



# UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MEXICO

Instituto de Investigación en Matemáticas Aplicadas y Sistemas - IIMAS

Tesina elaborada para optar el grado académico de  
Especialista en Estadística Aplicada

Título

Efectos de corto plazo de la reforma del sistema de salud mexicano sobre la utilización de servicios prenatales en contextos de alta marginación: Una aplicación de modelos para datos de conteo con sobredispersión

Edson E. Serván Mori

2011



Universidad Nacional  
Autónoma de México



**UNAM – Dirección General de Bibliotecas**  
**Tesis Digitales**  
**Restricciones de uso**

**DERECHOS RESERVADOS ©**  
**PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL**

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

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

## **CONTENIDO**

### **I. INTRODUCCION**

- a. La reforma del sistema de salud mexicano
- b. Salud materna

### **II. MODELOS ESTADÍSTICOS PARA DATOS DE CONTEO**

- a. Regresión Poisson
- b. Regresión binomial negativa
- c. Modelos de regresión Poisson Cero Inflados

### **III. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA**

### **IV. JUSTIFICACIÓN DEL ESTUDIO**

### **V. HIPÓTESIS**

### **VI. OBJETIVO**

### **VII. MATERIAL Y MÉTODOS**

- d. Datos
  - i. La Encuesta Nacional de salud y nutrición (ENSANUT) 2005
  - ii. Las Encuesta de Evaluación de los Hogares (ENCEL) Rural
  - iii. El índice de marginación de CONAPO 2000 y 2005
- e. Selección de la muestra de análisis
- f. Estrategia de análisis

### **VIII. RESULTADOS**

- g. Análisis descriptivo
- h. Efecto de la reforma sobre el uso de servicios prenatales

### **IX. DISCUSION**

### **X. CONCLUSIONES**

### **XI. REFERENCIAS**

## I. Introducción

La protección social en salud incluye la garantía que la sociedad otorga, por conducto de los poderes públicos, para que un individuo o grupo de individuos pueda satisfacer sus necesidades y demandas de salud, al obtener el acceso adecuado a los servicios del sistema o de alguno de los subsistemas existentes en el país, sin que la capacidad de pago sea un factor restrictivo. En consecuencia, la exclusión de la protección social en salud se entiende como la imposibilidad de un individuo de obtener la garantía de acceso y financiamiento a la salud. La reforma del sistema mexicano de salud de 2003, fue diseñada para mejorar las condiciones de salud de la población a través del acceso equitativo a servicios de salud de calidad, sin efectos financieros negativos para los hogares. Este proceso buscó beneficiar a los 50 millones de mexicanos que no tenían hasta ese entonces cobertura de la seguridad social y que se concentran entre los más pobres.

Este trabajo tiene como objetivo la aplicación de modelos con variable de conteo de respuesta con sobredispersión en el contexto general del uso de los servicios de salud. Los datos de recuento se obtienen cuando se contabiliza el número de veces que ocurre un suceso en un intervalo de amplitud determinada y, en consecuencia, pueden ser considerados como realizaciones de una variable aleatoria que sólo toma valores enteros no negativos.

El uso y análisis de variables que se expresan en la forma de un conteo es frecuente en el ámbito de la salud pública. Esto es en particular cierto para el caso específico del uso de servicios de salud, en los cuales y para el contexto específico de los modelos de regresión, en muchos de los análisis se utiliza como variable de respuesta una variable de conteo; pueden mencionarse los siguientes: el número de visitas al médico (algunas veces desagregadas por especialidad del médico) (Pohlmeier W. et al, 1995; Santos-Silva JMC et al, 2001) el número de días de estancia hospitalaria (Gerdtham UG, 1997), el número de fármacos prescritos (Grootendorst PV, 1995), o el número de visitas a los servicios de emergencia (Deb P., Trivedi PK., 1997), entre otros.

Puntualmente, se analiza el efecto de las iniciativas de salud dirigidas a la ampliación de la cobertura de servicios de atención al embarazo y el parto durante el período 1998 - 2005, sobre el número de visitas prenatales en mujeres mexicanas ubicadas en zonas rurales pobres. Al respecto, los resultados sugieren que las políticas implementadas como parte del proceso de reforma del sector salud han tenido efectos transitorios de la implementación de las políticas en la demanda y en la cobertura de servicios, lo cual podría sugerir acceso limitado a servicios de atención del embarazo y el parto en la población femenina rural, ubicada en zonas de extrema pobreza de México.

El estudio se estructura de la siguiente manera: (1) En lo que queda de la introducción se detallará en que ha consistido el proceso de reforma del sistema de salud mexicano, materia de

nuestro estudio; a continuación se destacará la importancia del estudio de la salud materna como determinante del bienestar social. (2) En el segundo apartado, se describen los principales métodos estadísticos que abordan el estudio de variables con sobredispersión, haciendo principal énfasis en los modelos *Poisson* cero inflados. (3) la tercera sección corresponde a los materiales y métodos, en donde se definirá el tipo de estudio realizado, se describirán las principales fuentes de información utilizadas, y la estrategia de análisis seguida. (4) En la sección de resultados, se muestran los hallazgos del estudio; para finalmente, en las secciones 5 y 6 se discuten los resultados y se destacan las principales conclusiones.

#### **a. La reforma del sistema de salud mexicano**

Los sistemas de salud de la mayor parte de los países de América Latina se componen por tres subsistemas: la seguridad social, los servicios públicos y los servicios privados, que presentan distintos grados de desarrollo según el país de que se trate. En el caso de México, estos tres subsistemas han mantenido un desarrollo fragmentado del sistema de salud.

La seguridad social nace el primero de enero de 1943 con la fundación del IMSS, que ofrece un conjunto de prestaciones económicas (pensiones, invalidez, muerte) y en especie (atención de enfermedades y maternidad) a los trabajadores asalariados de la economía formal. Los servicios públicos se formalizan meses más tarde, el 15 de octubre del mismo año, con la creación de la Secretaría de Salubridad y Asistencia, cuyo nombre tenía implícita una concepción asistencial, para atender principalmente a los mexicanos de escasos recursos.

Así, el sistema de salud mexicano nació dividido al separar a la población entre aquellos que tenían derechos sociales perfectamente definidos -a quienes llamó “derechohabientes”- y aquellos que eran sujetos a la atención asistencial del Estado, a quienes eventualmente se les denominó como “población abierta”. Posteriormente y bajo esta misma división de origen entre la seguridad social y los servicios públicos, se crearon en paralelo otras instituciones de seguridad social. Entre ellas, cabe mencionar la creación, en 1959, del ISSSTE que ofrece cobertura en salud para los trabajadores de la administración pública federal. (Knaul F, Frenk J., 2005). De esta manera, este sistema de salud se caracteriza, hoy en día, por el ejercicio desigual de los derechos relacionados con la salud, resultado de la fragmentación institucional asociada a la condición socioeconómica y principalmente laboral de la población.

Este modelo ya no responde a la realidad del país. En la actualidad, el mayor reto del sector salud es romper las barreras institucionales y construir un auténtico sistema universal de protección social en salud, que comprenda no sólo la seguridad social formal, sino también nuevos mecanismos de acceso efectivo a los derechos sociales, como es el caso de la salud, para quienes no participan como asalariados en el sector formal de la economía. Adicionalmente al modelo de

protección social, la problemática en salud de México se caracteriza por transiciones en los ámbitos demográfico, epidemiológico, social, económico y político que se han suscitado en los últimos años.

La transición demográfica supone un aumento en la participación relativa de los adultos mayores en nuestra estructura poblacional y un acelerado proceso de urbanización. A su vez, la transición epidemiológica se refleja en el peso creciente de enfermedades cada vez más complejas y costosas como principales causas de muerte y discapacidad. En lo social, destaca el incremento de los años de escolaridad y la creciente participación de la mujer en la fuerza de trabajo. Asimismo, se hace énfasis en la transición económica, la cual se sustenta, cada vez más, en el cambio en las modalidades de contratación, la participación del mercado informal en el proceso productivo, así como en la acelerada tasa de urbanización del país. Por su parte, la trascendencia de la transición política muestra como signo indudable, la creciente demanda por el acceso a los beneficios sociales basado en el ejercicio pleno de la democracia.

Estos cambios se han traducido en presiones sobre el sistema de salud, algunas de ellas inéditas. Las transiciones epidemiológica y demográfica se reflejan en una mayor demanda de servicios más complejos y costosos que los asociados con las infecciones comunes y los problemas de salud reproductiva. El mayor nivel educativo de la población ha generado una capacidad más refinada para interactuar con los prestadores de servicios médicos. La creciente participación de la mujer en el mercado de trabajo ha obligado a las instituciones de salud y bienestar social a incrementar sus apoyos al núcleo familiar. Finalmente, la sociedad mexicana, cada vez más participativa y crítica, demanda más y mejor información, más opciones de atención a la salud, así como servicios de mayor calidad.

Al igual que la mayoría de los países de ingresos medios, México experimenta procesos interrelacionados de transición demográfica y epidemiológica. La tasa de fecundidad declinó significativamente de 6.8 nacidos vivos por mujer en 1960 a 2.1 en 2005. Durante el mismo periodo, la esperanza de vida aumentó de 57.5 a 75.4 años. En consecuencia, la estructura de la población ha cambiado dramáticamente. Mientras que el grupo de menores de cinco años ha disminuido en números absolutos desde 1994, se espera que el crecimiento del grupo de la población de 60 años y más aumente a un ritmo de 4% anual en la próxima década.

Aun cuando la transición epidemiológica está bastante avanzada, el proceso ha sido tanto complejo como prolongado: aunque las infecciones comunes han disminuido rápidamente, no han sido del todo controladas, mientras que las enfermedades no transmisibles y las lesiones ya constituyen las principales causas de mortalidad y discapacidad. (Frenk J., 2007; González-Pier E., *et al.*, 2007; Frenk J, Bobadilla JL, Sepúlveda J, López-Cervantes M., 1989). Entre 1950 y 2000, la

proporción de muertes atribuibles a enfermedades no transmisibles y lesiones aumentó de 44 a 73% y se espera que llegue a 78% en 2025. En contraste, la proporción atribuible a enfermedades transmisibles disminuyó abruptamente de 50% en 1950 a 14% en 2000, y se espera que siga disminuyendo hasta representar 10% en 2025. (Frenk J, Bobadilla JL, Sepúlveda J, López-Cervantes M., 1989). En consecuencia, el sistema de salud se ha visto abrumado por la necesidad de enfrentar simultáneamente el rezago de las enfermedades transmisibles y los problemas de salud reproductiva que se concentran en la población más pobre y geográficamente dispersa, y por otro lado, el rápido incremento en la prevalencia de padecimientos no transmisibles y costosos que afectan a toda la población.

