

Relación entre materia seca presente y altura en gramas nativas del trópico mexicano

Relationship between standing dry matter and plant height in grasses native to the Mexican tropics

Epigmenio Castillo Gallegos^a, Braulio Valles de la Mora^a, Jesús Jarillo Rodríguez^a

RESUMEN

La medición de la materia seca presente (MSP, kg/ha) debe ser rápida y precisa, algo difícil de lograr con el corte directo tradicional, pero sí cuando mediante doble muestreo, éste se combina con mediciones indirectas y rápidas altamente correlacionadas con la MSP, como la altura (ALT, cm). El objetivo fue estimar: 1) La relación entre ALT y la MSP; 2) El número mínimo de observaciones (n') de ALT que se deben tomar para estimar la media; y 3) Un modelo empírico, para derivar n' a partir de valores del coeficiente de varianza (CV) disponibles en la literatura. MSP y ALT se relacionaron mediante regresión lineal sin ordenada al origen, en tres estudios (E1, 3/III-15/VI, 1995; E2, 18/VII/98 a 30/I/99; E3, 18/VIII-12/II, 2003). Las pendientes fueron de 183 a 303 kg MSP/cm ALT; los coeficientes de determinación (R^2) estuvieron entre 0.83 y 0.96 y las desviaciones estándar del residual (DER) entre ± 341 y ± 1895 . En E3, n' fue 61 y 103 para antes y después de pastar, respectivamente. El polinomio de tercer orden: $n' = 0.21 - 0.014(CV) + 0.039(CV^2) - 0.00000209(CV^3)$, $n = 45$, $R^2 = 1.00$; DER = ± 0.0096 , obtuvo el mejor ajuste. Se concluyó que se puede estimar con confiabilidad la MSP a partir de la ALT; antes de pastar, el valor de n' debe ser menor que después; se sugiere el modelo polinomial de tercer grado para estimar n' ; y es necesario estudiar la relación entre ALT y MSP en otras pasturas, con manejo distinto.

PALABRAS CLAVE: Altura, Materia seca, Gramas nativas, Trópico húmedo.

ABSTRACT

Standing dry matter (SDM, kg ha⁻¹) measurements should be quick and precise, something difficult to achieve using traditional direct cutting methods, but possible to do so when, through double sampling, this traditional method is combined with quick indirect measurements of variables correlated to SDM, such as pasture height (PHT, cm). The objective of the present study was to: 1) estimate the relationship between PHT and SDM; 2) estimate the minimum number of PHT readings (n') necessary to estimate an average; and 3) develop an empirical model, to derive n' from published coefficient of variation values (CV). SDM and PHT were related by simple linear regression through the origin in three studies (S1, 3/III-15/VI, 1995; S2, 18/VII/98-30/I/99; S3, 18/VIII-12/II, 2003). Slopes went from 183 to 303 kg SDM cm⁻¹ PHT; coefficients of determination (R^2) ranged from 0.83 to 0.96 and residual standard deviations (RSD) between ± 341 and ± 1895 . In S3, n' values were 61 and 103 before and after grazing, respectively. The third degree polynomial: $n' = 0.21 - 0.014(CV) + 0.039(CV^2) - 0.00000209(CV^3)$, $n = 45$, $R^2 = 1.00$; RSD = ± 0.0096 , presented the best fit. It was concluded that SDM can be reliably predicted from PHT; before grazing n' values should be lower than after grazing; the use of a third degree polynomial to estimate n' from published CV values is suggested; and also, that it is necessary to study the relationship between SDM and PHT in other pastures under different management conditions.

KEY WORDS: Pasture height, Standing dry matter, Native grasses, Humid tropics.

Al medir el crecimiento de la pastura, o al administrar ésta con base en el pasto producido mediante una asignación forrajera por animal, se

When measuring pasture growth, or when managing a pasture based on pasture growth through a set amount of available herbage per animal, it is

Recibido el 26 de marzo de 2008. Aceptado para su publicación el 6 de mayo de 2008.

