

Evaluación de tres modelos y factores de riesgo asociados a la mortalidad de lechones al nacimiento en el trópico de México

Evaluation of three models and risk factors associated with stillborn piglets in Yucatan, Mexico

José C. Segura Correa^a, Alejandro Alzina-López^a, José Luis Solorio Rivera^b

RESUMEN

El objetivo de este estudio fue evaluar tres modelos de regresión logística, así como determinar el efecto de algunos factores de riesgo sobre la mortalidad de lechones al nacimiento. El trabajo se realizó durante 2003 y 2004 en una granja comercial porcina de ciclo completo, en Yucatán, México. Las variables de respuesta fueron: a) camadas con cero o con al menos un lechón muerto (nmc, n = 2,561 camadas) y b) lechón nacido vivo o muerto (nm, n = 2,7108 lechones). Los factores de riesgo fueron: año de parto, época de parto (seca, lluviosa y nortes), número de parto (1, 2-4, > 4), tamaño de camada (< 6, 6-12, > 12), camadas con al menos un feto momificado (no, si) y tipo de inseminación artificial. Las variables se analizaron mediante regresión logística estándar (RLE, variables nmc y nm) y logística binomial aleatoria (RLA, variable nm). El modelo que mejor ajustó los datos fue RLA. El no utilizar el modelo apropiado condujo a cambios en el nivel de significancia de los factores de riesgo. Según el modelo de RLA, el riesgo de mortalidad fue mayor para los lechones nacidos en la época de nortes, que en las épocas seca o lluviosa ($P=0.023$). Asimismo fue mayor para los lechones de marranas de primer parto y con 5 o más partos ($P=0.001$). El riesgo de mortalidad fue 1.41 veces mayor en camadas con al menos un lechón momificado, que en aquellas que no tuvieron momias. Camadas con menos de seis lechones tuvieron mayor riesgo de mortalidad.

PALABRAS CLAVE: Lechones, Mortinatos, Trópico, Regresión logística aleatoria.

ABSTRACT

Study objectives were to analyze stillborn piglet data using three logistic regression models and to determine the effect of some risk factors on piglet mortality at birth. Data were collected from January 2003 to December 2004 on a commercial, farrow-to-finish farm in the State of Yucatan, Mexico. Response variables were: a) litters with zero or at least one stillborn piglet (nmc, n= 2561 litters); and b) dead or live piglet (nm, n= 27,108 piglets). The risk factors were: farrowing year; farrowing season (dry, rainy and north wind); parity number (1, 2-4, > 4); litter size (< 6, 6-12, > 12); litter with at least one mummified fetus (no, yes); and type of artificial insemination. Data were analyzed with standard logistic regression (SLR, nmc and nm variables) and random binomial logistic regression (RLR, nm variable) models. The RLR model fit best the data. Not using the appropriate model produced changes in risk factor significance levels. According to the RLR model, risk of mortality was greater for piglets born in the north wind season *versus* the dry and rainy seasons ($P=0.023$). Risk of piglet mortality was also higher in first parity sows and in sows with 5 or more parities ($P=0.001$). The risk of mortality was 1.41 times higher in litters with at least one mummified fetus compared to litters without mummified fetuses. Litters with six or less piglets had a higher risk of mortality.

KEY WORDS: Piglets, Random logistic regression, Stillbirth, Tropics.

Un alto porcentaje de mortinatos (lechones nacidos muertos durante el parto o minutos después) representa para el porcicultor una pérdida de

A high percentage of mortality at birth in piglets (stillborn or dead minutes after birth) represents a loss of production for swine growers due to the

Recibido el 19 de octubre de 2005 y aceptado para su publicación el 30 de octubre de 2006.

^a Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia, Universidad Autónoma de Yucatán, Km 15.5 Carretera Mérida-Xmatkuil, Mérida, Yucatán, México. Tel 01(999) 9423200. scorrea@tunku.uady.mx Correspondencia al primer autor.

^b Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo.

producción, debido a la reducción en el número de lechones destetados por camada y al número de cerdos destetados por marrana por año⁽¹⁾. Asimismo, causan pérdidas indirectas por la subutilización de equipo e infraestructura. Se menciona que el 30 % de los lechones mortinatos son debidos a causas de agentes patógenos⁽²⁾, mientras que el restante 70 % de la mortalidad en los lechones al nacimiento está asociada a patologías del útero gestante y a aspectos nutricionales de la marrana, así como a factores ambientales, de manejo y genéticos. La identificación de los factores de riesgo asociados a la mortalidad al nacimiento podría ayudar a optimizar la eficiencia reproductiva de la pira.