En 2000-2001, como parte del trabajo derivado del Programa Nacional de Salud actual, se identificaron cinco desequilibrios financieros como las principales limitantes que impedían que el sistema de salud respondiera a las necesidades de la población derivadas del desafío epidemiológico. (Frenk J, Bobadilla JL, Sepúlveda J, López-Cervantes M., 1989) Estos desequilibrios se relacionan con: i) un bajo nivel del gasto general en salud; ii) el predominio del gasto de bolsillo; iii) una asignación desigual de los recursos públicos entre los asegurados y los no asegurados, y entre estados; iv) una contribución estatal desigual al financiamiento de los servicios de salud, y v) una insuficiencia crónica de inversión en infraestructura de salud. (Knaul F, Frenk J., 2005; Frenk J, Bobadilla JL, Sepúlveda J, López-Cervantes M., 1989; Frenk J, Knaul F, Gómez-Dantés O et al., 2004)

En primer lugar, el gasto total era insuficiente para un país con el nivel de desarrollo y la complejidad de necesidades de salud de México. En 2000, el país gastaba en servicios de salud sólo 5.6% del Producto Interno Bruto (PIB), alrededor de \$ 350 dólares per cápita, cifra muy por debajo del nivel promedio de América Latina de casi 7%. En segundo lugar, a pesar de ser un medio ineficiente y desigual de financiar la salud, el gasto del bolsillo representaba la mayor parte del financiamiento total de la salud. Dicha proporción es mayor que en muchos otros países con un nivel similar de desarrollo económico, y sustancialmente mayor que en países más desarrollados. (Knaul FM, et al., 2007; Secretaría de Salud, 2001; Knaul FM, Arreola-Ornelas H, Méndez O, Miranda M., 2005).

El tercer desequilibrio se refiere a la distribución inequitativa de los fondos públicos entre grupos poblacionales y entre estados. Aun cuando los no asegurados representaban 55% de la población, en 2002 recibieron 34% del financiamiento público federal para salud. Esto se traduce en un nivel promedio de gasto público per cápita 2.3 veces mayor para los asegurados que para los no asegurados. Asimismo, el gasto federal per cápita varía entre las 32 entidades en el orden de 5 a 1 entre el estado con mayor gasto y el estado con la menor asignación. Las diferencias entre las

aportaciones estatales per cápita en el mismo año fueron todavía más dramáticas, en el orden de 115 a 1. Finalmente, el gasto en equipamiento y nuevas instalaciones representó cuando mucho 2% del gasto federal total para los no asegurados (Frenk J, Knaul F, Gómez-Dantés O et al., 2004; Knaul FM, et al., 2007; Secretaría de Salud, 2001; Knaul FM, Arreola-Ornelas H, Méndez O, Miranda M., 2005)

La dependencia del gasto de bolsillo colocó a las familias ante el grave riesgo de empobrecimiento. (Knaul FM, Arreola-Ornelas H, Méndez O, Miranda M., 2005; Gakidou E, Lozano R, González-Pier E, et al., 2006) De hecho, los análisis realizados por la Fundación Mexicana para la Salud (Funsalud) y la Secretaría de Salud han mostrado que al año, entre dos y cuatro millones de hogares mexicanos –la mayoría pobres y no asegurados– incurrían en gastos catastróficos (definidos como un porcentaje, por lo general 30%, del ingreso total de la familia una vez descontado el gasto en alimentos) y gastos empobrecedores por motivos de salud. (Knaul F, Arreola H, Méndez O., 2005)

En suma, el grueso de las evidencias derivadas de estos análisis nacionales e internacionales, junto con la creciente presión de las cambiantes necesidades de salud de la población y las limitaciones del actual sistema de salud, confirmaron la necesidad de emprender una reforma de fondo. La esencia de esta reforma es la creación del SPS y su componente de aseguramiento médico, el Seguro Popular de Salud (en adelante Seguro Popular). A lo largo del proceso de reforma, los argumentos para su defensa, generados por el trabajo analítico sobre el financiamiento de la salud, jugaron un papel clave. El uso de la evidencia se esforzó con la aplicación de un marco ético explícito. Por ejemplo, mostrar que la población asegurada recibía muchos más recursos públicos que los pobres no asegurados, permitió argumentar que el sistema actual violaba el principio democrático relativo a la igualdad de derechos de todos los ciudadanos.

#### **b. Salud materna**

El área materno-infantil es una prioridad de salud en todos los países del mundo y constituye un aspecto central de los Objetivos de Desarrollo del Milenio, estrategia global para erradicar la pobreza y mejorar el bienestar de la humanidad para el año 2015. Con este fin, en la agenda de la salud pública internacional, se han desarrollado programas destinados a disminuir la mortalidad infantil, a las que se ha sumado, en la dos últimas décadas, la reducción de la mortalidad materna como un tema urgente (Gruchilskin y otros, 2008).

Recientemente, se ha logrado un consenso internacional en torno a que mejorar la salud materno-infantil trasciende el ámbito sanitario, convirtiéndose en un tema de cumplimiento de derechos humanos. Este cambio de enfoque ha llevado, por una parte, a releer los datos convencionales y las brechas de equidad entre grupos sociales, no sólo como una falta de garantía



del acceso a la salud, sino como una violación del derecho a la vida; y, por otra, ha enfrentado a los salubristas y planificadores sanitarios al desafío de desarrollar metodologías acordes con este marco para promover y garantizar el cumplimiento de estos derechos, asegurando el grado más alto de salud materno-infantil (Gruchilskin y otros, 2008).

Al respecto, la mortalidad infantil y materna constituyen una evidencia de falta de garantía en el derecho a la salud y la vida, lo que se sustenta en que, desde el punto de vista epidemiológico, la gran mayoría de esas muertes son prevenibles con condiciones de vida favorables y un sistema de salud adecuado a las realidades locales de los pueblos y comunidades. En efecto, entre las enfermedades que proporcionalmente más contribuyen a la mortalidad infantil se cuentan las infecciones respiratorias agudas, las enfermedades diarreicas, el paludismo, el sarampión y la malnutrición, todas ellas posibles de enfrentar con intervenciones seguras y eficaces (Claeson y Walkman, 2000). De la misma manera, la mayoría de las muertes maternas se deben a complicaciones del embarazo y parto tales como hemorragias, septicemia, complicaciones de aborto, hipertensión y parto obstruido, todas posibles de prevenir o atender con servicios adecuados (UNICEF, 2009).

A fines de la primera década del siglo XXI, se reconocía que el éxito no está asegurado y que la inequidad en el área de la salud materno-infantil se concentra en determinados grupos. Estudios recientes muestran una persistencia de altas tasas de mortalidad infantil, así como brechas de equidad sistemáticas entre menores de los pueblos indígenas y afrodescendientes de América Latina, en relación a los del resto de la población (CEPAL, 2006 y 2007; Montenegro y Stephens, 2006; Stephens y otros, 2007; King y otros, 2009; Gracey y otros, 2009). Estas brechas se mantienen incluso en países como el Canadá y los Estados Unidos, donde, si bien los niveles son mejores, la mortalidad no ha tenido el descenso esperado (Bustos, Amigo y Erazo, 2005).

## II. Modelos Estadísticos para datos de conteo

Los datos de recuento se obtienen cuando se contabiliza el número de veces que ocurre un suceso en un intervalo de amplitud de terminada y, en consecuencia, pueden ser considerados como realizaciones de una variable aleatoria que sólo toma valores enteros no negativos.

Los modelos de regresión estándar, como el modelo de regresión lineal, presentan claras deficiencias a la hora de ser utilizados para analizar este tipo de datos, ya que ignoran la especial naturaleza de la variable dependiente. La búsqueda de mayor flexibilidad ha propiciado la aparición de otros modelos, algunos basados en la distribución de *Poisson*, que han recogido mejor algunas características a menudo presentes en los datos, tales como la sobredispersión, el exceso de ceros o la existencia de grandes colas a la derecha, consideradas como implicaciones de la heterogeneidad no observada (Mullahy, 1997).

En este sentido, Cameron y Trivedi (1998) afirman que la aparición de los modelos lineales generalizados, descritos inicialmente en Nelder y Wedderburn (1972) y entre los que destaca el modelo de regresión de *Poisson*, constituyeron una pieza clave en el desarrollo de los modelos de regresión para datos de conteo. Al respecto, Patil (1970) recoge numerosas aplicaciones del análisis de datos de conteo; sin embargo, el enfoque metodológico adoptado en la mayoría de éstas queda fuera del contexto de la regresión. También son muchas las aplicaciones de los modelos de regresión en el campo de la estadística y la econometría para este tipo de datos, no sólo de corte transversal sino también de series temporales o datos de panel.

En el siguiente apartado se analiza el modelo de regresión de *Poisson*, y se efectúa un breve repaso de los modelos de *Poisson* compuestos, como el modelo Binomial Negativo. También se mencionan algunos modelos específicamente ideados para el análisis del exceso de ceros, concentrándonos de manera particular en los modelos *Poisson* cero inflados, materia de nuestro estudio.

### a. Regresión Poisson

Como se mencionó, el modelo de regresión común para datos de conteo es el de regresión *Poisson*. Este modelo se ha descrito ampliamente en la bibliografía estadística en general (Hardin J, Hilbe J., 2007; Dobson A, Barnett A., 2008) y en textos específicos para datos de conteo (Hilbe J., 2007; Cameron AC & Trivedi PK, 1998) por lo que aquí sólo se enuncian sus principales características, así como su especificación dentro de una estructura de regresión y en términos de su función de verosimilitud.

Como cualquier modelo de regresión, el de regresión *Poisson* requiere una correcta especificación de la media condicional, es decir, que la distribución condicional para la variable de respuesta sea correctamente especificada así como el parámetro relacionado con su valor esperado.

Para la regresión *Poisson* se asume que la distribución condicional de  $y_i$  dado  $x_i$  se distribuye como una variable aleatoria *Poisson* con función de densidad:

$$f(y_i | \underline{x}_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!} \quad (1)$$

y el parámetro para la media condicional:

$$E[y_i | \underline{x}_i] = \mu_i = \exp(\underline{x}_i' \underline{\beta}) \quad (2)$$

Si la especificación para la distribución condicional de la variable de respuesta, así como la de la media condicional, es correcta, y bajo el supuesto de que se tienen observaciones independientes, entonces se puede utilizar la siguiente función de log-verosimilitud para obtener estimadores consistentes de  $\underline{\beta}$ :

$$l(\underline{\beta}) = \sum_{i=1}^n \{y_i \underline{x}_i' \underline{\beta} + \exp(\underline{x}_i' \underline{\beta}) - \log(y_i!)\} \quad (3)$$

donde  $l(\cdot)$  representa la función de log-verosimilitud.

Por lo regular, los paquetes estadísticos ofrecen estimadores de  $\underline{\beta}$  que maximizan esta función. Sin embargo, y para obtener inferencias válidas respecto de  $\underline{\beta}$ , todavía es necesario verificar el supuesto de que la media y varianza condicionales para este modelo son iguales. Se ha demostrado que, aunque este supuesto no se cumpla (lo cual sucede la mayor parte de las veces), el estimador puntual de  $\underline{\beta}$  es aún válido, pero no así el estimador de su error estándar, y por tanto las inferencias respecto de  $\underline{\beta}$ . (Hilbe J., 2007; Cameron AC & Trivedi PK, 1998).