^a Centro de Enseñanza, Investigación y Extensión en Ganadería Tropical. FMVZ-UNAM. AP 136, Martínez de la Torre, Veracruz. Telfax 23/2324-3491. pime11302002@yahoo.com.mx. Correspondencia al primer autor.

hace necesario realizar estimaciones no destructivas de la cantidad de MS presente (MSP, kg/ha)⁽¹⁾, lo cual requiere del uso de variables de medición rápida, precisa y sin sesgo, que estén altamente correlacionadas con la MSP.

Diversos estudios^(2,3) sugieren fuertemente que la altura de la pastura ejerce un importante grado de control sobre el tamaño de bocado y por consiguiente, sobre el consumo de MS/animal, lo que es debido a la alta correlación entre ambas variables⁽⁴⁾. Por lo tanto, la altura puede ser usada como variable descriptiva del estado de la pastura⁽⁵⁾ y por eso es importante incluirla como medición rutinaria en su evaluación.

El método tradicional para estimar la MSP es cortar y pesar el forraje, lo cual requiere gran esfuerzo y costo para coleccionar el número suficiente de muestras representativas de la vegetación. El ganadero del trópico mexicano no realiza mediciones en la pastura que sirvan de referencia para administrar el apacentamiento. Por otro lado, los investigadores en países desarrollados han usado generalmente técnicas de doble muestreo que incrementan la precisión de muestreo y reducen a la vez el costo y la mano de obra⁽⁶⁾.

Para pronosticar la MSP se han probado con cierto grado de éxito, desde sofisticados aparatos electrónicos hasta simples reglas graduadas⁽⁷⁾. Algunas de estas técnicas, se han adaptado al uso comercial en países desarrollados, como el medidor electrónico de capacitancia, el medidor de plato de levante y la regla graduada. El primero, basado en la diferencia entre las constantes dieléctricas del aire y del pasto, mide la capacitancia de la mezcla aire-forraje⁽⁸⁾ y responde principalmente al área superficial del follaje⁽⁹⁾. El segundo, integra la altura de la pastura y la densidad en una sola medición, llamadas “altura aparente” o “densidad aparente”⁽¹⁰⁾. Finalmente, la altura medida con regla graduada (ALT, cm), depende de una relación altamente positiva entre la MS presente y la altura del dosel vegetativo⁽¹¹⁾.

Los medidores comerciales tienen integradas calibraciones generales, pero éstas no son totalmente

necesario to estimate with non destructive methods standing dry matter (SDM, kg ha⁻¹)⁽¹⁾, which requires the use of variables which can be measured quickly, that are also precise and unbiased, and highly correlated to SDM.

Several studies^(2,3) suggest use of pasture height because this variable controls to a great degree bite size and therefore DM intake, due to a high correlation between these two variables. Therefore, height can be used as a descriptive variable for the condition of a pasture⁽⁵⁾ and for that reason it is important to include this variable as a routine measurement in pasture evaluation.

The traditional method used for estimating SDM is cutting and weighing herbage, which requires a high effort and cost to collect an adequate amount of representative samples. Cattlemen in the Mexican tropics do not perform pasture measurements which can be used to manage grazing. On the other hand, researchers in developed countries have used double sampling techniques which increase precision and at the same time reduce costs and labor⁽⁶⁾.

SDM has been predicted through several methods with varied success going from rulers to sophisticated electronic equipment⁽⁷⁾. Some techniques have been adapted for commercial use in developed countries, such as the capacitance electronic meter, the rising plate and the sward stick. The first, based in the differences between dielectric constants in air and grass, measures capacitance in the air-forage mixture⁽⁸⁾ and responds mainly to leaf area⁽⁹⁾. The second, integrates both sward height and density in one reading, called “apparent height” and “apparent density”⁽¹⁰⁾. Finally, sward height measured with a sward stick (PHT, cm) is highly dependent on a positive relationship between SDM and sward height⁽¹¹⁾. Commercial meters are provided with integrated general calibrations, but most of them are not completely useful for the local conditions of the Mexican humid tropics, besides being inaccessible to both producers and researchers, due to their cost. On the other hand, measuring PHT is easy, quick and economically feasible. Notwithstanding these considerations, literature on this subject in Mexico is scant.