La variable mortalidad al nacimiento ha sido estudiada de varias formas: a) como una proporción dividiendo el número de lechones mortinatos entre el tamaño de camada, y el resultado transformado mediante la función arcoseno para su análisis mediante análisis de varianza⁽³⁾; b) considerando a la camada como variable binomial (camada sin mortinatos o con al menos un mortinato) utilizando procedimientos de regresión logística estándar (RLE)^(4,5); c) el análisis de la información de cada lechón como un dato (lechón vivo o muerto) usando RLE, la cual supone independencia entre resultados de una misma camada, situación que no es del todo cierta. Los lechones de una camada tienden a ser más parecidos entre sí en sus respuestas que lechones de diferentes camadas. El análisis de datos sin considerar el efecto de camada puede conducir a significancias estadísticas más pequeñas e intervalos de confianza más pequeños de las razones de momios (OR) de los niveles de los factores de riesgo^(6,7). El efecto de camada en la mortalidad al nacimiento puede resultar por diferencias entre granjas, razas, número de parto, edad de la marrana, tamaño de camada y por enfermedades en la marrana^(4,8). Santoro *et al*⁽³⁾ compararon el análisis de los datos de mortalidad al nacimiento en una granja en Brasil, y encontraron que un modelo lineal generalizado con distribución binomial y función de ligamiento logit, fue más apropiado que el análisis de varianza de los datos transformados con la función arcoseno, o que el uso de un modelo lineal generalizado con distribución de Poisson y función de ligamiento log.

consequent reduction in piglets weaned per litter and the number of weaned pigs per sow per year⁽¹⁾. Indirect losses can include underutilization of equipment and infrastructure. Pathogenic agents are responsible for approximately 30 % of stillborn piglets⁽²⁾, while the remaining 70 % is due to factors such as pathologies in the gravid uterus, sow nutritional aspects, the environment, management and genetics. Identification of the risk factors associated with stillbirth can aid in optimizing herd reproductive efficiency.

The mortality at birth variable has primarily been studied with three approaches. In the first of these, the number of stillborn piglets is divided by litter size to produce a proportion and then the result is transformed with an arcsine function for use in an analysis of variance⁽³⁾. In the second, litter is treated as a binomial variable (i.e. litter with no stillborns or litter with at least one stillborn) and then processed using standard logistic regression (SLR) procedures^(4,5). In the third, the data for each piglet is analyzed as a single item of data (e.g. dead or live piglet) using SLR and under the assumption that the results for each piglet in a litter are independent. The latter is not completely accurate since piglets from the same litter tend to be more similar to each other than to piglets from different litters. Data analysis that does not consider the effect of litter can lead to smaller statistical significances and smaller confidence intervals in the risk factor level odds ratio (OR)^(6,7). The effect of litter on stillbirth can derive from differences between farms, breeds, parity, sow age, litter size and diseases in the sow^(4,8). Santoro *et al*⁽³⁾ compared the analysis of mortality at death data from a farm in Brazil and found a generalized linear model with a binomial distribution and logit link function to be more appropriate than analysis of variance using arcsine-transformed data or a generalized linear model with a Poisson distribution and log link function.

The present study objective was to evaluate the analysis of stillborn piglet data using three logistic regression models and to determine the effect of some risk factors on piglet mortality at birth at a representative pig farm in the state of Yucatan, Mexico.

El objetivo principal de este estudio fue evaluar tres modelos de regresión logística para el análisis de datos de lechones mortinatos, así como determinar el efecto de algunos factores de riesgo en la mortalidad de lechones al nacimiento en una granja representativa del área porcícola del estado de Yucatán, México.

El trabajo se realizó con la información generada de enero de 2003 a diciembre de 2004 en una granja comercial porcina de ciclo completo, localizada en la zona sur del estado de Yucatán, México, que contaba con aproximadamente 3,200 vientres. La región está clasificada como cálida subhúmeda con lluvias en verano (Aw_0), presentando temperatura media anual de 26 °C, precipitación pluvial de 1000 mm y promedio de humedad relativa de 78 %⁽⁹⁾.

Las marranas se trasladaron a las parideras una semana antes de la fecha esperada de parto, y fueron alojadas en jaulas individuales con piso elevado. Durante la gestación, las marranas recibieron 2 kg de un alimento balanceado con 14 % de proteína cruda, por animal por día. Las marranas jóvenes eran animales que alcanzaron la madurez sexual a una edad mínima de 240 días y un peso corporal aproximado de 110 kg, con un aparente buen estado de salud. La detección de celos se realizó dos veces al día (0600 y 1800) utilizando sementales. Las inseminaciones se realizaron dos veces por día (mañana y tarde) después de detectado el celo, y cada marrana recibió tres dosis de semen. Se utilizó semen con motilidad superior al 70 % y menos del 20 % de anomalías, y las inseminaciones fueron realizadas por personal capacitado utilizando inseminación artificial (IA) convencional con dosis de 100 ml de semen por marrana con 4×10^9 espermatozoides, o IA poscervical con dosis de 50 ml con 500×10^6 espermatozoides.

