

Análisis experimental de tratamientos floculantes de residuos orgánicos derivados de la producción porcina

Alexandre L. dos Santos y Freddy Mora¹

Departamentos de Agronomía y Zootecnia. Centro de Ciencias Agrarias - UEM.
Rua Santos Dumont 2353-A, Apto. 301, Zona 01, 87013-050. Maringá, Paraná, Brasil.

Abstract

A.L. dos Santos, and F. Mora. 2007. Experimental analysis of flocculant treatments of organic waste from swine production. Cien. Inv. Agr. 34(1):49-56. Swine production is an important part of the Brazilian agro-industry whose development depends in part on the environmental strategy adopted by the companies involved in the industry. This study examined organic waste treatment experiments from a swine agro-industry located in southern Brazil. Five experiments were conducted that independently considered the following flocculants: Type-1: calcium hydroxide, Type-2: aluminum sulfate + calcium hydroxide, Type-3: calcium hydroxide + dolomite, Type-4: dolomite, and Type-5: aluminum sulfate. All experiments were conducted at the following doses: 0, 1.25, 2.5, 5, 10 and 20 mL. Total solids of the solid fraction ($\text{g}\cdot\text{m}^{-3}$) were analyzed in a longitudinal study. A parallel experiment was conducted to compare the treatments at a fixed dose of 20 mL. The analysis was carried out using Generalized Linear Models (GLM) and Generalized Estimating Equations (GEE). These were used because the response variable did not follow a normal distribution; this was confirmed by Shapiro-Wilk test. The Gamma distribution was considered in both GEE and GLM approaches. All equations evidenced a positive effect of the doses on flocculation. Quantity of the total solids was dependent on flocculant type, with values ranging from 8,444 to 21,070 $\text{g}\cdot\text{m}^{-3}$, for Type-1 and Type-2, respectively. No significant differences were evidenced between Type-2, Type-4 and Type-5 flocculants; these all demonstrated higher total solid values. Type-1 and Type-3 flocculants should not be considered for use due to inefficiency. The quantity of biofertilizer feasible for production in this swine industry would be dependent on the flocculant type used.

Key words: Biofertilizer, flocculants, GEE, GLM, organic swine, quasi-likelihood, waste.

Introducción

La gestión ambiental es beneficiosa para una empresa agroindustrial, permitiendo que su imagen se torne más atractiva desde el punto de vista de los mercados (Moreira, 2002). La consideración de la variable ambiente por la organización agroindustrial, generalmente permite acceder más rápidamente a las exportaciones o facilita el desafío de abrir nuevos mercados. Así, el marketing ecológico representa parte del compromiso asumido

por las empresas modernas y competitivas (Dirce, 2005). El aprovechamiento integral de los recursos rurales disponibles es una de las estrategias buscadas para mantener la estabilidad y sustentabilidad de los sistemas de producción. Para esto, se hace necesario disminuir o eliminar la polución generada por los medios de producción. En países desarrollados, las exigencias sobre la calidad de los productos, inocuidad de los alimentos y las restricciones medioambientales, han sido usualmente mayores que en los países en vías de desarrollo (Vargas *et al.*, 2004). Por esta razón, el desafío comercial de las empresas agroindustriales es mayor cuando emprenden exportaciones a los mercados más exigentes.

La industria porcina es un importante segmento económico con gran importancia social, económica y cultural del sur de Brasil. Esta actividad es un potencial contaminante de aguas y suelos, que podrían eventualmente afectar la calidad de vida en estas regiones (Belli-Filho *et al.*, 2001). Por este motivo, se otorga una especial atención a la calidad ambiental del proceso productivo, siendo obligatorio el tratamiento de residuos sólidos y líquidos de la agroindustria porcina. Estrategias de gestión ambiental se han incorporado en la agroindustria porcina, las que principalmente se basan en programas de manejo o tratamiento de los residuos generados en todo el proceso de producción.