Por ello se han propuesto algunas alternativas que conservan el supuesto de una distribución condicional *Poisson*, pero que suavizan el supuesto de que la media y la varianza son iguales, esencialmente al ajustar los errores estándar ante la presencia de sobre dispersión (que la varianza sea más grande que la media) o subdispersión (que la varianza sea más pequeña que la media). En particular se ha propuesto el uso de errores estándar robustos (algo también conocido como método de estimación de pseudomáxima verosimilitud) (Hardin J & Hilbe J, 2007), el empleo de un enfoque de quasi-verosimilitud (McCullagh P & Nelder JA, 1989) o la utilización de errores estándar *bootstrap*. (Efron B. & Tibshirani R., 1993).

Aun así, se han detallado bien las limitaciones del modelo de regresión *Poisson*, en particular para modelar datos relativos al uso de servicios de salud. Cameron y Trivedi (1998) han mostrado que el modelo no es adecuado por lo siguiente: a) no se cumple el supuesto de equidispersión, debido sobre todo a la presencia de heterogeneidad no observada, que resulta en estimaciones ineficientes y errores estándar sesgados (Winkelmann y Zimmermann, 1995) y la

presencia de sobre o subdispersión; b) existe un número excesivo de ceros, esto es, una frecuencia observada de ceros que no es consistente con el modelo *Poisson*, y c) hay multimodalidad, ya que si las observaciones se toman de distintas poblaciones, la distribución observada puede ser multimodal. Sin embargo, esto puede corregirse si el efecto de las covariables es el mismo para las distintas poblaciones.

### b. Regresión binomial negativa

Una de las principales razones por las que el modelo *Poisson* falla es la heterogeneidad no observada. Esto significa que hay factores no observados, en especial características de los individuos, que ejercen alguna influencia sobre la variabilidad relacionada con la variable de respuesta. El problema es que la heterogeneidad no observada puede tener algunas consecuencias para los procesos de inferencia estadística (Hilbe J., 2007; Jones AM., 2007). En primer término, puede introducir sobredispersión y, en segundo, un número excesivo de ceros. Esta heterogeneidad, ignorada por el modelo *Poisson*, puede modelarse de manera explícita mediante el uso de la regresión binomial negativa (Hilbe J., 2007; Cameron AC & Trivedi PK, 1998).

Existen al menos dos formas en las que la distribución binomial negativa puede derivarse; (McCullagh P & Nelder JA, 1989; Hilbe J., 2007) la primera y más común consiste en asumir que se está ante la presencia de una mezcla de distribuciones, en la cual los datos observados se distribuyen como una *Poisson*, pero se presupone un elemento de heterogeneidad individual no observado (que sigue una distribución gamma en su formulación clásica) que refleja el hecho de que la verdadera media no se ha medido perfectamente (Hilbe J., 2007). La segunda asume que existe una forma particular de dependencia entre eventos, en el sentido de que la ocurrencia de un evento incrementa la probabilidad de ocurrencia de otros posteriores (Cameron y Trivedi, 1998), aunque esto último sólo puede dilucidarse en estudios longitudinales. Para fines de este trabajo se utiliza la primera derivación.

La función de densidad para la distribución binomial negativa se determina por la siguiente expresión (Cameron y Trivedi, 1998):

$$f(y_i | \underline{x}_i) = \frac{\Gamma(y + \alpha^{-1})}{\Gamma(y + 1)\Gamma(\alpha^{-1})} \left( \frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu} \right)^{\alpha^{-1}} \left( \frac{\mu}{\alpha^{-1} + \mu} \right)^y \quad (4)$$

de donde

$$\begin{aligned} E[y | \mu, \alpha] &= \mu, \\ V[y | \mu, \alpha] &= \mu(1 + \alpha\mu) > \mu \quad \text{si } \alpha > 0 \end{aligned} \quad (5)$$

además  $\alpha$  es un parámetro de dispersión ( $\alpha \geq 0$ ) y  $\Gamma(\cdot)$  es la función gamma. El parámetro de dispersión  $\alpha$ , es el que ayuda a definir la relación entre la media y la varianza condicionales,

conocida en términos estadísticos como función varianza. Si, por ejemplo,  $\alpha = 0$ , entonces la media y la varianza son iguales y se tiene el modelo *Poisson*. Por otro lado, las funciones más comunes para la relación media-varianza de la distribución binomial negativa son la lineal y la cuadrática (McCullagh P & Nelder JA, 1989). La función de log-verosimilitud para el modelo de regresión binomial negativa, con función de varianza cuadrática, es la siguiente (Cameron y Trivedi, 1998):

$$l(\underline{\beta}, \alpha) = \sum_{i=1}^n \left\{ \left( \sum_{j=0}^{y_i-1} \ln(j + \alpha^{-1}) \right) - \ln(y_i!) - (y_i + \alpha^{-1}) \ln(1 + \alpha \exp(\underline{x}'_i \underline{\beta})) + y_i \ln(\alpha + y_i \underline{x}'_i \underline{\beta}) \right\} \quad (6)$$

misma que es utilizada por la paquetería estadística para encontrar los estimadores de  $\beta$ .

### c. Regresión Poisson cero-inflado

La abundancia de ceros en los datos ha sido analizada a partir de diferentes aproximaciones. Las más destacadas son las propuestas por Mullahy (1986), que introdujo el llamado modelo de Poisson con obstáculo, y Lambert (1992), que ideó el modelo de Poisson inflado con ceros (*ZIP*). Si bien es cierto que el modelo binomial negativo se ha desarrollado para modelar de modo explícito la heterogeneidad no observada, también es cierto que esa misma heterogeneidad es originada por un número excesivo de ceros. Es decir, observar más ceros que los que son consistentes con el modelo *Poisson*, cuestión que llega a ser común cuando se analizan datos relativos al uso de los servicios de salud, en especial para la utilización de los servicios hospitalarios.

De manera particular, es posible que el mecanismo aleatorio que dio origen a los datos de conteo muestre una mayor concentración para algún valor específico, que puede ser el cero (como ocurre con el uso de los servicios de salud) o cualquier otro valor positivo. Esto implica que dicho valor tiene una mayor probabilidad de ocurrencia que la especificada por la distribución *Poisson* o cualquier otra distribución.

Para el caso específico de los ceros –y en el contexto del uso de los servicios de salud– es posible que los ceros tengan un doble origen. Por ejemplo, si se pregunta ¿cuántas veces en los últimos 12 meses acudió a solicitar servicios de salud como paciente externo? Los ceros observados pueden ser originados porque la persona no utiliza los servicios de salud nunca o porque en esos 12 meses no utilizó los servicios de salud. Esto significa que se tiene una mezcla de distribuciones, por lo que no sería adecuado asumir en esta instancia que los ceros y no ceros se han generado por un mismo proceso. En todo caso, si se tiene información respecto del origen de los ceros, se pueden estimar los parámetros relacionados con una distribución con valores concentrados en cero. De manera particular, los modelos para datos de conteo cero-inflado le confieren mayor peso a la probabilidad de que la variable de conteo sea igual a cero, al incorporar un mecanismo que divide a los sujetos con valor en cero e individuos con valor positivo. En consecuencia, la función de

probabilidad para un modelo de regresión *Poisson* cero-inflado es una mezcla de un modelo *Poisson* estándar y una distribución con función de masa concentrada en cero. Sea

$$\begin{aligned} \Pr[y_i = 0] &= \varphi_i + (1 - \varphi_i)e^{-\mu_i}, \\ \Pr[y_i = r] &= (1 - \varphi_i) \times \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^r}{r!}, \quad r = 1, 2, \dots \end{aligned} \quad (7)$$

una de distribución finita mixta con función de masa concentrada en cero, donde la proporción de ceros,  $\varphi_i$ , se agrega a una función de distribución  $P[\mu_i]$ ; y considerando además:

$$V[y_i] = (1 - \varphi_i)(\mu_i + \varphi_i \mu_i^2) > \mu_i(1 - \varphi_i) = E[y_i] \quad (8)$$

De manera más formal, y de acuerdo con Lambert (1992), el modelo de regresión *Poisson* cero-inflado puede especificarse como sigue. En primera instancia, debe hallarse una manera estadística para expresar  $\varphi_i$ , de tal modo que se obtengan sólo valores no negativos. Para esa razón, Lambert propuso una parametrización para  $\varphi_i$  con base en la función logística y la ubicó en una estructura de regresión, de tal forma que un vector de covariables  $z_i$  podía utilizarse para modelar  $\varphi_i$ , es decir:

$$\begin{aligned} y_i &= 0 && \text{con probabilidad } \varphi_i \\ y_i &\sim P[\mu_i] && \text{con probabilidad } (1 - \varphi_i) \\ \varphi_i &= \frac{\exp(z_i' \gamma)}{1 + \exp(z_i' \gamma)} \end{aligned} \quad (9)$$

En tal caso, y en términos de un modelo de regresión, el interés se centra en estimar  $(\gamma, \beta)$ . Si se define de manera adicional una variable indicadora que toma el valor de 1 si  $y_i = 0$ , y cero en cualquier otro caso, entonces la función de log-verosimilitud conjunta, después de omitir las constantes, es:

$$\begin{aligned} l(\underline{\beta}, \gamma) &= \sum_{i=1}^n 1(y_i = 0) \ln(\exp(z_i' \gamma) + \exp(-\exp(x_i' \beta))) + \\ &\sum_{i=1}^n (1 - 1(y_i = 0))(y_i x_i' \beta - \exp(x_i' \beta)) - \sum_{i=1}^n \ln(1 + \exp(z_i' \gamma)) \end{aligned} \quad (10)$$

Esta función puede utilizarse para encontrar los estimadores de  $\beta$  (de interés primordial), así como  $\gamma$ . Vale la pena señalar que aunque aquí se ha hecho la derivación de la función de log-verosimilitud en términos del modelo de regresión *Poisson* cero-inflado, es también posible hacerlo para el modelo de regresión binomial negativa cero-inflado.

### III. Planteamiento del problema

El planteamiento del problema en estudio tiene dos partes, la primera tiene que ver con el problema estadístico de sobredispersión en datos de conteo, y la segunda con la importancia, desde el punto de vista de la salud pública, del fenómeno analizado.

La baja cobertura de servicios de salud y el acceso inoportuno a la atención médica de calidad son dos temas importantes para fundamentar reformas sanitarias y políticas especiales dirigidas a zonas rurales y pobres de países de ingresos bajos y medios (Lozano et al., 2005). Dichas reformas han buscado focalizar esfuerzos para abatir necesidades de salud del rezago epidemiológico como las complicaciones obstétricas, reconocidas como un problema de desarrollo, promoviendo que la cobertura de servicios y el mejoramiento de la calidad de la atención al embarazo es una estrategia efectiva para la prevención de complicaciones obstétricas y sus consecuencias en grupos de población vulnerables.