Todas las hembras que entraron a maternidad fueron registradas en tarjetas individuales, las cuales incluyeron los siguientes datos: identificación de la marrana, fecha de inseminación, fecha de parto, número de parto, tamaño de camada al nacer, lechones nacidos vivos, nacidos muertos y

The data used in the analyses were collected from January 2003 to December 2004 at a commercial, 3,200 breeder, farrow-to-finish farm in the south of Yucatan. The region is classified as hot subhumid with summer rains (Aw_0), an annual mean temperature of 26 °C, average rainfall of 1,000 mm and average relative humidity of 78 %⁽⁹⁾.

Sows were moved to farrowing pens one week before the anticipated farrowing date and housed in individual pens with a raised floor. During gestation the sows were given 2 kg balanced feed with 14 % crude protein per animal per day. Young sows were defined as those that had reached sexual maturity at a minimum age of 240 d, with an approximate body weight of 110 kg and in apparent good health. Estrus detection was done twice daily (0600 and 1800) using boars. Insemination of sows in estrus was done twice daily with each sow receiving three doses of sperm. Two artificial insemination (AI) methods were used: conventional, with a 100 ml dose (4×10^9 spermatozooids); and postcervical, with a 50 ml dose (500×10^6 spermatozooids). The sperm used had motility greater than 70 % and less than 20 % abnormalities. Inseminations were done by qualified personnel.

A series of data were collected on the gravid sows: sow identification; date of insemination; farrowing date; parity number; litter size at farrowing; live born piglets; stillborn piglets; mummified fetuses; and AI type. Stillborn piglets were defined as apparently normal products that died during or minutes after birth. The binomial response variables were, 1) litters with zero or one dead piglet (nmc), classified as either 0 or 1; and 2) piglet born dead or live (nm). Six risk factors were analyzed: farrowing year (2003, 2004); farrowing season (dry, rainy or north wind); parity number (1, 2-4, > 4); litter size (< 6, 6-12, > 12); litters with a mummified fetus (zero mummified fetuses or at least one mummified fetus); and AI type (conventional or postcervical).

The association between risk factors and the nmc or nm variables was initially evaluated using chi-squared tests of independence⁽¹⁰⁾. Those risk factors with values of $P > 0.20$ in the chi-squared tests and

momificados, y tipo de inseminación artificial. Se consideraron lechones mortinatos aquéllos aparentemente normales pero que murieron durante el parto o minutos después. Las variables de respuesta binomiales fueron: 1) camadas con cero o con al menos un lechón muerto (nmc), clasificadas como 0 y 1, respectivamente y 2) lechón nacido muerto o vivo (nm). Los factores de riesgo estudiados fueron: año de parto (2003, 2004), época de parto (seca, lluvia y nortes), número de parto (1, 2-4, > 4), tamaño de camada (< 6, 6-12, > 12), camadas con momias (cero momias o camadas con al menos un feto momificado) y tipo de inseminación artificial (convencional o poscervical).

Inicialmente, la asociación entre los factores de riesgo y las variables nmc o nm fue evaluada mediante pruebas de independencia de Ji-cuadrada⁽¹⁰⁾. Los factores de riesgo que tuvieron valores de $P > 0.20$ en las pruebas de Ji-cuadrada y sus interacciones fueron incluidos en análisis de regresión logística estándar (RLE). Las interacciones

its interactions were included in the standard logistic regression analysis (SLR). Simple interactions were eliminated from the logistic regression models due to lack of significance ($P > 0.05$). Final analyses were done with the SLR (nmc and nm variables) and random binomial logistic regression (RLR) (nm variable) procedures for undistinguishable data and using the EGRET statistics program⁽¹¹⁾. The OR and 95% confidence intervals were calculated with the EGRET statistics program. Selection of the most adequate of the three logistic regression models was done with a probability ratio test calculated as the absolute value of the difference of the probability logarithms of two different models, or, if the two models were nested, as the difference of the deviance of the two models⁽¹¹⁾. Deviance was defined as twice the difference of the probability logarithm of the adjusted model and null model (i.e. model without parameters)⁽¹²⁾. The probability ratio test is based on the fact that the difference between the probability functions has a chi-squared distribution and that the number of degrees of freedom is dictated by the difference in degrees of freedom between the two models.

Cuadro 1. Funciones de verosimilitud (deviancias) de los modelos de regresión logística y niveles de significancia para los factores de riesgo asociados al número de lechones mortinatos

Table 1. Probability functions (deviances) of logistic regression models and significance levels for risk factors associated with number of stillborn piglets

	Standard logistic regression		Random logistic regression
	nmc	nm	nm
Deviance	3290.1 ^a	3348.3 ^b	3148.7 ^c
Degrees of freedom	2553	2552	2551
Probability ratio	141.4	199.6	—
Season	0.0847	<0.001	0.0227
Parity number	<0.001	<0.001	<0.001
Litter size	<0.001	0.0020	0.0076
Mummified fetuses	<0.001	<0.001	<0.001

nmc = litter with zero or at least one stillborn; nm = live or dead piglet at birth.

abc Deviances with different letter superscripts are different ($P < 0.01$).

