

FACTORES QUE DETERMINAN LA MATERNIDAD ADOLESCENTE. CASO: INSTITUTO NACIONAL MATERNO PERINATAL

*Olga Lidia Solano Dávila¹, Doris Gómez Ticerán², Ana María Cárdenas Rojas²,
Ysabel Adriaola Cruz², Félix Bartolo Gotarate²,
Blanca Martínez Portuguese² & Orlando Giraldo Laguna²*

Resumen: En el presente trabajo se identificaron los factores que inciden en la maternidad adolescente de las pacientes del servicio de Alojamiento Conjunto del Instituto Nacional Materno Perinatal (INMP) de Lima, utilizando la teoría de Regresión Logística Múltiple (Hosmer y Lemeshow, 2000; Andersen, 1997; Uriel, 2005).

El cuestionario con preguntas respecto a las características de las madres adolescentes: nivel educativo, edad de la unión, conocimiento sobre educación sexual y planificación familiar, así como, características del hogar: estructura del hogar, estado civil, unión y nivel educativo de los padres, número de hermanos, etc., se aplicó en el periodo de noviembre de 2007 a marzo de 2008. (Solano et. al, 2007).

Para el cálculo del tamaño de la muestra se utilizó la propuesta de Freeman (1987), por lo que las madres fueron seleccionadas aleatoriamente hasta completar el tamaño de la muestra igual a 242.

Palabras clave: Análisis multivariante, modelo de regresión logística múltiple, maternidad adolescente en el servicio de salud, Wald, Odds Ratio.

FACTORS THAT DETERMINATE THE TEENAGE MATERNITY. CASE: MATERNAL PERINATAL NATIONAL INSTITUTE

Abstract: In the present work we identified the factors that affect in the teenager maternity in patients of the service of set accommodation of the Instituto Nacional Materno Perinatal (INMP) of Lima using of the theory of multiple logistic regression (Hosmer y Lemeshow, 2000; Uriel, 2005).

We made a questionnaire and consider questions with respect to the features of the teenager mothers: education level, age of the union, knowledge of sex education and family planning, and so on. Features home: structure of the household, marital status of parents, union of parents, educational level of parents, number of brothers and sisters, and so on.

The final data was taken from October the 2007 to March the 2008, with the application of the final instrument to mothers hospitalized in the services of set accommodation of the INMP. (Solano et. Al, 2007).

For the calculus of the size of the sample we used the proposed Freeman (1987); the mother were select at random until completed the size of the sample of two hundred forty two.

Key words: Multivariate analysis, Multiple logistic regression, maternity teenager in a health service, Wald, Odds Ratio.

¹Departamento de Estadística. UNMSM, e-mail: osolanod@unsm.edu.pe

²Departamento de Estadística. UNMSM.

1. Introducción

Cada año 115000 adolescentes se embarazan. De 320 mil abortos en el Perú el 24% son de adolescentes, la tasa mas alta de América Latina. De las adolescentes que se embarazan, el 48% no reciben ningún tipo de educación. Una madre adolescente tiene 7 veces mas posibilidades de ser pobre que una madre por encima de los 20 años. El 20% de los partos en hospitales públicos son de adolescentes. Una de cada 5 mujeres peruanas tienen de 2 a 4 gestaciones antes de los 20 años (CELSAM).

Las 5500 madres adolescentes que dan a luz cada año en el Instituto Nacional Materno Perinatal (INMP) de Lima son parte de las 115 000 que se embarazan en el Perú cada año y de las que las estadísticas arriba mencionadas se refieren. A los números hay que adicionarles abandono, miedo, incerteza, resignación, dolor y soledad. En la maternidad de Lima tenemos que adicionar a ese difícil proceso, el hecho de que ellas dan a luz completamente solas. Las visitas de los familiares son permitidas solamente de 2 a 4 horas de la tarde, de tal manera que ellas tienen que pasar por todo el proceso de parto solas (CELSAM).