En México, las zonas rurales pobres de México se caracterizan por ser desigual en el acceso a servicios de salud, escasez de servicios para la atención de emergencias obstétricas, dificultades de comunicación, lejanía y dispersión de las comunidades, elevados costos de acceso y poca información sobre los servicios disponibles ( PNUD, 2010a ). La consecuencia directa de la inequidad en el acceso al sistema de salud por parte esta población son las altas tasas de mortalidad materna e infantil (Lozano et al, 2005; Karam et al., 2007). Datos del 2005 sugieren que del total de las mujeres muertas en México a causa de complicaciones durante el embarazo, el parto o el puerperio, 67.1% no estaba asegurada (CEAMEG, 2008). Estas cifras se agravan si, por un lado, consideramos su bajo o nulo acceso a servicios de salud públicos o privados (11.2 y 19.2% para los años 2000 y 2005 respectivamente de acuerdo al INEGI) y, por otro, el problema de sub-registro existente de muertes maternas, hecho reconocido por el sector salud ( SSA, 2001). Datos de la última Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2006 reafirman estos problemas en el acceso a la atención. Del total de las personas que viven en estas zonas y logran acudir a los servicios de salud, 77% refieren como principales motivos por el que no retornarían a atenderse a que estos por lo general se encuentran cerrados, la falta de medicamentos, materiales, la distancia y el tiempo de espera. (Serván-Mori, 2010).

Con el objetivo de alcanzar la universalidad en el acceso a paquetes de servicios esenciales de salud, el gobierno mexicano ha buscado dar atención a esta problemática mediante la formulación e implementación de iniciativas de ampliación de cobertura dirigidas en particular a poblaciones económicamente vulnerables (Frenk, 2007; Knaul, 2003). Uno de los cambios más relevantes para ampliar la cobertura de servicios de salud en México ha sido la transición de

modelos puramente asistenciales a programas de apoyo condicionado como Oportunidades en combinación con esquemas de aseguramiento público como el Seguro Popular de Salud.

El programa de transferencias condicionadas de efectivo Oportunidades (antes PROGRESA) fue implementado a finales de la década de 1990 y focalizó su cobertura inicialmente en poblaciones rurales pobres.<sup>1</sup> Por su parte, el Seguro Popular de Salud inició en 2003 y pretende consolidarse hacia 2012 con la cobertura universal de la población sin seguridad social. Este programa está enfocado a incrementar la afiliación principalmente de las familias pobres sin accesos a seguridad social (Torres & Knauth, 2003). Bajo su esquema, la expresión operativa de estos procesos ha sido la conformación de paquetes de servicios para atender a las poblaciones más afectadas y fortalecer la capacidad de respuesta de los servicios para población no asegurada sin capacidad de pago.

Estos programas incluyen acciones de vigilancia de eventos obstétricos a la vez que promueven modelos de atención centrados en la atención de incentivos y esquemas de corresponsabilidad para incrementar la efectividad de tales programas (Organización Panamericana de la Salud, 2008). Dos de sus componentes más importantes de ambos programas han sido: (1) la atención profesional del embarazo y el parto, el cual tiene el objetivo explícito de abatir los índices de mortalidad materna e infantil (Lozano, et al., 2005), y (2) incentivar una mayor demanda de servicios por parte de la población objetivo. Pese a ello, se ha documentado que las limitaciones estructurales existentes en estas zonas en términos de la capacidad de producción de servicios derivan en deficiencias para dar cumplimiento a este principio, particularmente en el caso de la atención materna, tema que será motivo de reflexión en el presente estudio.

---

<sup>1</sup> [http://www.oportunidades.gob.mx/informacion\\_general/main.html](http://www.oportunidades.gob.mx/informacion_general/main.html)



## **IV. Justificación del estudio**

Las políticas de salud implementadas entre 1998 y 2005 estuvieron fundamentadas en principios de equidad definidos a partir de las características propias de las poblaciones. Dichas políticas tuvieron como objetivo corregir los rezagos en la utilización de servicios de salud mediante intervenciones focalizadas en zonas de alta exclusión social. Se buscó desde un primer momento ampliar la cobertura de programas e incentivar la utilización de servicios, así como atender las condiciones que causan mayor desigualdad y exclusión.

Sin embargo, las reformas emprendidas en este periodo tuvieron alcances limitados en materia de cobertura y respuesta a las necesidades de la población por parte del sistema mexicano de salud, particularmente en zonas de mayor marginación estas acciones presentan la más baja efectividad en la atención oportuna de las necesidades de salud (Lozano et al., 2007).

La evidencia existente sugiere que algunos elementos que explican los alcances limitados del proceso de reforma y que se conjugan como factores explicativos de la baja utilización son: (1) las restricciones en la oferta de servicios de salud y los elementos que determinan un bajo poder adquisitivo de la población más marginada; (2) la presencia de factores estructurales que inhiben el desarrollo económico, y elementos políticos que emplean mecanismos corporativos en la asignación de recursos dirigidos a estas poblaciones (Arredondo et al., 2009), (3) la falta de adecuación de dichos programas a situaciones locales tales, a preferencias de la población y barreras económicas, geográficas, culturales y organizacionales que afectan la utilización de servicios en estas zonas.

## **V. Hipótesis**

La hipótesis que contrastamos en este estudio es la siguiente: Las políticas de protección social a la salud materna implementadas entre 1998 y 2005 han tenido efectos limitados en población rural de alta marginación.

## **VI. Objetivo**

El objetivo de este estudio es analizar el efecto de las iniciativas de salud dirigidas a la ampliación de la cobertura de servicios de atención al embarazo y el parto durante el período 1998 – 2005 sobre el número de visitas prenatales en mujeres mexicanas ubicadas en zonas rurales pobres.

## VII. Material y Métodos

Se realizó un estudio observacional de tipo transversal. Se emplearon 4 fuentes de información: (1) La Encuesta Nacional de Salud 2000, (2) La Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2005, (3) La Encuesta Nacional de Evaluación 2003 y (4) Datos sobre los niveles de marginación local procedente de la Comisión Nacional de Población (CONAPO) 2000 y 2005. A continuación se detallan las fuentes de información utilizadas en este estudio.

### a. Datos

#### i. La encuesta nacional de salud (ENSA) 2000

Es una encuesta de representatividad nacional diseñada para obtener información relacionada con el estado de salud y nutrición de la población mexicana, así como de la utilización de servicios de salud y sus principales características socioeconómicas y demográficas, además, es de representatividad nacional. Los objetivos explícitos de la ENSA 2000 fueron los siguientes:

1. Calcular la frecuencia y la distribución de los indicadores positivos de salud, factores de riesgo, enfermedades (agudas y crónicas), lesiones y discapacidad en el ámbito nacional.
2. Cuantificar la seroprevalencia de los marcadores de factores de riesgo y anticuerpos contra enfermedades específicas.
3. Precisar las prevalencias estatales de diabetes mellitus, hipertensión arterial, obesidad, dislipidemias y padecimientos concomitantes.
4. Contribuir en la evaluación de programas de salud (p. ej., vacunación, detección de cáncer cervicouterino y otros).
5. Promover el conocimiento y la identificación de factores genéticos, ambientales, socioeconómicos, culturales y de estilos de vida relacionados con la salud y los padecimientos estudiados.
6. Identificar factores vinculados con la utilización de los servicios de salud.
7. Calcular la magnitud del gasto de bolsillo atribuido a la atención a la salud.
8. Cuantificar los indicadores de calidad de los servicios de salud.

Para lograr sus objetivos, la ENSA 2000 contó con un diseño muestral de la ENSA 2000 probabilístico, polietápico, estratificado y de conglomerados. Por su parte, para garantizar que las estimaciones obtenidas por la encuesta tuvieran calidad aceptable, fue necesario que el tamaño de la muestra definida para cada parámetro de interés fuera suficiente. Por ello, el cálculo de dicho tamaño se relacionó con los parámetros a estimar, el nivel de confianza y el error relativo máximo aceptable. Más aún, fue necesario incluir una corrección por falta de respuesta y el efecto de diseño. Así, el tamaño de la muestra fue de 1,473 viviendas por estado. Este tamaño se redondeó a 1,470, lo que arrojó 47,040 viviendas a escala nacional.

## **ii. La Encuesta Nacional de salud y nutrición (ENSANUT) 2005**

Esta encuesta al igual que la ENSA 2000 se diseñó para obtener información relacionada con el estado de salud y nutrición de la población mexicana, así como de la utilización de servicios de salud y sus principales características socioeconómicas y demográficas, además, es de representatividad nacional (Palma O. et al., 2006; Sepúlveda J. et al., 2007). Los objetivos que se plantearon para el desarrollo de la ENSANUT 2006 son:

1. Estimar la frecuencia y distribución de indicadores positivos de salud, factores de riesgo de enfermedad, estado nutricional y deficiencias de nutrientes, enfermedades (agudas y crónicas), lesiones y discapacidad en los ámbitos nacional, regional, urbano y rural, y para cada una de las entidades federativas en México

2. Contribuir a la evaluación de programas y políticas que inciden en la salud de la población

3. Identificar y conocer los factores ambientales, socioeconómicos, culturales y de estilos de vida asociados con la salud y las enfermedades estudiadas

4. Identificar los indicadores de calidad de los servicios de salud, a través de la medición de la percepción de calidad de la población general

5. Identificar los factores relacionados con la accesibilidad y utilización de los servicios de salud

La ENSANUT 2005 tuvo un diseño muestral probabilístico, polietápico, estratificado y por conglomerados. Para la determinación del tamaño de muestra de la ENSANUT 2006 se consideró que la menor proporción de importancia (prevalencia mínima de interés) que debía estimarse con precisión era 8.1 por ciento. Además, considerando que los estimadores estatales obtenidos por la encuesta deberían tener un error relativo máximo de 25%, un nivel de confianza de 95%, una tasa de no respuesta de 20% y un efecto de diseño de 1.7, se determinó un tamaño de muestra de al menos 1,476 hogares.

En 13 entidades el tamaño de muestra se elevó hasta un máximo de 1,620 viviendas, para poder garantizar un mínimo de 300 hogares incorporados al Programa Oportunidades. Así, el tamaño de muestra nacional fue de 48,600 viviendas, lo que permite estimar prevalencias de 0.4% y más.

## **iii. Las Encuesta de Evaluación de los Hogares (ENCEL) Rural**

El objetivo de las ENCEL es recabar datos sobre diversos temas vinculados con el hogar en su conjunto y sus integrantes. Las ENCEL se componen de diferentes cuestionarios que abordan temáticas particulares, que si bien las preguntas pueden variar entre una encuesta y otra, dependiendo del lapso de tiempo que haría posible observar en ciertos indicadores de resultado los

cambios atribuibles a la intervención del Programa, siempre se procuró conservar la comparabilidad de las preguntas a lo largo del tiempo. En el apartado de descripción de las bases de datos se describen brevemente las temáticas abordadas en cada una de estas encuestas. Hasta la fecha se cuentan con ocho levantamientos de encuestas de evaluación de los hogares (dos en 1998, 1999 y 2000, y una en 2003 y 2007).

El principal instrumento de captación de información en las ENCEL 1998-2007 fue el cuestionario de características socioeconómicas de los hogares. A partir de 2003, adicionalmente a la aplicación de este cuestionario, y con el fin de evaluar impactos del Programa Oportunidades en la salud reproductiva de la población beneficiaria, se decidió aplicar un cuestionario de fecundidad a mujeres seleccionadas de 15 a 49 años de edad.