The overall average (\pm standard deviation) of piglets born per litter was 10.9 ± 0.84 , with an average of 0.59 ± 0.94 stillborn piglets and 0.31 ± 0.74 mummified fetuses. Of the 27,108 piglets born, 1,519 (5.6 %) were stillborn and 780 (2.9 %) were mummified. Of the 2,561 litters, 986 (35.8 %) contained at least one stillborn piglet and 21.1 % had at least one mummified piglet (Table 1). Most of the litters (61.5 %) had zero stillborns, followed by those with 1 (24.9 %), 2 (9.2 %) and 3 (3.1 %) stillborns. Similarly, most litters (78.9 %) had zero mummified fetuses, followed by those with 1 (14.6 %), 2 (4.6 %) and 3 (1.4 %) mummified fetuses.

Standard logistic regression (SLR) vs Random binomial logistic regression (RLR)

Model goodness of fit. The deviances, risk factor significance levels, probability ratios and their significance levels for the three evaluated models are shown in Table 1. The probability ratios showed a significant difference for the RLR model in

simples, sin embargo, se eliminaron de los modelos de regresión logística por no ser significativas ($P > 0.05$). Los análisis finales se realizaron mediante procedimientos de RLE (variables nmc y nm) y regresión logística binomial aleatoria (RLA, variable nm) para datos no distinguibles, mediante el paquete estadístico EGRETL⁽¹¹⁾. Se calcularon también razones de momios (OR) e intervalos de confianza al 95 % con el empleo del paquete estadístico EGRET. La elección del mejor de los tres modelos de regresión logística se hizo utilizando la prueba de razón de verosimilitudes, la cual se calcula como el valor absoluto de la diferencia de los valores de los logaritmos de verosimilitud de dos modelos diferentes o si los dos modelos son anidados, como la diferencia de las deviances de los dos modelos⁽¹¹⁾. La “deviance” se definió como dos

comparison to the two SLR models (i.e. litters with zero or at least one stillborn; or each piglet treated as an independent observation). Random variation due to the effect of litter was 0.910 ± 0.047 ($P < 0.01$). When litter was used as a single case (i.e. litter with zero or at least one stillborn) the SLR showed no significant effect ($P = 0.085$) for farrowing season, whereas in the analysis of each piglet independently (dead or live) this variable had a significant effect.

Risk factors

Distribution of the risk factor frequencies is shown in Table 2. The fixed effect factors used in the final logistic regression models were farrowing season, parity number, litters with none or at least

Cuadro 2. Descripción de factores de riesgo para camadas con al menos un lechón muerto (M+) en una granja comercial de Yucatán, México

Table 2. Risk factors for litters with at least one stillborn piglet (M+) at a commercial farrow-to-finish farm in Yucatan, Mexico

Risk factors	Litters	M+	Total piglets	Stillborn Piglets	
				Number	%
Farrowing Year					
2003	904	361	9459	562	5.94
2004	1657	624	17649	957	5.42
Farrowing Season					
Dry	907	335	9693	508	5.24
Rainy	770	282	8167	416	5.09
Northwind	884	368	9248	595	6.43
Parity Number					
1	164	65	1633	97	5.94
2-4	1433	474	14944	662	4.43
>4	964	446	10288	760	7.39
Litter size					
<6	173	41	673	56	8.32
6-12	1363	472	1276	680	5.36
>12	1025	472	13760	783	5.69
Insemination type					
Conventional	1487	561	15683	883	5.63
Postcervical	1074	423	11425	635	5.56
Mummified fetuses					
Yes	540	260	5556	395	7.11
No	2021	725	21552	1124	5.22

veces la diferencia del logaritmo de verosimilitud del modelo ajustado y el modelo nulo (modelo sin parámetros)⁽¹²⁾. La prueba de razón de verosimilitudes se basa en que la diferencia de las funciones de verosimilitud tiene una distribución Ji-cuadrada y el número de grados de libertad está dado por la diferencia en los grados de libertad de ambos modelos.

El promedio y desviación estándar de lechones nacidos totales fue de 10.9+0.84 lechones por camada, incluyendo en promedio 0.59+0.94 lechones muertos al nacer y 0.31+0.74 momias. De los 27,108 lechones nacidos, 1,519 nacieron muertos (5.6 %) y 780 momificados (2.9 %). Novecientos ochenta y seis camadas de 2,561 (38.5 %) tuvieron al menos un lechón mortinato y el 21.1 % al menos un lechón momificado (Cuadro 1). El 61.5, 24.9, 9.2 y 3.1 % de las camadas tuvieron 0, 1, 2 y 3 mortinatos y el 78.9, 14.6, 4.6 y 1.4 % tuvieron 0, 1, 2 y 3 fetos momificados, respectivamente.

one mummified fetus, and litter size; all were significant ($P < 0.05$) for number of stillborns. Significance levels were higher for the SLR models (nmc and nm variables) than in the RLR model (Table 3). Risk of mortality in the RLR model was higher for piglets born during the north wind season than for those born during the dry or rainy seasons ($P = 0.023$). It was also higher for those born of sows in their first parity or with six or more parities ($P = 0.001$). Risk of mortality was 1.41 times higher in litters with at least one mummified fetus than in litters without them. Litters with less than six piglets had a higher risk of mortality.