Frente a estas cifras, ¿cómo entender el crecimiento de la fecundidad en adolescentes? ¿Cuáles son los factores que explican la tendencia ascendente? Este es el tipo de preguntas que se pretende investigar, específicamente en adolescentes atendidas en el INMP de Lima.

Existen varias formas de estudiar la maternidad adolescente. Así, por ejemplo, Calderón y Alzamora (2006) realizaron un estudio cualitativo para identificar las causas, perspectivas y decisiones del embarazo en la adolescencia; Gonzales y Molina (2007) estudiaron las características de la maternidad adolescente de madres e hijas y Reyes (2005) estudió los factores predisponentes a la ocurrencia de la maternidad adolescente de la Colonia Flor de Campo, Comayaguela en Honduras. El análisis de datos se realizó mediante métodos unidimensionales (Gonzales y Molina 2007 y Reyes 2005) y no exploraron la posibilidad de analizar globalmente los datos mediante métodos multivariantes (Hosmer y Lemeshow, 2000).

En el contexto descrito, el objetivo de la presente investigación fue encontrar los factores más importantes que determinan la maternidad en la adolescencia en pacientes del servicio de Alojamiento Conjunto del Departamento de Neonatología del Instituto Nacional Materno Perinatal (INMP) de Lima, a través de la Regresión Logística Múltiple (RLM).

2. Metodología y Estadística

2.1. Introducción

El Modelo de regresión logística es una de las herramientas estadísticas con mejor capacidad para el análisis de datos, en particular en investigación clínica y epidemiológica, aunque en general las aplicaciones son diversas e incluyen las áreas de negocios y finanzas, criminología, ecología, ingeniería, biología y otros, lo que se verifica en el presente trabajo.

El objetivo primordial que resuelve la Regresión logística es el de modelar cómo influye en la probabilidad de aparición de un suceso, habitualmente dicotómico, la presencia o no de diversos factores y el valor o nivel de los mismos. También puede usarse para estimar la probabilidad de aparición de cada una de las posibilidades de un suceso con más de dos categorías (politómico ó multinomial).

El modelo de regresión lineal exige una serie de suposiciones que usualmente son difíciles de cumplir (variables continuas, linealidad de las variables por ejemplo), una ventaja adicional entonces del análisis de regresión logística es que no hay ninguna suposición en cuanto a la distribución de la probabilidad de las variables explicativas, por lo que pueden intervenir variables no normales y variables cualitativas. Si se tiene dos grupos, de tal manera que un sujeto pertenece

al grupo 1 o 2 (madre adolescente o no), el modelo de regresión logística estima la probabilidad de pertenecer a uno de esos grupos. Cuando se tiene más de dos grupos, el modelo se puede extender de forma natural, con pocas modificaciones, conociéndose entonces como regresión logística politómica.

Muchas funciones de distribución han sido propuestas para ser usadas en el análisis de una variable respuesta dicotómica. Dos son las razones primarias para escoger la distribución logística. Primero, desde un punto de vista matemático, es una función extremadamente flexible y fácil de usar, y en segundo lugar, se presta para interpretaciones clínicamente significativas. En la siguiente sección presentamos el modelo de regresión logística múltiple.

2.2. Modelo de Regresión Logística Múltiple

Se considera un conjunto de k variables independientes denotadas por el vector $x' = (x_1, x_2, \dots, x_k)$. Sea la probabilidad condicional que la respuesta esté presente, denotada por $P(Y = 1/x) = \pi(x)$. El logit del modelo de regresión logística múltiple está dado por la ecuación.

$$g(x) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k, \quad (2.1)$$

donde $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ son los parámetros del modelo de regresión logística múltiple.