aplicables a las condiciones locales del trópico húmedo de México, además que, por su costo, son inaccesibles tanto a productores como a investigadores. Por el contrario, medir ALT es sencillo, rápido y económicamente accesible a productores e investigadores. No obstante, la información publicada sobre el tema es escasa en nuestro país.

La presente investigación tuvo los siguientes objetivos: valorar la relación entre la ALT y la MSP, con base en la precisión con la que se puede pronosticar ésta última variable a partir de la primera; determinar el número mínimo de observaciones (n') de ALT que se deben tomar, para estimar la media de altura con precisión y exactitud previamente seleccionadas; desarrollar una relación empírica para obtener n' a partir de valores del coeficiente de varianza (CV) publicados en la literatura especializada.

Se utilizó información colectada en tres investigaciones que involucraron el pastoreo de gramas nativas (*Paspalum* spp, *Axonopus* spp) por ganado bovino^(12,13,14) realizadas en distintos años (Cuadro 1).

El clima del sitio experimental (20° N, 97° 06' O y 112 msnm) es cálido húmedo con lluvias todo el año (Af(m)), y el suelo es ultisol ácido, de textura arcillo-limosa con baja fertilidad, pero sin problemas de toxicidad por aluminio⁽¹⁵⁾.

The present study had the following objectives: i) to evaluate the relationship between PHT and SDM, based on the precision the latter can be predicted based on the first; ii) determine the minimum number of PHT readings (n') necessary to estimate the average height with previously selected precision and accuracy and iii) develop an empirical relationship for obtaining n' from coefficient of variation values published in the literature.

Data were collected in three studies which involved native grammas pastures (*Paspalum* spp, *Axonopus* spp) grazed with bovine cattle, that were conducted over different years^(12,13,14) (Table1).

Climate at the experimental site (20° 00' N, 97 06' W 112 m asl) can be described as hot humid with no dry period (Af(m)); the soil is an acid ultisol, clayey-silty in texture, of low fertility, but presenting no aluminum toxicity⁽¹⁵⁾.

In all the three studies the Haydock and Shaw⁽¹⁶⁾ technique was used to estimate SDM (total available forage) before and after grazing, using five reference quadrats to adjust the SDM scale, recording 80 visual readings in the first study, and 100 in the two remaining ones. Forage was cut at soil level to eliminate bias due to possible differences between operators when cutting at a certain "grazing height". In the first study, besides taking before and after samples, the pastures were sampled every 7 d post grazing up to 28 d, building a database with 280

Cuadro 1. Características de los estudios donde se tomaron las observaciones de materia seca presente y altura en pasturas de grama nativa

Table 1. Characteristics of the studies in which SDM and PHT readings were taken in native grasses pastures

Study	Period	Grasses ¹ %	Rotation ²	ISR ³	Reference
First	03/III - 15/VI/1995	74	1-3/37-53	30	Fernández <i>et al.</i> (2006)
Second	18/VII/98 - 30/I/99	85	3/27	18, 28	Alarcón <i>et al.</i> (1999)
Third	19/VIII - 12/II/2003	81	3/27	20, 33, 40 ⁴	Casados (2004)

¹ Mainly *Axonopus compressus* and *Paspalum notatum*.

² Grazing days/Resting days.

³ ISR = instant stocking rate in cows ha⁻¹ day⁻¹ of grazing; in the first and third studies F1 Holstein x Zebu cows and in the second, Brahman cows.

⁴ Equivalent to 2, 3 and 4 cows ha⁻¹ year⁻¹.