Brasil se encuentra entre los países de mayor producción de carne porcina, concentrada principalmente en los estados del sur (Polaquini *et al.*, 2006). La carne porcina posee un alto valor nutritivo y otras cualidades agroalimentarias necesarias para la alimentación humana. Conjuntamente con el avance tecnológico se ha producido un aumento considerable de su demanda. Esto ha permitido, expandir su oferta en los países productores (Silva *et al.*, 2005). De acuerdo con Belli-Filho *et al.* (2001) la solución de los problemas ambientales de la agroindustria porcina, motivada por el aumento de la producción, pasa por el establecimiento de estrategias que integren los componentes humano, técnico (desarrollo de metodologías y tecnologías) y de sensibilización ambiental (educación). Actualmente existen diversos programas de investigación que valorizan el adecuado tratamiento de residuos generados por la agroindustria porcina y su posterior utilización sustentable.

Walker y Kelley (2003), estudiaron la eficacia de un tratamiento de floculante destinado a la separación de los sólidos, para reducir la contaminación derivada de la producción porcina. De acuerdo con estos autores, la creciente producción de carne porcina genera una alta concentración de residuos orgánicos dentro de un área geográfica limitada, pudiendo exceder la capacidad de asimilación local o regional. Esto podría permitir la transferencia de los agentes contaminadores dentro de los sistemas de agua superficial o

del suelo. Al separar eficientemente los sólidos de tales residuos, se podría reducir los riesgos ambientales y al mismo tiempo permitiría obtener un biorecurso (sólidos) con valor agregado.

La separación de los residuos sólidos y líquidos, para su posterior utilización como biofertilizantes, es una tecnología de manejo ambiental actualmente aplicada en los sistemas agroindustriales de producción de carne porcina. Las empresas agroindustriales han estudiado y perfeccionado esta estrategia (Walker y Kelley, 2003, 2005; Szögi *et al.*, 2006).

Los resultados de experimentos sobre tratamientos de residuos orgánicos generados por la agroindustria porcina, se deben analizar económicamente de modo que las empresas puedan seleccionar los procedimientos y estrategias productivas y ambientales más adecuadas. Si al comparar experimentalmente distintos tratamientos de manejo de residuos, tanto en el espacio como en el tiempo, se evaden o se ignoran ciertas suposiciones, se podría afectar significativamente los resultados del análisis (Myers *et al.*, 2002). Por lo tanto, esto podría afectar las decisiones para optimizar los procesos productivos. Las presuposiciones de los análisis de experimentos agronómicos han sido resumidas y discutidas por Geng *et al.* (1982).

En el presente estudio se analizaron experimentos con diferentes tratamientos de residuos orgánicos, conducidos en un plantel de producción de carne porcina del sur de Brasil. Debido a la presencia de supuestos de análisis de la variable respuesta, limitantes en el análisis convencional, el análisis de los experimentos se realizó con las metodologías de modelos lineales generalizados (Nelder y Wedderburn, 1972) y ecuaciones generalizadas (Liang y Zeger, 1986).

Materiales y métodos

Diversos experimentos de tratamientos de residuos orgánicos, generados de la producción porcina, se realizaron en un criadero privado (Granja Suinícola Stein) ubicado en el Municipio de Entre Ríos do Oeste, Estado de Paraná, Brasil, en 2005.

Muestras de orina y fecas (biofertilizantes) se consideraron como unidades experimentales, las cuales se trataron independientemente con distintas materias floculantes: Tipo-1, hidróxido de calcio $[\text{Ca}(\text{OH})_2]$; Tipo-2, sulfato de aluminio en combinación con hidróxido de calcio $[\text{Al}_2(\text{SO}_4)_3 + \text{Ca}(\text{OH})_2]$; Tipo-3, hidróxido de calcio en combinación con calcáreo dolomítico $[\text{Ca}(\text{OH})_2 + \text{CaMg}(\text{CO}_3)_2]$; Tipo-4, calcáreo dolomítico $[\text{CaMg}(\text{CO}_3)_2]$ y Tipo-5, sulfato de aluminio $[\text{Al}_2(\text{SO}_4)_3]$. Cada floculante se preparó al 10% y se utilizó 0,00; 1,25; 2,50; 5,00; 10,00 y 20,00 mL por cada 100 mL de biofertilizante porcino. Se consideraron cinco periodos de ensayo, uno por cada Tipo de floculante, los que estuvieron separados por dos meses cada uno. Así se conformó un análisis de tipo longitudinal en el tiempo. En cada oportunidad, la variable evaluada correspondió a sólidos totales ($\text{g}\cdot\text{m}^{-3}$) de la fracción sólida.