En este caso, el modelo de regresión logística es

$$\pi(x) = \frac{e^{g(x)}}{1 + e^{g(x)}}, \quad (2.2)$$

En la presente investigación la variable dependiente Y , donde $Y = 1$, madre adolescente, e $Y = 0$, madre no adolescente. Las variables independientes son:

- x_1 : Información sobre planificación familiar
- x_2 : Instrucción sobre educación sexual
- x_3 : Edad de la primera relación sexual
- x_4 : Utilizó método de planificación familiar
- x_5 : Estado civil de padre y madre
- x_6 : Número de hermanos
- x_7 : Edad de la madre adolescente al tener su primer hijo
- x_8 : Nivel educativo de la madre
- x_8 : Nivel educativo del padre
- x_{10} : Violencia física
- x_{11} : Violencia verbal
- x_{12} : Comunicación con la madre
- x_{13} : Supervisión en sus diferentes actividades por la madre
- x_{14} : Supervisión en sus diferentes actividades por el padre
- x_{15} : Tipo de comunicación con la madre
- x_{16} : Cumplimiento de la hora de llegada a la casa

2.3. Estimación de los Parámetros

Se asume que se tiene una muestra de n observaciones independientes (x_i, y_i) , $i = 1, 2, \dots, n$. Ajustar el modelo requiere de la obtención de estimadores del vector $\beta' = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)$. Para estimar los parámetros del modelo se utiliza el método de máxima verosimilitud. La función de máxima verosimilitud es

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n \pi(x_i)^{y_i} [1 - \pi(x_i)]^{1-y_i} \quad (2.3)$$

donde $\pi(x)$ se define como en la ecuación (2.2). Habrán $k + 1$ ecuaciones de verosimilitud que se obtienen por diferenciación de la función logaritmo de la verosimilitud con respecto a los $k + 1$ coeficientes. Las ecuaciones de verosimilitud que resultan pueden expresarse así:

$$\sum_{i=1}^n [y_i - \pi(x_i)] = 0$$

y

$$\sum_{i=1}^n x_{ij} [y_i - \pi(x_i)] = 0$$

para $i = 1, 2, \dots, n$.

Para encontrar la solución de estos conjuntos de ecuaciones se utiliza métodos iterativos, hoy en día existen paquetes estadísticos para estimar estos parámetros, como por ejemplo, SPSS, SYSTAT, MINITAB, STATA y otros paquetes estadísticos.

2.4. Pruebas de Hipótesis para la Significancia de los Coeficientes

2.4.1. Estadística G

Una vez que se ha ajustado un modelo de regresión logística multivariante se empieza con el proceso de evaluación del modelo. El primer paso evidentemente, es evaluar la significancia del modelo.

El test se basa en la estadística G que se construye:

$$G = D(\text{modelo sin la variable}) - D(\text{modelo con la variable}),$$

$$G = 2 \left\{ \sum_{i=1}^n [y_i \ln(\hat{\pi}_i) + (1 - y_i) \ln(1 - \hat{\pi}_i)] - [n_1 \ln(n_1) + n_0 \ln(n_0) - n \ln(n)] \right\} \quad (2.4)$$

Bajo la hipótesis nula, que postula que los k coeficientes son iguales a cero, la estadística G tiene una distribución Chi-cuadrado con k grados de libertad.

Cuando se rechaza la hipótesis nula, se concluye que por lo menos uno de los k coeficientes son diferentes de cero, una interpretación análoga al de regresión lineal múltiple.

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0,$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0 \text{ para algún } \beta_i$$

La estadística de prueba es:

$$G \sim X^2 \text{ con } k \text{ grados de libertad}$$

Decisión: Si $G > X_{\alpha, k}^2$ rechazamos H_0 , y concluimos que al menos uno de los coeficientes es diferente de cero.

Una vez encontrado el mejor conjunto de variables explicativas que predicen la variable, se debe evaluar cada coeficiente para determinar cuál o cuáles ingresan al modelo, para lo cual se utiliza la estadística de Wald.

