

PASTOS: FUENTE NATURAL DE ENERGÍA



*reunião ibérica
de pastagens
e forragens*
3-6 Maio 2010

4^a

*reunión ibérica
de pastos
y forrajes*
3-6 Mayo 2010

Zamora - Miranda do Douro



S.E.E.P.

Alfredo Calleja Suárez
Ricardo García Navarro
Ángel Ruiz Mantecón
Rodrigo Peláez Suárez
(Coordinadores)

PASTOS: FUENTE NATURAL DE ENERGÍA

Alfredo Calleja Suárez

Ricardo García Navarro

Ángel Ruiz Mantecón

Rodrigo Peláez Suárez

(Coordinadores)



UNIVERSIDAD DE LEÓN

Área de publicaciones

2010

Reunión Ibérica de Pastos y Forrajes (4ª. 2010. Zamora, Miranda do Douro)

Pastos : fuente natural de energía : 4ª Reunión Ibérica de Pastos y Forrajes, 3-6 mayo 2010, Zamora – Miranda do Douro = [4ª] Reunião Ibérica de Pastagens e forragens, 3-4 maio 2010, [Zamora-Miranda do Douro] / Alfredo Calleja Suárez ... [et. al.] (coord..). – [León] : Universidad de León, Área de Publicaciones ; [España] : Sociedad Española para el Estudio de los Pastos, 2010

548 p. : graf., tablas ; 28 cm.

Índice por autores. – Bibliograf. Al final de cada cap. – Textos en castellano, portugués e inglés

ISBN 978-84-9773-502-5

1. Pastos-Explotación-Congresos. I. Calleja Suárez, Alfredo. II. Universidad de León. Área de Publicaciones. III. Sociedad Española para el Estudio de los Pastos. IV. Reunião Ibérica de Pastagens e Forragens (4ª. 2010. Zamora)

633.2(063)

© Los autores

Edita: Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino

Edición coordinada por Alfredo Calleja Suárez, Ricardo García Navarro,
Ángel Ruiz Mantecón, Rodrigo Peláez Suárez

ISBN: 978-84-9773-502-5

Depósito legal: LE-667-2010

Impresión: Servicio de imprenta de la Universidad de León

MODELIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN DE UN CORTE DE BIOMASA DE *Lolium*×*hybridum* EN ASTURIAS USANDO LA DISTRIBUCIÓN WEIBULL

J. J. GORGOSO-VARELA, J. A. OLIVEIRA-PRENDES Y E. AFIF-KHOURI

Departamento de Biología de Organismos y Sistemas. Escuela Politécnica de Mieres. Universidad de Oviedo. C/ Gonzalo Gutiérrez Quirós s/n, 33600 Mieres (Asturias). Email:gorgoso@uniovi.es

RESUMEN

En este trabajo se empleó la función de distribución Weibull de tres parámetros, como alternativa a la distribución normal, para describir la frecuencia de la producción de biomasa en intervalos de producción de 30 g/m² de un cultivo forrajero de raigrás híbrido (*Lolium*×*hybridum* Hausskn) cv ‘Rusa’, situado en el término municipal de Carreño, en la parte central y costera de Asturias, que fue sometido a tres tratamientos de abonado nitrogenado: 0, 40 y 80 unidades de nitrógeno por ha.

La función se ajustó por el método de los momentos y la bondad del ajuste se comprobó con el test de Kolmogorov-Smirnov a un nivel de significación del 5%. La función Weibull se mostró como un modelo flexible y sencillo capaz de representar distribuciones de frecuencias asimétricas y con diferentes kurtosis (grado de apuntamiento o de achatamiento de la función).

Palabras clave: cultivos forrajeros, fertilización nitrogenada, momentos de la distribución, parámetros de la función.