Además de esta información a nivel de hogar, desde el plan original de evaluación siempre se consideró conveniente contar con información a nivel de localidad que permitiera dar cuenta de aquellas características económicas, sociales, de infraestructura y demográficas de la comunidad que pudieran afectar los resultados de los indicadores de interés. Por tal motivo, desde la ENCEL 2003 se decidió levantar un cuestionario de localidad que fue aplicado en todas las localidades de la muestra de evaluación, una para cada localidad. La entrevista se realizó con las autoridades, líderes o funcionarios públicos de la comunidad o personas que pudieran aportar información relevante. El objetivo de este cuestionario fue obtener información sobre la infraestructura local, la disponibilidad de servicios, las principales actividades económicas, así como de la organización de grupos o asociaciones que se reúnen para realizar algunas actividades comunitarias. También se aplicó un cuestionario de precios con el objeto de obtener los diferentes precios de los principales productos alimenticios, agropecuarios y farmacéuticos de cada localidad considerada dentro de la muestra. La información obtenida a través de este cuestionario es valiosa, ya que permite calcular índices de precios que ayudarán a reflejar en gran medida el bienestar de la población, contribuyendo a mostrar las condiciones generales de la localidad y la manera en que los productos son distribuidos y comercializados.

#### **iv. El índice de marginación de CONAPO 2000 y 2005**

La marginación es un fenómeno estructural que se origina en el modelo de desarrollo y se manifiesta tanto en la dificultad para propagar el avance técnico en el conjunto de la estructura productiva y en las regiones del país, como en la exclusión de grupos sociales del proceso de desarrollo y del disfrute de sus beneficios.

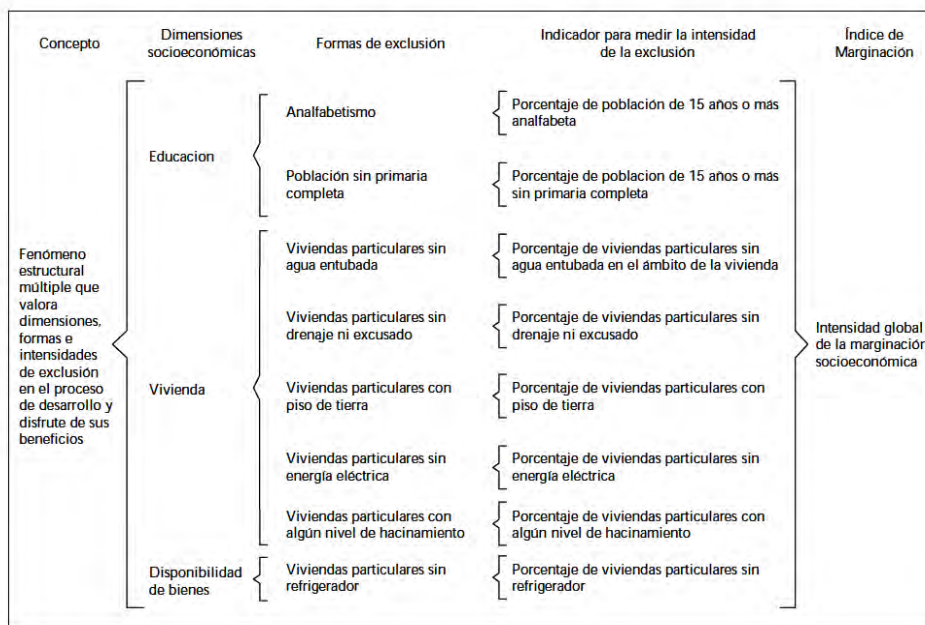
Los procesos que modelan la marginación conforman una precaria estructura de oportunidades sociales para los ciudadanos, sus familias y comunidades, quienes se ven expuestos a

privaciones, riesgos y vulnerabilidades que a menudo escapan de su control y cuya reversión requiere el concurso activo de los agentes públicos, privados y sociales.

No obstante su carácter multidimensional, al igual que las formas, intensidades e implicaciones demográficas y territoriales de la marginación pueden ser aproximadas mediante medidas sintéticas. Dichas medidas analítico-descriptivas son sumamente útiles para la planeación del desarrollo, dado que permiten diferenciar localidades territoriales según la intensidad de las privaciones que padece la población, así como establecer órdenes de prioridad en las políticas públicas orientadas a mejorar la calidad de vida de las personas y a fortalecer la justicia distributiva en el ámbito local.

El índice de marginación es una medida resumen que permite diferenciar a las localidades censales del país según el impacto global de las privaciones que padece la población, como resultado de la falta de acceso a la educación, la residencia en viviendas inadecuadas y la carencia de bienes. En la Figura 1 se muestran las dimensiones, formas de exclusión y los ocho indicadores socioeconómicos que sintetiza el índice de marginación, los cuales miden la intensidad de la exclusión como porcentaje de la población que no participa del disfrute de bienes y servicios esenciales para el desarrollo de sus capacidades básicas. La construcción del índice de marginación se realizó por la Comisión Nacional de Población (CONAPO).

**Figura 1. Esquema conceptual de la marginación a nivel localidad**



**a. Selección de la muestra de análisis**

La muestra de análisis está conformada por 1,412 mujeres de 15 a 49 años de edad ubicadas en zonas rurales de alto y muy alto grado de marginación de México y que reportaron haber tenido

su último embarazo entre los años 1998 y 2005. La principal ventaja de seleccionar de esta manera al grupo de análisis estadística y a que al establecer un bloque de análisis homogéneo en características individuales, como la edad, ubicación y condición socioeconómica, se reduce la inclusión de factores de confusión al análisis y sesgos en los resultados.

### **b. Estrategia de análisis**

Se realizaron análisis descriptivos y de asociación estadística. El primer análisis describe a nuestra variable de respuesta de interés, el número de visitas prenatales (ACV) así como las principales características económicas y socio-demográficas de la muestra en estudios. El efecto del proceso de reforma del sistema de salud (RSS) sobre ACV se analizó a través de modelos de asociación estadística ajustados por características individuales, del hogar y locales o municipales. Para esto último se estimaron dos modelos de asociación estadística, cuya diferencia radica en la agregación de variables de incorporación al programa Oportunidades de las localidades en las que viven las mujeres analizadas; ello a fin de: (1) analizar las diferencias en el efecto de interés, y (2) corroborar si el programa oportunidades ha tenido efectos positivos sobre el uso de servicios prenatales en la población de interés.

Como se verá en la sección de resultados descriptivos, nos enfrentamos al problema de sobredispersión en la variable de respuesta que modelamos, misma que es atribuible a la existencia de un exceso de ceros. Consideramos este problema en nuestro estudio, estimado un modelo que corrija por la existencia de ceros, el modelo estimado es de regresión cero-inflado (ZIP por sus siglas en inglés) (Gurmu & Trivedi, 1996; Greene W. 1994).

Por otro lado, el poder relativo del modelo estimado se evaluó con la prueba de especificación Vuong (Vuong, Q. H. 1989). Esta prueba permite comparar distintas alternativas de modelos con el ZIP, entre ellas el modelo de regresión *Poisson* tradicional y los modelos de regresión negativo binomial tradicional y el cero-inflado. La prueba calcula, para cada observación, el logaritmo de la relación entre el valor previsto en un modelo inflado de ceros y el valor previsto en un modelo tradicional. A esta nueva variable,  $m$ , se le calcula el estadístico,

$$V = \frac{\sqrt{n}(\bar{m})}{S_m} \square Z_\alpha \quad (11)$$

donde  $n$  es el número de observaciones,  $\bar{m}$  es la media y  $S_m$  la desviación típica de la nueva variable. Dicho estadístico se distribuye como una normal estandarizada  $Z = N(0, 1)$ . Valores positivos altos (superiores al valor de la distribución para un nivel  $\alpha$  de significancia) son un argumento en favor del modelo inflado de ceros mientras que valores negativos altos son un argumento en favor de los modelos tradicionales. Para un nivel de significancia alfa de 0.05, un valor de  $V$  superior a 1.96 favorece el modelo inflado de ceros. Los resultados de esta prueba



sugirieron que el mejor modelo es el Poisson cero-inflado frente a los modelos binomiales negativos tradicionales y los cero-inflados.

El modelo general a estimar es el expresado en la ecuación (10); donde  $y_i$  es número de visitas prenatales realizados por la mujer  $i$ . Como variables explicativas incluimos el año de embarazo (dicotómicas de cada año entre 1998 y 2005); y variables a nivel individual, del hogar y localidad/municipalidad respectivamente, además una variable dicotómica (0,1) que se refiere al año de la encuesta utilizada (2000 = 0 and 2005 = 1).

A nivel individual incluimos edad (en años), el número de hijos, y las variables dicotómicas: escolaridad (por niveles concluidos), condición indígena (aproximada por si la persona habla o no una lengua indígena, CDI 2009), condición laboral (trabaja = 1, no trabaja=0) y el estado civil (casado o unido = 1, otro=0). A nivel hogar incluimos las variables dicotómicas (Sí = 1, No = 0) poseer algún tipo aseguramiento de salud y la existencia de niños de 0 a 7 años, y un indicador de nivel socioeconómico (NSE) elaborado con base en la condición de infraestructura de los hogares.

Una de las metodologías que han sido utilizadas más recientemente en las estimaciones del NSE es el análisis de componentes principales (ACP). Uno de los estudios más relevantes e influyentes en el desarrollo de los estudios económicos para la construcción de un índice socioeconómico que utiliza el ACP es el de Filmer and Pritchett (2001). Ellos utilizan información sobre los activos del hogar (en primer lugar bienes durables como reloj, bicicleta, radio, televisión, motocicleta, refrigerador, carro), tipo de acceso a adecuadas condiciones e higiene (fuente de agua potable, tipo de servicio), número de habitaciones y materiales de la construcción utilizados en la vivienda para la construcción de un índice por medio del ACP.

El ACP es una técnica estadística multivariada utilizada para reducir el número de variables de un set de datos en un pequeño número de dimensiones. En términos matemáticos, a partir de un set inicial de  $n$  variables correlacionadas, el ACP crea un índice no correlacionado o componentes, donde cada componente es una combinación lineal ponderada de las variables iniciales.

De esta forma, el ACP consiste en encontrar transformaciones ortogonales de las variables originales para conseguir un nuevo conjunto de variables no correlacionadas, de nominadas componentes principales, que se obtienen en orden decreciente de importancia. Las componentes son combinaciones lineales de las variables originales y se espera que, solo unas pocas (las primeras) recojan la mayor parte de la variabilidad de los datos, obteniéndose una reducción de la dimensión en los mismos. Luego el propósito fundamental de la técnica consiste en la reducción de la dimensión de los datos con el fin de simplificar el problema en estudio.

A pesar de la contribución del trabajo de Filmer and Pritchett, se han señalado algunas críticas al ACP empleado por los autores, entre ellas destacan:

1. El uso de variables categóricas con más de dos categorías con la potencial consecuencia de introducir numerosas correlaciones espurias que tienden a generar estimaciones incorrectas del índice socio-económico.
2. El procedimiento utilizado por los autores pierde toda la información ordinal en las variables, si es que existía alguna.
3. Otro aspecto a señalar es el efecto de diseños muestrales complejos en el análisis, el cual de no ser tomado en cuenta conduce a sesgos en las estimaciones.