Existen diferentes métodos alternativos al de la estadística de Wald, para selección de variables, entre las que tenemos, el Método Stepwise, el Método Forward y el método Backward.

2.4.2. Estadística de Wald

Evalúa la significancia de cada uno de los coeficientes según las hipótesis:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i &= 0 \quad i = 1, 2, \dots, k \\ H_1 : \beta_i &\neq 0 \quad \text{para algún } \beta_i \end{aligned}$$

La estadística de prueba es:

$$W = \hat{\beta}' \left[\widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}) \right]^{-1} \hat{\beta} = \hat{\beta}' (X' V X) \hat{\beta} \sim X_{\alpha, k+1}^2 \quad (2.5)$$

donde:

V es una matriz diagonal de dimensión $n \times n$

X es una matriz de dimensión $n \times (k + 1)$

W tiene una distribución Chi-cuadrado con $k + 1$ grados de libertad bajo la hipótesis de que cada uno de los $k + 1$ coeficientes son iguales a cero.

Decisión: Si $W > X_{\alpha, k}^2$ se rechaza H_0 con un nivel de significancia fijado α , y concluimos que la variable independiente influye en la probabilidad del suceso.

2.5. Evaluación del ajuste del modelo: Prueba de Hosmer-Lemeshow

Evalúa la bondad de ajuste del modelo construyendo una tabla de contingencia. Divide la muestra en aproximadamente 10 grupos iguales a partir de las probabilidades estimadas, para comparar las frecuencias observadas con las esperadas en cada uno de estos grupos a través de la prueba X^2 con $j - 2$ grados de libertad, en donde j es el número de grupos formados.

Se calculan los deciles de las probabilidades estimadas $\hat{\pi}_i$; $i = 1, \dots, n$ y D_1, \dots, D_9 que son los deciles observados divididos en 10 grupos dados por:

$$A_j = \{i \in \{1, \dots, n\} / \hat{\pi}_i \in [D_{j-1}, D_j]; j = 1, \dots, 10\}$$

donde: $D_0 = 0, D_{10} = 1$

Sean:

n_j : número de casos en A_j , $j = 1, \dots, 10$

o_j : número de $y_i = 1$ en A_j , $j = 1, \dots, 10$

$$\bar{\pi}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i \in A_j} \hat{\pi}_i; j = 1, \dots, 10$$

Las hipótesis a contrastar son:

H_0 : El modelo es adecuado

H_1 : El modelo es inadecuado

La estadística de prueba es:

$$\hat{C} = \sum_{j=1}^{10} \frac{(o_j - n_j \bar{\pi}_j)^2}{\bar{\pi}_j n_j (1 - \bar{\pi}_j)} \sim X_{1-\alpha, j-2}^2 \quad (2.6)$$

Decisión: Si $\hat{C} > X_{1-\alpha, j-2}^2$ se rechaza H_0 y se concluye que el modelo no es adecuado a un nivel de significancia α .

El modelo es adecuado si no hay evidencias para rechazar la hipótesis nula.

En la siguiente sección mostramos las pruebas de hipótesis para evaluar el modelo de regresión logística.

3. Materiales y Métodos

El estudio fue realizado en el Departamento de Neonatología del Servicio de Alojamiento Conjunto del Instituto Nacional Materno Perinatal. La encuesta piloto fue hecha en el periodo de marzo del año de 2007. La recolección de la información final se hizo en el periodo de octubre del año de 2007 a marzo del año 2008, con la aplicación del instrumento final a las madres adolescentes atendidas en el servicio de Alojamiento Conjunto del INMP.

Para el tamaño de la muestra se utilizó la propuesta de Freeman (1987). En la regresión logística tenemos que tomar algunas precauciones cuando el número de covariables es elevado. Freeman (1987) sugirió que el número de individuos debe ser superior a $10(p+1)$, donde p es el número de covariables. Las madres fueron seleccionadas hasta completar el tamaño de muestra igual a 242.