INTRODUCCIÓN

La caracterización de la biomasa de forraje en pastos es complicada por la variabilidad temporal y espacial de la producción en los mismos. Factores como la topografía, tipo de animal que pasta, localización de los cercados, distribución de los abonados o localización del agua, conforman lugares de alimentación no uniformes para los animales.

Actualmente se acepta que los métodos para la estimación de biomasa asumen que la distribución en la producción se distribuye según una curva normal, pero hay varios problemas que se derivan de esta hipótesis. Por ejemplo, el ganado no pasta uniformemente, siendo mayor la heterogeneidad espacial de la producción de biomasa con una mayor intensidad del pastoreo (Shiyomi *et al.*, 1984), encontrándose en algunas ocasiones que la distribución de frecuencias de la producción de biomasa presenta en estos casos asimetrías hacia la derecha. Otro factor que también influye en las distribuciones de frecuencias son los aprovechamientos selectivos que crean manchas debido a que en algunas zonas los pastoreos son más intensos que en otras (Remington *et al.*, 1994).

Existen otras distribuciones capaces de modelizar distribuciones asimétricas, como son la beta, la log-normal o la gamma. Esta última que ha sido empleada para modelizar producciones de biomasa en pastos (Shiyomi *et al.*, 1998), pero también tienen limitaciones cuando son empleadas para modelizar biomasa de forraje, como el hecho de que son difíciles de integrar y no permiten obtener una función de distribución a partir de la función de densidad, y otras requieren conocer sus extremos superiores e inferiores para conocer sus parámetros o para reescalar los valores de los parámetros estimados (Remington *et al.*, 1994).

Para evitar estas dificultades algunos autores han empleado la distribución Weibull para modelizar la producción de biomasa en pastizales (Remington *et al.*, 1994), que también está ampliamente

difundida en el ámbito forestal para modelizar distribuciones de diámetros de árboles debido a su flexibilidad y sencillez (Bailey y Dell, 1973).

Remington *et al.* (1992) también usaron la distribución Weibull para describir producciones de biomasa aérea y alturas máximas de *Bouteloua gracilis* (H.B.K.) Lagg. Ex Steud y *Buchloe dactyloides* (Nutt.) Engelm. Estos autores compararon los resultados con la distribución normal que solamente era capaz de describir el 50% de las distribuciones de biomasa y el 0% de las distribuciones de alturas máximas. Sin embargo, en este trabajo la distribución Weibull fue capaz de describir el 100% de las distribuciones de biomasa y de alturas máximas.

El objetivo de este estudio es emplear la función de distribución Weibull de tres parámetros como alternativa a la distribución normal para describir la frecuencia de la producción de biomasa en un cultivo forrajero de raigrás híbrido (*Lolium x hybridum*) que ha sido sometido a tres tratamientos de abonado nitrogenado: 0, 40 y 80 unidades de nitrógeno por ha. La función se ajustó por el método de los momentos y la bondad del ajuste se ha testado con el test de Kolmogorov-Smirnov a un nivel de significación del 5%.

MATERIAL Y MÉTODOS

Área de estudio y tratamientos

El ensayo se estableció en la finca “Casero” situada en Candás, Carreño (43° 35' N, 5° 47' W, 80 m) en un suelo Inceptisol, Ustochrept. El cultivo anterior fue maíz forrajero (de mayo a octubre). En las labores previas a la siembra del maíz se llevó a cabo un abonado de fondo con 600 kg/ha de 9-18-27. Durante el cultivo del maíz forrajero se abonó en cobertera con 240 kg/ha de nitrato amónico cálcico del 27% N.

La siembra del raigrás híbrido cv ‘Rusa’ (4x) se produjo en octubre de 2008, con una dosis de semilla de 50 kg/ha, en 3 subparcelas de 100 m² cada una y con 3 tratamientos de abonado nitrogenado diferenciados: en la subparcela 1 con 0 kg/ha de nitrógeno, en la subparcela 2 con 40 kg/ha de nitrógeno y en la subparcela 3 con 80 kg/ha de nitrógeno. La fuente nitrogenada fue nitrato amónico cálcico del 27% de N. La aplicación del nitrógeno se realizó en el mes de marzo de 2009.