Por otro lado, la construcción de un índice por el método de componentes principales aunque puede aproximar a la estimación de las desigualdades entre los hogares. Sin embargo, tiene algunos retos adicionales:

1. El índice de riqueza construido por el método de componentes principales tiene media cero y toma valores negativos para algunos hogares, por lo que muchas veces pueden obtenerse mediciones de desigualdad no bien definidas
2. El índice de activos puede sufrir de truncamientos que puede afectar las estimaciones de desigualdad en los niveles de bienestar
3. Un índice puede ser un buen proxy de nivel de riqueza pero provee poca información de desigualdad
4. La relación entre el índice de activos y el consumo de bienes no duraderos parece ser monótona más no lineal. Desigualdades en la posesión de los activos pueden entonces ser diferentes de las desigualdades en el consumo

Una manera de corregir estos problemas es realizando un ACP que incluya *polychoric* y *polyserial correlations* (McKenzie 2005, Kolenikov et al 2004); método que, a diferencia del método de componentes principales con matrices de correlación y el método de análisis factorial, no supone normalidad y permite el cálculo del índice de NSE a partir de variables de naturaleza categórica o dicotómica (Hotelling 1933, Anderson 2003, Mardia et al. 1980), reduciendo así la existencia de correlaciones espurias (Pearson & Pearson, 1922; Olsson, 1979; Bartolo, 2000). Nuestro indicador de NSE incluyó variables dicotómicas (0,1) que indican la condición adecuada o no de la(s) pared, techo, piso y la posesión de agua, sanitario, drenaje y electricidad al interior del hogar.

A nivel localidad/municipal se incluyen variables de oferta de servicios de salud el número de centros de salud por cada cien mujeres (Sahn D. 2003; Ichoku HE. 2003; Deb P. et al 2002), a fin de controlar las estimaciones por la condición socioeconómica de la localidad incluimos el índice de marginación local para 2005 (CONAPO 2005). Este índice de marginación es una medida resumen que permite diferenciar a las localidades censales del país según el impacto global de las

privaciones que padece la población, como resultado de la falta de acceso a la educación, la residencia en viviendas inadecuadas y la carencia de bienes. Finalmente, incluimos el año de incorporación municipal al programa Oportunidades, procedentes de la Encuesta de Evaluación de los Hogares Rurales (ENCEL) 2003 (Oportunidades, 2010).

## VIII. Resultados

### a. Análisis descriptivo

El Cuadro 1 muestra las principales características socioeconómicas y demográficas de la muestra de análisis. En promedio las mujeres incluidas en la muestra tenían 28 años de edad y 4 hijos, cifra muy por encima al promedio nacional de 2 hijos por mujer en edad fértil reportado por la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (INEGI, 2009). Del total de las mujeres, 6% reportaron no tener educación formal, 64% terminaron o no el nivel primario de educación, 30% tenían educación secundaria o superior y 21% hablan alguna lengua indígena. Sólo 17% trabaja y el 84% estaba casada o convivía con alguien.

Los hogares de la muestra de análisis se caracterizan por un nivel socioeconómico muy bajo (SES index = -0.61), 73% no contaban con algún tipo de cobertura de salud, 94.2% tienen entre sus integrantes a menores de 7 años. En las localidades de residencia de estas mujeres existen en promedio sólo un centro de salud por cada cien mujeres y un índice de marginación de 1.02 en promedio, 51% de la muestra de análisis se ubica en localidades incorporadas a Oportunidades en 1998, 38% en aquellas incorporadas en 2000 y 11% en las incorporadas en 2003.

**Cuadro 1. Principales características de la muestra de análisis (N=1,412)**

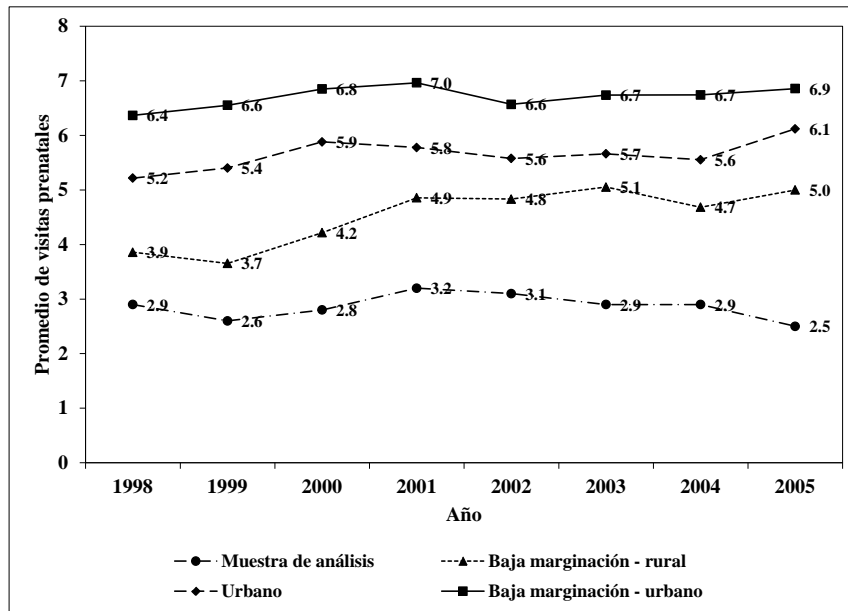
	Media (DE)
<b>Características individuales:</b>	
Número de visitas prenatales	2.74 (2.44)
Años de edad	28.3 (7.35)
Sin educación <sup>+</sup>	0.06
Máximo nivel de educación: Primaria <sup>+</sup>	0.64
Máximo nivel de educación: Secundaria o más <sup>+</sup>	0.30
Indígena <sup>+</sup>	0.21
Trabaja <sup>+</sup>	0.17
Casada <sup>+</sup>	0.84
Número de hijos	3.58 (2.50)
<b>Características del hogar:</b>	
Sin aseguramiento	0.73
Presencia de niños de 0 a 7 años de edad <sup>+</sup>	0.95
Índice de nivel socioeconómico ( <i>polychoric index</i> )	-0.61 (0.85)
<b>Características locales o municipales:</b>	
Incorporado a Progres/Oportunidades a partir de 1998	0.51
Incorporado a Progres/Oportunidades a partir de 2000	0.38
Incorporado a Progres/Oportunidades a partir de 2003	0.11
Índice de marginación	1.02 (0.90)
Centros de salud por 100 mujeres	1.19 (0.83)

<sup>+</sup> Variable dicotómica (Sí = 1).

La Figura 2 describe, de manera más clara, la falta de variabilidad en el número de visitas durante el período de análisis, en la muestra de mujeres pertenecientes a áreas rurales de alta y muy alta marginación (muestra de análisis). En él se muestran además las enormes diferencias entre el

número de visitas registrado entre aquellas mujeres ubicadas en zonas rurales de baja marginación, mujeres en zonas urbanas en general y mujeres en zonas urbanas de baja marginación, siendo estas últimas quienes reportan niveles de utilización de servicios prenatales tres veces superiores a aquellas incluidas en la muestra de análisis (zonas rurales de alta y muy alta marginación).

**Figura 2. Tendencia del número de visitas prenatales 1998 - 2005**



En la zona urbana y urbana de baja marginación no existieron mayores cambios en el número de visitas, ubicándose éstas en un promedio de 5.6 y 6.7 visitas prenatales, respectivamente. Sin embargo, donde sí se generaron cambios significativos entre 1998 y 2005 fue en las zonas rurales de baja marginación, pasando de un promedio de 3.9 a 5 visitas.

**b. Efecto de la reforma sobre el uso de servicios prenatales**

El Cuadro 2 muestra los resultados del modelo *Poisson* cero-inflado. La diferencia entre las dos columnas presentadas es que en la segunda se incluye el año de incorporación al programa Oportunidades de las localidades en donde residen las mujeres incluidas en la muestra de análisis. Con ello se busca corroborar si parte del efecto atribuible al proceso de la reforma (y medido a través del año del parto) se debe a la presencia del programa.

Los resultados obtenidos a partir de los modelos estimados se reportan en términos de efectos marginales. Los efectos marginales proveen una medida del efecto de cada variable explicativa sobre la variable dependiente; así, el efecto marginal de una variable explicativa es la tasa de cambio instantánea en la variable dependiente atribuible a la explicativa, manteniendo las demás constantes. Formalmente, en un modelo Poisson

$$E[y_i | \underline{x}_i] = \mu_i = \exp(\underline{x}'_i \beta) \quad (12)$$

entonces, los efectos marginales se obtienen como:

$$\frac{\partial E[y_i | \underline{x}_i]}{\partial x_{i,j}} = \beta_j \exp(\underline{x}'_i \beta) = \beta_j E[y_i | \underline{x}_i] \quad (13)$$

La bondad de ajuste de los modelos estimados se valor con base en el cálculo de la Máxima Verosimilitud y del estadístico de Akaike. Cuando se tiene una serie de modelos  $M_1, M_2, \dots$  con parámetros  $K_1, K_2, \dots$ , respectivamente, la máxima verosimilitud permite seleccionar el modelo que realiza el mejor ajuste de los datos pero no penaliza su complejidad, lo que si sucede cuando se emplean medidas de contraste como el criterio de información de Akaike (AIC), que hace uso del Log-likelihood (log Lik), que es el logaritmo de máxima verosimilitud, y sustraen un término proporcional al número de parámetros ( $K$ ) en el modelo, a sí:  $\log Lik - \alpha K$ , donde  $\alpha$  corresponde a 2 para el AIC.

El criterio combina la teoría de máxima verosimilitud, información teórica y la entropía de información, y es definido por la siguiente ecuación:

$$AIC = -2 \times \log(Lik) + 2K \quad (14)$$

Este criterio tiene en cuenta los cambios en la bondad de ajuste y las diferencias en el número de parámetros entre dos modelos. Los mejores modelos son aquellos que presentaron el menor valor de AIC. Los resultados de estos estadísticos sugieren que el modelo (2) que incluye el año de incorporación local a Oportunidades resulto ser el de mejor ajuste. Todos los análisis fueron realizados con el *software* Stata/SE 11 (StataCorp LP, 2009).

Tanto en el modelo 1 como el 2, se aprecia que el efecto del proceso de reforma (medido a través de las variables del tiempo) se caracteriza por tener la forma de una U-invertida a través del tiempo. El mayor efecto de la reforma del sistema de salud mexicano se asocia al año 2002, el cual eleva en 1.24 el número de visitas, posterior a ello la tendencia se torna decreciente, siendo los incrementos de 1.1 y 1.06 visitas en 2003 y 2004 respectivamente, perdiéndose dicho efecto en el año 2005 (modelo 1).

Los resultados atribuibles al proceso de reforma del sistema de salud mexicano pierden importancia en magnitud y en algunos casos importancia estadística al incluir en los modelos la incorporación local a Oportunidades. Vivir en un municipio incorporado a Oportunidades en 1998 o 2000 frente a pertenecer a una localidad incorporada en 2003 eleva en 1.41 y 1.34 el número de visitas prenatales respectivamente, frente a aquellas ubicadas en localidades incorporadas en 2003.