The stillbirth rate documented here (5.6 %) surpassed the 3 % recommended as acceptable for well-managed farms with good biosecurity measures⁽¹³⁾. Also, the 2.9 % mummified fetuses per litter was well above the recommended 0.3 % maximum rate⁽¹⁴⁾. The stillborn rate documented here is similar to that reported for four farms in

Cuadro 3. Factores de riesgo, razón de momios (OR) e intervalos de confianza (CI) asociados a camadas con cero o al menos un lechón mortinato (nmc) o proporción de lechones mortinatos (nm) usando dos modelos de regresión logística

Table 3. Risk factors, odds ratio (OR) and confidence intervals (CI) for litters with zero or at least one stillborn piglet (nmc), on the proportion of stillborn piglets (nm) using two logistic regression models

Risk factor	SLR (nmc)		SLR (nm)		RLR (nm)	
	OR	CI (95%)	OR	CI (95%)	OR	CI (95%)
Season						
Dry	1		1		1	
Rainy	1.03	0.84, 1.26	1.01	0.88, 1.16	1.02	0.86, 1.21
Northwind	1.23	1.01, 1.49	1.23	1.09, 1.39	1.23	1.05, 1.44
Parity number						
1	1		1		1	
2-4	0.72	0.52, 1.02	0.72	0.58, 0.90	0.70	0.53, 0.93
>4	1.21	0.85, 1.71	1.19	0.96, 1.49	1.19	0.90, 1.58
Litter size						
<6	1		1			
6-12	1.65	1.13, 2.39	0.60	0.45, 0.80	0.58	0.42, 0.82
>12	2.72	1.86, 3.96	0.64	0.48, 0.85	0.62	0.44, 0.87
Mummified fetuses						
No	1		1		1	
Yes	1.73	1.42, 2.10	1.36	1.21, 1.54	1.41	1.20, 1.64

SLR = Standard logistic regression; RLR = Random logistic regression.

Regresión logística estándar vs regresión logística binomial aleatoria

Bondad de ajuste del modelo. Las “deviances” de los tres modelos evaluados, las significancias de los factores de riesgo, y las razones de verosimilitudes y sus significancias se presentan en el Cuadro 1. La prueba de razón de verosimilitudes mostró diferencia a favor del modelo de regresión logística aleatorio en comparación con los modelos de RLE (camadas con cero o al menos un lechón muerto o considerando cada lechón como una observación independiente). La variación aleatoria debida al efecto de camada fue $0.910 + 0.047$ ($P < 0.01$). Asimismo, se encontró, que cuando se utilizó la camada como caso (camada con cero o con al menos un mortinato) el análisis de RLE no mostró efecto significativo de época de parto ($P = 0.085$); mientras que el análisis de los resultados de cada lechón (vivo o muerto), sí mostró efecto significativo de época.

Factores de riesgo

El Cuadro 2 muestra la distribución de las frecuencias de los factores de riesgo. Los factores de efectos fijos ofrecidos a los modelos de regresión logística finales incluyeron la época de parto, el número de parto, camadas con ningún o al menos un lechón momificado y tamaño de camada, los cuales fueron significativos ($P < 0.05$) sobre el número de mortinatos. Los niveles de significancia fueron mayores para los modelos de RLE (variables nmc y nm) en comparación con la RLA (Cuadro 3). Según el modelo de RLA, el riesgo de mortalidad fue mayor para los lechones nacidos en la época de Nortes, en comparación con aquéllos nacidos en las épocas Seca y Lluviosa ($P = 0.023$). Asimismo fue mayor para los lechones nacidos de marranas de primer parto y con 6 o más partos ($P = 0.001$). El riesgo de mortalidad fue 1.41 veces mayor en camadas con al menos un lechón momificado, que en aquellas camadas que no tuvieron lechones momificados. Camadas con menos de seis lechones tuvieron mayor riesgo de mortalidad.

El porcentaje de lechones mortinatos (5.6 %) es superior al 3 % que se considera aceptable para una granja con excelente manejo y buena bioseguridad⁽¹³⁾.

Brazil⁽⁵⁾. Low piglet mortality rates are commonly caused by farrowing events such as litter size, prolonged deliveries or anoxia, whereas the main cause of high fetus mummification rates is viral infections⁽¹⁵⁾.

As the probability ratio test ($P < 0.01$) demonstrated, the RLR better explained the nm variable than did the SLR. The RLR model was able to remove unmeasured, litter-associated effects that generate heterogeneity between litters and dependence between individuals in the same litter. Presence of the litter effect violates the assumption of results independence within the litter. Since the SLR cannot control for this effect it should not be used. Litter-associated variation differed from zero (0.923 ± 0.048). Sow- and litter-associated factors caused piglets from the same litter to have more comparable responses than those from different litters.