Previamente se detectó que la variable respuesta no presenta una distribución normal (Geng *et al.*, 1982). Este resultado se confirmó en un análisis gráfico y a través de la prueba de normalidad de Shapiro-Wilk (1965), conforme con lo descrito por Coppo *et al.* (2003) y Rodríguez *et al.* (2006). Por este motivo, en el presente estudio se aplicó la metodología de modelos lineales generalizados (GLM, Generalized Linear Model), la cual permitió que la distribución probabilística de la variable respuesta a ser analizada sea cualquiera perteneciente a la familia exponencial, usando métodos aproximadamente análogos a los métodos para datos con distribución normal (Nelder y Wedderburn, 1972; Myers *et al.*, 2002).

Tratándose de un estudio longitudinal, se utilizó una extensión de los modelos lineales generalizados, denominada ecuaciones generalizadas (EG, Generalized Estimating Equations) (Liang y Zeger, 1986). Se utilizó esta metodología para conseguir más eficiencia en la estimación de regresiones no sesgadas, en el estudio longitudinal con variables distribuidas no normalmente. Se utilizó el procedimiento de modelos lineales generalizados (PROC GENMOD) de SAS (SAS Institute, 1996) para el análisis estadístico.

Cada muestra de residuos (unidad experimental) se representó por el siguiente modelo:

$$y_j = X_j \beta + \varepsilon_j$$

donde, y_j es el vector que contiene los valores de sólidos totales de la fracción sólida sobre el j -ésima muestra de residuo. X_j , es la matriz de diseño experimental. β , es el vector que contiene los coeficientes de regresión. ε_j , es el vector conteniendo los errores aleatorios.

Siguiendo la metodología descrita por Myers *et al.* (2002), los valores de sólidos totales de la fracción sólida se basaron en una distribución perteneciente a la familia exponencial, determinada a través de un análisis gráfico en SAS-Insight (SAS Institute, NC, EUA, 1996).

La aplicación de la metodología de ecuaciones generalizadas consideró estimaciones de quasi-verosimilitud (o pseudo-verosimilitud), y se basó en la función quasi-score para la estimación de los parámetros (Liang y Zeger, 1986; Wedderburn, 1974).

Comparaciones entre las distintas matrices de correlación se realizaron basándose en la similitud de las matrices empíricas y del modelo base (Myers *et al.*, 2002). Las distintas estructuras de correlación incorporadas en PROC GENMOD han sido ampliamente discutidas por Horton y Lipsitz (1999). La matriz de correlación independiente, la cual significa que no existe una asociación significativa entre los periodos de medición de los sólidos totales, solo se consideró si el valor de la correlación entre elementos contiguos superó en magnitud a 0,3, de acuerdo con Liang y Zeger (1986).

Se realizaron comparaciones entre los distintos floculantes en un experimento paralelo, donde se determinó una dosis fija de 20 mL de una solución a 10% de cada floculante, para 100 mL de biofertilizante porcino. Para ello se utilizó la metodología de modelos lineales generalizados con el procedimiento PROC GENMOD, ajustándose la respectiva distribución y función de ligación.

Criterios de información de Akaike (1969)

Cuadro 1. Resultados obtenidos en el análisis de ajuste del modelo empleado para cada experimento de floculante de residuos de producción porcina.

Table 1. Results obtained for assessing goodness of fit for each flocculant experiment conducted on waste from swine production.

Materias floculantes	Grados de Libertad	Desvianza ¹	Chi cuadrado ²	Correlación ³
Hidróxido de calcio, Ca(OH) ₂	28	30,266	30,012	0,70
Sulfato de aluminio + hidróxido de calcio, Al ₂ (SO ₄) ₃ +Ca(OH) ₂	28	30,359	27,689	0,73
Hidróxido de calcio + calcáreo dolomítico, Ca(OH) ₂ +CaMg(CO ₃) ₂	28	30,130	30,618	0,56
Calcáreo dolomítico, CaMg(CO ₃) ₂	28	30,508	35,673	0,43
Sulfato de aluminio, Al ₂ (SO ₄) ₃	28	30,288	27,308	0,90

¹Desvianza es una medida de ajuste del modelo estadístico (-2 logaritmo de verosimilitud), (Myers *et al.*, 2002).

