraceptive practice. *International Family Planning Perspectives*, 4(4), 100-115.
- Rosero Bixby, L. (1993). Physical Accessibility to Health Facilities in Costa Rica. *International Population Conference Montreal 1993*. Vol. 3 (pp. 185-190). : International Union for the Scientific Study of Population.
- Rosero Bixby, L., & Casterline, J. (1994). Interaction diffusion and fertility transition in Costa Rica. *Social Forces*, 73(2), 435-462.
- Scholten, H. J., & de Lepper, M. J. C. (1991). The benefits of the application of Geographic Information Systems in public an environmental health. *World Health Statistics Quarterly*, 44(3), 160-170.
- Thouez, J. M., Bodson, P., & Joseph, A. E. (1988). Some methods for measuring the geographic accessibility of medical services in rural regions. *Medical Care*, 26(1), 34-44.
- Tsui, A. O., Hogan, D. P., Teachman, J. D., & Welti-Chanes, C. (1981). Community availability of contraceptives and family limitation. *Demography*, 18(4), 615-626.
- Wilkinson, M. I., Njogu, W., & Abderrahim, N. (1993). The availability of family planning and maternal and child health services. *De-*

*mographic and Health Surveys. Comparative Studies No. 7.* Columbia, Maryland: Macro International Inc.

Wrigley, N. (1995). Revisiting the modifiable areal unit problem and the ecological fa-

llacy. In A. D. Cliff, P. R. Gould, A. G. Hoare, & N. J. Thrift (Editors.), *Diffusing Geography Essays for Peter Haggett*. Oxford UK: Blackwell.