

Jonatan Torres Pérez
Jorge Alberto Pérez León
(Coordinadores)

UACJ



Ciencia en la frontera:
revista de ciencia y tecnología
de la Universidad Autónoma
de Ciudad Juárez.

DIRECTORIO
Ricardo Duarte Jáquez
Rector

David Ramírez Perea
Secretario General

Manuel Loera de la Rosa
Secretario Académico

Luis Enrique Gutiérrez Casas
Coordinador General de
Investigación y Posgrado

Daniel Constandse Cortez
Director del ICB

Antonio de la Mora Covarrubias
Jefe del Departamento de Ciencias Químico Biológicas

Ramón Chavira Chavira
Director General de Difusión
Cultural y Divulgación Científica

Jorge Alberto Pérez León
Coordinador Editorial

COMITÉ EDITORIAL DEL NÚMERO

DR. GUSTAVO CORDOVA BOJÓRQUEZ
El Colegio de la Frontera Norte (COLEF)
Ciudad Juárez

DRA. MARÍA SOCORRO ESPINO VALDÉS
Facultad de Ingeniería, Universidad Autónoma de
Chihuahua (UACH)

DR. JOSÉ HUMBERTO GARCÍA
Instituto Tecnológico de Estudios Superiores de Mon-
terrey Campus Ciudad Juárez

XÓCHITL ANGÉLICA ROSÍO TRUJILLO TRUJILLO
Universidad de Colima

BENJAMÍN TRUJILLO HERNÁNDEZ
Universidad de Colima

MIGUEL HUERTA VIERA
Facultad de Medicina Centro Universitario de Inves-
tigaciones Biomédicas/Universidad de Colima

Rosa Manuela Salas Escajeda
Universidad Autónoma de Ciudad Juárez

Dr. Orestes La O León
Departamento de Rumiantes Instituto de Ciencia
Animal, Cuba. Instituto de Ciencia Animal

Dr. Hugo Enrique Hernández Contreras
Universidad Mundial-Coordinación de Ingeniería en
Desarrollo Ecológico, Grupo Ciencia y Tecnología en
Zonas Áridas

**DEPARTAMENTO DE CIENCIAS QUÍMICO BIOLÓGICAS,
INSTITUTO DE CIENCIAS BIOMÉDICAS**

Ciencia en la frontera: revista de ciencia y tecnología de la uacj / Universidad Autó-
noma de Ciudad Juárez, Coordinación General de Investigación y Posgrado. Vol. 14.
(2016). Ciudad Juárez, Chih.: uacj, 2016. v.; 21 cm. Seriada.

Ciencia en la frontera: revista de ciencia y tecnología de la uacj Vol. XIV, núm. 2, 2017, es una publicación semestral editada por la Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, a través del Instituto de Ciencias Biomédicas y de la Coordinación General de Investigación y Posgrado del ICB y el Departamento de Ciencias Básicas. Editor responsable: Jorge Alberto Pérez León. Reserva al uso exclusivo otorgada por INDAUTOR Núm. 04-2013-03221 300-5400-102 y el ISSN 2007-042X. Copyright © UACJ. Esta obra se terminó de imprimir en noviembre de 2017 en los talleres de Imprenta Lazer, Avenida Pedro Rosales de León 6595, Ciudad Juárez, Chihuahua, México. Tiraje: 100 ejemplares.

Los manuscritos propuestos para publicación en esta revista deberán ser inéditos y no haber sido sometidos a consideración a otras revistas simultáneamente. Al enviar los manuscritos y ser aceptados para su publicación, los autores aceptan que todos los derechos se transfieren a *Ciencia en la frontera: revista de ciencia y tecnología de la UACJ*, quien se reserva los de reproducción y distribución, ya sean fotográficos, en micropelícula, electrónicos o cualquier otro medio, y no podrán ser utilizados sin permiso por escrito de *Ciencia en la frontera: revista de ciencia y tecnología de la UACJ*; véase, además, notas para autores.

Permisos para otros usos: el propietario de los derechos no permite utilizar copias para distribución en general, promociones, la creación de nuevos trabajos o reventa.

Disponible en: erevistas.uacj.mx

CONTENIDO

Valor nutritivo del zacate rosado (*Melinis repens*) y del zacate africano (*Eragrostis lehmanniana*) en Chihuahua

H. González-García, A. Sánchez-Maldonado, A. J. Sánchez-Muñoz, A. Orozco-Erives, Y. Castillo-Castillo, R. Martínez-De la Rosa y J. A. González-Morita 7

Establishing a stochastic regression model to analyze diabetes incidence rates in the U.S.

Héctor A. Quevedo Urías, Jorge A. Salas-Plata Mendoza, Angelina Domínguez Chicas, Michel Y. Montelongo Flores y L. Susana Alonso López 15

Factores de riesgo asociados al bajo peso al nacer

José Franco-Monsreal, María Estefanía Castillo-Benítez, José Ricardo Hernández-Gómez y Lidia Esther del Socorro Serralta-Peraza 27

ABSTRACTS

Valor nutritivo del zacate rosado (*Melinis repens*) y del zacate africano (*Eragrostis lehmanniana*) en Chihuahua

H. González-García, A. Sánchez-Maldonado, A. J. Sánchez-Muñoz, A. Orozco-Erives,
Y. Castillo-Castillo, R. Martínez-De la Rosa y J. A. González-Morita 7

The purpose of this study was to characterize the nutritional and biological value of Natalgrass (*Melinis repens*) and Lehmann's lovegrass (*Eragrostis lehmanniana*) in the grasslands of three sites in the central region of the state of Chihuahua. The Lehmann's lovegrass samples were collected from two different sites, Experimental Ranch La Campana (LC) and San Judas Ranch (SJ), while the Natalgrass was collected from La Tinaja Ranch (LT). It was observed that Natalgrass values were lower than those of Lehmann's lovegrass. The values of Natalgrass presented the lowest nutritional quality, which were CP, 3.58%; ADF, 46.13%; IVTDMD, 58.5%; RFV, 67.8; and NEM, 0.97 Mcal/kg. However, for the Lehmann's lovegrass there were slight differences between the sites of SJ and LC in the values of CP (6.27% vs. 5.32%), IVTDMD (64.7% vs. 58.89%), RFV (71.37 vs. 69.4), NDF (73.6% vs. 75.13%), and lignin (4.09% vs. 4.13%), respectively. It is concluded that both grasses showed a nutritional and biological value similar to low quality forages, being able to cover the minimum maintenance requirements for cattle (CP 7%), and being also an alternative for ecosystems in conditions of extreme drought and overgrazing.

Keywords: grasslands, Natalgrass, Lehmann's lovegrass, nutritional value.

Establishing a stochastic regression model to analyze diabetes incidence rates in the U.S.

Héctor A. Quevedo Urías, Jorge A. Salas-Plata Mendoza, Angelina Domínguez Chicas,
Michel Y. Montelongo Flores y L. Susana Alonso López 15

This study applied statistical regression techniques to establish a stochastic prognostic model for analyzing diabetes incidence rates in the U.S. The methodology used a 34-year random sample (1980-2014) of diabetes incidence rates apportioned by Centers for Disease Control and Prevention (CDC). The first step consisted in plotting the data of cases of diabetes (millions) versus time (years) to check on the type of function followed by the records. The fitting of a simple linear regression model was not acceptable because its diagnostics and measures of accuracy were not satisfactory. The fitting of a polynomial regression model was more satisfactory, but not quite right. However, the resulting logarithmic transformed regression model was even more satisfactory because its objective and subjective diagnostics were more acceptable. The model with logarithmic transformations was then the best candidate model according to the obtained results.

Keywords: regression statistical modeling, polynomial regression modeling, logarithmic transformed regression modeling, regression models to analyze diabetes incidence rates.

Factores de riesgo asociados al bajo peso al nacer

José Franco-Monsreal, María Estefanía Castillo-Benítez,

José Ricardo Hernández-Gómez y Lidia Esther del Socorro Serralta-Peraza 27

Low birth weight has been an enigma for science over time. Multiple logistic regression is one of the most expressive and versatile statistical instruments available for clinical data analysis and epidemiology. An epidemiological observational analytic study of cases and controls. We studied 1,174 infants (85 cases and 1,089 controls). In ascending numerical order values of odds ratios > 1 indicated the positive contribution of the following explanatory variables: age at menarche ≤ 12 years; unmarried marital status; history of abortion(s); type of abdominal delivery; maternal weight < 50 kg; number of prenatal visits ≤ 5 ; number of deliveries = 1; maternal age ≤ 19 years and ≥ 36 years; pathological obstetric history; pathological personal history; number of births ≥ 5 ; maternal height < 150 cm; and smoking. We conclude that 73.68% (14/19) of the independent variables were positive contributions (OR > 1).

Keywords: evaluation, explanatory variables, low birth weight.



Valor nutritivo del zacate rosado (*Melinis repens*) y del zacate africano (*Eragrostis lehmanniana*) en Chihuahua

H. González-García,^{1*} A. Sánchez-Maldonado,¹ A. J. Sánchez-Muñoz,² A. Orozco-Erives,¹ Y. Castillo-Castillo,¹
R. Martínez-De la Rosa¹ y J. A. González-Morita¹

Recibido: 31 de octubre de 2016; aceptado: 20 de enero de 2017

RESUMEN

El propósito de este estudio fue caracterizar el valor nutricional y biológico de los zacates rosado (*Melinis repens*) y africano (*Eragrostis lehmanniana*) en los pastizales de tres sitios de la región central del estado de Chihuahua. Las muestras del zacate africano fueron obtenidas en dos sitios diferentes: el rancho experimental La Campana (LC) y el rancho San Judas (SJ), mientras que el zacate rosado fue obtenido del rancho La Tinaja (LT). Se observó que los valores del zacate rosado fueron menores a los del africano. Los valores del zacate rosado presentaron la menor calidad nutricional, los cuales fueron: PC, 3.58 %; FDA, 46.13 %; DVIVMS, 58.5 %; RFV, 67.8; y ENM, 0.97 Mcal/kg. Sin embargo, en el zacate africano se detectaron ligeras diferencias entre los sitios del SJ y del LC en los valores de PC (6.27 % vs. 5.32 %), DVIVMS (64.7 % vs. 58.89 %), RFV (71.37 vs. 69.4), FDN (73.6 % vs. 75.13 %) y lignina (4.09 % vs. 4.13 %), respectivamente. Se concluye que ambos zacates presentaron un valor nutricional y biológico correspondiente a forrajes de mala calidad, pudiendo cubrirse los requerimientos mínimos de mantenimiento para el ganado (7 % de PC), siendo, además, una alternativa para ecosistemas en condiciones de sequía extrema y sobrepastoreo.

Palabras clave: pastizales, zacate rosado, zacate africano, valor nutricional.

ABSTRACT

The purpose of this study was to characterize the nutritional and biological value of Natalgrass (*Melinis repens*) and Lehmann's lovegrass (*Eragrostis lehmanniana*) in the grasslands of three sites in the central region of the state of Chihuahua. The Lehmann's lovegrass samples were collected from two different sites, Experimental Ranch La Campana (LC) and San Judas Ranch (SJ), while the Natalgrass was collected from La Tinaja Ranch (LT). It was observed that Natalgrass values were lower than those of Lehmann's lovegrass. The values of Natalgrass presented the lowest nutritional quality, which were CP, 3.58%; ADF, 46.13%; IVTDMD,

1 Universidad Autónoma de Ciudad Juárez. Ciudad Juárez, Chihuahua, México.

2 Universidad Autónoma de Chihuahua. Chihuahua, Chihuahua, México.

* Autor para correspondencia: hgonzale@uacj.mx ; Instituto de Ciencias Biomédicas, Anillo Envoltante del Pronaf y Estocolmo s/n, Col. Progresista, CP 32310; Ciudad Juárez, Chihuahua, México; Tel. +52 (656) 688 18 00 ext. 1765.

58.5%; RFV, 67.8; and NEM, 0.97 Mcal/kg. However, for the Lehmann's lovegrass there were slight differences between the sites of SJ and LC in the values of CP (6.27% vs. 5.32%), IVTDMD (64.7% vs. 58.89%), RFV (71.37 vs. 69.4), NDF (73.6% vs. 75.13%), and lignin (4.09% vs. 4.13%), respectively. It is concluded that both grasses showed a nutritional and biological value similar to low quality forages, being able to cover the minimum maintenance requirements for cattle (CP 7%), and being also an alternative for ecosystems in conditions of extreme drought and overgrazing.

Keywords: grasslands, Natalgrass, Lehmann's lovegrass, nutritional value.

INTRODUCCIÓN

Después de la destrucción del hábitat, el impacto por las especies invasoras ha sido identificado como la segunda causa a nivel global de la pérdida de la biodiversidad (Leung *et al.*, 2002; Rai, Scarborough, Subedi, & Lamichhane, 2012). Las especies invasoras desplazan a las nativas de flora y fauna por competencia directa, depredación, transmisión de enfermedades, modificación del hábitat, alteración de la estructura de los niveles tróficos y sus condiciones biofísicas, y por alteración en los regímenes de fuego (Williams, & Baruch, 2000; Brooks *et al.*, 2004; Vanderhoeven, Dassonville, & Meerts, 2005; Flanders *et al.*, 2006; Ng'weno, Mwasi, & Kairu, 2009; Murray, & Philips, 2010). Se estima que las plantas invasoras causan daños económicos por más de treinta y cuatro mil millones de dólares anuales en Estados Unidos (Pimentel, Lach, Zúñiga, & Morrison, 2000). En los pastizales de zonas áridas y semiáridas de Norteamérica, se han introducido varias especies de gramíneas exóticas por su mejor adaptación a las condiciones adversas, debido a que resultan más productivas para la ganadería que las nativas (Esqueda, & Carrillo, 2001); sin embargo, algunas se han convertido en invasoras (Arriaga, Castellanos, Moreno, & Alarcón, 2004). Los pastizales representan un poco más de la cuarta parte de la superficie emergida del planeta (Newman, 2000), mientras que en México los pastizales conforman cerca del 23 % de la extensión territorial de los principales ecosistemas del país (Inegi, 2005).

Muchas de las invasiones en el hemisferio occidental, se ocasionaron por la importación de zacates africanos C_4 (Sánchez-Muñoz, 2009). En el

caso del zacate rosado, es una gramínea invasora originaria del sur de África, que fue introducida por primera vez en Estados Unidos en 1866 para uso ornamental (Stokes, MacDonald, Adams, Langeland, & Miller, 2011); sin embargo, a partir de 1903 se consideró una especie invasora (Stevens, & Fehmi, 2009). Este pasto logra invadir exitosamente diversas áreas y se ha adaptado a las zonas áridas y semiáridas del norte de México, que se caracterizan por la ocurrencia de sequías severas, el cual es un hecho frecuente en las regiones del estado de Chihuahua (Díaz, Therrell, Stahle, & Cleaveland, 2002), ocasionándose una precipitación muy variable. En el periodo comprendido entre 1993 y 2004, la precipitación fue inferior al promedio histórico, siendo considerada como grave la sequía que se registró a nivel estatal en ese entonces (Núñez, Muñoz, Reyes, Velasco, & Gadsden, 2007).

La presencia de gramíneas africanas catalogadas como invasoras en los pastizales de Chihuahua no es la excepción, y esto ha modificado fundamentalmente la composición, la dinámica y el funcionamiento de los mismos (Melgoza, Royo, Báez, & Reyes, 1998). Una parte de estos procesos de invasión es el resultado de introducciones premeditadas como parte de programas de restauración de pastizales degradados, control de la erosión del suelo o nuevas alternativas de alimentación para el ganado.

Un gran impacto negativo en el pastizal, aunque debatido, se ha detectado con el zacate rosado (*Melinis repens*) y el zacate africano (*Eragrostis lehmanniana*); ambas especies tienen la ventaja de ser más tolerantes ante el agotamiento de recursos en el suelo, lo cual representa un severo riesgo para las especies nativas, principalmente en los pastizales de navajita (*Bouteloua gracilis*), pero un estrato de ganaderos sostiene la importancia de los zacates rosado y africano como una alternativa para mantener las operaciones de sus ranchos ganaderos, sobre todo bajo condiciones de sequía extrema y sobrepastoreo; no obstante, estas especies invasoras poseen menor valor nutricional que las especies nativas (Pinedo *et al.*, 2013). El objetivo del presente trabajo fue caracterizar el valor nutricional y biológico de los zacates rosado (*Melinis repens*) y africano (*Eragrostis lehmanniana*) cultivados en los pastizales de la región central del estado de Chihuahua.

MATERIALES Y MÉTODOS

Localización del área de estudio

El trabajo se desarrolló en dos fases, es decir, la prueba para la cosecha de los forrajes, se implementó en tres sitios: el rancho experimental La Campana (LC) y el rancho San Judas (SJ) para el zacate africano, mientras que el zacate rosado tuvo su origen en el rancho La Tinaja (LT).

El rancho experimental LC se ubica a 82 km al norte de la ciudad de Chihuahua, por la carretera Panamericana 45, y a 3 km hacia el este en el entronque (29°16'11" N, 106°21'27" W). En este sitio, el zacate africano fue sembrado en los años sesenta del siglo pasado en una parcela pequeña (10 x 20 m) como jardín de observación y desde ese momento hasta la fecha, se extendió, invadió los potreros adyacentes y, finalmente, cubrió todo el pastizal natural de navajita (*Bouteloua gracilis*), representando aproximadamente un 90 % de la cubierta vegetal —el resto son plantas arbustivas— y resultando que el zacate navajita original (*Bouteloua gracilis*) ha sido desplazado completamente.

El rancho SJ se localiza a 20 km al sur de la ciudad de Chihuahua (28°31'03" N, 105°55'37" W). El área de 185 ha forma parte de un rancho particular productor de ganado, la cual presenta una cobertura del zacate africano de, al menos, un 80 % del pastizal. El rancho LT se ubica a 40 km al oeste de la ciudad de Chihuahua (28°21'21" N, 106°18'49" W) en el municipio de General Trías.

El clima para la región central es definido como templado seco con veranos cálidos, con un promedio libre de heladas de doscientos diez días, extendidos desde abril hasta octubre. La temperatura media anual es de 17 °C, con una mínima diaria de -2 °C en diciembre y una máxima diaria de 33 °C en julio. El promedio anual de precipitación para el rancho experimental LC es de 382 mm, con una caída del 70 % de la lluvia de junio a octubre (SARH, 1978).

La fase para determinar el valor nutricional de los forrajes, se desarrolló en el Laboratorio de Fisiología Ruminal de la Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, en Ciudad Juárez, Chihuahua, México.

Características de los forrajes y su manejo

Se cortaron seis muestras de 1 m² cada una, para cada zacate y sitio, que fueron localizadas al azar en el área de estudio, depositándose el forraje cortado en una bolsa de papel; cada muestra fue pesada al momento del corte, para posteriormente ser trasladada para su secado en el laboratorio. Las

fechas del corte fueron cuando los forrajes estaban en crecimiento: en el rancho SJ (africano) fue el 10 de agosto, en el rancho LT (rosado) fue el 11 de agosto y en el rancho LC (africano) fue el 13 de agosto. En los predios no hubo siembra ni fertilización, y la altura del corte fue aproximadamente a 3 cm del suelo; el riego del pastizal es únicamente a través de la precipitación pluvial. Estos pastos invasivos crecen en la temporada de verano (después de las lluvias), su etapa de crecimiento es en julio y agosto, y florecen a mediados de septiembre e inicios de octubre.

Digestibilidad *in vitro*

Para la determinación de la digestibilidad aparente *in vitro* de la materia seca (DAIVMS) y la digestibilidad verdadera *in vitro* de la materia seca (DVI-VMS), se siguió el protocolo recomendado por el fabricante para el incubador Daisy (ANKOM, 2015), usando bolsas FN° 57 con un tamaño de poro de 25 µm y dimensiones de 5 x 4 cm fabricadas de poliéster/polietileno con filamentos extruidos en una matriz de tres dimensiones. Las bolsas previamente se identificaron y se lavaron con acetona, y posteriormente se introdujeron en una estufa a 100 °C ± 5 °C por un mínimo de dos horas, para secar y alcanzar un peso constante.