En mayo de 2009 se tomaron 30 muestras al azar en cada subparcela, utilizando un marco de muestreo de 0,5 x 0,5 m. Se pesó en verde cada una de las muestras y se tomó una submuestra de 100 gramos de cada una, introduciéndolas durante 2 días en una estufa de ventilación forzada a 70 °C. Posteriormente se determinó el peso seco total de cada una de las muestras.

La función Weibull

La expresión de la función de densidad de Weibull de tres parámetros es la siguiente:

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \cdot \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \cdot e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} \quad [1]$$

donde x es la variable aleatoria, a es un parámetro de situación relacionado con el valor mínimo de la variable aleatoria, b es un parámetro de escala y c es un parámetro de forma.

Los valores que adoptan los tres parámetros son mayores o iguales a cero y su variación permite que la función tome diversas formas. Si $c = 1$ coincide con la distribución exponencial; si $1 < c < 3,6$ presenta asimetría hacia la derecha; si $c = 3,6$ la función de densidad de Weibull se aproxima a la normal; y si $c > 3,6$ presenta asimetría hacia la izquierda.

Integrando la ecuación [1] se obtiene la función de distribución de Weibull, cuya expresión resulta más sencilla y por tanto será la empleada para realizar su ajuste:

$$F(x) = \int_0^x \left(\frac{c}{b}\right) \cdot \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \cdot e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} = 1 - e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} \quad [2]$$

siendo $F(x)$ la frecuencia relativa acumulada de muestras con una producción de biomasa menor o igual a x .

En este trabajo se han establecido intervalos de producción de biomasa seca de 30 g/m², elaborándose los histogramas de frecuencias relativas de producción con las muestras que correspondían a cada valor central del intervalo de producción.

Ajuste de la función Weibull

Los parámetros de la función Weibull fueron obtenidos por el método de los momentos, debido a que para muestras menores o iguales a 30 el método resulta más adecuado que otros métodos de ajuste de la función como el de máxima verosimilitud (Grender *et al.*, 1990).

En el método de los momentos los parámetros b y c se obtienen mediante dos ecuaciones que dependen del primer y del segundo momento de las distribuciones (media aritmética y varianza, respectivamente), suponiendo conocido el valor del parámetro de situación a , que en este caso se hace coincidir con el valor mínimo de las producciones de biomasa en cada tratamiento:

$$b = \frac{\bar{x} - a}{\Gamma\left[1 + \frac{1}{c}\right]} \quad [3] \qquad \sigma^2 = \frac{(\bar{x} - a)^2}{\Gamma^2\left[1 + \frac{1}{c}\right]} \cdot \left(\Gamma\left[1 + \frac{2}{c}\right] - \Gamma^2\left[1 + \frac{1}{c}\right] \right) \quad [4]$$

donde \bar{x} : media aritmética de la producción de biomasa de cada distribución (primer momento); σ^2 : varianza de la producción de biomasa de cada distribución (segundo momento) y $\Gamma[i]$: es el valor de la función Gamma en el punto i .

La ecuación [4] sólo depende de c por lo que se puede resolver iterativamente. Para la resolución de la ecuación por el método de bisección (Gerald y Wheatley, 1989) se ha empleado un programa ejecutable en SAS/STAT™ (SAS Institute Inc., 2001). Una vez obtenido el valor de este parámetro ya se puede estimar el valor del parámetro de escala b mediante la ecuación [3].