En los tres estudios, se utilizó la técnica de Haydock y Shaw⁽¹⁶⁾ para estimar la MSP (forraje total disponible) antes y después del apacentamiento, empleando cinco cuadrantes de referencia, para ajustar la escala de MSP, con 80 observaciones visuales comparativas en el primer estudio y 100 en los dos restantes. El forraje se cortó a ras del suelo para eliminar el sesgo debido a las posibles diferencias entre operadores si se cortase a una determinada “altura de pastoreo”. En el estudio uno, además de los muestreos de antes y después, se muestreó la pastura cada 7 días post apacentamiento hasta los 28 días, ensamblando una base de datos con 280 pares de observaciones; en tanto que en el estudio dos, se contó con 380 pares de observaciones: 190 para antes y 190 para después del apacentamiento.

En el tercer estudio se efectuaron al azar 400 mediciones de altura en dos divisiones, de un total de diez, muestreadas por nivel de carga animal (2, 3 y 4 vacas/ha), para tener en total 17,942 observaciones (8,789 observaciones para antes y 9,153 para después del apacentamiento). Se realizaron 45 estimaciones pares de MSP-ALT, 22 antes y 23 después.

Con las observaciones pares de MSP y ALT se efectuaron regresiones lineales simples: $MSP = ALT(b)$. Donde “b” es el coeficiente de regresión en kg MS/ha por cm de altura, siendo MSP y ALT ya definidas. No se consideró la regresión con ordenada al origen, porque se supuso que a cero altura del pasto la MSP debe también ser cero⁽¹⁷⁾. Las regresiones se ajustaron con PROC GLM de SAS⁽¹⁸⁾.

En el estudio tres se determinó para cada muestreo, el número mínimo de observaciones que debería de tomarse para estimar la media de ALT (n'), usando la fórmula de dos etapas⁽¹⁹⁾: $n' = (s^2 * t^2) / d_2$, donde “n” ya se definió, “s” es la desviación estándar de la muestra, “t” es el valor de t de Student a 95 % de probabilidad con n-1 grados de libertad, y “d” es el porcentaje de la media estimada de ALT dentro del cual se desea que se encuentre la media estimada teóricamente verdadera, en el

pairs of readings. In the second study 380 data pairs were assembled, 190 before and 190 after grazing.

In the third study 400 height readings recorded at random in two divisions out of the ten used per stocking rate level (2, 3 and 4 cows ha⁻¹) for a total of 17,942 readings (8,789 before and 9,153 after grazing). A total of 45 estimate SDM-PHT pairs were obtained, 22 before and 23 after grazing.

Simple regressions were performed with the pair readings SDM-PH through the formula $SDM = PHT(b)$. Where “b” is a regression coefficient in kg ha⁻¹ of DM, SDM and PHT being already defined. The regression with intercept was not taken into account, because it was considered that at zero plant height, SDM should also be zero⁽¹⁷⁾. Regressions were adjusted through SAS PROC GLM⁽¹⁸⁾.

In the third study, the minimum number of readings to estimate a PHT average (n'), was determined in each sampling, using the two stage formula⁽¹⁹⁾: $n' = s^2 * t^2 / d_2$. Where n' represents the minimum number of readings required to determine mean PHT, “s” is the standard deviation of the sample, “t” is Student t value at 95% probability with n-1 freedom degrees and “d” is a percentage of mean PHT within which it is desirable to find an estimated real mean, being in the present case, 10 %. An analysis of variance was performed on the resulting 45 samplings n' values, with a model which included the effects of the stocking rate (SR, 2, 3 and 4 cows ha⁻¹), grazing sequence (GS, samplings before and after grazing), SR by GS interaction and grazing division (DIV) which was used as replicate. The variance analysis was performed with the GLM procedure of SAS⁽¹⁸⁾.