En cada bolsa se depositaron 0.25 g de la muestra, para obtener un área efectiva por bolsa de 36 cm², lo que corresponde a una relación entre el tamaño de la muestra y la superficie de la bolsa de 14.4 mg/cm²; posteriormente fueron selladas con calor para este propósito. En cada una de las jarras de digestión, se incubaron al azar dos repeticiones de cada muestra de forraje (25 bolsas/jarra), incluyendo una bolsa como "blanco" (bolsa vacía y sellada sin muestra), con el fin de generar el factor de corrección para el posible ingreso de partículas o pérdida de peso de las bolsas.

El procedimiento Daisy incluye soluciones compuestas por minerales, fuentes de nitrógeno (N) y agentes reductores que ayudan a la anaerobiosis necesaria en el proceso. Las soluciones se calentaron a 39 °C, se mezclaron y se vaciaron en las jarras, donde se introdujeron las bolsas con las muestras, y fueron colocadas en el incubador por un mínimo de 30 minutos antes de agregar el inóculo ruminal.

El líquido ruminal necesario para el procedimiento (proporción 4:1 de solución medio de cultivo: inóculo ruminal), se recolectó de borregos ma-

chos castrados fistulados en el rumen, utilizando una bomba de vacío. Para mantener la temperatura del líquido ruminal a 39 °C, fue necesario introducir agua caliente en un termo, la cual se desechó al momento de extraer el líquido del animal. El procesamiento del líquido ruminal incluyó un mezclado en una licuadora por 30 s, para después ser filtrado por capas dobles de gasa y, posteriormente, ser agregado (400 ml) a la solución *buffer* (1600 ml/jarra); en todo momento, se adicionó CO₂ para mantener las condiciones anaerobias presentes en el rumen.

Las muestras se incubaron por 48 h en el equipo Daisy, a una temperatura de 39.2 °C ± 0.5 °C, con una agitación circular constante. Posterior a la incubación, las bolsas se lavaron con agua fría, con el fin de detener la fermentación, y fueron secadas (100 °C) en estufa por 24 h, y posteriormente pesadas para determinar la DAVMS. Después del pesado, las bolsas se procesaron en un aparato extractor de fibra,³ de acuerdo al procedimiento para determinar la fibra detergente neutro (FDN). En este, los residuos de la incubación se procesan con una solución detergente neutra a 100 °C por 1 h, incluyendo cuatro lavados sucesivos con agua a 90 °C y secado en estufa de aire forzado a 100 °C por 24 h; este proceso permite remover restos microbianos y algunos remanentes de fracciones solubles. Posteriormente, las bolsas son pesadas, para así, finalmente, obtener resultados en términos de la DVIVMS, que se considera como un estimado de la digestibilidad real de los alimentos.

Otros análisis de los forrajes

Para la determinación del valor nutricional de los forrajes evaluados, las muestras se procesaron en un aparato de molienda Wiley con malla de 1 mm, y se determinó el contenido de humedad y de materia seca (MS) en una estufa a 100 °C durante 24 h. Para la determinación de las cenizas y de la materia orgánica (MO), se utilizó una mufla a 700 °C durante 3 h; el contenido de grasa (extracto etéreo [EE]) se determinó en un equipo Soxhlet⁴ (AOAC, 2000). Para la cuantificación del N y de la proteína cruda (PC), se procedió según Galyean (1997).

En tanto que los contenidos de la FDN, celulosa, hemicelulosa, fibra detergente ácido (FDA) y lignina

detergente ácido (LDA), se obtuvieron con el método de Goering y Van Soest (1970).

Las variables para la determinación del valor nutricional fueron: contenido de humedad, MS, cenizas, MO, EE, N, PC, FDN, FDA, hemicelulosa, celulosa y LDA, DAVMS y DVIVMS, calculándose, además, el consumo de la materia seca (CMS) en porcentaje del peso vivo (PV), el valor relativo del alimento (RFV), así como la energía neta para mantenimiento (ENM), energía neta para ganancia (ENG) y energía neta para lactancia (ENL) en Mcal/kg. Para los valores de contenido nutricional y biológico, se determinaron la media y la desviación estándar de las repeticiones de cada componente del forraje.

Los parámetros estimados se obtuvieron a través de las siguientes fórmulas (Undersander, Mertens, & Thiex, 1993):

- La DMS se calculó a partir del análisis de la FDA:
 $DMS = 88.9 - (\% FDA \times 0.779)$; la FDA debe estar en una base de materia seca (BMS).
- El CMS se calculó a partir del análisis de la FDN:
 $CMS = 120 / \% FDN$; la FDN debe estar en una BMS.
- El RFV se calculó a partir de los análisis de la FDN y FDA:
 $RFV = (DMS \times CMS) / 1.29$.
- El total de nutrientes digestibles (TND), se calculó a partir de la FDA:
 $TND = 96.35 - (\% FDA \times 1.15)$; la FDA debe estar en una BMS.

Los valores de energía neta se calcularon a partir del TND, vía análisis de la FDA. Los datos energéticos se encuentran en Mcal/lb de MS, por lo cual estos datos se deben multiplicar por el factor 2.205, para obtener los datos en Mcal/kg de MS:

- Energía metabolizable (EM) = 0.0362 x TND.
 $ENG = (1.42 EM - 0.174 EM^2 + 0.0122 EM^3 - 1.65) / 2.205$
 $ENM = (1.37 EM - 0.138 EM^2 + 0.0105 EM^3 - 1.12) / 2.205$
 $ENL = (\% TND \times 0.01114) - 0.054$.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el cuadro 1 se aprecia el valor nutricional y biológico de los zacates rosado y africano. En los indica-

3 ANKOM²⁰⁰⁰.

4 Marca FOSS.

dores químicos, se encontró que el valor de la PC es bajo, sobre todo en el caso del rosado (3.58 %), además de contener valores altos de fibras (FDN, FDA) y de lignina, lo cual pudiera estar influido porque el estado fenológico de la planta parece ser muy maduro. La DVIVMS varió desde 58.52 hasta 64.7 %, así como el RFV desde 67.76 hasta 69.4, mientras que el contenido de ENL fue desde 0.94 hasta 1.07 Mcal/kg. Para poder detectar las diferencias, se puede comentar que un RFV de 100 es para un heno de alfalfa en floración completa y con un contenido de 16 % de PC, 53 % de FDN y 41 % de FDA, mientras que un heno de alfalfa de alta calidad (20 % de PC, 40 % de FDN y 30 % de FDA) presenta un RFV de 152, lo cual puede inferir que los zacates invasores en el estado fenológico en el que se cosecharon son de baja calidad nutricional (Dunham, 1998).

Este tipo de zacates en estado maduro producen forrajes de calidad pobre y esto es muy influenciado por las bajas precipitaciones, lo cual disminuye el valor nutricional. Esta respuesta acredita los estudios previos que muestran que la producción, el valor nutricional y la digestibilidad de los pastos forrajeros están influenciados en gran parte por las estaciones climáticas (Haferkamp, MacNeil, & Grings, 2005; Mortenson, Schuman, Ingram, Nayigihugu, & Hess, 2005; Ganskopp, Aguilera, & Vavra, 2007), resaltando que la sequía es uno de los factores más importantes que los ganaderos reconocen como una amenaza grave que reduce la supervivencia de las plantas perennes.

De acuerdo a los valores nutricionales del zacate africano, el proveniente del rancho LC presentó valores mayores de PC (6.27 vs. 5.32 %), DVIVMS (64.7 vs. 58.89 %) y RFV (71.37 vs. 69.4), además de valores menores de FDN (73.6 vs. 75.13 %) y lignina (4.09 vs. 4.13 %) con respecto al mismo zacate, pero del rancho SJ, respectivamente; lo cual indica que el sitio, y posiblemente la precipitación, influyó para que exista variación entre las zonas del muestreo.

El contenido de PC en los forrajes sirve como una determinación confiable de la calidad nutricional (Ganskoop, & Bohnert, 2001). De acuerdo a NRC (1996), un forraje con 7 % de PC se considera adecuado para sostener el nivel de mantenimiento para el ganado; sin embargo, de acuerdo a los valores encontrados de PC para los zacates evaluados, estos se encuentran en una categoría de calidad nutricional deficiente.

En un experimento desarrollado por Ramírez *et al.* (2009) con diversos zacates en el estado de Nuevo León (subtropical, semiárido), para determinar el valor nutricional de los mismos con un promedio anual de precipitación pluvial de 360 mm, distribuida de la siguiente manera: en el invierno, 25 mm; en la primavera, 32 mm; en el verano, 238 mm; y en el otoño, 65 mm, encontraron que el zacate rosado (*Rhynchelytrum repens*) presentó un contenido de PC de 9.3, 7.4, 11.2 y 11.1 %, un contenido de FDN de 73.3, 69, 74.1 y 73 %, un contenido de celulosa de 28, 27, 29 y 28 %, y un contenido de LDA de 8, 6, 8 y 8 %, para las estaciones de invierno, primavera, verano y otoño, respectivamente, lo cual indica que solamente los valores de la FDN son similares a los resultados encontrados en este experimento, en tanto que los valores de la PC y la LDA son muy superiores, mientras que los valores de la celulosa son menores. No obstante, Njau, Lwelamira, & Hyandye (2013) informan que el zacate rosado (*Rhynchelytrum repens*) presentó 95.19 % de MS, 3.21 % de PC, 81.97 % de FDN, 55.15 % de FDA y 35.78 % de DVIVMS, siendo el contenido de la PC muy parecido al obtenido en este trabajo, pero con valores más altos de fibras.

El zacate africano mostró una cantidad baja de PC en comparación con los pastos nativos del sur de Estados Unidos (Mortenson *et al.*, 2005). La PC del zacate africano durante el estado fenológico “vegetativo”, fue similar a la encontrada para la grama negra y el zacate navajita velluda (9.0 y 9.9 %, respectivamente), pero menor que el zacate navajita (11.3 %; Chávez, 1984). Los valores de la FDN (de 75 a 78 %) encontrados en el zacate africano en Chihuahua, lo clasifican como un forraje de mala calidad cuando se compara con el ryegrass perenne (48 %; Waghorn, & Clark, 2004) y con el pasto de trigo (66 %; Ganskopp, & Bohnert, 2006). En cuanto a la DVIVMS, Sánchez-Muñoz (2009) reportó una variación entre 48 a 53 %, mientras que en esta prueba el rango fue de 58 a 65 %, los cuales son menores a los encontrados para el ryegrass (62 a 86 %) y para el trébol blanco (76 a 82 %; Waghorn, & Clark, 2004), así como para el pasto de trigo (62 a 73 %; Gillen, & Berg, 2005); sin embargo, son mayores a los encontrados para el heno (41 %; Denek, & Deniz, 2004) o para el *Bouteloua gracilis* (42 %), *Pascopyrum smithii* (45 %) y *Stipa comata* (35 %; Morgan *et al.*, 2004).

CONCLUSIONES

De acuerdo a las condiciones en las que se llevó a cabo el presente experimento, se puede concluir que los zacates rosado y africano en los pastizales de la región central de Chihuahua presentan un valor nutricional directamente relacionado con la precipitación pluvial estacional, así como con el estado fenológico de la planta, observándose que cuando este se encuentra en estado “vegetativo”, ambos zacates cubren los requerimientos del ganado y que, además, es comparable con otras especies de forraje. En este experimento, los zacates rosado y africano presentaron un valor nutricional correspondiente a forrajes de mala calidad, a pesar de que fueron cosechados en agosto; sin embargo, la precipitación pluvial influye bastante en dicha condición; no obstante, el zacate rosado presentó los valores más deficientes en cuanto a PC y DVIVMS, así como los valores más altos de las fibras (FDN y FDA), mientras que el zacate africano, en general, presentó una calidad de forraje similar entre los dos sitios (rancho experimental LC vs. rancho SJ).

Se hace necesario implementar estudios fenológicos para mantener la PC de estos forrajes en valores de 7 % en su cosecha óptima, que cubran las necesidades o requerimientos de mantenimiento para el ganado y en su defecto, utilizar suplementos de proteína para alcanzar niveles nutricionales adecuados para los animales, aparte de mejorar las condiciones a nivel ruminal para incrementar la digestión de la fibra de la dieta. No obstante, la presencia de estos zacates ha evitado que los suelos de muchos ranchos en Chihuahua se hayan degradado.

BIBLIOGRAFÍA

ANKOM (2015). *In Vitro* True Digestibility using the Daisy^{II} Incubator. ANKOM Technology. Recuperado en noviembre, de https://www.ankom.com/sites/default/files/document-files/Method_3_Invitro_0805_D200_D200I.pdf

Arriaga, L., Castellanos, A. E., Moreno, E., & Alarcón, J. (2004). Potential Ecological Distribution of Alien Invasive Species and Risk Assessment: a Case Study of *Buffel* Grass in Arid Regions of Mexico. *Conservation Biology*, 18(6), 1504-1514.

Association of Official Analytical Chemists (AOAC) (2000). *Official Methods of Analysis* (17th Ed.). Arlington, Virginia.

Brooks, M. L., D'Antonio, C. M., Richardson, D. M., Grace, J. B., Keeley, J. E., DiTomaso, J. M., Hobbs, R. J., Pellant, M., & Pyke, D. (2004). Effects of Invasive Alien Plants on Fire Regimes. *Bioscience*, 54(7), 677-688.

Chávez, S. A. (1984). Contenido y fluctuación de nutrientes de las especies forrajeras consumidas por el ganado en los agostaderos de Chihuahua. *Pastizales*, xv, 1-40.

Denek, N., & Deniz, S. (2004). The Determination of Digestibility and Metabolizable Energy Levels of Some Forages commonly Used in Ruminant Nutrition by *In Vitro* Methods. *Turkish Journal of Veterinary & Animal Sciences*, 28, 115-122.

Díaz, S. C., Therrell, M. D., Stahle, D. W., & Cleveland, M. (2002). Chihuahua (Mexico) Winter-spring Precipitation Reconstructed from Tree-rings, 1647-1992. *Climate Research*, 22, 237-244.

Dunham, J. R. (1998). Relative Feed Value Measures Forage Quality. *Forage Facts*, 41. Kansas State University Agricultural Experiment Station and Cooperative Extension Service.

Esqueda Coronado, M. H., & Carrillo Romo, R. L. (2001). Producción de forraje y carne en pastizales resembrados con gramíneas introducidas. *Revista Mexicana de Ciencias Pecuarias*, 39(2), 139-152.

Flanders, A. A., Kuvlesky, W. P., Ruthven III, D. C., Zaiglin, R. E., Bingham, R. L., Fulbright, T. E., Hernández, F., & Brennan, L. A. (2006). Effects of Invasive Exotic Grasses on South Texas Rangeland Breeding Birds. *The Auk*, 123(1), 171-182.

Galyean, M. (1997). Techniques and Procedures in Animal Nutrition Research. Texas Tech University.

Ganskopp, D., & Bohnert, D. (2001). Nutritional Dynamics of Seven Northern Great Basin Grasses. *J. Rangeland Ecology & Management*, 54(6), 640-647.

— (2006). Do Pasture-scale Nutritional Patterns Affect Cattle Distribution on Rangelands? *Rangeland Ecology & Management*, 59(2), 189-196.

Ganskopp, D., Aguilera, L., & Vavra, M. (2007). Livestock Forage Conditioning among Six

- Northern Great Basin Grasses. *Rangeland Ecology & Management*, 60(1), 71-78.
- Gillen, R. L., & Berg, W. A. (2005). Response of Perennial Cool-season Grasses to Clipping in the Southern Plains. *Agronomy Journal*, 97, 125-130.
- Goering, J. K., & Van Soest, P. J. (1970). Forage Fiber Analyses (Apparatus, Reagents, Procedures, and Some Applications). *Agriculture Handbook*, 379. Agricultural Research Service/United States Department of Agriculture.
- Haferkamp, M. R., MacNeil, M. D., & Grings, E. E. (2005). Predicting Nitrogen Content in the Northern Mixed-grass Prairie. *Rangeland Ecology & Management*, 58(2), 155-160.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi) (2005). Carta de uso del suelo y vegetación. Serie III. México.
- Leung, B., Lodge, D. M., Finnoff, D. C., Shogren, J. F., Lewis, M. A., & Lamberti, G. (2002). An Ounce of Prevention or a Pound of Cure: Bio-economic Risk Analysis of Invasive Species. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*, 269(1508), 2407-2413.
- Melgoza, C. A., Royo, M. V., Báez, A. G., & Reyes, G. L. (1998). Situación de los predios ganaderos después de cuatro años de sequía en las zonas áridas y semiáridas de Chihuahua. *Folleto Técnico*, 4. Chihuahua, México: INIFAP-Cirnoc. Campo Experimental La Campana.
- Morgan, J. A., Mosier, A. R., Milchunas, D. G., LeCain, D. R., Nelson, J. A., & Parton, W. J. (2004). CO₂ Enhances Productivity, Alters Species Composition, and Reduces Digestibility of Shortgrass Steppe Vegetation. *Ecological Applications*, 14(1), 208-219.
- Mortenson, M. C., Schuman, G. E., Ingram, L. J., Nayigihugu, V., & Hess, B. W. (2005). Forage Production and Quality of a Mixed-grass Rangeland Interseeded with *Medicago Sativa* Ssp. *Falcata*. *Rangeland Ecology & Management*, 58(5), 505-513.
- Murray, B. R., & Philips, M. L. (2010). Investment in Seed Dispersal Structures is Linked to Invasiveness in Exotic Plant Species of South-eastern Australia. *Biological Invasions*, 12(7), 2265-2275.
- National Research Council (NRC) (1996). *Nutrient Requirements of Beef Cattle* (7th Ed.). Washington, DC: National Academy Press.
- Newman, E. I. (2000). *Applied Ecology and Environmental Management*. London: Blackwell Science.
- Ng'weno, C., Mwasi, S. M., & Kairu, J. K. (2009). Distribution, Density and Impact of Invasive Plants in Lake Nakuru National Park, Kenya. *African Journal of Ecology*, 48(4), 905-913.
- Njau, F. B. C., Lwelamira, J., & Hyandye, C. (2013). Ruminant Livestock Production and Quality of Pastures in the Communal Grazing Land of Semi-arid Central Tanzania. *Livestock Research for Rural Development*, 25(8). Retrieved December 4th, from <http://www.lrrd.org/lrrd25/8/Njau25146.html>
- Núñez-López, D., Muñoz-Robles, C. A., Reyes-Gómez, V. M., Velasco-Velasco, I., & Gadsden-Esparza, H. (2007). Caracterización de la sequía a diversas escalas de tiempo en Chihuahua, México. *Agrociencia*, 41, 253-262.
- Pimentel, D., Lach, L., Zúñiga, R., & Morrison, D. (2000). Environmental and Economic Costs of Nonindigenous Species in the United States. *BioScience*, 50(1), 53-65.
- Pinedo Álvarez, C., Hernández Quiroz, N. S., Melgoza Castillo, A., Rentería Villalobos, M., Vélez Sánchez Verín, C., Morales Nieto, C., Santellano Estrada, E., & Esparza Vela, M. É. (2013). Diagnóstico actual y sustentabilidad de los pastizales en el estado de Chihuahua ante el cambio climático. Cuerpo Académico de Recursos Naturales y Ecología (UACH-CHICA16). Facultad de Zootecnia y Ecología, Universidad Autónoma de Chihuahua. Chihuahua, México.
- Rai, R. K., Scarborough, H., Subedi, N., & Lami-chhane, B. (2012). Invasive Plants – Do They Devastate or Diversify Rural Livelihoods? Rural Farmers' Perception of Three Invasive Plants in Nepal. *Journal for Nature Conservation*, 20(3), 170-176.
- Ramírez, R. G., González-Rodríguez, H., Morales-Rodríguez, R., Cerrillo-Soto, A., Juárez-Reyes, A., García-Dessommes, G. J., & Guerrero-Cervantes, M. (2009). Chemical Composition and Dry Matter Digestion of Some Native and Cultivated Grasses in Mexico. *Czech Journal of Animal Science*, 54(4), 150-162.
- Sánchez-Muñoz, A. J. (2009). Invasive Lehmann Lovegrass (*Eragrostis lehmanniana*) in Chihuahua, Mexico: Consequences of Invasion.