²Chi-cuadrado (χ^2) de Pearson.

³Corresponde al parámetro de correlación especificada en la matriz de correlación R, la cual es estimada a través de los residuos del modelo.

¹Deviance is a measure of statistical model fit (-2 log of likelihood) (Myers *et al.*, 2002).

²Pearson Chi-square (χ^2).

³Corresponds to the correlation parameter specified in the working correlation matrix, R, which is estimated by means of model residuals.

(AIC), Bayesiano de Schwarz (1978) (BIC) y de Hannan y Quinn (1979) (HQIC), así como el estadístico de la razón de verosimilitud, se utilizaron conjuntamente para comparar entre modelos sobre investigación. Los criterios estadísticos se utilizaron para determinar si el tipo de floculante tuvo un efecto significativo sobre la variable respuesta, sólidos totales.

Resultados y discusión

Se confirmó que la variable respuesta, medida como sólidos totales de los residuos agroindustriales derivados de la producción porcina, no presentó una distribución normal según la prueba de normalidad de Shapiro-Wilk ($p < 0,01$) (Coppo *et al.*, 2003). En un análisis gráfico posterior, realizado en SAS-Insight, se verificó que los datos de sólidos totales siguen una distribución Gamma, también perteneciente a la familia exponencial (Myers *et al.*, 2002). Por lo tanto, para cada uno de los experimentos de floculantes, la distribución Gamma se ajustó, con función de ligación logarítmica. Tanto el valor de la desvianza como de Chi-cuadrado de Pearson (χ^2) (escalada) divididos por los grados de libertad correspondientes, fueron siempre cercanos a 1 en todos los experimentos (Cuadro 1) (Myers *et al.*, 2002).

En cada experimento de floculantes, se ajustó la

estructura de correlación auto-regresiva entre los periodos de ensayo. Esto significó que las correlaciones adyacentes (periodos de ensayo consecutivos) fueron más altos en magnitud que las correlaciones no adyacentes (Myers *et al.*, 2002). Dependiendo del tipo de floculante, la matriz de correlación (WCM, working correlation matrix) varió de moderado (0,43 a 0,56) a alto (0,70 a 0,90) (Cuadro 1).

Cada estimador de las ecuaciones generalizadas, con su respectiva desviación estándar empírica, se indican en el Cuadro 2. Todos los coeficientes de regresión o parámetros del modelo fueron altamente significativos ($p = 0,0001$). Con los parámetros estadísticamente significativos estimados, se construyó cada una de las ecuaciones generalizadas, para cada tipo de experimento con floculante (Cuadro 2).

Los estimadores de regresión del efecto dosis (β_1) fueron positivos. Esto indicó que, hubo un efecto floculante positivo (aumento) de la dosis sobre los sólidos totales de la fracción sólida (Figura 1). Al utilizar la dosis máxima (20 mL por 100 mL de biofertilizante) se obtuvo diferencias relativas, las que se asociaron al hidróxido de calcio e hidróxido de calcio + calcáreo dolomítico. Estas materias floculantes presentarían menores efectos en la variable respuesta (confirmado por los coeficientes

Cuadro 2. Resultados de la estimación de las ecuaciones generalizadas y de los parámetros de regresión (β_0 y β_1), para cada experimento de floculante de residuos de producción porcina.

Table 2. Generalized estimating equation results and parameter estimates (β_0 and β_1) for each flocculant experiment conducted on waste from swine production.