Determinación de la bondad de los ajustes

Se ha comprobado que las distribuciones reales y predichas proceden de una misma población mediante el test de Kolmogorov-Smirnov. Para realizar el test se ha calculado el estadístico D_n que representa la máxima diferencia entre la distribución real y la teórica:

$$D_n = \text{máximo} |F(x_i) - F_0(x_i)| \quad \forall \quad 0 \leq i \leq n \quad [5]$$

A continuación se ha comparado el valor obtenido con la aproximación propuesta por Miller (1956), en este caso para un nivel de significación α igual al 5%, empleando la siguiente expresión:

$$D_{n,\alpha} = \sqrt{\frac{-\text{Ln}\left(\frac{1}{2} \cdot \alpha\right)}{2 \cdot n}} \quad [6]$$

donde Ln es el logaritmo natural, α el nivel de significación en tanto por uno y n el número de muestras tomadas en cada tratamiento. Se considera que la distribución no pasa el test cuando $D_{n,\alpha} > D_n$.

Además se ha aplicado el test de normalidad de Shapiro-Wilk a un nivel de significación del 5% a los datos de los tres tratamientos.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el test de normalidad no se obtuvieron evidencias para rechazar la hipótesis de normalidad en los tres tratamientos. Sin embargo, esto no significa que las distribuciones de biomasa seca sigan alguna otra distribución. Mielke (1986) apuntó que si el valor absoluto del coeficiente de asimetría excedía de 0,01 no se puede realmente asumir normalidad en la construcción de intervalos de confianza (*p-valores*) o en la hipótesis testada. Tomando como base este criterio, nuestras distribuciones de producción de biomasa las podemos considerar como asimétricas, pues obtuvimos valores del coeficiente de asimetría de 0,272 para el tratamiento 1, de 0,430 para el tratamiento 2 y de 0,430 para el tratamiento 3.

Por otra parte, la flexibilidad de la función Weibull también permite representar distribuciones con diferentes valores del coeficiente de kurtosis, que indica el grado de apuntamiento o de achataamiento de la función.

Las estimaciones de los parámetros de la función Weibull para los tres tratamientos se muestran en la Tabla 1.

Tabla 1. Parámetros de la distribución Weibull para producciones de biomasa seca (g/m^2) para datos procedentes de tres tratamientos de abonado nitrogenado (Tratamiento 1 = 0 kg/ha de N; Tratamiento 2 = 40 kg/ha de N; Tratamiento 3 = 80 kg/ha de N).

Tratamiento	a	b	a + b	c
1	134,04	99,30	233,34	1,56
2	113,84	128,55	242,39	1,98
3	245,00	79,58	324,58	1,50

Los resultados del test de Kolmogorov-Smirnov a un nivel de significación del 5% indican que los tres tratamientos siguen una distribución Weibull de tres parámetros. Estos resultados concuerdan con los obtenidos por Remington *et al.* (1992) en *Bouteloua gracilis* (H.B.K.) Lagg. Ex Steud y *Bu-chloe dactyloides* (Nutt.) Engelm, y por Remington *et al.* (1994) con biomasa de *Agropyron cristatum*.

La suma de los parámetros ($a + b$) define el percentil 63 de la distribución (Johnson y Kotz, 1971), es decir, que de cada 100 muestreos de biomasa que se hicieran, sólo 37 producirían más que el valor indicado por ($a + b$). Como se observa en la Tabla 1 el valor del percentil 63 aumenta a medida que lo hace la intensidad del abonado: 233,34 g/m^2 en el tratamiento 1 que corresponde a una parcela sin abonar, 242,39 g/m^2 en el tratamiento 2 que corresponde a una con un abonado de 40 unidades de nitrógeno por ha, y 324,58 g/m^2 en el tratamiento 3 que corresponde a un abonado de 80 unidades de nitrógeno por ha. Sin embargo, los valores mínimos de las muestras que dan el parámetro de situación “ α ” o valor mínimo de cada distribución es menor en el tratamiento 2 (113,84 g/m^2) que en el tratamiento 1 (134,04 g/m^2).