The SLR models did not include litter-associated extra-binomial variation, which led to higher statistical significance values for the nm variable risk factors in the SLR than in the RLR. In addition, the narrower OR confidence intervals in the SLR models resulted from the assumption of independence for the responses of each piglet. The RLR model is therefore more appropriate since it considers extra-binomial variation and adjusts the standard errors for calculation of adequate confidence intervals. It is also recommended that stillborn piglet data not be analyzed by categorizing a litter as 0 if it has no stillborns or 1 if it does (as was the case in the studies on farms in Brazil^(4,5)) since this produce unexpected results if the RLR model is treated as optimum. For example, farrowing season exhibited no effect on the nmc variable but did have an effect on the nm variable. Moreover, categorizing the data by litters with zero or at least one or two stillborns makes the variable difficult to practically interpret. In comparing different models for the analysis of stillborn piglets, Santoro *et al*⁽³⁾ found changes in risk factor significances in different models.

Given that the RLR model was the most adequate of the three evaluated models because it best described the mortality data, the following risk

Asimismo, el porcentaje de lechones momificados por camada (2.9 %) excede el 0.3 % máximo recomendado⁽¹⁴⁾. El porcentaje de mortinatos es similar (5.6 %) al notificado en cuatro granjas porcinas del Brasil⁽⁵⁾. Cuando hay uno o pocos lechones muertos en una camada, éstos son comúnmente causados por eventos al parto tales como tamaño de camada, partos prolongados o anoxia; mientras que la causa principal de una alta incidencia de fetos momificados son las infecciones virales⁽¹⁵⁾.

El modelo de RLA explicó mejor la variable nm que el modelo de regresión logística estándar, como lo indicó la prueba de razón de verosimilitudes ($P < 0.01$). Esto indica que el modelo aleatorio logró remover efectos no medidos asociados a la camada, que generan heterogeneidad entre camadas y dependencia entre individuos de una misma camada. Cuando el efecto de camada está presente, la suposición de independencia de los resultados dentro de la misma es violada, y por lo tanto el procedimiento de RLE no debería ser utilizado. En este estudio, la variación debida a camada fue diferente de cero (0.923 ± 0.048). Los lechones dentro de una camada tienden a ser más semejantes en sus respuestas que lechones de diferentes camadas, debido a factores asociados a la marrana o a la camada.

Los mayores valores de significancia estadística para los factores de riesgo de la variable nm en la RLE en comparación con el modelo de RLA se deben a que la RLE no considera la variación extra-binomial debida a la camada. Asimismo, los intervalos de confianza más estrechos para los OR de los modelos de RLE son el resultado de la suposición de independencia de las respuestas de cada uno de los lechones. Por tanto, el modelo de RLA es el más apropiado, ya que considera la variación extra-binomial y ajusta los errores estándares para el cálculo de los intervalos de confianza adecuados. Asimismo, se observa que no es recomendable analizar los datos de lechones mortinatos categorizando a la camada como 0 si no tiene lechones mortinatos o como 1 si existen mortinatos, tal y como lo hicieron autores de Brasil^(4,5), ya que proporciona resultados diferentes a los esperados (considerando al modelo de RLA como el adecuado). Por ejemplo, la época de parto

factor discussion is based on the RLR results. The higher risk of stillbirth during the north wind season may be due to the effect of climate since handling and diet remained constant the year round. High temperatures (> 30 °C) in the final two weeks of gestation normally result in a high incidence of stillborn piglets⁽¹⁴⁾. In Yucatan, however, the north wind season is the coolest, meaning that other, unidentified factors (e.g. mycotoxins in sow feed) may have affected this incidence. The effect of farrowing season on the stillborn rate has been reported previously in Yucatan⁽¹⁶⁾, with a higher risk of mortality during the dry and north wind seasons than during the rainy season.

The higher risk of mortality in piglets born to sows with a parity greater than five may be due to a reduction in sow muscle tone after repeated farrowings⁽¹⁷⁾. Given this, it is to be expected that older sows take longer to farrow, thus increasing the probability of piglet mortality at birth^(1,17). Segura⁽¹⁶⁾ reported a higher risk of stillbirths in sows with more than four parities versus those with four or less. Farrowing duration in older sows (> 5 parities) could be reduced by injection of oxytocin⁽⁴⁾ to promote more rapid expulsion of piglets; however, improper use of oxytocin can also increase the number of stillborn piglets.

The higher risk of stillborns in litters with at least one mummified fetus suggests that the causes of piglet mortality may be linked to pathogenic agents that affect the sow reproductive tract. Thirty percent of stillbirths are due to pathogenic agents⁽²⁾, and the farm studied here was seropositive for PRSS and other diseases known to cause abortion, stillbirth and mummification. This suggests that disease may be a risk factor at this site. Other factors not measured in the present study but reported as significant in other studies include reduced average litter size, sow live weight, assistance during farrowing and farrowing duration^(14,18).