Materias floculantes	Estimador ¹		Ecuaciones generalizadas ²
	β_0	β_1	
Hidróxido de calcio, Ca(OH) ₂	8,0543 (0,0920)	0,0584 (0,0129)	$\hat{y} = e^{8,0543+0,0584xDOSIS}$
Sulfato de aluminio + hidróxido de calcio, Al ₂ (SO ₄) ₃ +Ca(OH) ₂	8,1946 (0,1277)	0,0990 (0,0142)	$\hat{y} = e^{8,1946+0,0990xDOSIS}$
Hidróxido de calcio + calcáreo dolomítico, Ca(OH) ₂ +CaMg(CO ₃) ₂	7,9118 (0,0690)	0,0779 (0,0068)	$\hat{y} = e^{7,9118+0,0779xDOSIS}$
Calcáreo dolomítico, CaMg(CO ₃) ₂	8,2535 (0,1512)	0,0943 (0,0167)	$\hat{y} = e^{8,2535+0,0943xDOSIS}$
Sulfato de aluminio, Al ₂ (SO ₄) ₃	8,2131 (0,1316)	0,0920 (0,0106)	$\hat{y} = e^{8,2131+0,0920xDOSIS}$

¹Todos los parámetros del modelo fueron significativos ($p < 0,01$). En paréntesis los errores estándar empíricos para cada parámetro.

² \hat{y} : Corresponde al valor predicho de los sólidos totales ($g \cdot m^{-3}$). DOSIS: corresponde a la dosis de floculante usada (mL por cada 100 mL de biofertilizante).

¹All model parameters were significant ($p < 0.01$). The empirical standard errors for each parameter are shown in brackets.

² \hat{y} : Corresponds to the predicted value of the total solids ($g \cdot m^{-3}$). DOSIS: corresponds to the flocculant doses used (mL per 100 mL of biofertilizer).

de regresión) y los restantes floculantes presentarían mayores efectos. Walker y Kelley (2003) afirman que la producción de cerdos se caracteriza por un nivel intenso de confinamiento de los animales y, como una consecuencia, produce gran cantidad de residuos. Por lo tanto, es conveniente encontrar alternativas que maximicen la floculación de una manera eficiente y rápida.

En la interpretación de la forma de las ecuaciones generalizadas, la respuesta de tipo exponencial se debe a la función de ligación ajustada. Así, si se quiere determinar el efecto medio predicho (\hat{y}) de una determinada dosis en un determinado experimento (tipo de floculante), bastaría solo con reemplazar el valor de la dosis en la ecuación específica.

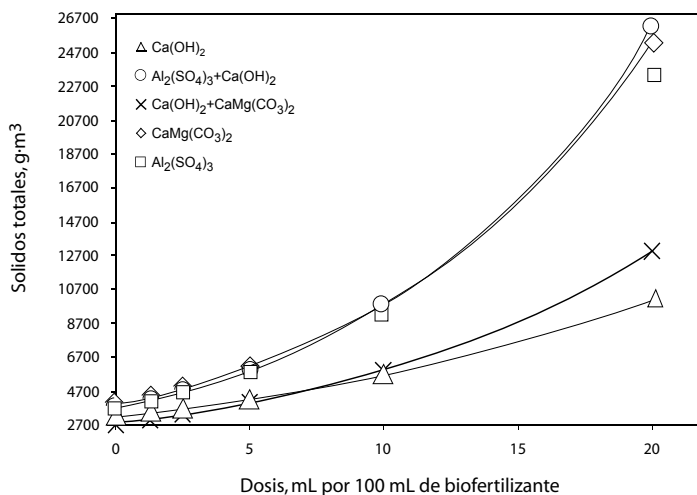


Figura 1. Respuesta a la floculación de residuos orgánicos derivados de la industria porcina.
Figure 1. Flocculation response of organic waste produced by the swine industry.

Cuadro 3. Análisis para establecer la significancia estadística del efecto del floculante en los sólidos totales de residuos porcinos.

Table 3. Tests for statistical significance of the flocculant effect on the total solids of swine waste.

Modelo	g. l. ¹	-2 Log (L) ²	AIC ³	BIC ⁴	HQIC ⁵
Intercepto (I)	24	500,3	502,3	503,5	502,6
I + Floculante	20	438,5	448,5	454,6	450,2
Razón de verosimilitud	4	61,78 ⁶			

¹g. l., grados de libertad.

²Log L, logaritmo de verosimilitud.

³AIC, criterio de información de Akaike (1969).

⁴BIC, criterio de información Bayesiano de Schwarz (1978).

⁵HQIC, criterio de información de Hennen y Quinn (1979).