En cuanto al parámetro de forma c toma valores entre 1,5 y 1,98 que son valores que corresponden a distribuciones Weibull con asimetría hacia la derecha en los tres tratamientos. Esto puede

constatarse en la Figura 1 (a, b y c) que muestran las frecuencias relativas observadas del número de muestras de biomasa seca en g/m^2 en cada intervalo de producción y los valores descritos por la función Weibull de tres parámetros para cada tratamiento de abonado nitrogenado.

Es importante indicar que el valor límite inferior de la función Weibull lo establece la función Weibull de dos parámetros (en este caso el parámetro de situación a de la función es igual a cero) y nunca obtiene valores negativos porque los intervalos de confianza no son simétricos. Sin embargo, la distribución normal puede obtener valores negativos cuando los intervalos de confianza son calculados a partir de la media.

La aproximación a una función Weibull resulta muy útil porque una vez definidos los parámetros de la función, se pueden obtener todos los valores de las producciones de biomasa representativas de cada tratamiento de abonado para hacer previsiones de producción en una zona según la dosis de abonado aplicado.

CONCLUSIONES

Los resultados demuestran la flexibilidad de la distribución Weibull para describir distribuciones de producción de biomasa seca asimétricas y con diferentes kurtosis en un cultivo forrajero de *Lolium x hybridum* sometido a diferentes tratamientos de fertilización, siendo esta flexibilidad mayor que un modelo más rígido como es la distribución normal.

Los valores de los parámetros de la función Weibull se relacionan con los valores de la variable descrita y son de fácil interpretación.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BAILEY, R.L.; DELL, T.R., 1973. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. *For. Sci.*, **19(2)**, 97-104.
- GERALD, C.F.; WHEATLEY, P.O., 1989. *Applied numerical analysis* (4th edition). Addison-Wesley publishing Co, Reading, Massachusetts.
- GRENDER, J.M.; DELL, T.R.; REICH, R.M., 1990. Theory and derivation for Weibull parameter probability weighted moments estimators. Res. Pap. SO-260. New Orleans, Louisiana: USDA, Forest Serv., Southern Forest Exp. Sta.
- JOHNSON, N.L.; KOTZ, S., 1971. *Continuous Univariate Distributions*. Vol. 1. John Wiley and Sons. 503 pp. New York.
- MIELKE, P.W., Jr., 1986. Nonparametric statistical analysis: some metric alternatives. *J. Statistical Planning Inference.*, **13**, 377-387.
- MILLER, L.H., 1956. Tables of percentage points of Kolmogoroff statistic. *Journal of the American Statistical Association*, **51**, 111-121.
- REMYNGTON, K.K.; BONHAM, C.D.; REICH, R.M., 1992. Blue grama-buffalograss response to grazing: A Weibull distribution. *J. Range Manage.*, **42**, 272-276.
- REMYNGTON, K.K.; BONHAM, C.D.; REICH, R.M., 1994. Modeling the distribution of *Agropyron cristatum* biomass in a grazed pasture using the Weibull distribution. *J. Japan. Grassl. Sci.*, **40(2)**, 190-197
- SAS INSTITUTE INC., 2001. SAS/STATTM User's Guide, Version 8.2. Cary, North Carolina.
- SHIYOMI, M.; AKIYAMA, T.; TAKAHASHI, S., 1984. A spatial pattern model of plant biomass in grazing pasture II. *J. Japan. Grassl. Sci.*, **30**, 40-48.

SHIYOMI, M.; OKADA, M.; TAKAHASHI, S.; TANG, Y., 1998. Spatial pattern changes in above-ground plan biomass in a grazing pasture. *Ecol. Res.*, **13**, 313-322.

MODELLING ONE BIOMASS CUT OF *Lolium×hybridum* IN ASTURIAS USING THE WEIBULL DISTRIBUTION

SUMMARY

In this work the three parameter Weibull distribution was used alternative to the normal distribution for describing the frequency of biomass production with intervals of production of 30 g/cm² in a forage crop of hybrid ryegrass (*Lolium×hybridum* Hausskn) cv ‘Rusa’, located in Carreño, in the central and coast part of Asturias. The crop was fertilized with three different treatments of nitrogen: 0, 40 and 80 units of nitrogen per ha.