On the other hand, n' was related to its coefficient of variation (CV, %) using several models that describe exponential increment, to finally select a third degree polynomial $n' = a + b(CV) + c(CV^2) + d(CV^3)$, where n' and CV have already been described, “a” is the intercept, “b”, “c” and “d” are first, second and third degree regression coefficients, respectively, due to the fact that R² showed the higher value between other tested

Cuadro 2. Ecuaciones de regresión sin ordenada al origen, entre materia seca (SDM) presente y la altura (PHT), de pasturas compuestas predominantemente de gramas nativas

Table 2. Regression equations without intercept, between standard dry matter (SDM) and pasture height (PHT), in native grasses pastures of the Mexican humid tropics

Study sequence	n	Equation parameters*			PHT (cm)*	Estimated SDM (kg ha ⁻¹)*
		b	R ²	RSD		
First study						
All	280	303 ± 6	0.9032	± 1895	16.3 ± 0.6	5307 ± 178
Second study						
Before grazing	190	184 ± 5	0.8792	± 1475	17.9 ± 0.9	3876 ± 124
After grazing	190	164 ± 5	0.8275	± 1619	17.5 ± 1.0	3457 ± 129
Third study						
Before grazing	22	173 ± 8	0.9546	± 555	14.2 ± 0.3	2471 ± 133
After grazing	23	230 ± 10	0.9608	± 341	6.9 ± 0.2	1625 ± 95

“b” is the regression coefficient (kg ha⁻¹) of SDM increase for each PHT cm increase; “R²” is the determination coefficient; and “RSD” is the residual standard deviation.

* Average ± standard error. The standard error of PHT in the third study was calculated on 400 readings per sampling.

presente caso, 10 %. A los valores de n' resultantes de cada uno de los 45 muestreos, se les efectuó un análisis de varianza con un modelo que incluyó los efectos de la carga animal (CA, 2, 3 y 4 vacas/ha), la secuencia de pastoreo (SEC, muestreos antes y después de pastar), la interacción CA x SEC y la división de pastoreo de la que se tomó la información (DIV) como repetición. El análisis de varianza se realizó con PROC GLM de SAS⁽¹⁸⁾.

Por otro lado, se relacionó n' a su coeficiente de varianza (CV, %) utilizando varios modelos que describen el incremento exponencial, para finalmente seleccionar un modelo polinomial de tercer grado: $n' = a + b(CV) + c(CV^2) + d(CV^3)$, donde n' y CV ya se definieron, “a” es la ordenada al origen, “b”, “c” y “d” son los coeficientes de regresión de primero, segundo y tercer grado, respectivamente, debido a que presentó el mayor valor de R² entre otros modelos probados (doble exponencial de cinco parámetros, modelo de Stirling⁽²⁰⁾). El ajuste se realizó con el software Sigma Plot v 10.0⁽²¹⁾.

En los tres estudios la ALT tuvo un efecto altamente significativo ($P < 0.01$) sobre el aumento en cantidad de MSP. Las ecuaciones de regresión sin ordenada al origen presentaron un rango de ajustes, desde

models (five parameter double exponential, Stirling model⁽²⁰⁾). Fit was performed through the SigmaPlot v 10.0 software⁽²¹⁾.

In the three studies PHT showed a highly significant ($P < 0.01$) effect on SDM increase. Regression equations through the origin showed a range of fit, from acceptable in the second study to very good in the first and third studies (Table 2), in such a way that the variation in SDM was determined in at least 83 % by variation in PHT.

In the third study, both before and after grazing, an increase in the stocking rate produced a decrease in height and at the same time, SDM decreased also. Pasture use values obtained from SDM height both before and after grazing, showed use values higher than those estimated from observed SDM (SDM_o) and estimated SDM (SDM_e), increasing the difference between these two as stocking rate increased. Also, within each stocking rate, differences in the use levels, decreased with increases in the stocking rate (Table 3).