- Ph. D. Disertation. Oklahoma, USA: Oklahoma State University.
- Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos (SARH) (1978). Comisión Técnico Consultiva para la Determinación Regional de los Coeficientes de Agostadero. Subsecretaría de Ganadería/SARH. Chihuahua, México.
- Stevens, J. M., & Fehmi, J. S. (2009). Competitive Effect of Two Nonnative Grasses on a Native Grass in Southern Arizona. *Invasive Plant Science and Management*, 2(4), 379-385.
- Stokes, C. A. (2009). From Crop to Weed – Natalgrass in Florida. *Wildland Weeds*, 12, 8-9.
- Stokes, C. A., MacDonald, G. E., Adams, C. R., Langeland, K. A., & Miller, D. L. (2011). Seed Biology and Ecology of Natalgrass (*Melinis repens*). *Weed Science*, 59(4), 527-532.
- Undersander, D., Mertens, D. R., & Thiex, N. (1993). Forage Analyses Procedures. Omaha, Nebraska: National Forage Testing Association.
- Vanderhoeven, S., Dassonville, N., & Meerts, P. (2005). Increased Topsoil Mineral Nutrient Concentrations under Exotic Invasive Plants in Belgium. *Plant and Soil*, 275(1-2), 169-179.
- Waghorn, G. C., & Clark, D. A. (2004). Feeding Value of Pastures for Ruminants. *New Zealand Veterinary Journal*, 52(6), 320-331.
- Williams, D. G., & Baruch, Z. (2000). African Grass Invasion in the Americas: Ecosystem Consequences and the Role of Ecophysiology. *Biological Invasions*, 2(2), 123-140.

Cuadro 1. Promedios de diversos componentes del valor nutricional y biológico de los zacates invasores.

Componente (%)	Tipo de zacate		
	Rosado (LT) ¹	Africano (SJ)	Africano (LC)
Materia seca	93.71 ± 0.041	94.19 ± 0.072	94.23 ± 0.096
Cenizas	11.38 ± 0.018	8.16 ± 0.157	7.73 ± 0.196
Materia orgánica	88.62 ± 0.018	91.8 ± 0.157	92.27 ± 0.196
Extracto etéreo	0.71 ± 0.04	0.703 ± 0.019	0.75 ± 0.064
Proteína cruda	3.58 ± 0.51	6.27 ± 0.26	5.32 ± 0.41
FDN	72.71 ± 0.37	73.6 ± 0.22	75.13 ± 0.54
FDA	46.13 ± 0.52	41.63 ± 0.311	42.17 ± 0.29
LDA	3.53 ± 0.25	4.09 ± 0.032	4.13 ± 0.15
Celulosa	42.89 ± 0.009	37.72 ± 0.086	38.18 ± 0.075
Hemicelulosa	26.29 ± 0.008	32.33 ± 0.17	33.22 ± 0.15
DAIVMS	54.48 ± 0.41	61.95 ± 2.41	55.71 ± 0.6
DVIVMS	58.52 ± 0.79	64.7 ± 2.26	58.89 ± 0.3
Estimados:			
CMS (% del PV)	1.65	1.63	1.60
RFV (Mcal/kg)	67.76	71.37	69.40
ENM (Mcal/kg)	0.97	1.12	1.10
ENG (Mcal/kg)	0.25	0.40	0.38
ENI (Mcal/kg)	0.94	1.07	1.06

¹ Media ± desviación estándar. Datos expresados en una base de materia seca.

Establishing a stochastic regression model to analyze diabetes incidence rates in the U.S.

Héctor A. Quevedo Urías,^{1*} Jorge A. Salas-Plata Mendoza,¹ Angelina Domínguez Chicas,¹ Michel Y. Montelongo Flores² y L. Susana Alonso López¹

Recibido: 26 de mayo de 2016; aceptado: 20 de enero de 2017.

RESUMEN

Este estudio aplica técnicas de regresión estadística para establecer un modelo de pronóstico estocástico en las tasas de incidencia de diabetes en Estados Unidos. La metodología utiliza una muestra aleatoria de treinta y cuatro años (1980-2014) de las tasas de incidencia de diabetes proporcionadas por los Centros para el Control y Prevención de Enfermedades (CDC, por sus siglas en inglés). El primer paso consistió en dibujar los datos de casos de diabetes (millones) contra el tiempo (años), para verificar el tipo de función de los registros. La consideración de un modelo de regresión lineal simple no fue aceptable, ya que su diagnóstico y medidas de precisión no fueron satisfactorios. La opción de un modelo de regresión polinomial fue más adecuado, pero no del todo. Sin embargo, el modelo de regresión logarítmico transformado fue más satisfactorio, porque sus diagnósticos objetivos y subjetivos fueron superiores. El modelo con transformaciones logarítmicas fue el mejor de todos los modelos analizados según los resultados obtenidos.

Palabras clave: modelo de regresión estadística, modelo de regresión polinomial, modelo de regresión logarítmico transformado, modelos de regresión para analizar tasas de incidencia de diabetes.

ABSTRACT

This study applied statistical regression techniques to establish a stochastic prognostic model for analyzing diabetes incidence rates in the U.S. The methodology used a 34-year random sample (1980-2014) of diabetes incidence rates apportioned by Centers for Disease Control and Prevention (CDC). The first step consisted in plotting the data of cases of diabetes (millions) *versus* time (years) to check on the type of function followed by the records. The fitting of a simple linear regression model was not acceptable because its diagnostics and measures of accuracy were not satisfactory. The fitting of a polynomial regression model was more satisfactory, but not quite right. However, the resulting logarithmic transformed regression model was even more satisfactory because its objective and subjective diagnostics were more acceptable. The model with logarithmic transformations was then the best candidate model according to the obtained results.

¹ Departamento de Ingeniería Civil y Ambiental, Universidad Autónoma de Ciudad Juárez. Ciudad Juárez, Chihuahua, México.

² Facultad de Ingeniería, Universidad Autónoma de Chihuahua.

* Autor para correspondencia: hquevedo@uacj.mx ; Instituto de Ingeniería y Tecnología, Av. del Charro 450 norte, Col. Partido Romero, CP 32310; Ciudad Juárez, Chihuahua, México; Tel. +52 (656) 688 48 46.

Keywords: regression statistical modeling, polynomial regression modeling, logarithmic transformed regression modeling, regression models to analyze diabetes incidence rates.

INTRODUCTION

This study applied statistical regression analyses aimed at establishing a stochastic model for analyzing diabetes incidence rates in the U.S. The procedure used a 34-year random sample (1980-2014) of diabetes incidence rates apportioned by Centers for Disease Control and Prevention (CDC). The first step consisted in plotting the data of diabetes cases (expressed in millions) *versus* time (years) to identify the type of function followed by these records. Next, the procedure consisted in fitting a simple linear regression model followed by its evaluation to assess its predictive quality. Within this approach the methodology also prepared time series graphical analyses. The third step consisted in fitting a quadratic polynomial regression model along with its objective and subjective evaluations to assess its fitting capability. This procedure included time series analyses with their evaluated measures of accuracy MAPE, MAD, and MSD. The fourth step consisted in fitting a time series logarithmic transformed model along with its complementary residual graphs. In addition, this approach included its objective and subjective diagnostics. All these steps were applied to control the experimental errors aimed to optimize the fitting quality of the selected model. The results showed that in all of the models tested, the time series logarithmic transformed model was the best candidate because its objective and subjective diagnostics were more acceptable.

Continuing with this introductory note, the American Diabetes Association (ADA) affirms that 1.4 million Americans are diagnosed with diabetes every year. This organization also affirms that symptomatic diabetes was the seventh leading cause of death in the United States in 2010 based on the 69,071 death certificates in which diabetes was listed as the underlying cause of death. In 2010, diabetes was mentioned as a cause of death in 234,051 certificates (ADA, 2015). Furthermore, the CDC gives some epidemiological estimations on racial and ethnic percentage of people aged 20 years or older with diagnosed diabetes by race/ethnicity in the United States period 2010-2012. For example, among non-Hispanic whites the inci-

dence rate was 7.6%. Besides, among Asian-Americans the incidence rate was 9.0%. By the same token, among Hispanics the rate was 12.8%. Similarly, among non-Hispanic blacks the incidence rate was 13.2%. Finally, the CDC affirms that among American Indians/Alaska natives the rate amounted to 15.9% (CDC, 2015). Likewise, a CDC national diabetes statistics (2014) affirms that 29.9 million people or 9.3% of the U.S. population have diabetes. Furthermore, in relation to ethnic differences among people aged 20 years or older, American Indians/Alaska natives led the number of cases in 15.9%. Further reports of this source of information give some figures on the estimated diabetes costs in the United States, in 2012. For example, the total (direct and indirect) costs amount to US \$245 billion. Direct medical costs amount to \$176 billion after adjusting for population age and sex differences. Average medical expenditures among people with diagnosed diabetes were 2.3 times higher than people without diabetes. Also, indirect costs amounted to \$69 billion due to disabilities, work losses, and premature deaths. Still further, the National Institute of Diabetes and Digestive and Kidney Diseases (NIDDK) says that diabetes affects an estimated 29.1 million people in the United States and that it is the seventh leading cause of death. It says that diabetes can affect many parts of the body with its associated serious complications, such as heart diseases and strokes, blindness, kidney failure, and lower limb amputations. This NIDDK further affirms that type 1 diabetes affects approximately 5 percent of adults and the majority of children and youth with diagnosed diabetes. Moreover, this source says that type 2 diabetes is the most common form of the disease, accounting for about 90 to 95 percent of diagnosed diabetes cases in U.S. adults (NIDDK, 2015). Type 2 diabetes is also increasingly being diagnosed in children and adolescents, and disproportionately affects minority youth. Finally, source says that prediabetes affects an estimated 86 million adults in the United States. Those with prediabetes are at high risk of developing type 2 diabetes (CDC, 2014).

The National Institute of Diabetes of the United Kingdom (NIDUK) affirms that diabetes is the fastest growing health threat of our times and an urgent public health issue. It says that since 1996, the number of people living with diabetes has more than doubled. This source says that if nothing changes, it is estimated that over five million

people in the U.K. will have diabetes on the next years (NIDUK, 2014). Similarly, according to the International Diabetes Foundation (IDF), diabetes is a leading threat to global health and economic development. According to IDF, the disease now affects over 300 million people worldwide and will cost the global economy at least \$376 billion in 2010, or 11.6% of the total world healthcare expenditure. A further 344 million people are at risk of developing type 2 diabetes, the most common form of the disease. If nothing is done to reverse this epidemic, IDF predicts that by 2030, 438 million people will live with diabetes at a cost projected to exceed \$490 billion (IDF, 2010).

The International Diabetes Federation affirms that China now is the country with the largest number of people with diabetes. Previous estimates in the IDF's *Diabetes Atlas* Fourth Edition—published in October, 2009—put the number of people with diabetes in China at 43.2 million based on the best evidence available at the time (IDF, 2014). Now, it would appear that China has overtaken India becoming the global epicenter of the diabetes epidemic with 92.4 million adults with the disease (CDC, 2010).

According to CDC, the number of Americans with diabetes symptoms is projected to double or triple by the year of 2050. It is affirmed that as many as 1 in 3 U.S. adults could develop diabetes by 2050 if current trends continue, according to a new analysis made by the same Center. This office says that 1 in 10 U.S. adults has diabetes now. The prevalence is expected to rise sharply over the next 40 years due to an aging population more likely to develop type 2 diabetes, increases in minority groups that are at high risk for type 2 diabetes, and people with diabetes living longer, according to CDC projections published in the journal *Population Health Metrics*. Further on, the report predicts that the number of new diabetes cases each year will increase from 8 per 1,000 people in 2008 to 15 per 1,000 in 2050. Additionally, the report estimates that the number of Americans with diabetes will range from 1 in 3 to 1 in 5 by 2050. “These are alarming numbers that show how critical it is to change the course of type 2 diabetes,” said Ann Albright, Ph.D., RD, director of CDC’s Division of Diabetes Translation. “Successful programs to improve lifestyle choices on healthy eating and physical activity must be made more widely available, because the stakes are too high and the per-

sonal toll too devastating to fail” (Lebech-Cichosz, Johansen, & Hejlesen, 2015). Insofar, as predictive models to related to manage diabetes and its complications, in the *Journal of Diabetes Science and Technology* the investigators Lebech-Cichosz *et al.* (2015) of the Department of Health Science and Technology at Aalborg University, in Aalborg, Denmark, affirm that statistical models or complex pattern recognition models may be fused into predictive models that combine patient information and prognostic outcome results. They contend that such knowledge could be used in clinical decision support, disease surveillance, and public health management to improve patient care. These investigators further affirm that predictive models have been developed for management of diabetes and its complications, and the number of publications on such models has been growing over the past decade. They add that multiple logistic or linear regression models can be used for prediction model development, possibly owing to its transparent functionality (Lebech-Cichosz *et al.* (2015).

METHODOLOGY

The methodology used a 34-year sample data of diabetes cases corresponding to the 1980-2014 period. Table 1 below shows the required information, where the term cases refer to the number of persons with diabetes symptoms expressed in millions (CDC, 2015 *bis*). The first step consisted in plotting the data of cases of diabetes (millions) *versus* time (years) to check on the type of function followed by the records. The second step consisted in fitting a simple linear regression model followed by its objective and subjective evaluations. This was followed by a time series graphical analysis. The third step consisted in fitting a quadratic polynomial regression model along with its objective and subjective evaluations. This procedure included time series analyses with their evaluated measures of accuracy MAPE, MAD, and MSD. The fourth step consisted in fitting a time series logarithmic transformed model along with its complementary residual graphs. Also, this approach included the objective and subjective diagnostics. The final step consisted in fitting a time series model with transformed values, excluding the outlier case of year 1996. All these steps were applied to control the experimental errors aimed in order to optimize the predicting quality of the selected model.

Table 1. Table showing the time in years starting from 1980 to 2014 of symptomatic diabetes incidence rates expressed in millions of cases.

Years	Cases	Years	Cases	Years	Cases	Years	Cases	Years	Cases
1980	5.5	1987	6.6	1994	7.7	2001	13.1	2008	18.8
1981	5.6	1988	6.2	1995	8.7	2002	13.5	2009	20.7
1982	5.7	1989	6.5	1996	7.6	2003	14.1	2010	21.1
1983	5.6	1990	6.2	1997	10.1	2004	15.2	2011	20.7
1984	6	1991	7.2	1998	10.5	2005	16.3	2012	21.5
1985	6.1	1992	7.4	1999	10.9	2006	17.3	2013	22.3
1986	6.6	1993	7.8	2000	12.1	2007	17.4	2014	22.0

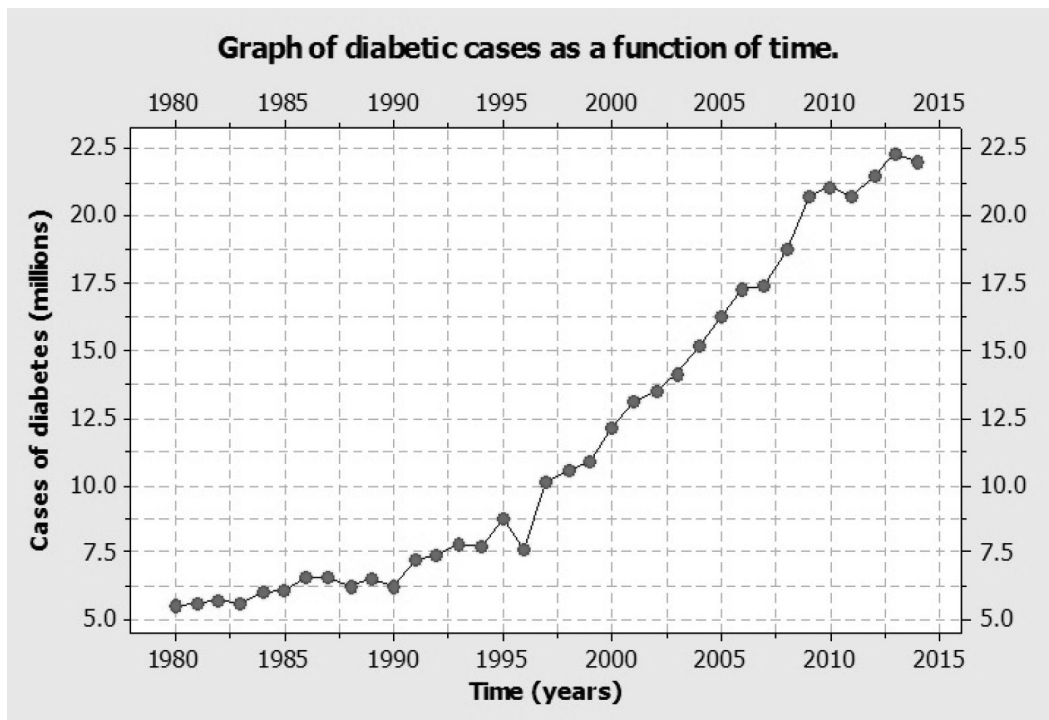
Data source: cdc, 2015 *bis*. Annual Number (in Thousands) of New Cases of Diagnosed Diabetes Among Adults Aged 18-79 Years, United States, 1980-2014. National Center for Health Statistics, Division of Health Interview Statistics, data from the National Health Interview Survey. National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, data computed by personnel of the Division of Diabetes Translation.

RESULTS AND DISCUSSION

visualize the type of function followed by the data. Figure 1 below shows this situation.

The first step used in the methodology consisted in graphing the original diabetic incidence rates to

Figure 1. Graph showing the diabetic incidence rates among adults aged 18-79 years, United States, 1980-2014.



Data source: own elaboration

As seen in figure 1 above there is an outlying case that occurred in the year of 1996. Similar situations occurred in the years of 2011 and 2014. These events probably occurred because the participating subjects were not blocked by similar characteristics.

The second step consisted in fitting a simple linear regression model by evaluating its utility

through objective and subjective diagnostics. Also, our methodology prepared time series graphical analysis. Table 2 below shows the printed results. Likewise, figure 2 below depicts the time series graphical analysis.

Table 2. Diabetic incidence rates among adults aged 18-79 years, United States, 1980-2014, after fitting a simple linear regression model.

Predictor	Coef	SE	T	P	VIF
Constant	-1087.29	56.72	-19.17	0.000	
Time (years)	0.55034	0.02840	19.38	0.000	1.000
The regression equation is: Cases of diabetes (millions) = -1087 + 0.550 time (years) s = 1.69697 R-sq = 91.9% R-sq(adj) = 91.7% PRESS = 108.181 R-sq(pred) = 90.80%					
Analysis of variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	1081.2	1081.2	375.47	0.000
Residual error	33	95.0	2.9		
Total	34	1176.3			

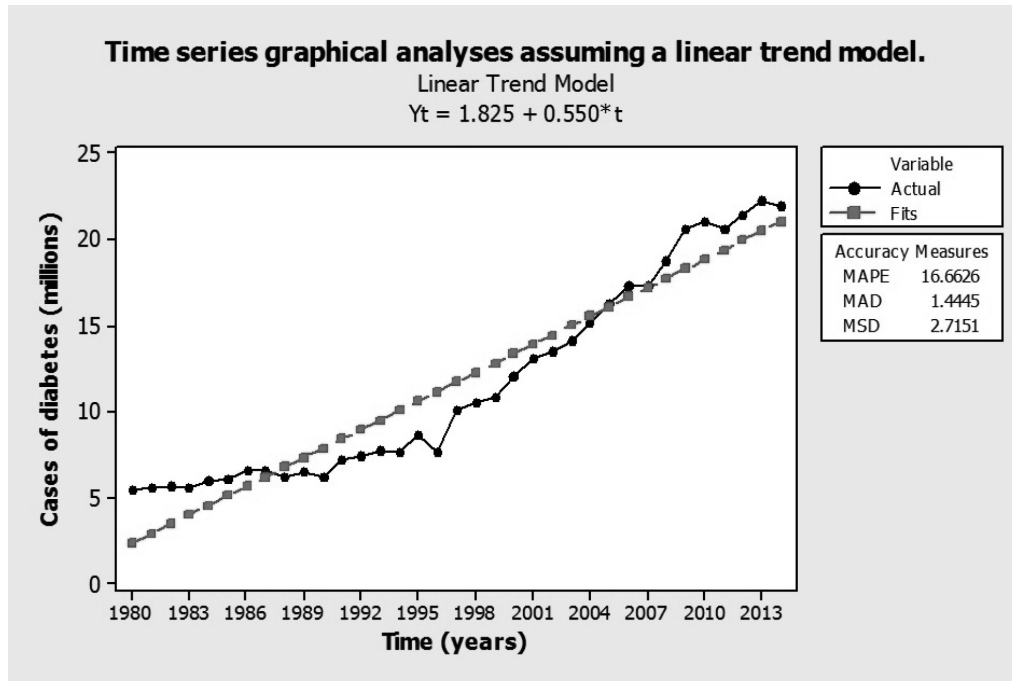
Data source: own elaboration

Note: The s stands for standard error of estimate and it represents the average distance that the observed values fall away from the regression line. Conveniently, it tells you how biased the regression model is on average using the units of the response variable. Smaller values are better because it indicates that the observations are closer to the fitted line.