The function has been fitted by the method of the moments and the goodness of fit was tested with the Komogorov-Smirnov test at level of significance of the 5%. The Weibull function was a flexible and simple model which allowed describe distributions of frequencies with different skewness and kurtosis (tip or flattener of the function).

Keywords: forage crops, nitrogen fertilization, moments of the distribution, parameters of the function.

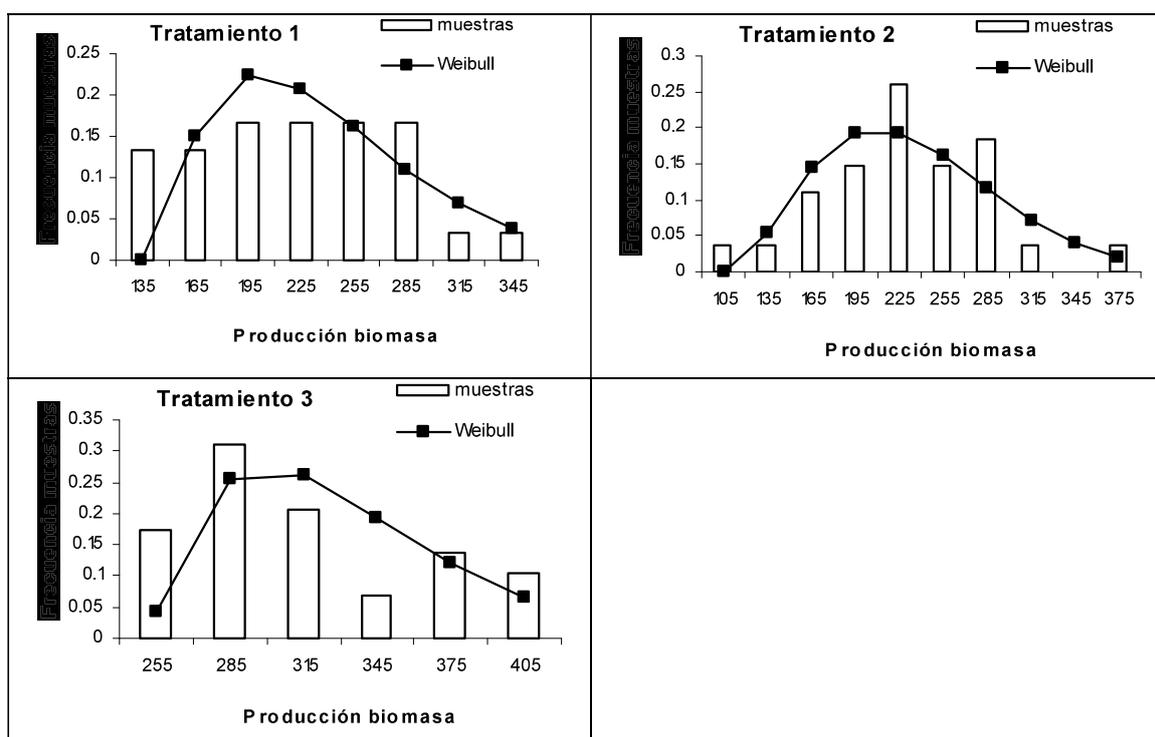


Figura 1. Distribuciones observadas en frecuencias relativas en tanto por uno de la producción de biomasa (g/m²) con los tres tratamientos de abono nitrogenado (Tratamiento 1 = 0 kg/ha de N; Tratamiento 2 = 40 kg/ha de N; Tratamiento 3 = 80 kg/ha de N) y distribuciones descritas por la función Weibull de tres parámetros.