Las variables consideradas en el estudio se encuentran en la tabla 2.

4. Resultados y Discusión

Para realizar el análisis estadístico utilizamos el programa SPSS–Statistical Package off Social Sciences–versión 13 (Visauta, 2003; Pérez 2004).

Según la tabla 2, el modelo de regresión logística estimado es el siguiente:

$$\hat{\pi}_i = \frac{1}{1 + e^{-z}}$$

donde,

$$z = 18,419 - 2,449\text{Charlas}(1) - 0,871\text{Edad} - 0,333\text{nhermanos} - 2,901\text{neducativadrl}(1) - 1,171\text{neducativadrl}(2)$$

Considerando un nivel de significación del 1% todas las variables consideradas en la Tabla 2 son significativas.

Mediante la estadística \hat{C} se concluye que el modelo es adecuado por (2.6), $\hat{C} = 3,763 < X_{0,99}^2(8) = 20,09$, a un nivel de significancia del 1%.

La Tabla 3 muestra las estimativas de las razones de chances y los límites de confianza.

La posibilidad de la maternidad entre las adolescentes en nuestro estudio que no recibieron información sobre planificación familiar es de 12 veces ($1/0,086$) a las adolescentes que si recibieron tal información. ($e^{-2,449} = 0,086 = OR < 1$).

Para una interpretación mas clara sobre la edad de la primera relación sexual, se considera la diferencia de edad en un intervalo de 3 años :

$$\log it(\hat{u}_{est}/\hat{u} = 15) = 18,419 - 0,871(15) = 5,354$$

VARIABLES	CRITERIO DE MEDICIÓN	INDICADOR	NOMBRE
Información sobre planificación familiar	1: Sí 2: No	1: Sí 0: No	charlas
Instrucción sobre educación sexual	1: Sí 2: No	1: Sí 0: No	charlassexual
Edad de la primera relación sexual		Ninguno	edad
Utilizó método de planificación familiar	1: Sí 2: No	1: Sí 0: No	mplanificación
Estado civil de padre y madre	1: Casado 2: Conviviente 3: Separado 4: Viudo	1: Casado o conviviente 0: Separado o viudo	ecicilpadrerl
Número de hermanos		Ninguno	nhermanos
Edad de las madres adolescentes al tener su primer hijo		Ninguno	emadre
Nivel educativo de la madre	1: Sin estudios 2: Primaria 3: Secundaria	(1) 1: Sin estudios (2) 0: Sin estudios (1) 0: Primaria (2) 1: Primaria (1) 0: Secundaria (2) 0: Secundaria	neducatimadr
Nivel educativo del padre	1: Primaria 2: Secundaria 3: Superior	(1) 1: Primaria (2) 0: Primaria (1) 0: Secundaria (2) 1: Secundaria (1) 0: Superior (2) 0: Superior	medupadr
Violencia física	1: Sí 2: No	1: Sí 0: No	vfisicar
Violencia verbal	1: Sí 2: No	1: Sí 0: No	vverber
Comunicación con la madre	1: Siempre 2: A veces	1: Siempre 0: A veces	cmadr
Supervisión en sus diferentes actividades por la madre	1: Siempre 2: A veces 3: Nunca	(1) 1: Siempre (2) 0: Siempre (1) 0: A veces (2) 1: A veces (1) 0: Nunca (2) 0: Nunca	ssmadr
Supervisión en sus diferentes actividades por el padre	1: Siempre 2: A veces	1: Siempre 0: A veces	spadr
Tipo de comunicación con la madre	1: Democrática 2: Autoritaria 3: Democrática y autoritaria	(1) 1: Democrática (2) 0: Democrática (1) 0: Autoritaria (2) 1: Autoritaria (1) 0: Democrática y autoritaria (2) 0: Democrática y autoritaria	tipocomun
Cumplimiento de la hora de llegada a casa	1: Sí 2: No	1: Sí 0: No	cumllegada
Madre adolescente	1: Sí 0: No		ma