R-sq stands for the coefficient of determination (R^2). It is a value between 0 (0 percent) and 1 (100 percent). The higher the value, the better the degree in which the x variable explains the variance of the y variable.

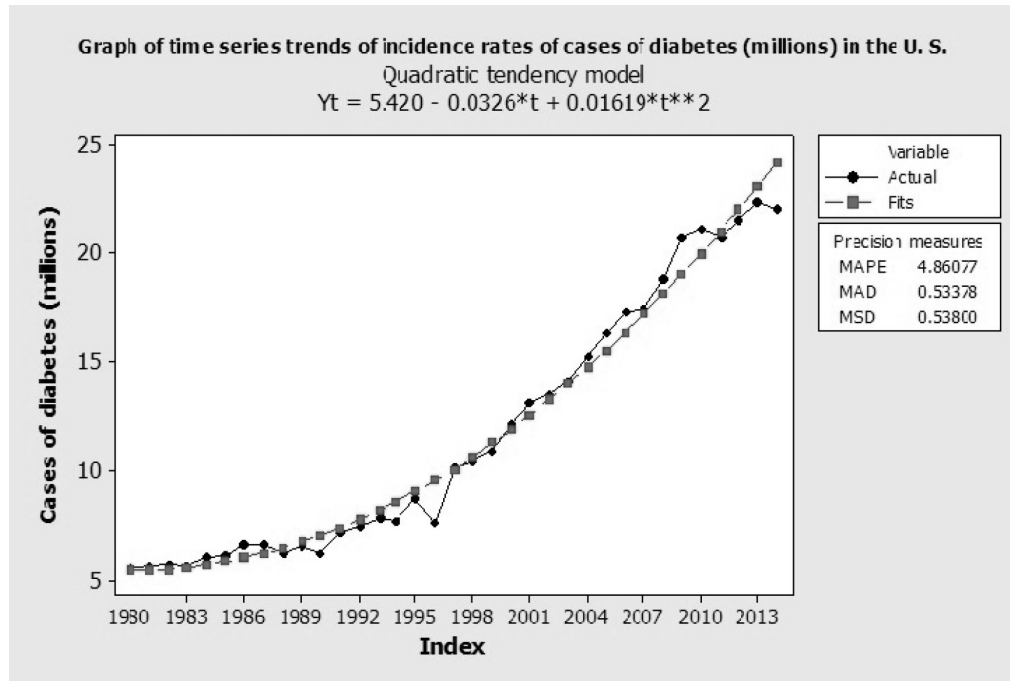
The PRESS value stands for predicted sum of squares. This statistic is used to assess the model's predictive capability. Usually, the smaller the PRESS value, the better the model's predictive ability.

Figure 2. Graph showing the time series trend analysis assuming a linear trend model with its corresponding accuracy measures of MAPE, MAD, and MSD.



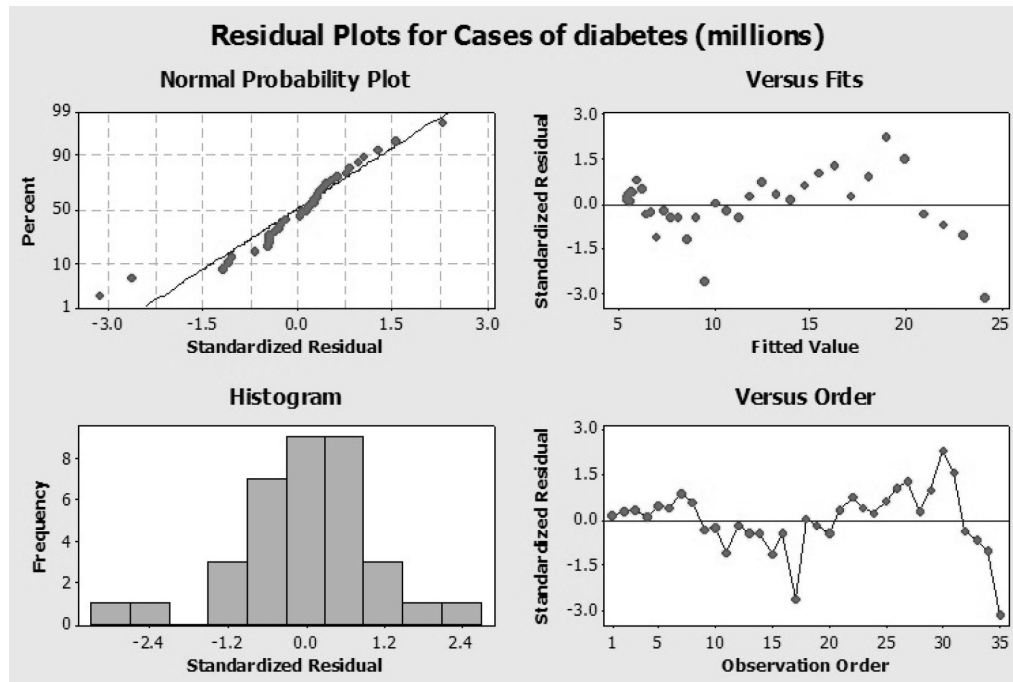
Data source: own elaboration

Figure 3. Graph showing the time series graphical analysis for the adjusted quadratic polynomial regression model along with its measures of precision.



Data source: own elaboration

Figure 3a. Graphs showing the subjective residual plots for the cases of diabetes assuming a quadratic polynomial regression model.



Data source: own elaboration

The time series graphical analysis is shown in figure 3 below. In figure 3, the terms MAPE, MAD, and MSD are measures of fitting accuracy and are used to evaluate the fitted accuracy of the model. For example, the acronym MAPE (Mean absolute percentage error) expresses the fitted accuracy as a percentage. Here, the lower its value, the more accurate the model will be. Likewise, MAD (Mean absolute deviation) helps to conceptualize the average amount of error in absolute value. Too, MSD (Mean squared deviation) is a measure of the precision of the adjusted values. In general, as the val-

ues of these statistics decrease, the more precise the model will be.

The third step consisted in fitting a quadratic polynomial regression model along with its objective and subjective evaluations. Figures 3 and 3a, and table 3 below show this tactic.

Figure 4a above shows the normal probability graph with most of the values very close to the least square line, except two values which corresponded to the years of 1996 and 2014. Moreover, the graph of the fits shows a bit of temporal autocorrelation. Also, analyzing the histogram looks reasonably symmetric.

Table 3. Table showing the diabetic incidence rates among adults aged 18-79 years, United States, 1980-2014, after fitting the adjusted quadratic polynomial regression model.

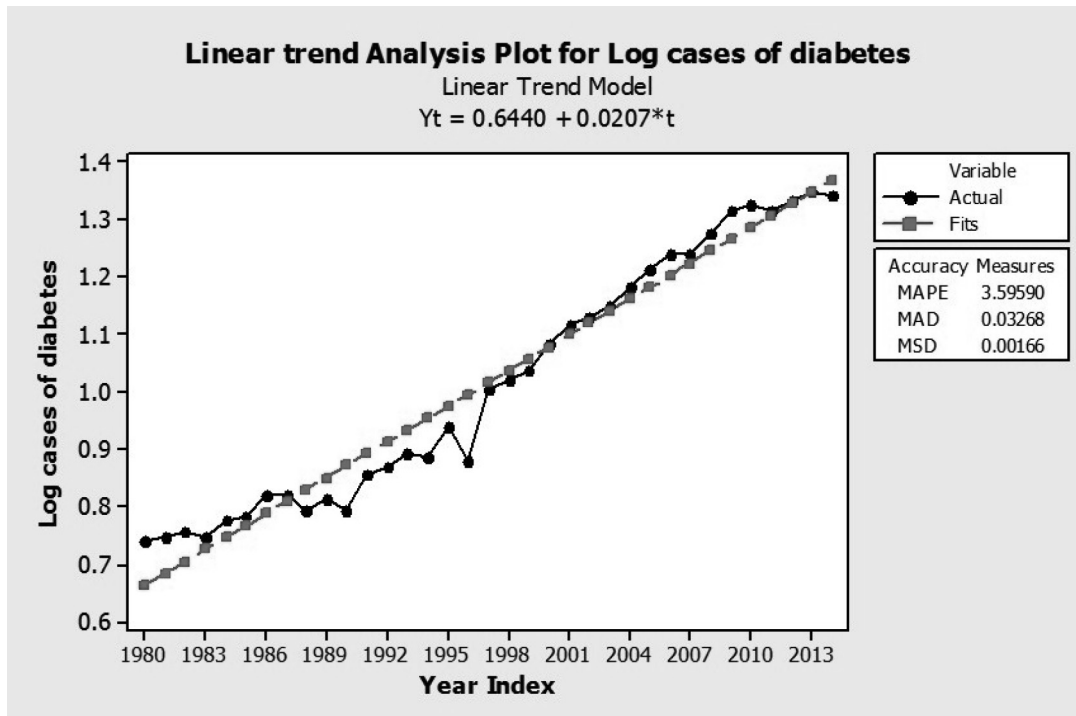
Predictor	Coef	Of EE	T	P	VIF
Constant	5.4203	0.4123	13.15	0.000	
Time (index)	-0.03262	0.05281	-0.62	0.541	16.921
xsqr time index	0.016193	0.001423	11.38	0.000	16.921
Regression equation: Cases of diabetes (millions) = 5.42 - 0.0326 (time index) + 0.0162 (time index) ²					
s = 0.767094 R ² = 98.4% R ² (adjusted) = 98.3% PRESS = 24.2893 R ² (pred) = 97.94%					
Analysis of variance					
Source	GL	SC	MC	F	P
Regression	2	1157.45	578.72	983.50	0.000
Error	32	18.83	0.59		
Total	34	1176.28			
Durbin-Watson statistics = 0.819057					

Data source: own elaboration

The fourth step consisted in fitting a time series logarithmic transformed model along with its complementary residual graphs. Also, this ap-

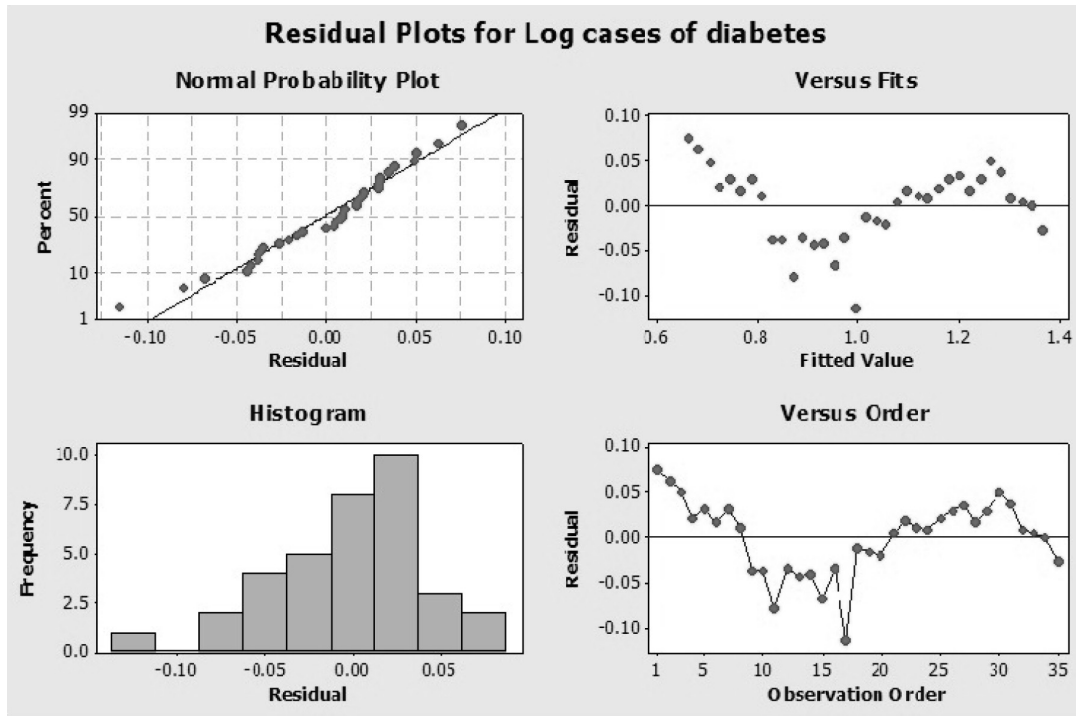
proach included the objective and subjective diagnostics. This methodology is depicted in figures 4 and 4a, and table 4 below.

Figure 4. Time series trend analysis using log transformed values.



Data source: own elaboration

Figure 4a. Complementary residual plots using logarithmic transformations of cases of diabetes.



Data source: own elaboration

Table 4. Table showing the diabetic incidence rates among adults aged 18-79 years, United States, 1980-2014, after fitting a logarithmic regression model.

Predictor	Coef	SE	T	P	VIF
Constant	-40.336	1.402	-28.78	0.000	
Time (years)	0.0207077	0.0007019	29.50	0.000	1.000
The regression equation is: $\text{Log}(\text{cases of diabetes}) = -40.3 + 0.0207(\text{time, years})$ $s = 0.0419398$ $R\text{-sq} = 96.3\%$ $R\text{-sq}(\text{adj}) = 96.2\%$ $\text{PRESS} = 0.0652005$ $R\text{-sq}(\text{pred}) = 95.90\%$					
Analysis of variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	1.5308	1.5308	870.32	0.000
Residual error	33	0.0580	0.0018		
Total	34	1.5889			
Durbin-Watson statistic = 0.525540					

Data source: own elaboration

The graphing of the original diabetic incidence rates for checking the type of function tracked by the data shows that the values of the diabetic incidence rates resulted in a steadily increasing trend, as shown in figure 1. However, by closely examining this figure there seems to be an outlying value of 6.2, which corresponded to the year of 1996.

Also, to a lesser extent, there is an additional outlier of 7.6, which corresponded to the year of 1990. Likewise, there is another one corresponding to the year of 2010. Again, this outlying value was probably due to experimental errors because the participating subjects were not grouped by similar characteristics as age, sex, weight, clinical back-

grounds, etc., from the experimental design point of view. These experimental errors were probably owed to the fact that there was no blocking, that is, there was no grouping of the subjects by similar characteristics in the sampling procedure done by the authors of the Disease Control and Prevention who prepared this sampling scheme.

About the fitting of a simple linear regression model (figure 3) this procedure was not satisfactory because the resulting diagnostics and measure of accuracy of MAPE, MAD, and MSD were not acceptable. For example, the MAPE expressing the percentage of error was equal to 16.6626. This means that the prediction capability of a simple linear regression model could be in error by 16.66%. Similarly, the MAD and MSD values were a bit too high. Besides as judged by figure 2, the standard error of estimate, s and the PRESS value were too high. In addition, the Durbin-Watson statistics equal to 0.1743 indicates the data is too skewed. All these observations flagged experimental errors that degraded the capability of this type of fit. In a similar fashion, the fitting of a polynomial regression model was not very satisfactory because the MAPE, MAD, and MSD accuracy measures were not altogether satisfactory. The value of MAPE equal to 4.86 means the fitting capability of the model could be off by 4.86%. Besides the VIF (Variance of inflection factors) equal to 16 are waning collinearity problems that could give to experimental errors that degrades the fitting model capability. Finally, the resulting logarithmic transformed model was even more satisfactory because its objective and subjective diagnostics were more acceptable (figures 4 and 4a). This assertion is sustained by the resulting accuracy measures of MAPE, MAD, and MSD, which had the lowest values of all the models tested. For example, in figure 4, the value of the MAPE equal to 3.595 means the fitting percentage error is about 3.59%. Also, the values of MAD equal to 0.03 and of MSD equal to 0.0016 were the lowest one recorded of all the previous models tested. Though the $R^2 = 98.4\%$ of the adjusted quadratic model versus $R^2 = 96.3\%$ of the logarithmic transformed value was lower. Though the $R^2 = 98.4\%$ of the adjusted quadratic model versus $R^2 = 96.3\%$ of the logarithmic transformed value was lower. This disadvantage was offset by the much lower values of PRESS of the logarithmic transformed model. The regression equation of this model was: $\text{Log}(\text{cases of diabetes}) = -40.3 + 0.0207(\text{time})$.

CONCLUSIONS

It is concluded that of the three models tested, the logarithmic transformed model, whose equation is $\text{Log}(\text{cases diabetes}) = -40.3 + 0.0207$, is the best candidate model. Though the errors variance were not constant in some instances, this could be since the participating subjects were not grouped by similar characteristics as age, sex, weight, clinical backgrounds, etc. Even though with these pitfalls, we can reasonably conclude that the results are correct with only a 3.59% error, as suggested by the MAPE value of 3.59. This is also supported by a small value of the standard error of estimate of $s = 0.0419398$, a determination coefficient of $R^2 = 96.3\%$, a PRESS value of 0.0652, and very significant values of p .

ACKNOWLEDGEMENTS

The authors of this work are grateful beyond measure to the scientists of CDC.

BIBLIOGRAPHICAL REFERENCES

- American Diabetes Association (ADA) (2015). Statistics about Diabetes. Retrieved April 1, 2016, from <http://www.niddk.nih.gov/about-niddk/research-areas/diabetes/Pages/diabetes.aspx>
- Centers for Disease Control and Prevention (CDC) (2010). Number of Americans with Diabetes Projected to Double or Triple by 2050. Retrieved April 1, 2016, from www.cdc.gov/media/pressrel/2010/r101022.html
- (2014). Report Estimates of Diabetes and its Burden in the United States. National Diabetes Statistics, 2014. Retrieved July 1, 2016, from <http://www.cdc.gov/diabetes/pdfs/data/2014-report-estimates-of-diabetes-and-its-burden-in-the-united-states.pdf>
- (2015). National Diabetes Statistics, 2014. National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Division of Diabetes Translation. Retrieved April 1, 2016, from <http://www.cdc.gov/diabetes/pubs/statsreport14/national-diabetes-report-web.pdf>
- (2015 *bis*). Annual Number (in Thousands) of New Cases of Diagnosed Diabetes among Adults Aged 18-79 Years, United States, 1980-2014. National Center for Health Statistics, Division of Health Interview Statistics. Re-

trieved August 1, 2016, from <http://www.cdc.gov/diabetes/statistics/incidence/fig1.htm>

International Diabetes Federation (IDF) (2010). Millions Unite for Diabetes Awareness on World Diabetes Day 2010. Retrieved April 1, 2016, from www.idf.org/millions-unite-diabetes-awareness-world-diabetes-day-2010

— (2014). New Diabetes Figures in China: IDF Press Statement. Retrieved April 1, 2016, from <http://www.idf.org/press-releases/idf-press-statement-china-study>

Lebecz-Cichosz, S., Johansen, M. D., & Hejlesen, O. (2015). Toward Big Data Analytics. Review of Predictive Models in Management of Diabetes and its Complications. *Journal of Diabetes Science and Technology*. October 14, 2015. Retrieved April 1, 2016

from <http://dst.sagepub.com/content/early/2015/10/14/1932296815611680.abstract>

National Institute of Diabetes and Digestive and Kidney Diseases (NIDDK) (2015). Diabetes. Retrieved April 6, 2016, from <http://www.niddk.nih.gov/about-niddk/research-areas/diabetes/Pages/diabetes.aspx>

National Institute of Diabetes of the United Kingdom (NIDUK) (2014). Facts & Figures. Retrieved April 1, 2016, from <https://www.diabetes.org.uk/Professionals/Position-statements-reports/Statistics/>

Factores de riesgo asociados al bajo peso al nacer

José Franco-Monsreal,^{1} María Estefanía Castillo-Benítez,¹ José Ricardo Hernández-Gómez¹ y Lidia Esther del Socorro Serralta-Peraza¹*

Recibido: 5 de mayo de 2017; aceptado: 6 de julio de 2017

RESUMEN

El bajo peso al nacer ha constituido un enigma para la ciencia a través de los tiempos. La regresión logística múltiple es uno de los instrumentos estadísticos más expresivos y versátiles disponibles para el análisis de datos en clínica y en epidemiología. Estudio epidemiológico observacional analítico de casos y controles. Se estudiaron 1174 recién nacidos (85 casos y 1089 controles). En orden numérico ascendente, valores de *odds ratios* > 1 señalaron la contribución positiva de las siguientes variables explicativas: edad a la menarca ≤ 12 años; estado civil “no-casada”; antecedente de aborto(s); tipo de parto abdominal; peso materno < 50 kg; número de consultas prenatales ≤ 5; número de partos = 1; edad materna ≤ 19 años y ≥ 36 años; antecedentes obstétrico-patológicos; antecedentes personales patológicos; número de partos ≥ 5; estatura materna < 150 cm; y tabaquismo. Se concluye que el 73.68 % (14/19) de las variables independientes resultaron con contribución positiva (OR > 1).