The analysis of variance for n' showed that the stocking rate effect was non significant, while the effects of grazing sequence and stocking rate *

Cuadro 3. Medias ± errores estándar de altura, materia seca presente observada (MSP_o), presente estimada (MSP_e), y porcentaje de uso con base en cada una de éstas, de gramas nativas. Estudio Tres

Table 3. Means ± standard errors of pasture height (PHT), observed standing dry matter (SDM_o), estimated standing dry matter (SDM_e) and percentage of use of native grasses calculated with each variable in the third study

Stocking rate	PHT (cm)		SDM _o (kg ha ⁻¹)		SDM _e (kg ha ⁻¹)*	
	n	mean ± se	n	mean ± se	n	mean ± se
2 cows ha⁻¹						
Before grazing	3193	15.77±0.12	8	2710±132	22	2728±38
After grazing	3157	8.95±0.09	8	2039±88	23	2056±28
% use		43.2		24.8		24.6
3 cows ha⁻¹						
Before grazing	3186	14.10±0.09	8	2621±242	22	2439±25
After grazing	3190	7.06±0.07	8	1638±109	23	1622±15
% use		49.9		37.5		33.5
4 cows ha⁻¹						
Before grazing	2409	12.27±0.11	7	1926±202	22	2123±44
After grazing	2406	4.20±0.04	8	1107±88	23	965±36
% use		65.8		42.5		54.6

* SDM_e was obtained from the equations shown in Table 2, Third study, where the PHT averages shown here were substituted.

aceptables en el estudio dos, hasta muy buenos en los estudios uno y tres (Cuadro 2), de tal forma que la variación en MSP estuvo determinada en al menos un 83 % por la variación en ALT.

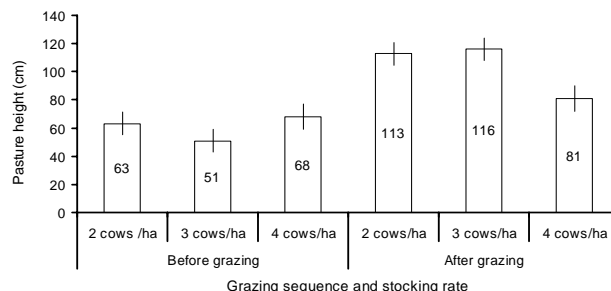
En el estudio tres, tanto antes como después del apacentamiento, el aumento en carga animal produjo una disminución de la altura, y concurrentemente, la MSP también disminuyó. El valor del nivel de uso de la pastura obtenido a partir de la altura de la MSP antes y después de pastar, arrojó valores de uso superiores a los calculados a partir de la MSP observada (MSP_o) y estimada (MSP_e), incrementándose la diferencia entre estas dos a medida que aumentó la carga animal. También, dentro de cada carga, las diferencias entre los tres niveles de uso, disminuyeron conforme aumentó la carga animal (Cuadro 3).

El análisis de varianza de *n*' indicó que el efecto de la carga animal no fue significativo, en tanto que los efectos de la secuencia de pastoreo y la interacción carga x secuencia fueron significativos (Cuadro 4). Antes de pastar, no hubo diferencias estadísticas entre las medias de altura de las tres

sequence interaction were significant (Table 4). Before grazing, there were no differences between the PHT means of the three SR levels, while after grazing, PHT means for 2 and 3 cows/ha were similar between them, but both significantly higher than the higher SR of 4 cows/ha (Figure 1).

Figura 1. Media ± error estándar (barra vertical) del número mínimo de observaciones (*n*) para estimar la media de altura, antes y después de pastar gramas nativas con tres cargas animales

Figure 1. Mean ± standard error (vertical bar) of the minimum number of readings (*n*) necessary for estimating mean PHT before and after grazing in native grasses pastures under three stocking rates



Cuadro 4. Análisis de varianza del número mínimo de observaciones para estimar la media de altura (n), calculada con la fórmula de dos etapas, utilizando un valor de $t_{\alpha}=0.05$; $n - 1 = 399$ y un intervalo del 10% de la media estimada (d), en la fórmula: $(s^2 \times t^2)/d^2$

Table 4. Analysis of variance of the minimum number of readings necessary to estimate the pasture height mean (n), calculated through the two stage formula, using $t_{\alpha}=0.05$; $n - 1 = 399$ and an interval of 10% of the estimated mean (d), in the formula: $(s^2 \times t^2)/d^2$