Tabla 1: Variable consideradas en el estudio

$$\log it(\hat{u}_{est}/\hat{u} = 18) = 18,419 - 0,871(18) = 2,741$$

$$\log it(\hat{u}_{est}/\hat{u} = 15) - \log it(\hat{u}_{est}/\hat{u} = 18) = 2,613$$

De donde, la posibilidad de la maternidad entre adolescentes es aproximadamente 13 veces más probable en adolescentes cuyo inicio de vida sexual se dio a los 15 años que en adolescentes que iniciaron su vida sexual a los 18 años. ($OR = \exp(2,613) = 13,640 > 1$).

VARIABLES	Parámetro	Error estándar	Estadística Wald	Grados de libertad	p-valor
charlas(1)	-2,449	0,433	31,996	1	0,000
edad	-0,871	0,140	38,833	1	0,000
nhermanos	-0,333	0,105	10,079	1	0,001
neducatimadrl			15,805	2	0,000
neducatimadrl(1)	-2,901	0,758	14,661	1	0,000
neducatimadrl(2)	-1,171	0,438	7,143	1	0,008
constante	18,419	2,574	51,201	1	0,000

$$\hat{C} = 3,763$$

Tabla 2: Parámetros estimados, error estándar, estadística de Wald y p-valor

VARIABLES	Punto estimado	Límites de inferior	Confianza superior
charlas(1)	0,0860	0,037	0,202
edad	0,4190	0,318	0,551
nhermanos	0,7170	0,584	0,880
neducatimadrl			
neducatimadrl(1)	0,0550	0,012	0,243
neducatimadrl(2)	0,3100	0,131	0,732

Tabla 3: Estimativas de las razones de chances y los límites de confianza

Para una interpretación mas clara sobre el número de hermanos que tiene una madre adolescente, se consideró la diferencia del número de hermanos en un intervalo de 3 años.

$$\log it(\hat{u}_{est}/\hat{u} = 2) = 18,419 - 0,333(2) = 17,753$$

$$\log it(\hat{u}_{est}/\hat{u} = 5) = 18,419 - 0,333(5) = 16,754$$

$$\log it(\hat{u}_{est}/\hat{u} = 2) - \log it(\hat{u}_{est}/\hat{u} = 5) = 0,999$$

De donde, la posibilidad de la maternidad entre adolescente es aproximadamente 3 veces mas probable en adolescentes que tienen dos hermanos de que en adolescentes que tienen cinco hermanos. ($OR = \exp(0,999) = 2,716 > 1$).

La posibilidad de la maternidad entre las adolescentes en nuestro estudio con madres con niveles educativos de primaria o secundaria es de 18 veces ($1/0,055$) a las adolescentes que tienen madres que no tienen ningún nivel educativo. ($e^{-2,901} = 0,055 = OR < 1$).

La posibilidad de la maternidad entre las adolescentes en nuestro estudio con madres con niveles educativos de secundaria o sin estudios es de 3 veces ($1/0,310$) a las de las adolescentes que tienen madres con nivel educativo de primaria. ($e^{-1,171} = 0,310 = OR < 1$).

5. Conclusiones

Los factores que tienen mayor influencia de riesgo en la maternidad en la adolescencia en pacientes atendidas en el Servicio de Alojamiento Conjunto del INMP son: información sobre planificación familiar, la edad de inicio de la primera relación sexual, número de hermanos que tiene la madre adolescente y el nivel educativo de la madre, a un nivel de significancia del 1%.

Uno de los factores de esas gestaciones son los patrones familiares y culturales, por los resultados tenemos que la posibilidad de la maternidad entre las adolescentes en nuestro estudio con madres con niveles educativos primaria o secundaria es de 18 veces a las adolescentes con madres que no tienen nivel educativo. La posibilidad de la maternidad entre las adolescentes en nuestro estudio con madres sin nivel educativo o con nivel educativo de secundaria es de 3 veces (1/0,310) a las de adolescentes que tienen madres con nivel educativo primaria.