Palabras clave: evaluación, variables explicativas, bajo peso al nacer.

ABSTRACT

Low birth weight has been an enigma for science over time. Multiple logistic regression is one of the most expressive and versatile statistical instruments available for clinical data analysis and epidemiology. An epidemiological observational analytic study of cases and controls. We studied 1,174 infants (85 cases and 1,089 controls). In ascending numerical order values of odds ratios > 1 indicated the positive contribution of the following explanatory variables: age at menarche ≤ 12 years; unmarried marital status; history of abortion(s); type of abdominal delivery; maternal weight < 50 kg; number of prenatal visits ≤ 5; number of deliveries = 1; maternal age ≤ 19 years and ≥ 36 years; pathological obstetric history; pathological personal history; number of births ≥ 5; maternal height < 150 cm; and smoking. We conclude that 73.68% (14/19) of the independent variables were positive contributions (OR > 1).

Keywords: evaluation, explanatory variables, low birth weight.

1 Universidad Intercultural Maya de Quintana Roo, carretera Muna-Felipe Carrillo Puerto km 137 s/n, CP 77870; La Presumida, José María Morelos, Quintana Roo, México.

* jose.franco@uimqroo.edu.mx; profesor-investigador de carrera. Departamento de Salud Comunitaria, Universidad Intercultural Maya de Quintana Roo.

INTRODUCCIÓN

El bajo peso al nacer (BPN) ha constituido un enigma para la ciencia a través de los tiempos. Múltiples han sido los trabajos de investigación realizados respecto a las causas que lo producen y los efectos que provoca (Lemus-Lago, Lima-Enríquez, Batista-Moliner, & De la Rosa-Ocampo, 1997).

El peso al nacer es, sin duda, el determinante más importante de las posibilidades de un recién nacido de experimentar un crecimiento y un desarrollo satisfactorios. Por ello, actualmente, la tasa de recién nacidos con bajo peso se considera un indicador general de salud (Hernández-Cisneros, López del Castillo Suárez-Inclán, González-Valdés, & Acosta-Casanovas, 1996), puesto que es de causa multifactorial, debida tanto a problemas maternos como fetales y ambientales (Cuba de la Cruz, Reyes-Ávila, & Martínez-Mahique, 1992).

Habitualmente estos niños tienen múltiples problemas posteriores en el periodo perinatal, en la niñez y aun en la edad adulta. Entre estos problemas se encuentran la mala adaptación al medioambiente y diferentes impedimentos, tanto físicos como mentales, que se hacen evidentes al llegar la edad escolar (Resnick, Eyler, Nelson, Eitzman, & Bucciarelli, 1987).

El BPN es un indicador que permite predecir la probabilidad de sobrevivencia de un niño. De hecho, existe una relación exponencial entre el déficit de peso, la edad gestacional y la mortalidad perinatal. Además, es importante indicar que un porcentaje de los niños con BPN presentan secuelas diversas de severidad variable —sobre todo en la esfera neurológica— y de ahí la importancia de predecir la presentación del BPN (Yerushalmy, 1967; Langer, & Arroyo, 1983).

Un problema muy común en la investigación científica consiste en determinar los efectos de cada una de las variables explicativas en alguna respuesta. En épocas pasadas se aconsejaba que se estudiara cada factor a la vez, dedicándole una prueba de significación estadística. Más tarde, Fisher (1971) indicó que se obtienen ventajas de importancia si se combinan varios factores en un mismo análisis.

El modelo de regresión logística múltiple es altamente eficaz, porque cada observación proporciona información acerca de todos los factores comprendidos en el análisis (Fleiss, 1973).

La regresión logística múltiple es uno de los instrumentos estadísticos más expresivos y versátiles disponibles para el análisis de datos, tanto en clínica como en epidemiología y salud pública. Su origen se remonta a la década de los sesenta con el trascendente trabajo de Cornfield, Gordon y Smith (1961) sobre el riesgo de padecer una enfermedad coronaria y actualmente en la forma en la que la conocemos con la contribución de Walker y Duncan (1967), en donde se aborda el tema de estimar la probabilidad de ocurrencia de cierto acontecimiento en función de varias variables. Su uso se universaliza y expande desde principios de la década de los ochenta, debido, principalmente, a las facilidades informáticas con las que se cuenta desde entonces.

- Edad materna ≤ 19 años y ≥ 36 años: Duanis-Neyra y Neyra-Álvarez (2013) reportan que la edad materna ≤ 19 años representa un factor de riesgo fundamental para que los niños nazcan con un peso < 2500 g. Un estudio realizado por Liang, Wu y Miao (1995) reporta que, a medida que la edad materna aumenta (≥ 36 años), los recién nacidos tienden a presentar un peso cada vez menor.
- Peso materno < 50 kg: Fedrick y Adelstein (1978) observaron que mujeres con un peso previo al embarazo < 50 kg, presentan una mayor proporción de productos con BPN que mujeres con un peso mayor.
- Estatura materna < 150 cm: Hernández *et al.* (1996) reportan que una variable antropométrica que debe tenerse en consideración es la estatura, pues el hecho de que la embarazada tenga una estatura < 150 cm incrementa el riesgo de que nazca un niño con BPN.
- Antecedentes personales patológicos: entre los factores de riesgo del BPN que se han encontrado con mayor frecuencia en estudios realizados por Hernández *et al.* (1996), se tienen la hipertensión arterial durante el embarazo y la sepsis cérvico-vaginal. Diversos autores han reportado la asociación entre el BPN y factores tales como la hipertensión arterial crónica (Carrera, 1997), enfermedades renales (Parker, Schoendorf, & Kiely, 1994), enfermedades tiroideas, enfermedades cardiorrespiratorias y en-

fermedades autoinmunes (Fink, Schwartz, Benedetti, & Stehman-Breen, 1998).

- Edad a la menarca ≤ 12 años: Harfouche (1979), Beal (1983) y Langer y Arroyo (1983) reportan la edad a la menarca ≤ 12 años como un factor de riesgo del BPN.
- Primiparidad (un parto) y multiparidad (≥ 5 partos): Bergner y Susser (1970) reportan la primiparidad y la multiparidad (≥ 5 partos) como factores de riesgo para la presentación del BPN. La primiparidad se ha venido asociando con el BPN en estudios realizados por Silva *et al.* (2001). Najmi (2000) reporta que el antecedente ≥ 5 partos, se identifica como un factor de riesgo del BPN.
- Antecedente de aborto(s): Rosell-Juarte, Domínguez-Basulto, Casado-Collado y Ferrer-Herrera (1996) reportan que un factor asociado con el BPN, lo constituye el antecedente de aborto(s); los abortos y los óbitos previos disminuyen el peso al nacer en 18 y 29 g, y aumentan la probabilidad del BPN en 0.6 y 1.3 %, respectivamente.
- Antecedentes obstétrico-patológicos: Abdulrazzaq *et al.* (1995) reportan que el antecedente de partos previos con BPN constituye un factor de riesgo para el desarrollo de productos con BPN. Becerra, Atrash, Pérez y Saliceti (1993) encontraron que la presencia de muerte perinatal previa, es un fuerte factor predictivo para la prematuridad y BPN subsecuentes.
- Intervalo intergenésico ≤ 24 meses: Sever, Fuccillo, Ellenberg y Gilkeson (1975) reportan que un intervalo intergenésico ≤ 24 meses representa un factor de riesgo fundamental para que los niños nazcan con un peso < 2500 g. Un estudio realizado por Díaz-Tabares, Soler-Quintana y Soler-Quintana (1993) reporta que durante el embarazo y la lactancia, la madre disminuye sus recursos biológicos y nutritivos, por lo que necesita tiempo para recuperarse y prepararse para otro embarazo; lo anterior explica la alta frecuencia de BPN cuando el tiempo que media entre uno y otro embarazo es corto.
- Nivel socioeconómico bajo: una investigación realizada por Goldenberg *et al.* (1997) reporta que el BPN proviene, con mayor fre-

cuencia, de madres con condiciones económicas desfavorables.

- Estado civil “no-casada”: Bortman (1998) reporta que el riesgo de tener hijos con BPN, se encuentra asociado, con mayor frecuencia, con las mujeres “no-casadas”. Asimismo, Hall (2000) reporta el estado civil “no-casada” como un factor de riesgo del BPN.
- Tabaquismo: Rosell *et al.* (1996) señalan que un factor de riesgo de connotación en su tributo al BPN, es el tabaquismo, que ejerce su influencia negativa tanto por causar prematuridad como por originar desnutrición intrauterina.
- Alcoholismo: entre los factores que incrementan la probabilidad de ocurrencia del BPN, se ha citado el consumo de alcohol, sustancia que, según Rama-Sastry (1995), junto con sus metabolitos, atraviesa la placenta y actúa sobre el feto, produciendo en el 84 % de los casos, según Elorza (1988) y Aguilar (1996), deficiencias en los crecimientos prenatal y posnatal, que explican un peso al nacer inferior a la edad gestacional y la escasa respuesta a la intervención nutricional durante la infancia.
- Inicio de atención prenatal a partir o después de la semana veinte de gestación: Arias y Tomich (1982) reportan el inicio de la atención prenatal a partir o después de la semana veinte de gestación como factor de riesgo asociado con la presentación del BPN. Cabrales-Escobar *et al.* (2002) revelaron una asociación estadísticamente significativa entre el BPN y el control tardío del embarazo (después de las primeras catorce semanas).
- Número de consultas prenatales ≤ 5 : Arias y Tomich (1982) reportan un número ≤ 5 consultas prenatales como factor de riesgo asociado con la presentación del BPN. Halpern, Barros, Victora y Tomasi (1998) reportan que el BPN, se encuentra asociado tanto con cuidados prenatales iniciados en forma tardía (después de la semana trece de gestación) como por un número insuficiente de visitas (< 6).
- Tipo de parto o vía de nacimiento abdominal: Sinclair y Saigal (1975) reportan el tipo

de parto o vía de nacimiento abdominal como factor de riesgo en la presentación del BPN. Un trabajo de investigación llevado a cabo por Franco-Monsreal, Ramos-Hernández, Zapata-Peraza, Ordóñez-Luna y Alvarado-Mejía (2001) reporta que el porcentaje de casos con tipo de parto o vía de nacimiento abdominal (51.62 %) resultó significativamente mayor que el porcentaje de controles con tipo de parto o vía de nacimiento abdominal (11.68%) y concluye señalando la existencia de evidencia estadísticamente significativa al nivel de significación del 5 %, para suponer que existe una asociación entre el BPN y el tipo de parto o vía de nacimiento abdominal.

- Género femenino del producto: trabajos de investigación realizados por Van den Berg (1981) reportan el género femenino del producto como factor de riesgo asociado con la presentación del BPN. Un estudio efectuado por Jewell, Triunfo y Aguirre (2004) reporta que, como era de esperar, los niños al nacer pesan en promedio 111 g más que las niñas, disminuyendo, en consecuencia, la probabilidad de nacer con bajo peso.

OBJETIVO GENERAL

El objetivo general del presente estudio fue evaluar multivariadamente los pesos específicos de diecinueve variables independientes (edad materna ≤ 19 años; edad materna ≥ 36 años; peso materno < 50 kg; estatura materna < 150 cm; antecedentes personales patológicos; edad a la menarca ≤ 12 años; número de partos = 1; número de partos ≥ 5 ; antecedente de aborto(s); antecedentes obstétrico-patológicos; intervalo intergenésico ≤ 24 meses; nivel socioeconómico bajo; estado civil “no-casada”; tabaquismo; alcoholismo; inicio de atención prenatal a partir o después de la semana veinte de gestación; número de consultas prenatales ≤ 5 ; tipo de parto o vía de nacimiento abdominal; y género femenino del producto) en el BPN (variable dependiente) de niñas(os) nacidas(os) en el municipio maya de Felipe Carrillo Puerto, Quintana Roo, México.

OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Los objetivos específicos fueron: 1) Utilizar los valores de los exponentes β (Exp $[\beta]$) u *odds ratios* (OR) del modelo de regresión logística múltiple, para evaluar la contribución (positiva o negativa o nula) de cada una de las diecinueve variables independientes en el BPN; y 2) Predecir el valor de la probabilidad del BPN (efecto, variable dependiente o variable respuesta Y) mediante la construcción de dos modelos de regresión logística múltiple, dados los valores determinados de causas, variables independientes o variables explicativas $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}, X_{15}, X_{16}, X_{17}, X_{18}$ y X_{19} .

En síntesis, utilizando el modelo de regresión logística múltiple el presente trabajo estuvo encaminado hacia la evaluación de los pesos específicos de diecinueve factores de riesgo en el BPN en niñas(os) nacida(os) en el municipio maya de Felipe Carrillo Puerto, Quintana Roo, México, a fin de detectar aquellos factores de riesgo que pueden ser modificados vía intervenciones de salud pública, programas de educación para la salud y cambio a estilos de vida saludable por parte de las autoridades sanitarias.

MATERIAL Y MÉTODOS

Enfoque epistémico

Enfoque cuantitativo o positivista (Hernández-Sampieri, Fernández-Collado, & Baptista-Lucio, 2006).

Diseño de estudio

Estudio epidemiológico observacional analítico de casos y controles con direccionalidad efecto ^a factores de riesgo y con temporalidad prospectiva (Hernández-Ávila, 2007).

Universo de estudio

Se registraron los nacimientos (casos y controles que cumplieron con los criterios de inclusión) ocurridos en el Hospital General “Felipe Carrillo Puerto” de la Secretaría de Salud correspondientes al municipio maya de Felipe Carrillo Puerto durante el periodo comprendido del 1 de agosto de 2014 al 31 de julio de 2015. El número total de recién nacidos registrados fue de 1174 (85 casos [7.24 %] y 1089 controles [92.76 %]). La totalidad de los casos y de los controles cumplió con los criterios de inclusión.

El estado mexicano de Quintana Roo, se encuentra dividido en once municipios, siete de los cuales (Benito Juárez, Cozumel, Felipe Carrillo Puerto [Figura 1], Isla Mujeres, José María Morelos, Lázaro Cárdenas y Othón Pompeyo Blanco) fueron creados en 1974, conjuntamente con la elevación al rango de “Estado de la Federación” del antiguo “Territorio Federal de Quintana Roo”; el octavo municipio, Solidaridad, fue creado en 1993; el noveno, Tulum, en 2008; el décimo, Bacalar, en 2011; y el undécimo municipio, Puerto Morelos, en noviembre de 2015 (https://es.wikipedia.org/wiki/Anexo:Municipios_de_Quintana_Roo).

Definiciones operacionales de las variables

- Caso: todo recién nacido de término (37-41 semanas de gestación) con peso < 2500 g.
- Control: todo recién nacido de término (37-41 semanas de gestación) con peso \geq 2500 g.
- Edad materna: fue registrada en años cumplidos. Se consideraron como factores de riesgo las edades maternas \leq 19 años y \geq 36 años.
- Peso materno: fue registrado en kilogramos. Se consideró como factor de riesgo un peso materno < 50 kg.
- Estatura materna: fue registrada en centímetros. Se consideró como factor de riesgo una estatura materna < 150 cm.
- Antecedentes personales patológicos: fueron registrados como “sí” o como “no”. Se consideró como factor de riesgo el tener antecedentes personales patológicos.
- Edad a la menarca: fue registrada en años cumplidos. Se consideró como factor de riesgo una edad a la menarca \leq 12 años.
- Paridad: número de partos de la madre, incluyendo el actual. Se consideraron como factores de riesgo un parto (primiparidad) y \geq 5 partos (multiparidad).
- Antecedente de aborto(s): interrupción del embarazo por causas naturales o deliberadamente provocadas. Fue registrado como “sí” o como “no”. Se consideró como factor de riesgo el tener antecedente de aborto(s).
- Antecedentes obstétrico-patológicos: fueron registrados como “sí” o como “no”. Se consideró como factor de riesgo el tener antecedentes obstétrico-patológicos.
- Intervalo intergenésico: es el periodo de tiempo transcurrido desde la fecha de nacimiento del penúltimo hijo hasta la del actual nacimiento. Fue registrado en meses cumplidos. Se consideró como factor de riesgo un intervalo intergenésico \leq 24 meses.
- Nivel socioeconómico: para determinar este nivel de satisfacción, se consideraron los siguientes elementos que forman la calidad de vida: desarrollo intelectual; finanzas y prevención; comunicación y entretenimiento; comodidad y practicidad; salud e higiene; y espacio. Fue registrado como “bajo” o como “medio”. Se consideró como factor de riesgo un nivel socioeconómico bajo.
- Estado civil: fue registrado como soltera, casada, divorciada, separada, unión libre y viuda. Posteriormente, los estados civiles soltera, divorciada, separada, unión libre y viuda fueron recodificados como “no-casada”. Se consideró como factor de riesgo el estado civil “no-casada”.
- Tabaquismo: fue registrado como “sí” o como “no”. Se consideró como factor de riesgo el fumar \geq 10 cigarrillos al día.
- Alcoholismo: fue registrado como “sí” o como “no”. Se consideró como factor de riesgo el tomar una cerveza diariamente, o bien, el tomar bebidas embriagantes, cuando menos, tres veces por semana.
- Semana de gestación al inicio de la atención prenatal: fue registrada como “a partir o después de la semana veinte de gestación” o como “antes de la semana veinte de gestación”. Se consideró como factor de riesgo “a partir o después de la semana veinte de gestación”.
- Número de consultas prenatales: fue registrado como “ \leq 5 consultas prenatales” o como “ \geq 6 consultas prenatales”. Se consideró como factor de riesgo el tener “ \leq 5 consultas prenatales”.
- Tipo de parto o vía de nacimiento: el parto es la culminación del embarazo; la salida de un producto del útero materno. Fue registrado como “vaginal” o como “abdominal”. Se consideró como factor de riesgo el tipo de parto o vía de nacimiento abdominal.
- Género del producto: fue registrado como “masculino” o como “femenino”. Se consi-

deró como factor de riesgo el género “femenino” del producto.

CRITERIOS DE INCLUSIÓN

Se incluyeron los productos con 37-41 semanas de gestación nacidos en el Hospital General “Felipe Carrillo Puerto” de la Secretaría de Salud durante el periodo comprendido del 1 de agosto de 2014 al 31 de julio de 2015.

CRITERIOS DE EXCLUSIÓN

Se excluyeron tanto los productos < 37 semanas de gestación (pretérmino) como los productos > 41 semanas de gestación (postérmino) nacidos en el Hospital General “Felipe Carrillo Puerto” de la Secretaría de Salud durante el periodo comprendido del 1 de agosto de 2014 al 31 de julio de 2015.