Litter size had a significant ($P < 0.05$) effect on the probability of stillbirths. Piglets from small (< 6 piglets) or large (> 12 piglets) litters had a higher risk of mortality than did those from litters with from 6 to 12 piglets. Litter size is not usually

no mostró efecto sobre la variable nmc pero sí sobre la variable nm. Además, categorizar la información como camadas con cero o con al menos uno o dos lechones, la hace una variable de difícil interpretación práctica. Santoro *et al*⁽³⁾ al comparar diferentes modelos para el análisis de lechones mortinatos encontraron cambios en las significancias de los factores de riesgo según el modelo.

La discusión sobre los factores de riesgo, se hace con base a los resultados del modelo de RLA debido a que fue el que mejor describió los datos de mortalidad. El mayor riesgo de mortalidad al nacimiento durante la época de Nortes se puede deber al efecto del clima, ya que la alimentación y manejo fue similar en las tres épocas. Altas temperaturas (> 30 °C) las últimas dos semanas de gestación normalmente resultan en una alta incidencia de lechones mortinatos⁽¹⁴⁾. Sin embargo, en este estudio la época de nortes es la más fresca en la región de estudio, por lo que otros factores no identificados podrían estar determinado este resultado, tales como la presencia de micotoxinas en el alimento de las marranas. El efecto de época de parto sobre la proporción de lechones mortinatos ya ha sido notificado en Yucatán⁽¹⁶⁾, encontrándose un mayor riesgo de mortalidad en las épocas seca y nortes en comparación con la época lluviosa.

El mayor riesgo de mortalidad en lechones de marranas con más de cinco partos puede ser debido a reducción en la tonicidad de los músculos de las marranas con las pariciones⁽¹⁷⁾. Asimismo, las marranas viejas tardan más en parir lo que aumenta la probabilidad de muerte en los lechones al nacimiento^(1,17). Segura⁽¹⁶⁾ encontró un mayor riesgo de mortinatos en las marranas con más de cuatro partos en comparación con aquéllas con cuatro o menos partos. La reducción del tiempo de parto en las marranas viejas (> 5 partos) se podría reducir mediante la aplicación de una inyección de oxitocina⁽⁴⁾, ya que ésta promueve la expulsión más rápida de los lechones; sin embargo, su uso inadecuado podría incrementar el número de lechones mortinatos.

El mayor riesgo de mortinatos en las camadas con al menos un feto momificado, sugiere que las causas de muerte de los lechones pudieran estar asociadas

known before farrowing, but assistance at farrowing can help in reducing losses from asphyxia and crushing⁽¹⁹⁾. This coincides with Le Cozler⁽²⁰⁾, who suggests that supervision during farrowing diminishes piglet mortality at birth. Stillbirth of piglets may be associated with different causes in small and large litters. Small litters can be the result of fetus reabsorption due to diseases such as parvovirus, Aujeszky disease and other pathogenic agents. Mortality in large litters, in contrast, can be associated with farrowing duration and sow uterine capacity⁽¹⁸⁾.

In conclusion, analysis of stillborn piglets should be done with logistic regression models that include litter as a random effect. Farrowing season, parity number, litter size and the presence of mummified fetuses in the litter were risk factors associated with piglet stillbirth. The stillbirth rate can also be lowered by providing greater attention to sows that farrow during the north wind season, those in first parity or those with more than four parities. Use of an inadequate model to analyze stillbirth data can lead to biases in the significance levels of risk factors and odds ratio confidence intervals. Including litter as a binary datum (i.e. no stillborns or at least one) can also cause bias in the significance levels and lead to inefficient use of data.

End of english version

a agentes patógenos que afectan el tracto reproductivo de las marranas. Según algunos autores, el 30 % de los mortinatos se deben a agentes patógenos⁽²⁾. La granja aquí estudiada era seropositiva a PRRS y otras enfermedades que causan abortos, mortinatos y momificaciones, por lo cual la presencia de alguna enfermedad pudiera ser un factor de riesgo. Otros factores no medidos en este estudio pero encontrados significativos en otros estudios son: la reducción en el promedio del tamaño de camada, peso vivo de la marrana, asistencia durante el parto y duración del parto^(14,18).

El tamaño de la camada tuvo un efecto significativo ($P < 0.05$) sobre la probabilidad de mortinatos.