**Cuadro 2. Efectos de corto plazo de la reforma del sistema de salud mexicano sobre el número de visitas prenatales**

	Modelo ZIP (dy/dx)	
	(1)	(2)
<b>Año de parto</b>		
2000 <sup>‡</sup>	0.74* [0.30]	0.72* [0.30]
2001 <sup>‡</sup>	0.95** [0.29]	0.83** [0.30]
2002 <sup>‡</sup>	1.24** [0.30]	0.76** [0.32]
2003 <sup>‡</sup>	1.10** [0.33]	0.73** [0.32]
2004 <sup>‡</sup>	1.06** [0.29]	0.65** [0.31]
2005 <sup>‡</sup>	0.67 [0.58]	0.47 [0.63]
<b>Características individuales</b>		
Años de edad	0.01 [0.01]	0.001 [0.01]
Años de escolaridad	0.07* [0.03]	0.07** [0.02]
Trabaja <sup>‡</sup>	-0.11 [0.22]	0.05 [0.18]
Casada <sup>‡</sup>	0.76** [0.21]	0.61** [0.17]
Número de hijos	-0.05 [0.04]	-0.02 [0.03]
Indígena <sup>‡</sup>	0.14 [0.20]	-0.06 [0.17]
<b>Características del hogar</b>		
Con seguridad social <sup>€</sup>	-0.08 [0.21]	0.08 [0.16]
Presencia de niños de 0 a 7 años de edad <sup>‡</sup>	0.32+ [0.33]	0.01+ [0.27]
Índice de nivel socioeconómico ( <i>polychoric index</i> )	0.02+ [0.09]	0.12+ [0.08]
<b>Características locales/municipales</b>		
Incorporado a Progres/Oportunidades a partir de 1998 <sup>§</sup>		1.41** [2.01]
Incorporado a Progres/Oportunidades a partir de 2000 <sup>§</sup>		1.34** [1.03]
Centros de salud por 100 mujeres	1.11** [0.10]	1.35** [0.09]
Índice de marginación	-1.05* [0.07]	-1.06** [0.09]
Observations	1,412	1,412
Log de verosimilitud	-2,602	-2,481
AIC	5,271	5,039
Valor Z de la prueba de Vuong	21.5**	17.4**

Nota: Errores estándar en corchetes. \*\* p<0.01, \* p<0.05, +p<0.10. ‡ Variable dicotómica (Sí = 1). † Referencia periodo 1998-1999. € Referencia: Sin seguridad social. § Referencia: Incorporado a Progres/Oportunidades a partir de 2003. Efectos fijos por año de encuesta no reportados.

Al efecto de la reforma del sistema de salud mexicano se suman aquellos atribuibles a características individuales, del hogar y locales. El número de visitas se asocia de manera directa

con los años de educación de las mujeres, si ellas están casadas o viven en unión libre, si en su hogar existen niños de 0 a 7 años de edad, con un mayor nivel socioeconómico y la disponibilidad de centros de salud en la localidad en donde habitan. Por su parte, el número de visitas prenatales se reduce conforme se incrementa el nivel de exclusión social que sufren las localidades.

El cálculo del log de verosimilitud de -2,481 y del AIC de 5,039 nos indica que el modelo 2 tiene una mejor bondad de ajuste. Además el test de Vuong (valor  $z > 1.96$ ) confirma que la estimación de un modelo ZIP son preferidos a regresión *Poisson* tradicional y los modelos de regresión negativo binomial tradicional.



## IX. Discusión

Las variables expresadas como un conteo pueden hallarse prácticamente en cualquier ámbito de aplicación de la salud pública. En el contexto particular del uso de servicios de salud, su aplicación se ha extendido, ya que numerosos estudios utilizan como variable de respuesta una variable de conteo. A pesar de que el modelo *Poisson* es el más empleado cuando se tiene una variable de conteo, no existe una práctica generalizada en cuanto al tipo del modelo de regresión que debe utilizarse, aun cuando existen una gran variedad de modelos que pueden utilizarse.

En particular, ello se debe tener en cuenta cuando nos enfrentamos a la existencia de problemas de sobrepresencia de un valor particular en la variable de respuesta que estamos intentando modelar. No considerar esto implica la estimación sesgada de los errores estándar, y por tanto en los niveles de significancia de los estimadores de interés. Este fenómeno se reconoce en la bibliografía (McCullagh P. & Nelder JA, 1989; Hilbe J., 2007; Cameron AC, Trivedi PK., 1998) y es atribuible a la presencia de sobredispersión.

La población estudiada es tá sujeta a una sistemática desigualdad que recorre todas las dimensiones del desarrollo humano y económico, convive en un entorno en donde la pobreza es un problema estructural que restringe el acceso a servicios de salud suficientes y de calidad. Esta población se caracteriza por poseer altos niveles de marginación o rezago social, con condiciones precarias en materia de educación, vivienda y servicios, acceso limitado a servicios públicos en general, baja cobertura de seguridad social, altos índices de etnicidad y baja utilización de servicios de salud prenatal (PNUD, 2010). Esta situación delinea un contexto adverso para estas poblaciones caracterizado por la existencia de imperfecciones en el acceso a los servicios de salud.

Las políticas de salud implementadas entre 1998 y 2005 estuvieron fundamentadas en principios de equidad definidos a partir de las características propias de las poblaciones. Dichas políticas tuvieron como objetivo corregir los rezagos en la utilización de servicios de salud mediante intervenciones focalizadas en zonas de alta exclusión social. Se buscó desde un primer momento ampliar la cobertura de programas e incentivar la utilización de servicios, así como atender las condiciones que causan mayor desigualdad y exclusión. Sin embargo, las reformas emprendidas en este periodo tuvieron alcances limitados en materia de cobertura y respuesta a las necesidades de la población por parte del sistema mexicano de salud, lo cual confirma hallazgos de otros estudios que han concluido que en zonas de mayor marginación es donde se presenta la más baja efectividad en la atención oportuna de las necesidades de salud (Lozano et al., 2007).

Los resultados sugieren un contexto preocupante en cuanto a la baja utilización de servicios prenatales. Las mujeres de la muestra analizada tuvieron, en promedio, menos de tres visitas durante todo su embarazo, cifra tres veces menor a la registrada en zonas urbanas con

bajos niveles de marginación. En este sentido, los modelos de asociación estadística evidencian que las restricciones en la oferta de servicios de salud y los elementos que determinan un bajo poder adquisitivo de la población estudiada, se conjugan como factores explicativos de la baja utilización. Dichos modelos muestran que estas restricciones pueden ser compensadas por la presencia de programas focalizados, como es el caso de Oportunidades. No obstante, los alcances en el tiempo de este tipo de programas se restringen por la presencia de factores estructurales que inhiben el desarrollo económico, así como por elementos políticos que emplean mecanismos corporativos en la asignación de recursos dirigidos a estas poblaciones (Arredondo et al., 2009), además de la falta de adecuación de dichos programas a situaciones locales tales, a preferencias de la población y barreras económicas, geográficas, culturales y organizacionales que afectan la utilización de servicios en estas zonas. Estos rasgos sugieren la irrelevancia de contrastar el diseño de los programas contra sus logros en el mediano y largo plazo, así como las condiciones que podrían garantizar mayor efectividad y sostenibilidad.

Este estudio no es exento de limitantes. En primer lugar, debido a la estrategia de análisis seguida los resultados obtenidos se acotan solo a poblaciones similares a la incluida en el análisis. En segundo lugar, pese a que las fuentes de información utilizadas se diseñaron específicamente para el estudio, entre otras cosas, de los factores asociados al uso de servicios de salud, ellas no cuentan con información suficiente que permita explorar y/o analizar de manera más sólida posibles mecanismos de transmisión que expliquen los hallazgos. En este sentido, cabe mencionar que existen otras fuentes de información que permitan explorar el fenómeno a bordado de manera descriptiva y para un mayor número de población; sin embargo, estas fuentes de información no permite realizar análisis de factores asociados a nuestras variables de interés, el cual es uno de los objetivos de este estudio.

## X. Conclusiones

La presencia de sobredispersión en los datos de conteo en el estudio ocasiona la estimación sesgada de los errores estándar, y por tanto en los niveles de significancia de los estimadores de interés. Por ello, a fin de realizar inferencias más precisas a partir de los resultados de un modelo estimado, resulta sumamente importante reconocer la posible existencia de dicho problema, mostrarlo y considerarlo de manera adecuada en las estimaciones realizadas como parte de un estudio específico.

Luego de mostrar la existencia de este problema y considerarlo en nuestras estimaciones; los resultados del presente estudio sugieren que las políticas implementadas como parte del proceso de reforma del sector salud han tenido efectos transitorios de la implementación de las políticas en la demanda y en la cobertura de servicios, lo cual podría sugerir acceso limitado a servicios de atención del embarazo y el parto en la población femenina rural, ubicada en zonas de extrema pobreza de México. Se destacan problemas de atención oportuna, de cobertura efectiva y de oferta de servicios de salud en áreas de bajo nivel de desarrollo económico. Se identifican tendencias donde los mayores desempeños coincidieron con el lanzamiento de programas específicos y focalizados. Resultó relevante en el análisis realizado que los mejores desempeños parecieron corresponder con los momentos de mayor respaldo político a las iniciativas analizadas. Al mismo tiempo, se documenta una variabilidad en el tiempo en cuanto al número de consultas prenatales, el cual no rebaza el mínimo sugerido por la OMS de al menos cinco consultas (Villar et al, 2003). El número de embarazos y su atención oportuna se asocian a variables socioeconómicas, demográficas y a la presencia de programas sociales en el nivel local.

En entornos como el mexicano donde la pobreza, la desigualdad y la inequidad son, desde hace mucho, un problema estructural, es crucial, afinar e incluso re-direccionar la intervención pública. Los esfuerzos que por varios años ha realizado el gobierno por reducir los niveles de pobreza y desigualdad en México, aunque valiosos, no han sido suficientes para acortar las brechas en el acceso a servicios de salud. En este sentido, no sólo hace falta más intervención pública capaz: (1) de crear capacidades efectivas en los agentes para que puedan optar entre distintas alternativas no valoradas por una persona o una sociedad de manera independiente, las cuales se vinculan con los valores y preferencias de las poblaciones sobre la utilización de servicios (Sen, 1984, 2001), y (2) de incluir criterios de eficiencia en la asignación de recursos y equidad distributiva, en un entorno de sensatez, factibilidad, responsabilidad social y sostenibilidad de largo plazo, elementos clave para garantizar el bienestar de las poblaciones más excluidas (Serván-Mori, 2010).