CRITERIOS DE ELIMINACIÓN

Nacimientos múltiples, recién nacidos con malformaciones congénitas como la trisomía 21 y recién nacidos que no contaban con la información completa requerida durante el periodo de estudio.

TÉCNICAS Y PROCEDIMIENTOS

Los datos fueron captados en el Departamento de Archivo Clínico del Hospital General “Felipe Carrillo Puerto” de la Secretaría de Salud durante el periodo de estudio. Los datos fueron captados de los expedientes clínicos de los recién nacidos, así como de los de las madres.

PROCESAMIENTO DE LOS DATOS

Los datos fueron revisados (control de calidad de la información); clasificados (en escalas cualitativa y cuantitativa); computarizados (se utilizó el *software* IBM SPSS Statistics 22; presentados en Cuadros y en Figuras); resumidos (se utilizaron las medidas de resumen correspondientes para datos clasificados en escalas cualitativa y cuantitativa); analizados e interpretados. Para la elaboración de las figuras, se utilizó el *software* Microsoft Office Excel 2007. Finalmente, para estimar la asociación entre las variables explicativas (factores de riesgo) y la variable respuesta (efecto), se realizó un análisis de

regresión logística múltiple utilizando el *software* IBM SPSS Statistics 22.

RESULTADOS

Los resultados del análisis de regresión logística múltiple para el municipio maya de Felipe Carrillo Puerto, se presentan en el cuadro 1. Catorce de las diecinueve variables independientes fueron etiquetadas como variables explicativas o factores de riesgo ($OR > 1$) y son en orden numérico ascendente: 1) Edad a la menarca ≤ 12 años (1.054); 2) Estado civil “no-casada” (1.090); 3) Antecedente de aborto(s) (1.180); 4) Tipo de parto o vía de nacimiento abdominal (1.374); 5) Peso materno < 50 kg (1.492); 6) Número de consultas prenatales ≤ 5 (1.759); 7) Número de partos = 1 (3.007); 8) Edad materna ≥ 36 años (3.874); 9) Edad materna ≤ 19 años (3.976); 10) Antecedentes obstétrico-patológicos (4.377); 11) Antecedentes personales patológicos (4.574); 12) Número de partos ≥ 5 (4.650); 13) Estatura materna < 150 cm (4.825); y 14) Tabaquismo (13.271). Las variables explicativas se presentan en color rojo.

En la figura 2 se presentan los valores de *odds ratios* en orden numérico ascendente, según las catorce variables explicativas o factores de riesgo.

En el cuadro 2 se presentan el valor de la constante o intercepto (β_0) y los valores de los coeficientes logísticos estimados (β), para cada una de las diecinueve variables independientes. La constante o intercepto (β_0), se interpreta como el valor promedio de la variable respuesta Y cuando la variable explicativa X es igual a cero.

Los valores de las probabilidades en orden numérico ascendente, según cada una de las diecinueve variables independientes, se presentan en el cuadro 3.

En la figura 3 se presentan en orden numérico ascendente los valores de las probabilidades, según las catorce variables explicativas o factores de riesgo; estas probabilidades fueron obtenidas utilizando los modelos 1 y 2 del análisis de regresión logística múltiple con resultados exactamente iguales.

Finalmente, en el cuadro 4 se presentan los valores de $OR > 1$ por variables explicativas o factores de riesgo, según zonas geográficas estudiadas.

Modelos de regresión logística múltiple (Silva-Ayçaguer, 1994)

$$P(Y = 1 | X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}, X_{15}, X_{16}, X_{17}, X_{18}, X_{19}) = \text{Exponente (h)} / 1 + \text{Exponente (h)}$$

(Modelo 1)

Donde:

$P(Y = 1)$ = Probabilidad de nacer con bajo peso;

y

$$\text{Exponente (h)} = \text{Exponente} [\beta_0 + (\beta_1 * X_1) + (\beta_2 * X_2) + (\beta_3 * X_3) + (\beta_4 * X_4) + (\beta_5 * X_5) + (\beta_6 * X_6) + (\beta_7 * X_7) + (\beta_8 * X_8) + (\beta_9 * X_9) + (\beta_{10} * X_{10}) + (\beta_{11} * X_{11}) + (\beta_{12} * X_{12}) + (\beta_{13} * X_{13}) + (\beta_{14} * X_{14}) + (\beta_{15} * X_{15}) + (\beta_{16} * X_{16}) + (\beta_{17} * X_{17}) + (\beta_{18} * X_{18}) + (\beta_{19} * X_{19})].$$

Sustituyendo en el modelo 1, se obtiene:

$$P(Y = 1 | X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}, X_{15}, X_{16}, X_{17}, X_{18}, X_{19}) = \text{Exponente} [\beta_0 + (\beta_1 * X_1) + (\beta_2 * X_2) + (\beta_3 * X_3) + (\beta_4 * X_4) + (\beta_5 * X_5) + (\beta_6 * X_6) + (\beta_7 * X_7) + (\beta_8 * X_8) + (\beta_9 * X_9) + (\beta_{10} * X_{10}) + (\beta_{11} * X_{11}) + (\beta_{12} * X_{12}) + (\beta_{13} * X_{13}) + (\beta_{14} * X_{14}) + (\beta_{15} * X_{15}) + (\beta_{16} * X_{16}) + (\beta_{17} * X_{17}) + (\beta_{18} * X_{18}) + (\beta_{19} * X_{19})] / 1 + \text{Exponente} [\beta_0 + (\beta_1 * X_1) + (\beta_2 * X_2) + (\beta_3 * X_3) + (\beta_4 * X_4) + (\beta_5 * X_5) + (\beta_6 * X_6) + (\beta_7 * X_7) + (\beta_8 * X_8) + (\beta_9 * X_9) + (\beta_{10} * X_{10}) + (\beta_{11} * X_{11}) + (\beta_{12} * X_{12}) + (\beta_{13} * X_{13}) + (\beta_{14} * X_{14}) + (\beta_{15} * X_{15}) + (\beta_{16} * X_{16}) + (\beta_{17} * X_{17}) + (\beta_{18} * X_{18}) + (\beta_{19} * X_{19})].$$

Sustituyendo desde β_1 hasta β_{19} (véase cuadro 2) por los correspondientes valores de los coeficientes logísticos estimados (β), se obtuvo el siguiente modelo de regresión logística múltiple:

$$P(Y = 1 | X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}, X_{15}, X_{16}, X_{17}, X_{18}, X_{19}) = \text{Exponente} [-5.917 + (1.380 * X_1) + (1.354 * X_2) + (0.400 * X_3) + (1.574 * X_4) + (1.520 * X_5) + (0.052 * X_6) + (1.101 * X_7) + (1.537 * X_8) + (0.165 * X_9) + (1.476 * X_{10}) + (-0.319 * X_{11}) + (-0.462 * X_{12}) + (0.086 * X_{13}) + (2.586 * X_{14}) + (-21.493 * X_{15}) + (-0.412 * X_{16}) + (0.565 * X_{17}) + (0.317 * X_{18}) + (-0.117 * X_{19})] / 1 + \text{Exponente} [-5.917 + (1.380 * X_1) + (1.354 * X_2) + (0.400 * X_3) + (1.574 * X_4) + (1.520 * X_5) + (0.052 * X_6) + (1.101 * X_7) + (1.537 * X_8) + (0.165 * X_9) + (1.476 * X_{10}) + (-0.319 * X_{11}) + (-0.462 * X_{12}) + (0.086 * X_{13}) + (2.586 * X_{14}) + (-21.493 * X_{15}) + (-0.412 * X_{16}) + (0.565 * X_{17}) + (0.317 * X_{18}) + (-0.117 * X_{19})].$$

Nota: los coeficientes logísticos estimados (β) con valores negativos, se encuentran en color gris. Todo coeficiente logístico estimado (β) con valor negativo tiene un valor de OR < 1. Las variables independientes: alcoholismo; nivel socioeconómico

bajo; inicio de la atención prenatal a partir o después de la semana veinte de gestación; intervalo intergenésico ≤ 24 meses; y género femenino del producto, resultaron con coeficientes logísticos estimados (β) negativos y, en consecuencia, con valores de OR < 1, no constituyendo, en consecuencia, factores de riesgo.

Para obtener el valor de la probabilidad total, se sustituye desde X_1 hasta X_{19} con el valor nulo cero (0), si la(s) variable(s) independiente(s) se encuentra(n) ausente(s); y con el valor uno (1), si la(s) variable(s) independiente(s) se encuentra(n) presente(s).

Otro modelo que es frecuente encontrar en la literatura científica es el siguiente:

$$P(Y = 1 | X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}, X_{15}, X_{16}, X_{17}, X_{18}, X_{19}) = 1 / 1 + \text{Exponente} -(\text{h})$$

(Modelo 2)

Donde:

$P(Y = 1)$ = Probabilidad de nacer con bajo peso; y

$$\text{Exponente} -(\text{h}) = \text{Exponente} -[\beta_0 + (\beta_1 * X_1) + (\beta_2 * X_2) + (\beta_3 * X_3) + (\beta_4 * X_4) + (\beta_5 * X_5) + (\beta_6 * X_6) + (\beta_7 * X_7) + (\beta_8 * X_8) + (\beta_9 * X_9) + (\beta_{10} * X_{10}) + (\beta_{11} * X_{11}) + (\beta_{12} * X_{12}) + (\beta_{13} * X_{13}) + (\beta_{14} * X_{14}) + (\beta_{15} * X_{15}) + (\beta_{16} * X_{16}) + (\beta_{17} * X_{17}) + (\beta_{18} * X_{18}) + (\beta_{19} * X_{19})].$$

Sustituyendo en el modelo 2, se obtiene:

$$P(Y = 1 | X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}, X_{15}, X_{16}, X_{17}, X_{18}, X_{19}) = 1 / 1 + \text{Exponente} -[\beta_0 + (\beta_1 * X_1) + (\beta_2 * X_2) + (\beta_3 * X_3) + (\beta_4 * X_4) + (\beta_5 * X_5) + (\beta_6 * X_6) + (\beta_7 * X_7) + (\beta_8 * X_8) + (\beta_9 * X_9) + (\beta_{10} * X_{10}) + (\beta_{11} * X_{11}) + (\beta_{12} * X_{12}) + (\beta_{13} * X_{13}) + (\beta_{14} * X_{14}) + (\beta_{15} * X_{15}) + (\beta_{16} * X_{16}) + (\beta_{17} * X_{17}) + (\beta_{18} * X_{18}) + (\beta_{19} * X_{19})].$$

Sustituyendo desde β_1 hasta β_{19} (véase cuadro 2) por los correspondientes valores de los coeficientes logísticos estimados (β), se obtuvo el siguiente modelo de regresión logística múltiple:

$$P(Y = 1 | X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}, X_{15}, X_{16}, X_{17}, X_{18}, X_{19}) = 1 / 1 + \text{Exponente} -[-5.917 + (1.380 * X_1) + (1.354 * X_2) + (0.400 * X_3) + (1.574 * X_4) + (1.520 * X_5) + (0.052 * X_6) + (1.101 * X_7) + (1.537 * X_8) + (0.165 * X_9) + (1.476 * X_{10}) + (-0.319 * X_{11}) + (-0.462 * X_{12}) + (0.086 * X_{13}) + (2.586 * X_{14}) + (-21.493 * X_{15}) + (-0.412 * X_{16}) + (0.565 * X_{17}) + (0.317 * X_{18}) + (-0.117 * X_{19})].$$

Al igual que en el modelo 1, para obtener el valor de la probabilidad total se sustituye desde X_1 hasta X_{19} con el valor nulo cero (0), si la(s)

variable(s) independiente(s) se encuentra(n) ausente(s); y con el valor uno (1), si la(s) variable(s) independiente(s) se encuentra(n) presente(s).

Nota: utilizando los modelos 1 y 2 del análisis de regresión logística múltiple, se obtuvo la probabilidad de cada una de las diecinueve variables independientes (véase cuadro 3).

DISCUSIÓN

Con respecto al objetivo general, se evaluaron multivariadamente los pesos específicos de diecinueve variables independientes (edad materna ≤ 19 años; edad materna ≥ 36 años; peso materno < 50 kg; estatura materna < 150 cm; antecedentes personales patológicos; edad a la menarca ≤ 12 años; número de partos = 1; número de partos ≥ 5 ; antecedente de aborto(s); antecedentes obstétrico-patológicos; intervalo intergenésico ≤ 24 meses; nivel socioeconómico bajo; estado civil “no-casada”; tabaquismo; alcoholismo; inicio de la atención prenatal a partir o después de la semana veinte de gestación; número de consultas prenatales ≤ 5 ; tipo de parto o vía de nacimiento abdominal; y género femenino del producto) en el BPN en niños nacidos en el municipio maya de Felipe Carrillo Puerto, Quintana Roo, México.

En relación con el primer objetivo específico, se utilizaron los valores de los exponentes β (Exp [β]) u *odds ratios* (OR) del modelo de regresión logística múltiple, para evaluar la contribución (positiva o negativa o nula) de cada una de las diecinueve variables independientes. Catorce de las diecinueve variables independientes estudiadas resultaron con valores de Exp (β) u OR > 1 , lo que indica una contribución positiva en el BPN y las convierte en variables explicativas o factores de riesgo. En orden numérico ascendente estos factores de riesgo son los siguientes: 1) Edad a la menarca ≤ 12 años (1.054); 2) Estado civil “no-casada” (1.090); 3) Antecedente de aborto(s) (1.180); 4) Tipo de parto o vía de nacimiento abdominal (1.374); 5) Peso materno < 50 kg (1.492); 6) Número de consultas prenatales ≤ 5 (1.759); 7) Número de partos = 1 (3.007); 8) Edad materna ≥ 36 años (3.874); 9) Edad materna ≤ 19 años (3.976); 10) Antecedentes obstétrico-patológicos (4.377); 11) Antecedentes personales patológicos (4.574); 12) Número de partos ≥ 5 (4.650); 13) Estatura materna < 150 cm (4.825); y 14) Tabaquismo (13.271).

Con referencia al segundo objetivo específico, se utilizaron los valores de los coeficientes logísticos estimados (β) para la construcción de dos modelos de regresión logística múltiple, con el objeto de predecir o estimar la probabilidad de ocurrencia de la variable respuesta (BPN), dados los valores determinados de una o más de las catorce variables independientes que resultaron variables explicativas o factores de riesgo (OR > 1). En orden numérico ascendente, los valores de las probabilidades de cada una de las catorce variables explicativas o factores de riesgo son los siguientes: 1) Edad a la menarca ≤ 12 años (0.0028); 2) Estado civil “no-casada” (0.0029); 3) Antecedente de aborto(s) (0.0032); 4) Tipo de parto o vía de nacimiento abdominal (0.0037); 5) Peso materno < 50 kg (0.0040); 6) Número de consultas prenatales ≤ 5 (0.0047); 7) Número de partos = 1 (0.0080); 8) Edad materna ≥ 36 años (0.0103); 9) Edad materna ≤ 19 años (0.0106); 10) Antecedentes obstétrico-patológicos (0.0116); 11) Antecedentes personales patológicos (0.0122); 12) Número de partos ≥ 5 (0.0124); 13) Estatura materna < 150 cm (0.0128); y 14) Tabaquismo (0.0345).

Los coeficientes logísticos estimados (β) con valores negativos (color rojo) corresponden a valores de OR < 1 (véase cuadro 1).

Los factores de riesgo del BPN encontrados en el municipio maya de Felipe Carrillo Puerto y que pueden modificarse vía intervenciones de salud pública, programas de educación para la salud y cambio a estilos de vida saludable son: 1) Estado civil “no-casada”; 2) Peso materno < 50 kg; 3) Número de consultas prenatales ≤ 5 ; 4) Edad materna ≥ 36 años; 5) Edad materna ≤ 19 años; 6) Número de partos ≥ 5 ; y 7) Tabaquismo.

Un trabajo de investigación (Franco *et al.*, 2011) reporta la evaluación multivariada de los pesos específicos de diecinueve factores de riesgo en el BPN en cuatro instituciones de servicios de salud (Hospital Regional Mérida del Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado [ISSSTE]; Hospital General “Dr. Agustín O’Horán” de la Secretaría de Salud del estado de Yucatán [SSY]; Hospital Materno Infantil de la SSY; y Centro Médico Nacional “Ignacio García Téllez” del Instituto Mexicano del Seguro Social [IMSS]) de la ciudad de Mérida, Yucatán, México. Fueron estudiados 24 676 recién nacidos (1161 casos [4.70 %] y 23 515 controles [95.30 %]) durante el periodo comprendido del 1 de febrero de 2005 al 31 de ene-

ro de 2008. Utilizando los valores de OR, el trabajo reporta la contribución positiva en orden numérico ascendente de los siguientes dieciocho factores de riesgo: 1) Tipo de parto o vía de nacimiento abdominal; 2) Inicio de la atención prenatal a partir o después de la semana veinte de gestación; 3) Antecedente de aborto(s); 4) Antecedentes obstétrico-patológicos; 5) Número de consultas prenatales ≤ 5 ; 6) Edad materna ≥ 36 años; 7) Género femenino del producto; 8) Número de partos = 1; 9) Nivel socioeconómico bajo; 10) Antecedentes personales patológicos; 11) Edad a la menarca ≤ 12 años; 12) Estado civil “no-casada”; 13) Tabaquismo; 14) Número de partos ≥ 5 ; 15) Intervalo intergenésico ≤ 24 meses; 16) Peso materno < 50 kg; 17) Alcoholismo; y 18) Estatura materna < 150 cm.

Un segundo trabajo de investigación (Franco-Monsreal *et al.*, 2011) reporta la evaluación multivariada de los pesos específicos de diecinueve factores de riesgo en el BPN. Durante el periodo comprendido del 1 de enero al 31 de diciembre de 2009, se registraron los nacimientos (casos y controles que cumplieron con los criterios de inclusión) ocurridos en las siguientes tres instituciones de servicios de salud de Isla del Carmen, Campeche, México: 1) Clínica Hospital “C” del ISSSTE; 2) Hospital General “Dra. María del Socorro Quiroga Aguilar” de la Secretaría de Salud del estado de Campeche (SSC); y 3) Hospital General de Zona número 4 del IMSS. El número total de recién nacidos estudiados fue de 1174 (85 casos [7.24 %] y 1089 controles [92.76 %]). Para evaluar los pesos específicos de los factores de riesgo, se utilizaron los valores de OR del modelo de regresión logística múltiple. Valores de OR > 1 señalaron la contribución positiva de los siguientes factores de riesgo: edad materna ≤ 19 años; edad materna ≥ 36 años; peso materno < 50 kg; estatura materna < 150 cm; antecedentes personales patológicos; edad a la menarca ≤ 12 años; número de partos = 1; número de partos ≥ 5 ; antecedente de aborto(s); antecedentes obstétrico-patológicos; estado civil “no-casada”; tabaquismo; número de consultas prenatales ≤ 5 ; y tipo de parto o vía de nacimiento abdominal. Los valores obtenidos de OR señalan la contribución positiva en orden numérico ascendente de los siguientes factores de riesgo: 1) Edad a la menarca ≤ 12 años; 2) Estado civil “no-casada”; 3) Antecedente de aborto(s); 4) Tipo de parto o vía de nacimiento abdominal; 5) Peso materno < 50 kg; 6) Número de consultas prenatales ≤ 5 ; 7) Número de partos

= 1; 8) Edad materna ≥ 36 años; 9) Edad materna ≤ 19 años; 10) Antecedentes obstétrico-patológicos; 11) Antecedentes personales patológicos; 12) Número de partos ≥ 5 ; 13) Estatura materna < 150 cm; y 14) Tabaquismo.