Lechones de camadas pequeñas (< 6 lechones) o muy grandes (> 12 lechones) tuvieron mayores riesgos de mortalidad que las camadas con 6 a 12 lechones. Aunque normalmente no se conoce con antelación el tamaño de camada de una marrana, se sugiere la asistencia al momento del parto para reducir las pérdidas de lechones por asfixia y aplastamientos⁽¹⁹⁾. Según Le Cozler⁽²⁰⁾, la supervisión durante el parto disminuye la mortalidad de lechones al nacimiento. La mortalidad de los lechones al nacimiento pudiera estar asociada a diferentes causas en camadas pequeñas o muy grandes. Camadas pequeñas pueden ser causadas por reabsorción del feto ocasionado por enfermedades como parvovirus, Aujeszky y otros agentes patógenos; mientras que en las camadas muy grandes, la mortalidad podría estar asociada a la mayor duración del parto y capacidad uterina de las marranas⁽¹⁸⁾.

Se concluye que el análisis de lechones mortinatos debe realizarse mediante modelos de regresión logística incluyendo a la camada como efecto aleatorio. La época de parto, número de parto de la marrana, tamaño de camada y la presencia de fetos momificados en la camada fueron factores de riesgo asociados a la mortalidad de lechones al nacimiento. Se debe proporcionar mayor atención a las marranas que paren durante la época de nortes, y a las hembras primerizas o con más de cuatro partos, con el propósito de disminuir el número de mortinatos. El no utilizar el modelo correcto para el análisis de datos de mortinatos puede conducir a sesgos en los niveles de significancia de los factores de riesgo y en los intervalos de confianza de las razones de momios. El considerar a la camada como un dato binario (con o sin al menos un mortinato) podría conducir a sesgos en los niveles de significancia, además de que no se hace uso eficiente de la información.

LITERATURA CITADA

1. Dial GD, Marsh WE, Polson DD, Villancourt JP. Reproductive failure: differential diagnosis. In: Leman AD, et al editors. Diseases of swine, 7th ed. Ames, IA: Iowa State University Press; 1992:88-137.
2. Vanroose G, de Kruif A, Van Soom A. Embryonic mortality and embryo-pathogen interactions. *Anim Reprod Sci* 2000;(60-61):131-143.
3. Santoro KR, Paes Barbosa SB, Ribeiro de Holanda MC. Modelos de predicao da natimortalidade em suínos. *Rev Brasileira Zootec* 2003;(32):1131-1140.
4. Lucia Jr T, Correa MN, Deschamps JC, Bianchi I, Donin MA, Machado AC, Meincke W, Matheus JEM. Risk factors for stillbirths in two swine farms in the south of Brazil. *Prev Vet Med* 2002;(53):285-292.
5. Borges VF, Vernardi ML, Bortolozzo FP, Wentz I. Risk factors for stillborn and foetal mummification in four Brazilian swine herds. *Prev Vet Med* 2005;(70):165-176.
6. Curtis CR, Mauritsen RH, Kass PH, Salman MD, Erb HN. Ordinary versus random-effects logistic regression for analyzing herd-level calf morbidity and mortality data. *Prev Vet Med* 1993;(16):207-222.
7. McDermott JJ, Schukken YH. A review of methods used to adjust for cluster effects in explanatory epidemiological studies of animal populations. *Prev Vet Med* 1994;(18):155-173.
8. Glastonbury JRW. Preweaning mortality in the pig. The prevalence of various causes of preweaning mortality and the importance of some contributory factors. *Austr Vet J* 1977;(53):315-318.
9. García E. Modificaciones al sistema de clasificación climática de Koeppen. México DF. Instituto de Geografía, Universidad Nacional Autónoma de México. 1988.
10. SAS. SAS/STAT User's Guide (Version 6.11) Cary NC, USA: SAS inst. Inc. 1996.
11. EGRET for Windows (Version 2.0.3) Seattle WA. Cytel Software Corporation. 1999.
12. Dohoo I, Martin W, Stryhm H. Veterinary epidemiologic research. AVC Inc. Canada. 2003.
13. Muirhead M, Alexander T. Recognising and treatment of infertility. SM Enterprises Ltd. UK. 2000.
14. Anónimo. Kansas Reproduction Guide. Cooperative Extension Service. Kansas State University. Manhattan. 1998.
15. Britt JH, Almond GW, Flowers L. Diseases of the reproductive system. In: Straw B, D'Alaire S, Mengeling WL, Taylor DJ editors. Diseases of swine, 8th ed. Ames, IA: Iowa State University Press; 1999:883-911.
16. Segura CJC. Factors affecting piglet mortality in the tropics of Mexico. *Adv Agric Res* 1995;(4):16-23.
17. English PR, Morrison V. Causes and prevention of piglet mortality. *Pig News and Information* 1984;(5):369-376.
18. Vallet JL, Leymaster KA, Christenson RK. The influence of the uterine function on embryonic and fetal survival. *J Anim Sci* 2002;(80) (Suppl 2):E115-E225.
19. Holyoake PK, Dial GD, Trigg T, King VL. Reducing pig mortality through supervision during perinatal period. *J Anim Sci* 1995;(73):3543-3551.
20. Le Cozler Y, Guyomarc'h C, Pichodo X, Quinio P, Pellois H. Factors associated with stillborn and mummified piglets in high-prolific sows. *Anim Res* 2002;(51):261-268.