Source of Variation ¹	Degrees of freedom	Type 3 sums of squares	Mean squares	Calculated F	Significance
Stocking rate (SR)	2	1278.5	639.3	3.93	0.0811
Sequence (SEC)	1	19994.6	19994.6	122.92	<.0001
SR x SEC	2	4979.6	2489.8	15.31	0.0044
Division (SR x SEC) ²	6	976.0	162.7		
Residual	33	17084.1	517.7		
Corrected total	44	46523.0			

¹ The general average was 83 with a ± 23 Standard deviation (Variance coefficient = 27.6 %) and $R^2 = 0.6328$.

² Term used as error to test effects of SR, SEC and SR x SEC interaction.

cargas, en tanto que después de pastar las cargas de 2 y 3 vacas/ha fueron iguales entre sí, pero ambas significativamente superiores a la carga más alta de 4 vacas/ha (Figura 1).

El ajuste de los datos de n' contra el CV, mediante el modelo polinomial de tercer grado, resultó en la ecuación:

$$n' = 0.21 - 0.014(CV) + 0.039(CV^2) - 0.00000209(CV^3),$$

con un coeficiente de determinación (R^2) de 1.00 y una desviación estándar del residual de ± 0.0096 , lo cual indicó un excelente ajuste (Figura 2).

Relación entre MSP y ALT

Coeficientes de determinación. Los coeficientes de determinación de las regresiones pueden considerarse aceptables como para estimar con un alto grado de confianza a la MSP a partir de la ALT, ya que el menor valor de R^2 fue de 0.83, correspondiente a antes de pastar del segundo estudio, y el mayor de 0.96 para después de pastar en el tercer estudio (Cuadro 2). Dichos valores se encuentran dentro del rango de R^2 para pastos decumbentes presentes en la literatura. Whitney⁽²²⁾ encontró que la altura del follaje explicó el 94 %

Fitting n' values against CV through the third degree polynomial model resulted in the following equation:

$$n' = 0.21 - 0.014(CV) + 0.039(CV^2) - 0.00000209(CV^3),$$

with a 1.00 determination coefficient (R^2) and a ± 0.096 residual standard deviation, which indicates an excellent fit (Figure 2).

Relationship between SDM and PHT

Determination coefficients. The coefficients of determination of the regressions can be considered as acceptable for estimating with a high degree of confidence SDM from PHT, as the lower R^2 value was 0.83, corresponding to before grazing in the second study and the higher, 0.96, to after grazing in the third study (Table 2). These values fell within the R^2 range for decumbent grasses in literature. Whitney⁽²²⁾ found that foliage height explained 94 % of SDM differences in Kikuyu grass (*Pennisetum clandestinum*) and Pangola grass (*Digitaria decumbens*). In Texas, USA, González *et al*⁽²³⁾ found in Bermuda Grass var. Brazos grown in irrigated plots and in rainfed pastures R^2 values of: 0.80 and 0.91, respectively for a free fall plate; 0.77 and 0.98, respectively for the capacitance meter; and 0.86 and 0.86, respectively, for height.