Finalmente, el presente trabajo de investigación reporta la evaluación multivariada de los pesos específicos de diecinueve factores de riesgo en el BPN. Durante el periodo comprendido del 1 de agosto de 2014 al 31 de julio de 2015, se registraron los nacimientos (casos y controles que cumplieron con los criterios de inclusión) ocurridos en el Hospital Integral “José María Morelos” del municipio maya de José María Morelos, Quintana Roo, México. Se estudiaron 1174 recién nacidos (85 casos [7.24 %] y 1089 controles [92.76 %]). En orden numérico ascendente, valores de OR > 1 señalaron la contribución positiva de las siguientes variables explicativas: 1) Edad a la menarca ≤ 12 años; 2) Estado civil “no-casada”; 3) Antecedente de aborto(s); 4) Tipo de parto o vía de nacimiento abdominal; 5) Peso materno < 50 kg; 6) Número de consultas prenatales ≤ 5 ; 7) Número de partos = 1; 8) Edad materna ≥ 36 años; 9) Edad materna ≤ 19 años; 10) Antecedentes obstétrico-patológicos; 11) Antecedentes personales patológicos; 12) Número de partos ≥ 5 ; 13) Estatura materna < 150 cm; y 14) Tabaquismo.

Si el porcentaje de los casos con el factor de riesgo es menor que el de los controles con el factor de riesgo, el resultado de OR será menor a 1 y, entonces, el factor de riesgo se comportará como factor de protección. Lo anterior explica por qué las variables alcoholismo; nivel socioeconómico bajo; inicio de la atención prenatal a partir o después de la semana veinte de gestación; intervalo intergenésico ≤ 24 meses; y género femenino del producto, se comportaron como factores de protección y no como factores de riesgo.

CONCLUSIONES

Se concluye que el 100 % (5/5) de las variables independientes correspondientes al rubro de características biológicas de la madre; el 83.33 % (5/6) de las variables independientes correspondientes al rubro de antecedentes obstétricos de la madre; el 50 % (2/4) de las variables independientes correspondientes al rubro de características sociales de la madre; el 50 % (1/2) de las variables independientes correspondientes al rubro de caracte-

rísticas de la atención prenatal; y el 100 % (1/1) de las variables independientes correspondientes al rubro de características del parto resultaron con valores de $OR > 1$. Asimismo, se concluye que el 73.68 % (14/19) de las variables independientes resultaron con contribución positiva ($OR > 1$).

La prueba de hipótesis, prueba de significación estadística o prueba de significancia estadística de Hosmer-Lemeshow, es un contraste de distribución. La hipótesis nula (H_0) establece que no hay o no existen diferencias estadísticamente significativas entre los valores observados y los valores esperados; la hipótesis alterna (H_1) establece que sí hay o sí existen diferencias estadísticamente significativas entre los valores observados y los valores esperados. En consecuencia, el rechazo de la hipótesis nula (H_0) indica que el modelo no está bien ajustado (Hosmer, & Lemeshow, 1980). En el presente estudio, el valor de la significancia (p) fue de 0.918, por lo que, en consecuencia, no se rechaza la hipótesis nula (H_0) y no se rechaza que el modelo tenga falta de ajuste. Es decir, se acepta la hipótesis nula (H_0) de la prueba de bondad del ajuste de Hosmer-Lemeshow, indicando, con ello, que el modelo de regresión logística múltiple es adecuado para los datos de las diecinueve variables de los 1174 recién nacidos estudiados: $\chi^2 = 3.241$; $gl = 8$; $p = 0.918$.

Finalmente, se concluye que la realización del análisis de regresión logística múltiple es pertinente con los objetivos del presente estudio y no con la realización de diecinueve análisis bivariados, es decir, diecinueve análisis de regresión logística simple. Lo anterior se encuentra sustentado por Fisher (1971), quien reportó que se obtienen ventajas de importancia si se incluyen todos los factores en un mismo análisis: “las comparaciones múltiples bivariadas no son sólo tediosas, sino que, lo más importante, la probabilidad de error aumenta a medida que aumenta el número de comparaciones llevando la probabilidad total de error a un nivel prohibitivo”.

AGRADECIMIENTO

Al Programa para el Desarrollo Profesional Docente (Prodep) para el Tipo Superior de la Dirección de Superación Académica (DSA) de la Dirección General de Educación Superior Universitaria (DGESU) de la Subsecretaría de Educación Superior (SES) de la Secretaría de Educación Pública (SEP),

por haberme aprobado el proyecto de investigación intitulado “Evaluación de los pesos específicos de factores de riesgo en el bajo peso al nacer en cuatro municipios (José María Morelos, Felipe Carrillo Puerto, Lázaro Cárdenas y Tulum) de la zona maya del estado de Quintana Roo, México. Estudio de casos y controles”.

Folio asignado: UIMQR-PTC-026.

Número de oficio: DSA/103.5/14/7382.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abdulrazzaq, Y. M., Bener, A., Dawodu, A., Kappel, I., Surouri, F. A., Varady, E., Liddle, L., Varghese, M., & Cheema, M. Y. (1995). Obstetric Risk Factors Affecting Incidence of Low Birth Weight in Live-born Infants. *Biology of the Neonate*, 67(3), 160-166.
- Aguilar, J. (1996). Los enemigos del feto (drogas, alcohol, tabaco y sida). *Pediatría Rural*, 26, 211-219.
- Arias, F., & Tomich, P. (1982). Etiology and Outcome of Low Birth Weight and Preterm Infants. *Obstetrics & Gynecology*, 60(3), 277-281.
- Beal, V. (1983). *Nutrición en el ciclo de vida* (pp. 77-86). México: Limusa.
- Becerra, J. E., Atrash, H. K., Pérez, N., & Saliceti, J. A. (1993). Low Birthweight and Infant Mortality in Puerto Rico. *American Journal of Public Health*, 83(11), 1572-1576.
- Bergner, L., & Susser, M. W. (1970). Low Birth Weight and Prenatal Nutrition: an Interpretative Review. *Pediatrics*, 46(6), 946-966.
- Bortman, M. (1998). Factores de riesgo de bajo peso al nacer. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 3(5), 314-321.
- Cabrales-Escobar, J. A., Sáenz-Darias, L., Grau-Espinosa, M. A., De Rojas Castañeda, L., González-Herrera, Y., Pina García, N., & Lizano-Rabelo, M. (2002). Factores de riesgo de bajo peso al nacer en un hospital cubano, 1997-2000. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 12(3), 180-184.
- Carrera, J. M. (1997). Crecimiento intrauterino retardado: concepto y frecuencia. En J. M. Carrera (ed.). *Crecimiento fetal: normal y patológico* (Colección de medicina materno-fetal, pp. 219-224). Barcelona: Masson.
- Cornfield, J. G., Gordon, T., & Smith, W. W. (1961). Quantal Response Curves for Experimentally

- Uncontrolled Variables. *Bulletin de l'Institut international de Statistique*, 38, 97-115.
- Cuba de la Cruz, M., Reyes-Ávila, R., & Martínez-Mahique, P. (1992). Bajo peso al nacer y algunas entidades clínicas agregadas al embarazo. *Revista Cubana de Medicina General Integral*, 8(2), 106-110.
- Díaz-Tabares, O., Soler-Quintana, M. L., & Soler-Quintana, B. T. (1993). Aspectos epidemiológicos del bajo peso al nacer. *Revista Cubana de Medicina General Integral*, 9(3), 234-244.
- Duanis-Neyra, N., & Neyra-Álvarez, A. (2013). Factores que inciden en el bajo peso al nacer. *Revista Cubana de Enfermería*, 29, 150-154.
- Elorza, J. F. J. (1988). Síndrome alcohólico fetal (SAF) o embriopatía fetoalcohólica. *Acta Pediátrica Española*, 11, 671-676.
- Fedrick, J., & Adelstein, P. (1978). Factors Associated with Low Birth Weight of Infants Delivered at Term. *British Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 85(1), 1-7.
- Fink, J. C., Schwartz, S. M., Benedetti, T. J., & Stehman-Breen, C. O. (1998). Increased Risk of Adverse Maternal and Infant Outcomes among Women with Renal Disease. *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 12(3), 277-287.
- Fisher, R. A. (1971). *Design of Experiments* (pp. 77-98). Hafner Publishing Company.
- Fleiss, J. L., Levin, B., & Cho Paik, M. (1973). *Statistical Methods for Rates and Proportions* (pp. 101-109). Wiley & Sons.
- Franco-Monsreal, J., Barrera-Pérez, M. A., & Trujillo-Trujillo, X. A. del R. (2011). *Pesos específicos de factores de riesgo en el bajo peso al nacer. Estudio de casos y controles* (pp. 1-85). Alemania: Editorial Académica Española.
- Franco-Monsreal, J., Flores-López, P., Zarza-García, A. L., Villa-Ruano, N., Ramón-Canul, L. G., Galván-Valencia, O. T., Meza-Jiménez, M. L., & Mota-Magaña, L. (2011). Evaluación de los pesos específicos de factores de riesgo en el bajo peso al nacer en Isla del Carmen, Campeche, México. *Ciencia y Mar*, xv(44), 3-18.
- Franco-Monsreal, J., Ramos-Hernández, M. T. C., Zapata-Peraza, A., Ordóñez-Luna, M., & Alvarado-Mejía, J. (2001). Asociación de algunos factores de riesgo en el bajo peso al nacer. *Revista Yucateca de Pediatría*, 6, 74-82.
- Goldenberg, R. L., Cliver, S. P., Neggers, Y., Copper, R. L., DuBard, M. D., Davis, R. O., & Hoffman, H. J. (1997). The Relationship between Maternal Characteristics and Fetal and Neonatal Anthropometric Measurements in Women Delivering at Term: a Summary. *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica*, 165, 8-13.
- Hall, R. T. (2000). Prevention of Premature Birth: Do Pediatricians Have a Role? *Pediatrics*, 105(5), 1137-1140.
- Halpern, R., Barros, F. C., Victora, C. G., & Tomasi, E. (1998). Atención pré-natal em Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil, 1993. *Cadernos de Saúde Pública*, 14(3), 487-492.
- Harfouche, J. K. (1979). Problemas de atención de salud del niño de corta edad en un contexto ecológico en desarrollo. *Bulletin of the World Health Organization*, 57(3), 387-403.
- Hernández-Ávila, M. (2007). *Epidemiología. Diseño y análisis de estudios* (pp. 78-85). México: Médica Panamericana.
- Hernández-Cisneros, F., López del Castillo Suárez-Inclán, J., González-Valdés, J. O., & Acosta-Casanovas, N. (1996). El recién nacido de bajo peso: comportamiento de algunos factores de riesgo. *Revista Cubana de Medicina General Integral*, 12(1), 44-49.
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., Baptista-Lucio, P. (2006). *Metodología de la investigación* (pp. 102-126). México: McGraw-Hill/Interamericana.
- Hosmer, D. W., & Lemeshow, S. (1980). Goodness of Fit Tests for the Multiple Logistic Regression Model. *Communications in Statistics*, 9(10), 1043-1069. https://es.wikipedia.org/wiki/Anexo:Municipios_de_Quintana_Roo
- Jewell, T., Triunfo, P., & Aguirre, R. (2004). Impacto de los cuidados prenatales en el peso al nacer: el caso del Uruguay. Documento de trabajo en publicación.
- Langer, A., & Arroyo, P. (1983). La mortalidad perinatal en el Instituto Nacional de Perinatología, México. *Boletín Médico del Hospital Infantil de México*, 40(11), 618-623.
- Lemus-Lago, E. R., Lima-Enríquez, E., Batista-Moliner, R., & De la Rosa-Ocampo, L. (1997). Bajo peso al nacer, crecimiento y desarrollo en el primer año de vida. *Revista Cubana de Medicina General Integral*, 13(2), 150-158.
- Liang, J., Wu, Y., & Miao, L. (1995). Analysis of Factors Contributing to Low Birth Weight in Sichuan Province. Cooperating Group for

- Birth Defects Monitoring. *Hua Xi Yi Ke Da Xue Xue Bao*, 26(2), 210-214.
- Najmi, R. S. (2000). Distribution of Birthweights of Hospital Born Pakistani Infants. *Journal of Pakistan Medical Association*, 50(4), 121-124.
- Parker, J. D., Schoendorf, K. C., & Kiely, J. L. (1994). Associations between Measures of Socioeconomic Status and Low Birth Weight, Small for Gestational Age, and Premature Delivery in the United States. *Annals of Epidemiology*, 4(4), 271-278.
- Rama-Sastry, B. V. (1995). *Placental Toxicology* (pp. 78-86). CRC Press.
- Resnick, M. B., Eyler, F. D., Nelson, R. M., Eitzman, D. V., & Bucciarelli, R. L. (1987). Developmental Intervention for Low Birth Weight Infants: Improved Early Development Outcome. *Pediatrics*, 80(1), 68-74.
- Rosell-Juarte, E., Domínguez-Basulto, M., Casado-Collado, A., & Ferrer-Herrera, I. (1996). Factores de riesgo del bajo peso al nacer. *Revista Cubana de Medicina General Integral*, 12(3), 270-274.
- Sever, J. L., Fuccillo, D. A., Ellenberg, J., & Gilkeson, M. R. (1975). Infection and Low Birth Weight in an Industrialized Society. *American Journal of Diseases of Children*, 129(5), 557-558.
- Silva, A. A., Lamy-Filho, F., Alves, M. T., Coimbra, L. C., Bettiol, H., & Barbieri, M. A. (2001). Risk Factors for Low Birthweight in Northeast Brazil: the Role of Caesarean Section. *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 15(3), 257-264.
- Silva-Ayçaguer, L. C. (1994). *Excursión a la regresión logística en ciencias de la salud* (pp. 63-76). España: Díaz de Santos.
- Sinclair, J. C., & Saigal, S. (1975). Nutritional Influences in Industrial Societies. *American Journal of Diseases of Children*, 129, 549-553.
- Van den Berg, B. J. (1981). Maternal Variables Affecting Fetal Growth. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 34(4), 722-726.
- Walker, S. H., & Duncan, D. B. (1967). Estimation of the Probability of an Event as a Function of Several Independent Variables. *Biometrika*, 54(1-2), 167-179.
- Yerushalmy, J. (1967). The Classification of Newborn Infants by Birth Weight and Gestational Age. *The Journal of Pediatrics*, 71(2), 164-172.

CUADROS

Cuadro 1. Coeficientes logísticos estimados (β), errores estándar estimados (EE), estadístico ji-cuadrado de Wald (χ^2_w), grados de libertad (gl), probabilidades (p), exponentes β (Exp [β]) u odds ratios (OR), y límites inferior y superior de los intervalos de estimación al nivel de confianza del 95 % para OR, según variables independientes. Felipe Carrillo Puerto, Quintana Roo, México (1 de agosto de 2014-31 de julio de 2015).

Variables independientes	β	EE	χ^2_w	gl	p	Exp (β) u OR	Intervalos de estimación al nivel de confianza del 95 % para OR	
							Inferior	Superior
CARACTERÍSTICAS BIOLÓGICAS DE LA MADRE								
Edad materna \leq 19 años	1.380	1.071	1.660	1	0.198	3.976	0.487	32.444
Edad materna \geq 36 años	1.354	1.095	1.529	1	0.216	3.874	0.453	33.155
Peso materno $<$ 50 kg	0.400	0.307	1.693	1	0.193	1.492	0.817	2.724
Estatura materna $<$ 150 cm	1.574	0.262	36.142	1	0.000	4.825	2.888	8.059
Antecedentes personales patológicos	1.520	0.407	13.925	1	0.000	4.574	2.058	10.166
ANTECEDENTES OBSTÉTRICOS DE LA MADRE								
Edad a la menarca \leq 12 años	0.052	0.267	0.039	1	0.844	1.054	0.625	1.777
Número de partos = 1	1.101	1.242	0.785	1	0.375	3.007	0.264	34.305
Número de partos \geq 5	1.537	1.244	1.527	1	0.217	4.650	0.406	53.222
Antecedente de aborto(s)	0.165	0.476	0.120	1	0.729	1.180	0.464	2.998
Antecedentes obstétrico-patológicos	1.476	0.557	7.014	1	0.008	4.377	1.468	13.054
Intervalo intergenésico \leq 24 meses	-0.319	0.259	1.513	1	0.219	0.727	0.437	1.208
CARACTERÍSTICAS SOCIALES DE LA MADRE								
Nivel socioeconómico bajo	-0.462	0.512	0.814	1	0.367	0.630	0.231	1.718
Estado civil "no-casada"	0.086	0.341	0.064	1	0.800	1.090	0.559	2.127

Continúa..

Variables independientes	β	EE	χ^2_w	gl	p	Exp (β) u OR	Intervalos de estimación al nivel de confianza del 95 % para OR	
							Inferior	Superior
Tabaquismo	2.586	1.356	3.636	1	0.057	13.271	0.930	189.275
Alcoholismo	-21.493	9838.308	0.000	1	0.998	0.000	0.000	
CARACTERÍSTICAS DE LA ATENCIÓN PRENATAL								
Inicio de la atención prenatal a partir o después de la semana veinte de gestación	-0.412	0.359	1.314	1	0.252	0.663	0.328	1.339
Número de consultas prenatales ≤ 5	0.565	0.332	2.887	1	0.089	1.759	0.917	3.375
CARACTERÍSTICA DEL PARTO								
Tipo de parto o vía de nacimiento abdominal	0.317	0.260	1.491	1	0.222	1.374	0.825	2.286
CARACTERÍSTICA DEL RECIÉN NACIDO								
Género femenino del producto	-0.117	0.244	0.230	1	0.631	0.889	0.551	1.435
Constante o Interceptor (β_0)	-5.917	1.677	12.456	1	0.000	0.003		

Fuente: elaboración propia.

Prueba de bondad del ajuste de Hosmer-Lemeshow:

$$\chi^2 = 3.241; gl = 8; p = 0.918.$$

Cuadro 2. Valor de la constante o intercepción (β_0) y valores de los coeficientes logísticos estimados (β), según variables independientes. Felipe Carrillo Puerto, Quintana Roo, México (1 de agosto de 2014-31 de julio de 2015).

Variables independientes	Coefficientes logísticos estimados (β)
(β_0) = Constante o intercepción	$\beta_0 = -5.917$
X_1 = Edad materna ≤ 19 años	$\beta_1 = 1.380$
X_2 = Edad materna ≥ 36 años	$\beta_2 = 1.354$
X_3 = Peso materno < 50 kg	$\beta_3 = 0.400$
X_4 = Estatura materna < 150 cm	$\beta_4 = 1.574$
X_5 = Antecedentes personales patológicos	$\beta_5 = 1.520$
X_6 = Edad a la menarca ≤ 12 años	$\beta_6 = 0.052$
X_7 = Número de partos = 1	$\beta_7 = 1.101$
X_8 = Número de partos ≥ 5	$\beta_8 = 1.537$
X_9 = Antecedente de aborto(s)	$\beta_9 = 0.165$
X_{10} = Antecedentes obstétrico-patológicos	$\beta_{10} = 1.476$
X_{11} = Intervalo intergenésico ≤ 24 meses	$\beta_{11} = -0.319$
X_{12} = Nivel socioeconómico bajo	$\beta_{12} = -0.462$
X_{13} = Estado civil "no-casada"	$\beta_{13} = 0.086$

Continúa...

VARIABLES INDEPENDIENTES	COEFICIENTES LOGÍSTICOS ESTIMADOS (β)
X_{14} = Tabaquismo	β_{14} = 2.586
X_{15} = Alcoholismo	β_{15} = -21.493
X_{16} = Inicio de la atención prenatal a partir o después de la semana veinte de gestación	β_{16} = -0.412
X_{17} = Número de consultas prenatales ≤ 5	β_{17} = 0.565
X_{18} = Tipo de parto o vía de nacimiento abdominal	β_{18} = 0.317
X_{19} = Género femenino del producto	β_{19} = -0.117

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 3. Valores de las probabilidades en orden numérico ascendente, según variables independientes. Felipe Carrillo Puerto, Quintana Roo, México (1 de agosto de 2014-31 de julio de 2015).