⁶El tipo de floculante tiene un efecto significativo sobre la variable respuesta según la prueba de Chi-cuadrado (χ^2) ($p < 0,01$).

¹g.l.: *degrees of freedom*.

²Log L: *logarithm of likelihood*.

³AIC, *information criterion of Akaike (1969)*

⁴BIC, *Bayesian information criterion of Schwarz (1978)*

⁵HQIC, *information criterion of Hennen and Quinn (1979)*

⁶*The flocculant type has a significant effect on the response variable ($p < 0.01$) according to Chi-square (χ^2).*

En el análisis comparativo de los tipos de floculantes a una concentración fija (20 mL por 100 mL de biofertilizante) se consideró también la distribución Gamma con función de ligación logarítmica. Criterios de información de AIC, BIC y HQIC seleccionaron el modelo con el tipo de floculante como variable significativa. El modelo que incluyó la fuente de variación tipo de floculante minimizó los valores de AIC, BIC y HQIC. Esto fue coincidente con la prueba de razón de verosimilitud (Cuadro 3). Por lo tanto, existen evidencias estadísticas que por lo menos un tipo de floculante difiere significativamente de otro en los sólidos totales de la fracción sólida. Dicho de otra forma, la cantidad de biofertilizante que es factible de generar en esta producción porcina, sería dependiente del tipo de floculante aplicado.

Aunque el exceso de producción de residuos de la agroindustria porcina puede provocar contaminación del aire y del suelo (Marcato y Lima, 2005), cantidades controladas de desechos y un manejo sustentable de éstos, permitirían aprovechar este recurso como biofertilizante (Perdomo, 1996). Sin embargo, las prácticas de floculación en la obtención de biofertilizantes no solucionan completamente la reducción de contaminantes. Debe existir un manejo integral del sistema de producción, incluyendo la alimentación eficiente de los animales que permita reducir la contaminación. En efecto, Marcato y Lima (2005) afirman que

la restricción de la dieta, sin perjuicio de la producción, puede reducir significativamente la cantidad de desechos y de nutrientes excretados, permitiendo minimizar el posible efecto contaminante.

Como el factor tipo de floculantes, evaluado a la dosis específica determinada, es considerado una variable clasificatoria, es posible establecer contrastes ortogonales entre los distintos niveles de ese factor. Por ello, en el procedimiento GENMOD se estableció un análisis de contrastes a través de la opción CONTRAST, el cual se basó en el estadístico de la razón de verosimilitud (SAS Institute, 1996). Los resultados de este análisis comparativo se indican en el Cuadro 4. El tratamiento con floculante de sulfato de aluminio en combinación con hidróxido de calcio presentó un valor promedio relativamente superior de sólidos totales (21.070 g·m⁻³). Sin embargo, ésta diferencia no fue estadísticamente significativa ($p > 0,05$) de los tratamientos con floculantes calcáreo dolomítico y sulfato de aluminio, aplicados en dosis de 20 mL por 100 mL de biofertilizante, los cuales tuvieron valores de 18.610 y 19.751 g·m⁻³, respectivamente. El tratamiento de floculación con hidróxido de calcio presentó el valor más bajo de sólidos totales de la fracción sólida, alcanzando un valor de 8.444 g·m⁻³, significativamente inferior al resto.

Cuadro 4. Resultados de la prueba de contrastes ortogonales, vía modelos lineales generalizados, empleados para comparar la respuesta promedio de los distintos tipos de floculantes, aplicados en dosis de 20 mL por 100 mL de biofertilizante.
Table 4. Orthogonal contrast test results (based on the generalized linear model) which were used for comparison between mean responses of the different flocculant treatments at a fixed dose of 20 mL per 100 mL of biofertilizer.