Otra causa de estos embarazos es el bajo nivel de conocimiento sobre planificación familiar; según los resultados la posibilidad de los embarazos entre adolescentes en nuestro estudio que no recibieron instrucciones sobre planificación familiar es de 12 veces a las adolescentes que recibieron tales instrucciones.

Con los resultados de este estudio el INMP desea que las instituciones pertinentes tengan elementos de juicio a fin de que puedan proveer una mejor asistencia y orientación a las madres adolescentes.

Financiamiento

Expresamos nuestro agradecimiento al Consejo Superior de Investigaciones de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos por el apoyo financiero para la ejecución del estudio motivo de la presente publicación.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] ANDERSEN, E.B. *Introduction to the statistical analysis of categorical*. New York: Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 1997.
- [2] CALDERÓN, J.; ALZAMORA, L. Estudio cualitativo sobre las relaciones de pareja y familiares vinculadas al embarazo en adolescentes. *Rev. Med. Vallejana*, v.3, 2006.
- [3] CELSAM. Datos del Centro Latinoamericano de Salud Mujer.
- [4] FREEMAN, D.H. *Applied categorical data analysis*. New York: Marcel Dekker Inc., 1987.
- [5] GONZALES, E.; MOLINA, T. Características de la maternidad adolescente de madres a hijas. *Rev. Chil. Obstet. Ginecol.* v.72, p.374-382, 2007.
- [6] GUZMÁN, J.M.; Márquez R.; Contreras J.M. *Diagnóstico sobre salud reproductiva de jóvenes y adolescentes en América Latina y el Caribe. Documento presentado en la Reunión de Planeación Regional en Población*. México, D.F.: Fondo de Población de las Naciones Unidas; 2000.
- [7] HOSMER, D.W.; LEMESHOW, S. *Applied logistic regression*. 2nd. ed. New York: John Wiley & Sons, 2000.
- [8] LEVY, J.P.; VARELA, J. *Análisis multivariable para las ciencias sociales*. Madrid: Prentice Hall, 2005.
- [9] LONG, J.S. *Regression models for categorical dependent variables using stata*. Texas: Stata Press, 2006.
- [10] MENARD, S. *Applied logistic regression analysis*. California: Sage Publications. 1995.
- [11] PÉREZ, C. *Técnicas de análisis multivariante de datos: Aplicaciones con SPSS*. Madrid: Prentice Hall, 2004.

- [12] PREGIBON, D. Logistic regression diagnostics. *Ann. Stat.*, v.40, p.705-724, 1980.
- [13] REYES, N.D. *Factores que predisponen la ocurrencia de embarazos en adolescentes. Colonia Flor de Campo. Comayaguela. Honduras.* Tesis.(Maestría en Salud Pública) - Investigaciones y Estudios de la Salud, Universidad Nacional Autónoma de Nicaragua, 2005.
- [14] TRUETT, J.; CORNFIELD, J.;KANNEL, W. A multivariate analysis of the risk of coronary heart disease in Framingham. *J. Chronic Diseases*, v.20, p.511-524, 1967.
- [15] SOLANO, O.L.; GÓMEZ, D.A. ;BARTOLO, F.M. GIRALDO, O. *Factores que determinan la maternidad adolescente. Caso: Instituto Nacional Materno Perinatal.* Informe final presentado al Instituto de Investigación de la Facultad de Ciencias matemáticas. UNMSM. Lima, Perú. 2007.
- [16] VISAUTA, B.; MARTORI, J.C. *Análisis estadístico con spss para windows: Estadística Multivariante.* Madrid: McGraw-Hill, 2003. 368p.
- [17] URIEL, E. *Análisis multivariante aplicados.* Madrid : Internacional Thomson Editores Spain Paraninfo, S.A.,2005.