VARIABLES INDEPENDIENTES	PROBABILIDADES
Alcoholismo	0.0000
Nivel socioeconómico bajo	0.0017
Inicio de la atención prenatal a partir o después de la semana veinte de gestación	0.0018
Intervalo intergenésico ≤ 24 meses	0.0020
Género femenino del producto	0.0024
Edad a la menarca ≤ 12 años	0.0028
Estado civil "no-casada"	0.0029
Antecedente de aborto(s)	0.0032
Tipo de parto o vía de nacimiento abdominal	0.0037
Peso materno < 50 kg	0.0040
Número de consultas prenatales ≤ 5	0.0047
Número de partos = 1	0.0080
Edad materna ≥ 36 años	0.0103
Edad materna ≤ 19 años	0.0106
Antecedentes obstétrico-patológicos	0.0116
Antecedentes personales patológicos	0.0122
Número de partos ≥ 5	0.0124
Estatura materna < 150 cm	0.0128
Tabaquismo	0.0345

Fuente: elaboración propia.

Ejemplo. Utilizando el modelo 1 del análisis de regresión logística múltiple, calcule la probabilidad de que un producto de término (37-41 semanas de gestación) nazca con bajo peso (< 2500 g), dado que la madre tiene el hábito de fumar (tabaquismo).

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \text{Exponente (h)} / 1 + \text{Exponente (h)} \quad (\text{Modelo 1})$$

Donde:

$P(Y = 1)$ = Probabilidad de nacer con bajo peso; y

Exponente (h) = Exponente $[\beta_0 + (\beta_{14} * X_{14})]$.

Sustituyendo en el modelo 1, se obtiene:

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{\text{Exponente } [\beta_0 + (\beta_{14} * X_{14})]}{1 + \text{Exponente } [\beta_0 + (\beta_{14} * X_{14})]}$$

Sustituyendo β_{14} (véase cuadro 2) por el correspondiente valor del coeficiente logístico estimado (β_{14}), se obtiene el siguiente modelo de regresión logística múltiple:

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{\text{Exponente } [-5.917 + (2.586 * X_{14})]}{1 + \text{Exponente } [-5.917 + (2.586 * X_{14})]}$$

Sustituyendo X_{14} por la unidad (1), dado que la variable explicativa o factor de riesgo se encuentra presente:

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{\text{Exponente } [-5.917 + (2.586 * 1)]}{1 + \text{Exponente } [-5.917 + (2.586 * 1)]}$$

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{\text{Exponente } [-5.917 + (2.586)]}{1 + \text{Exponente } [-5.917 + (2.586)]}$$

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{\text{Exponente } [-3.331]}{1 + \text{Exponente } [-3.331]}$$

$$P(Y = 1 | X_{14}) = 0.0358 / 1 + 0.0358$$

$$P(Y = 1 | X_{14}) = 0.0358 / 1.0358$$

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \mathbf{0.0345}$$

Ejemplo. Utilizando el modelo 2 del análisis de regresión logística múltiple, calcule la probabilidad de que un producto de término (37-41 semanas de gestación) nazca con bajo peso (< 2500 g), dado que la madre tiene el hábito de fumar (tabaquismo).

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{1}{1 + \text{Exponente } \text{-(h)}} \quad (\text{Modelo 2})$$

Donde:

$P(Y = 1)$ = Probabilidad de nacer con bajo peso;
y

$$\text{Exponente } \text{-(h)} = \text{Exponente } \text{-}[-5.917 + (2.586 * X_{14})]$$

Sustituyendo en el modelo 2, se obtiene:

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{1}{1 + \text{Exponente } \text{-}[-5.917 + (2.586 * X_{14})]}$$

Sustituyendo X_{14} por la unidad (1), dado que la variable explicativa o factor de riesgo se encuentra presente:

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{1}{1 + \text{Exponente } \text{-}[-5.917 + (2.586 * 1)]}$$

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{1}{1 + \text{Exponente } \text{-}[-5.917 + (2.586)]}$$

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{1}{1 + \text{Exponente } [5.917 - 2.586]}$$

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{1}{1 + \text{Exponente } [3.331]}$$

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{1}{1 + 27.9663}$$

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \frac{1}{28.9663}$$

$$P(Y = 1 | X_{14}) = \mathbf{0.0345}$$

Interpretación: la probabilidad de una madre de tener un producto con BPN cuando su único factor de riesgo es el hábito de fumar (tabaquismo) corresponde a $0.0345 = 3.45\% = 34.5\%$ = 345 x 10 000. En otras palabras, 345 de cada 10 000 madres con hábito de fumar tienen la probabilidad de tener un producto con BPN.

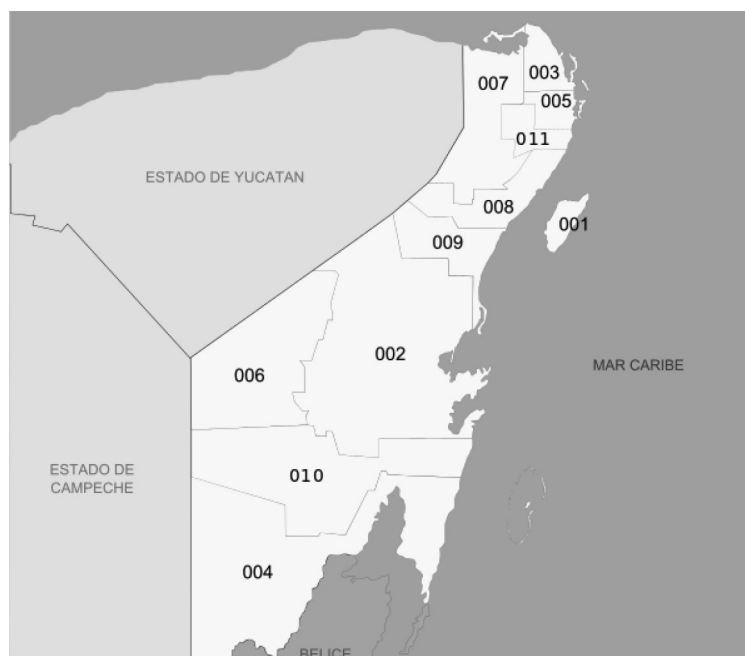
Cuadro 4. Valores de OR > 1 por variables explicativas o factores de riesgo, según zonas geográficas.

Variables explicativas	Mérida, Yucatán, México	Isla del Carmen, Campeche, México	Felipe Carrillo Puerto, Quintana Roo, México
Edad materna ≤ 19 años		OR > 1	OR > 1
Edad materna ≥ 36 años	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Peso materno < 50 kg	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Estatura materna < 150 cm	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Antecedentes personales patológicos	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Edad a la menarca ≤ 12 años	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Número de partos = 1	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Número de partos ≥ 5	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Antecedente de aborto(s)	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Antecedentes obstétrico-patológicos	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Intervalo intergenésico ≤ 24 meses	OR > 1		
Nivel socioeconómico bajo	OR > 1		
Estado civil "no-casada"	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Tabaquismo	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Alcoholismo	OR > 1		
Inicio de la atención prenatal a partir o después de la semana veinte de gestación	OR > 1		
Número de consultas prenatales ≤ 5	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Tipo de parto o vía de nacimiento abdominal	OR > 1	OR > 1	OR > 1
Género femenino del producto	OR > 1		

Fuente: elaboración propia.

FIGURAS

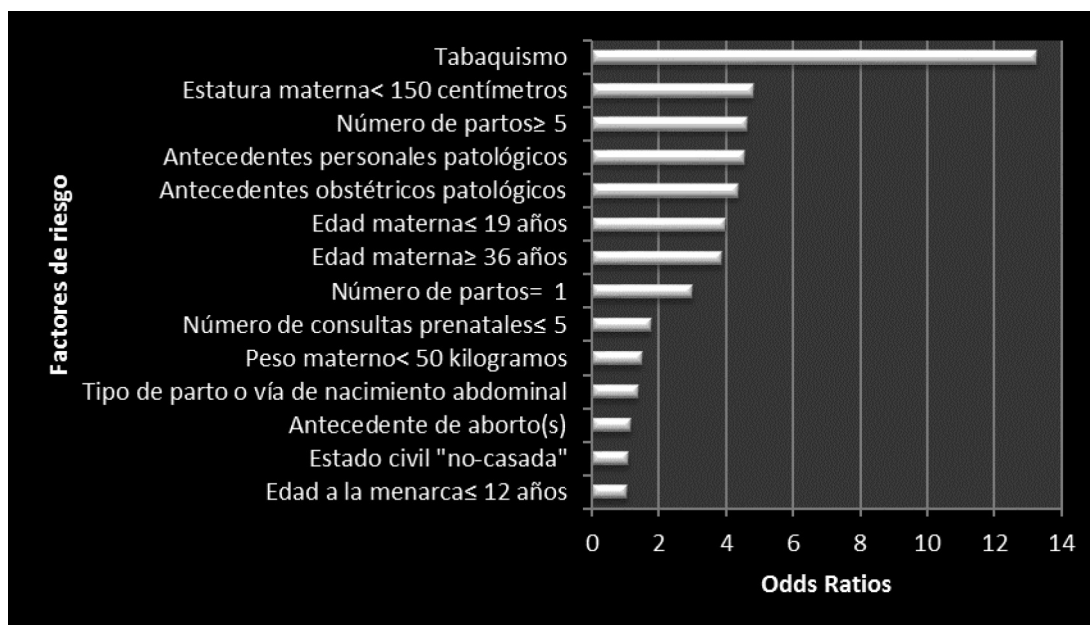
Figura 1. Municipios del estado mexicano de Quintana Roo.



Clave	Municipio	Cabecera municipal	Clave	Municipio	Cabecera Municipal
001	<u>Cozumel</u>	<u>Cozumel</u>	007	<u>Lázaro Cárdenas</u>	<u>Kantunilkin</u>
002	<u>Felipe Carrillo Puerto</u>	<u>Felipe Carrillo Puerto</u>	008	<u>Solidaridad</u>	<u>Playa del Carmen</u>
003	<u>Isla Mujeres</u>	<u>Isla Mujeres</u>	009	<u>Tulum</u>	<u>Tulum</u>
004	<u>Othón P. Blanco</u>	<u>Chetumal</u>	010	<u>Bacalar</u>	<u>Bacalar</u>
005	<u>Benito Juárez</u>	<u>Cancún</u>	011	<u>Puerto Morelos</u>	<u>Puerto Morelos</u>
006	<u>José María Morelos</u>	<u>José María Morelos</u>			

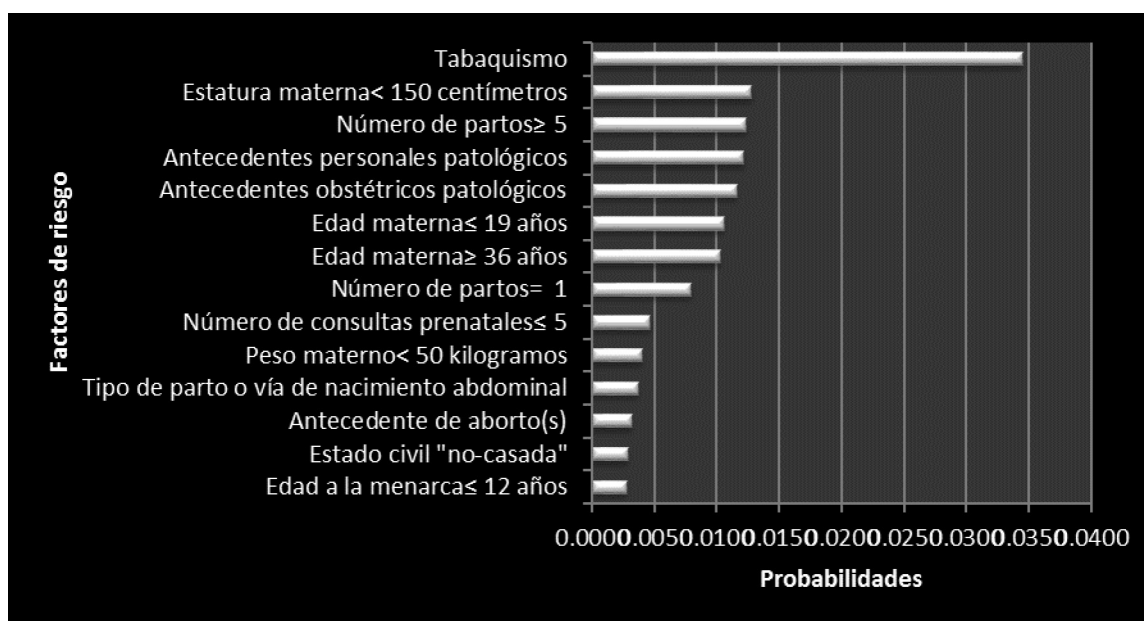
Fuente: https://es.wikipedia.org/wiki/Anexo:Municipios_de_Quintana_Roo.

Figura 2. Odds ratios en orden numérico ascendente, según catorce factores de riesgo. Felipe Carrillo Puerto, Quintana Roo, México (1 de agosto de 2014-31 de julio de 2015).



Fuente: cuadro 1.

Figura 3. Probabilidades en orden numérico ascendente, según catorce factores de riesgo. Felipe Carrillo Puerto, Quintana Roo, México (1 de agosto de 2014-31 de julio de 2015).



Fuente: cuadro 3.

Normas de publicación para los autores

El comité editorial de *Ciencia en la frontera: revista de ciencia y tecnología de la UACJ*, recibe propuestas de artículos sobre tópicos de Ciencia en General para su publicación bajo dos modalidades: artículos de investigación y artículos síntesis de investigación (Revisiones). Las normas establecidas para la publicación son las siguientes:

1. Los trabajos deberán ser de calidad científica e inéditos.

2. Una vez publicado el artículo, los derechos de autor pasan a la UACJ.

3. Los artículos pueden ser artículos de investigación original y revisiones, los cuales deberán referirse a las áreas de ciencias naturales y exactas, ajustándose al dictamen del Comité Editorial, el que evalúa la calidad de su contenido científico y decide sobre la pertinencia de su publicación.

4. Los trabajos pueden ser enviados para su publicación en el idioma inglés o el español. Los artículos deberán incluir resumen en español seguido de uno en inglés (y viceversa).

5. Los trabajos deben ajustarse al siguiente formato:

Título del trabajo, breve y conciso, menor a 120 caracteres (incluyendo espacios).

Un resumen del contenido en español de 150 palabras como máximo, y un abstract en inglés.

Nombre de los autores.

Adscripción de todos los autores.

La institución de adscripción de los autores participantes deberá incluirse como un pie de página, comenzando con el número 1.

Ejem. Ramírez, J. L.¹ y Martínez, R.²

¹ Universidad de Puebla, México.

² Universidad de Santiago Compostela, España.

Naturaleza del trabajo: artículo de investigación original, síntesis de información (Revisión).

Dirección para correspondencia que incluya: teléfono, fax y correo electrónico. El nombre del autor al cual se dirigirá la correspondencia debe indicarse con un asterisco (*) y la leyenda "Autor para correspondencia".

Artículo de investigación original. Deberá constar de las siguientes secciones:

Introducción.

Método Experimental. En el caso de presentar experimentos con animales vivos, anexar aprobación del Comité De Bioética de la Institución de los autores

Resultados y Discusión.

Conclusiones.

Bibliografía. Las referencias bibliográficas deben asentarse de la forma convencionalmente establecida en español, indicando éstas en el cuerpo del texto con los apellidos del primer autor y año de publicación entre paréntesis, y los datos bibliográficos al final del escrito. La bibliografía se presenta al final del artículo por orden alfabético.

Distribuir los datos de las referencias bibliográficas de la siguiente manera:

Referencia de libro:

Apellidos, nombre del autor. Título del libro. Ciudad y País, Editorial. Número de páginas totales, año.

Ejemplo:

Foucault, Michael. Las palabras y las cosas. México: Siglo XXI. Pp. 30-45. 1984.

Referencia de capítulo libro:

Apellidos, nombre del autor. Título del capítulo. In: Apellido e iniciales del editor (ed.). Título del libro. Ciudad y País, Editorial. Páginas del capítulo, año.
Ejemplo:

Levine, F. Economic perspectives on the Comanchero trade. In: Spielmann CA (ed.). Farmers, hunters and colonists. Tucson, AZ: The University of Arizona Press. 155-169, 1991.

Referencia de revista:

Apellido(s) del autor, inicial(es); otros autores. (año). "Título del artículo". *Nombre de la revista*, volumen, páginas. El título de la revista debe abreviarse según el Index Medicus journal abbreviations:

<http://www.nlm.nih.gov/tsd/serials/lji.html>

Ejemplos:

Sagara, Y., Fernandez-Belda, F., de Meis, L. e Inesi, G. (1992). "Characterization of the inhibition of intracellular Ca²⁺ transport ATPases by thapsigargin". *J. Biol. Chem.*, 267, 12606-12613.

Rivas-Cáceres, R. (1999). Médanos de Samalayuca. Un urgente reclamo, una

estrategia emergente. *Ciencia en la Frontera*, 1, 29-32.

Artículo de Síntesis de Investigación (revisión)

Introducción.- Se sugiere exponer enfáticamente la relevancia del tema de la Revisión dentro de un área del conocimiento.

Desarrollo del tema y subtemas.

Perspectivas.- Analizar la síntesis expuesta con el planteamiento de los posibles descubrimientos ó desarrollos dentro del área, e implicaciones de índole terapéutica, industrial, o de impacto social.

Bibliografía. Conforme se ha expuesto para los artículos de investigación original.

El manuscrito debe remitirse en formato de "Word"; la tipografía Arial de 12 puntos, con 1.5 de espacio entre renglones. La extensión del trabajo deberá ser máximo de 30 cuartillas de texto.

Las ilustraciones, cuadros y fotografías, deberán referirse dentro del texto, enumerándose en el orden que se citan en el mismo, e indicar el programa de cómputo en el que están elaborados. Los cuadros deben separarse del texto del artículo y colocarse en un listado después de la bibliografía. Los pies de figura deberán ser explícitos sin necesidad de leer el texto principal, deberán incluirse en un listado después de los cuadros. Los archivos de fotografías e ilustraciones deben enviarse aparte, indicando el título del trabajo y la secuencia (Figura1, Figura 2, etc). Los archivos de figuras e ilustraciones deben ser menores a 2 MB.

REMISIÓN DE ARTÍCULO Y EL PROCESO EDITORIAL

Remitir el original por correo electrónico a

ciencia.frontera@uacj.mx

con atención al Comité Editorial.

En el texto del correo electrónico debe exponerse el título del artículo y los autores, en archivos anexos deben incluirse:

Datos de contacto de dos revisores que dictaminarán la calidad del trabajo, los revisores deben ser de una Institución diferente a la de los autores; las Facultades, escuelas, institutos ó centros de investigación de la misma universidad se considerarán como una misma institución; los diferentes departamentos de una empresa también se considerarán como pertenecientes a la misma institución, y por lo tanto no podrá incluirse a su personal como dictaminadores. Los datos de contacto son:

Nombre completo del revisor.

Adscripción: institución, dependencia, departamento, grupo de trabajo.

Correo electrónico.

Números de teléfono, y fax

Dirección con código postal.

El Comité Editorial acusará recibo del trabajo mediante correo electrónico. No se extienden oficios por la recepción del manuscrito. La recepción del manuscrito no garantiza su publicación.

Posteriormente a un tiempo de dictamen de un mes máximo, el Comité Editorial remite, vía correo electrónico, el trabajo a sus autores para que realicen las modificaciones que hubiera, con base en las acotaciones de los dictaminadores.

Los autores remitirán la segunda versión del manuscrito en un plazo máximo de 2 semanas y el Comité Editorial acusa recibo mediante correo electrónico. En caso de no recibir la versión corregida en este plazo, el comité se reserva el derecho de descartar la publicación y su posterior remisión se considerará como un nuevo proceso.

No se emitirán oficios por la recepción de los trabajos corregidos.

Posteriormente a la recepción del artículo en su versión definitiva, el Comité Editorial emite una acuse de recibo por correo electrónico y anunciará el proceso de revisión de galeras y publicación. Durante éste, el Comité Editorial trabaja en conjunto con la Subdirección de Publicaciones de la UACJ.

No se emiten oficios por cada artículo aceptado para publicación.

Cada fascículo se incluye en la página de publicaciones periódicas de la UACJ, bajo la dirección:

<http://www2.uacj.mx/Publicaciones/cienciaenlafrontera/default.htm>

La versión impresa de cada fascículo se procesa por la Subdirección General de Publicaciones.