Tipo de materia floculante	Promedio ¹ g·m ⁻³	Comparación	Chi-cuadrado	p
Tipo 1, hidróxido de calcio, Ca(OH) ₂	8.444 c	Tipo1-Tipo2	53,72	0,0001
Tipo 2, sulfato de aluminio + hidróxido de calcio, Al ₂ (SO ₄) ₃ +Ca(OH) ₂	21.070 a	Tipo1-Tipo3	17,38	0,0001
Tipo 3, hidróxido de calcio + calcáreo dolomítico, Ca(OH) ₂ +CaMg(CO ₃) ₂	11.745 b	Tipo1-Tipo4	47,50	0,0001
Tipo 3, calcáreo dolomítico, CaMg(CO ₃) ₂	18.610 a	Tipo1-Tipo5	50,57	0,0001
Tipo 4, sulfato de aluminio, Al ₂ (SO ₄) ₃	19.751 a	Tipo2-Tipo3	35,46	0,0001
		Tipo2-Tipo4	3,33	0,0677
		Tipo2-Tipo5	0,95	0,3296
		Tipo3-Tipo4	27,03	0,0001
		Tipo3-Tipo5	31,18	0,0001
		Tipo4-Tipo5	0,80	0,3689

¹Promedios seguidos por letras iguales no son estadísticamente diferentes entre si según la prueba de contrastes ortogonales (p > 0,05).

¹Means with the same letter are not statistical different according to the orthogonal contrast test (p > 0.05).

La metodología de modelos lineales generalizados permitió el análisis experimental de tratamientos de floculación de residuos orgánicos, en la presencia de supuestos analíticos que serían limitantes en el análisis convencional. La técnica de ecuaciones generalizadas fue una importante herramienta analítica, la cual permitió el análisis longitudinal, o de respuestas correlacionadas, en experimentos agroindustriales de la producción porcina. Floculantes del tipo hidróxido de calcio solo o en combinación con calcáreo dolomítico deben ser descartados de esta producción porcina debido a su ineficiencia en comparación con los otros floculantes. La utilización de los floculantes calcáreo dolomítico, sulfato de aluminio, y la combinación éste con hidróxido de calcio, dependerá de la disponibilidad del producto y de su costo asociado, debido a la inexistencia de respuestas diferenciadas.

Resumen

La producción porcina se considera un importante segmento de la agroindustria Brasileña, cuyo desarrollo depende en parte de la estrategia ambiental adoptada por las empresas. Se examinaron experimentos de tratamientos de residuos orgánicos en una agroindustria porcina localizada en el sur de Brasil. Los siguientes tipos de floculantes fueron considerados como

cinco experimentos independientes: Tipo-1: hidróxido de calcio, Tipo-2: sulfato de aluminio + hidróxido de calcio, Tipo-3: hidróxido de calcio + dolomítico, Tipo-4: dolomítico y Tipo-5: sulfato de aluminio, con las siguientes dosis: 0,00-1,25-2,50-5,00-10,00-20,00 mL. Se analizaron los sólidos totales de la fracción sólida (g·m⁻³) en un estudio longitudinal. Un experimento paralelo se realizó para comparar entre los floculantes, con una dosis fija de 20 mL. Debido a que la variable respuesta no presentó una distribución normal, establecido por la prueba de Shapiro-Wilk, se utilizaron los modelos lineales generalizados (GLM) y su extensión para datos correlacionados: Ecuaciones Generalizadas (EG). La distribución Gamma se consideró en este análisis. Todas las ecuaciones evidenciaron un positivo efecto de la dosis sobre la floculación. La cantidad de sólidos totales dependió del floculante, con valores de 8.444 a 21.070 g·m⁻³, para Tipo-1 y Tipo-2, respectivamente. Los floculantes Tipo-2, Tipo-4 y Tipo-5 no fueron estadísticamente diferentes, mostrando los valores más altos de sólidos totales. Los floculantes Tipo-1 y Tipo-3 no se debieran considerar debido a su ineficiencia. La cantidad de biofertilizante factible de ser producido sería dependiente del tipo floculante usado en esta agroindustria porcina.

Palabras clave: Biofertilizante, cerdos, EG, floculantes, MLG, residuos orgánicos, pseudo-verosimilitud.

Agradecimientos

Se agradece la colaboración otorgada por los productores privados de la Granja Suinícola Stein del Estado de Paraná, Brasil para la realización de este trabajo.