## **XI. Referencias**

- Anderson TW. An Introduction to Multivariate Statistical Analysis, 3rd edn, John Wiley and Sons, New York. 2003.
- Arredondo A , Orozco E , Servan E . Costs of epidemiological changes in Chronic Diseases in Mexico, Chapter 5 del libro: Bernice R. Hofmann (ed.). Health Care Costs: Causes, Effects and Control, Nova Science Publishers Inc., 2009, ISBN: 978-1-60456-976-6, pp. 128-144.
- Bustos, Patricia; Hugo Amigo y Marcia Erazo (2005), Estado del arte del conocimiento sobre la salud de los pueblos indígenas de las Américas, Informe técnico OPS-Universidad de Chile, inédito.
- Cameron, A.C. y Trivedi, P.K. 1998. Regression Analysis of Count Data, Cambridge University Press.
- Centro de Estudios para el Adelanto de las Mujeres y la Equidad de Género (CEAMEG) (2008). La Mujer Indígena en las Zonas Rurales. Cámara de Diputados, México.
- CEPAL (2007), Panorama Social de América Latina 2006, ( LC/G.2326-P/E), Santiago de Chile, diciembre.
- CEPAL (2006), Panorama Social de América Latina 2005, ( LC/G.2288-P/E), Santiago de Chile, diciembre.
- CDI ( Comisión Nacional de Desarrollo de los Pueblos Indígenas). 2009. Indicadores socioeconómicos de los pueblos indígenas de México 2002. Disponible en: <http://www.cdi.gob.mx/> (consultado en enero 2010).
- Claeson, Mariam and Ronald J. Waldman 2000. La evolución de los programas de salud infantil en los países en desarrollo: el punto de mira se desplaza de las enfermedades a las personas”, [en línea], Bull World Health Organ 2000, v. 78, n. 10, pp. 1234-1245.
- CONAPO (Consejo Nacional de Población). Índices de Marginación a nivel localidad 2005. Disponible en: <http://www.conapo.gob.mx/publicaciones/indice2005xloc.htm> (consultado en Octubre 2009).
- Deb P, Trivedi PK. 1997. Demand for medical care by the elderly: a finite mixture approach. J Appl Econ 1997;12:313-336.
- Deb, P. and P.K. Trivedi. 2002. The Structure of Demand for Health Care: Latent Class versus Two-Part Models. Journal of Health Economics. 21(4): 601-625.
- Dobson A, Barnett A. An introduction to generalized linear models. 3rd ed. New York: Chapman & Hall/CRC, 2008.
- Efron B, Tibshirani R. An introduction to the bootstrap. New York: Chapman & Hall/CRC, 1993.

- Frenk J. Tender puentes: lecciones globales desde México sobre políticas de salud basadas en evidencias. *Salud Publica Mex* 2007;49 supl 1:S14-S22.
- Frenk J, Bobadilla JL, Sepúlveda J, López-Cervantes M. Health transition in middle-income countries: new challenges for health care. *Health Policy Plan* 1989;4:29-39.
- Frenk J, Knaul F, Gómez-Dantés O et al. Fair financing and universal protection: the structural reform of the Mexican health system. México, DF: Secretaría de Salud, 2004.
- Frenk J, González-Pier E, Gómez-Dantés O, Lezana MA, Knaul FM. Reforma integral para mejorar el desempeño del sistema de salud en México, *Salud pública Méx* vol.49 suppl.1 Cuernavaca 2007.
- Gakidou E, Lozano R, González-Pier E, et al. Assessing the effect of the 2001-2006 Mexican Health Reform: an interim report card. *Lancet* 2006;368:1920-1935.
- González-Pier E, Gutiérrez-Delgado C, Stevens G, Barraza-Lloréns M, Porrás-Condey R, Carvalho N et al. Definición de prioridades para las intervenciones de salud en el Sistema de Protección Social en Salud de México. *Salud Publica Mex* 2007;49 supl 1:S37-S52.
- Gracey, Michael y Malcolm King (2009), Indigenous health part 1: determinants and disease patterns [en línea], [www.the-lancet.com](http://www.the-lancet.com) vol 374, July 4.
- Greene, W. 1994. Accounting for excess zeros and sample selection in Poisson and negative binomial regression models. Working paper EC-94-10, Department of Economics, Stern School of Business, New York University.
- Grootendorst PV. A comparison of alternative models of prescription drug utilization. *Health Econo* 1995;4:183-198.
- Gruchilskin, Sofia y otros (2008), Using human rights to improve maternal and neonatal health: history, connections and proposed practical approach, *Boletín de la OMS* 86:589-593.
- Gurmu, S. and P. Trivedi. 1996. Excess zeros in count models for recreational trips. *Journal of Business & Economic Statistics*. 14(4): 469-477.
- Hardin J, Hilbe J. Generalized linear models and extensions. 2nd ed. Texas: Stata Press, 2007.
- Hilbe J. Negative binomial regression. Cambridge: Cambridge University Press, 2007.
- Hotelling H. Analysis of a complex of statistical variables into principal components, *Journal of Educational Psychology* 1933; 24: 417-441, 498-520.
- Ichoku H. E., Murray L. (2003). Demand for Healthcare Services in Nigeria: A Multivariate Nested Logit Model. *African Development Review*. 15 (2-3): 396-424.
- Jones AM. Applied health economics. Oxford: Routledge, 2007.

- Karam MA, Bustamante P, Campuzano M, Camarena A. Aspectos sociales de la mortalidad materna. Estudio de caso en el Estado de México. *Medicina Social*, volumen 2, número 4, octubre de 2007.
- King, Malcolm, Alexandra Smith y Michael G. Macken (2009), Indigenous health part 2: the underlying causes of the health gap [en línea], [www.thelancet.com](http://www.thelancet.com), Vol 374, July 4.
- Knauth F, Frenk J. Health insurance in Mexico: achieving universal coverage through structural reform. *Health Aff* 2005;24(6):1467-1476.
- Knauth FM, Arreola-Ornelas H, Mendez-Carniado O, Bryson-Cahn C, Barofsky J, Maguire R, et al. Las evidencias benefician al sistema de salud: reforma para remediar el gasto catastrófico y empobrecedor en salud en México. *Salud Publica Mex* 2007;49 supl 1:S70-S87.
- Knauth FM, Arreola-Ornelas H, Méndez O, Miranda M. Preventing impoverishment, promoting equity and protecting households from financial crisis: universal health insurance through institutional reform in Mexico. Working paper. México, DF: Fundación Mexicana para la Salud, 2005.
- Knauth FM, Arreola H, Borja C, Méndez O, Torres AC. El Sistema de Protección Social en Salud de México: efectos potenciales sobre la justicia financiera y los gastos catastróficos de los hogares, en: Knauth FM y Nigenda G (eds.). *El Kaleidoscopio de la Salud*, FUNSALUD, México, 2003.
- Kolenikov, S., and Angeles, G. 2004. The Use of Discrete Data in Principal Component Analysis With Applications to Socio-Economic Indices. CPC/MEASURE working paper 04-85.
- Lambert D. Zero-inflated poisson regression with an application to defects in manufacturing. *Technometrics* 1992;34:1-14.
- Lozano R, Núñez RM, Duarte MB y Torres LM. Evolución y tendencias de largo plazo de la mortalidad materna en México: análisis de factibilidad y de efecto potencial de intervenciones seleccionadas para el cumplimiento de las metas del milenio, en: Zúñiga E (Coord.). México, ante los desafíos de desarrollo del milenio, Consejo Nacional de Población, México, 2005.
- Lozano R, Soliz P, Gakidou E, Abbott-Klafter J, Feehan D, Vidal C, Ortiz JP, Murray C. Evaluación comparativa del desempeño de los sistemas estatales de salud usando cobertura efectiva, *salud pública de México*, vol.49, suplemento 1, 2007, S53-S69.
- Mardia KV, Kent JT, Bibby J. M. *Multivariate Analysis*, Academic Press, London. 1980.
- McCullagh P, Nelder JA. *Generalized linear models*. 2nd ed. New York: Chapman & Hall, 1989.
- McKenzie, David. 2005. Measuring inequality with asset indicators. *Journal of Population Economics*. 18(2): 229-260.
- Montenegro, Raúl y Carolyn Stephens 2006. "Indigenous health in Latin America and the Caribbean", *The Lancet* Vol 367, junio 3.

- Mullahy J. Specification and testing of some modified count data models. *J Econo* 1986;33:341-365.
- Mullahy, J. 1997. Heterogeneity, Excess Zeros and the Structure of Count Data Models, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 337-350.
- Nelder, J.A y Wedderburn, R.W.M. 1972. Generalized Linear Model, *Journal of the Royal Statistics Society A*, 135, 370-384.
- Organización Panamericana de la Salud, Agencia Española de Cooperación internacional, US-AID. Esquemas de protección social para la población materna, neonatal e infantil: Lecciones aprendidas de la región de América Latina, OPS, Washington, 2008.
- Patil, G.P. 1970. *Random Counts in Models and Structures*, vol 1-3, University Park, PA, and London, Pennsylvania State University Press.
- PNUD (Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo). 2010a. La mortalidad materna indígena y su prevención. Mexico.
- Programa de Desarrollo Humano OPORTUNIDADES. 2010. Bases de datos y cuestionarios para evaluación externa 2003. Disponible en <http://www.oportunidades.gob.mx/EVALUACION/es/index.php> (consultado en Junio 2009).
- Sahn, David E., Stephen D. Younger and Garance Genicot (2003). The Demand for Health Care Services in Rural Tanzania. *Oxford Bulletin Economics and Statistics*. 65(2): 241-260.
- Santos-Silva JMC, Windmeijer F. Two-part multiple spell models for health care demand. *J Econo* 2001;104(1):67-89.
- Secretaría de Salud. Salud: México, 2001. Información para la rendición de cuentas. México, DF: Secretaría de Salud, 2002.
- Serván-Mori, Edson. 2010. Desarrollo humano indígena en México. Aspectos de inequidad y desigualdad social. Capítulo 2 del Informe sobre Desarrollo Humano de los Pueblos Indígenas en México. El reto de la desigualdad de oportunidades.
- Sen, Amartya. 1984. The Living Standard. *Oxford Economic Papers*. 36(0):74-90.
- Sen, Amartya. 2001. *Development as Freedom*. Oxford: Oxford University Press.
- SSA (Secretaría de Salud). 2001. Programa de Acción: Salud y Nutrición para los Pueblos Indígenas. Primera Edición, 2001.
- Stata Corp LP. 2009. *Stata/SE 11.0 for Windows XP 64 bits*. College Station, Texas – USA.
- Stephens, Carolyn y otros. 2006. Disappearing, displaced, and undervalued: a call to action for Indigenous health worldwide, [www.thelancet.com](http://www.thelancet.com).

- Torres AC, Felicia Knaul. 2003. Determinantes del gasto de bolsillo en salud e implicaciones para el aseguramiento universal en México: 1992–2000. *Caleidoscopio de la salud: De la investigación a las políticas y de las políticas a la acción*. 2003: 209–225.
- UNICEF (2009), Estado mundial de la infancia. Salud materna y neonatal, UNICEF's flagship publication: *The State of the World's Children 2009: Child Survival*.
- Villar J., P. Bergsjö (2003). Nuevo Modelo de Control Prenatal de la OMS. Organización Mundial de la Salud. Ginebra - Suiza.
- Vuong, Q. H. 1989. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica* 57(2): 307–333.
- Winkelmann, R. y K. Zimmermann. 1995. Recent developments in count data modelling: theory and application, *Journal of Economic Surveys*, 9(1): 1-24.