Literatura citada

- Akaike, H. 1969. Fitting autoregressive models for prediction. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 21:243–247.
- Belli-Filho, P., A.B. Castilhos-Junior, R.H.R. Costa, S.R. Soares, and C.C. Perdomo. 2001. Technology for swine waste treatment. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* 5:166–170.
- Coppo, J.A., N.B. Mussart, M.A. Revidatti, and A. Capellari. 2003. Absence of biochemically demonstrable stress in early weaned half-bred Zebu calves. *Cien. Inv. Agr.* 30:97-105.
- Dirce, M.D. 2005. Ações estratégicas adotadas para a gestão ambiental e da segurança no trabalho em usina hidrelétrica no Brasil. Tesis de Magister, Universidade Federal de Santa Catarina. Florianópolis, Brasil. 165 pp.
- Geng, S., P. Schneeman, and W.J. Wang. 1982. An empirical study of the robustness of analysis of variance procedures in the presence of commonly encountered data problems. *Am. J. Enol. Vitic.* 33:3:131-134.
- Hannan, E.J., and B.G. Quinn. 1979. The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 41:190–195.
- Horton, N.J., and S.R. Lipsitz. 1999. Review of software to fit generalized estimating equation regression models. *The American Statistician* 53:160-169.
- Liang K.Y., and S.L. Zeger. 1986. Longitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika* 73:13-22.
- Marcato, S.M., and G.J.M.M. Lima. 2005. Efeito da restrição alimentar como redutor do poder poluente dos dejetos de suínos. *R. Bras. Zootec.* 34:855-863.
- Moreira, M.S. 2002. Estratégias e implantação do sistema de gestão ambiental (Modelo ISO 14000). Second ed. Editora de Desenvolvimento Gerencial, Belo Horizonte, Brasil, 288 pp.
- Myers, R.H., D.C. Montgomery, and G.G. Vining. 2002. *Generalized linear models, with applications in engineering and the sciences.* John Wiley and Sons Press, NY, USA, 342 pp.
- Nelder, J.A., and R.W.M. Wedderburn. 1972. Generalized linear model. *Journal of the Royal Statistical Society A* 35:370-384.
- Perdomo, C. 1996. Uso racional dos dejetos de suínos. p. 269. In: *Seminário Internacional de Suinocultura.* São Paulo. São Paulo, Brasil (Abstract).
- Polaquini, L.E.M., J.G. Souza, and J.J. Gebara. 2006. Changes in the Brazilian beef cattle production and commercialization system post-Mercosur. *Revista Brasileira de Zootecnia* 35:321-327.
- Rodríguez, G.R., G.R. Pratta, R. Zorzoli, y L.A. Picardi. 2006. Evaluación de caracteres de planta y fruto en líneas recombinantes autofecundadas de tomate obtenidas por cruzamiento entre *Lycopersicon esculentum* y *L. pimpinellifolium*. *Cien. Inv. Agr.* 33:133-141.
- Schwarz, G. 1978. Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics* 6:461–464.
- Shapiro, S.S., and M.B. Wilk. 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika* 52:591-611.
- Silva, J.R., G. Tomic, E. Cavieres, A. Mansilla, y P. Oviedo. 2005. Estudio de la incidencia del reposo ante mortem en cerdos y la influencia en el pH, capacidad de retención de agua y color de músculo. *Cien. Inv. Agr.* 32:125-132.
- Szögi, A.A., M.B. Vanotti, and P.G. Hunt. 2006. Dewatering of phosphorus extracted from liquid swine waste. *Bioresource Technology* 97:183-190.
- Vargas, G., W. Foster, y M. Raddatz. 2004. Divergencia en la organización de la industria cárnica: un análisis comparativo de Estados Unidos y Chile. *Cien. Inv. Agr.* 31:75-90.
- Walker, P., and T. Kelley. 2003. Solids, organic load and nutrient concentration reductions in swine waste slurry using a polyacrylamide (PAM)-aided solids flocculation treatment. *Bioresource Technology* 90:151-158.
- Walker, P., and T. Kelley. 2005. Comparison of a static gravity screen-roll press combination separator to a PAM-assisted gravity belt thickener system for swine waste slurry solids separation. *Bioresource Technology* 96:571-576.
- Wedderburn, R.W.M. 1974. Quasi-likelihood functions, generalized linear models, and the Gauss-Newton method. *Biometrika* 61:439-447.