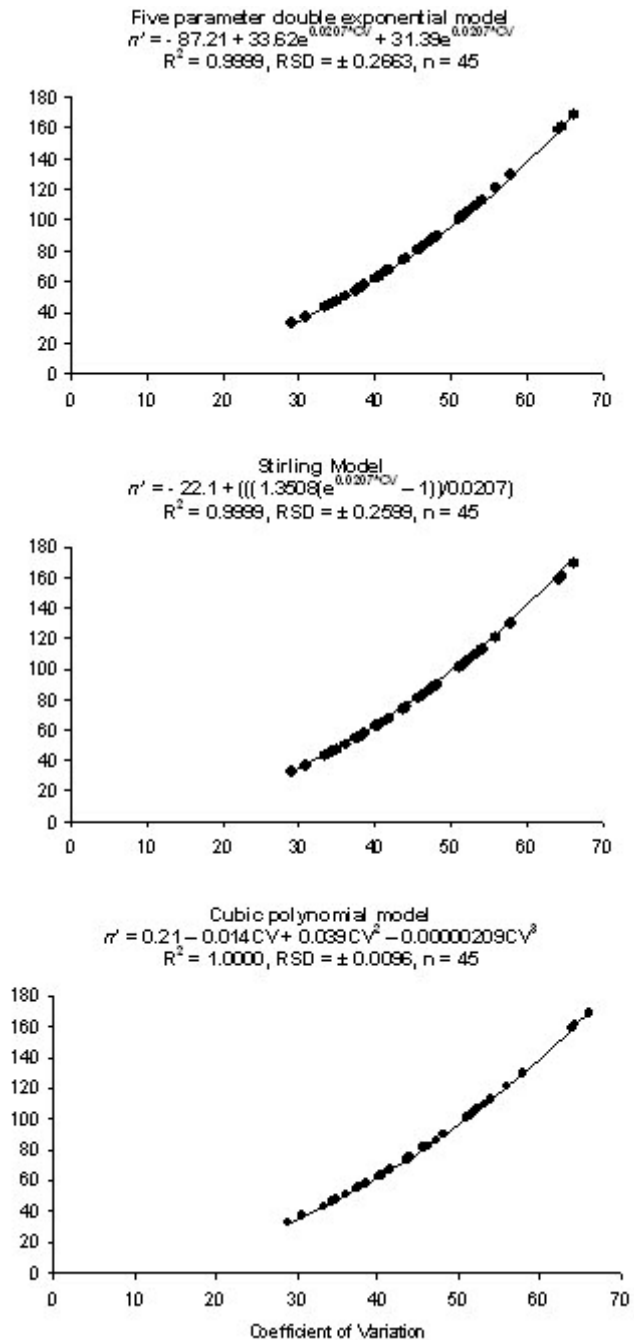
de la variación en MSP de los pastos kikuyo (*Pennisetum clandestinum*) y pangola (*Digitaria decumbens*). En Texas, EUA, González *et al*(23) en pasto Bermuda de la costa var. “Brazos” cultivado en parcelas irrigadas y pasturas sin irrigar, encontraron valores respectivos de R² de: 0.80 y 0.91 para el disco de caída libre; 0.77 y 0.89 para el medidor de capacitancia; y 0.86 y 0.86 para la altura. Más recientemente, Ogura *et al*(24), encontraron en monocultivos de pasto Bahía (*Paspalum notatum*), que los valores de R² fueron de 0.88 - 0.98, 0.88 - 0.97 y 0.89 - 0.97 para el medidor electrónico de capacitancia, el disco de levante y la altura de la pastura (“Sward Stick”). Lo anterior sugiere que la altura, es una herramienta útil para estimar a nivel práctico la MSP en pastos decumbentes similares a las gramas nativas.

Por el contrario, en pastos cortos de las planicies estadounidenses, se encontró que la ALT fue el peor método, con coeficientes de determinación de 0.37 para parcelas de corte y 0.59 para pasturas, lo que contrastó con la técnica del disco de caída libre, que mostró valores respectivos de 0.70 y 0.83(25). Asimismo, en pasturas mixtas de gramíneas y leguminosas templadas de Pennsylvania, Virginia Occidental y Maryland, EUA, se encontraron valores de R² de 0.19, 0.31 y 0.16 para el medidor de capacitancia, el disco de levante y la regla graduada, respectivamente, presentando tasas de error muy altas (26 al 33 %) en comparación con el <10 % requerido para justificar el uso de estas herramientas por productores(26).

Coeficientes de regresión. En la presente investigación, cada estudio produjo valores particulares de los coeficientes de regresión. El mayor valor lo presentó el estudio uno, donde por cada cm de aumento en ALT, la MSP se incrementó en 303 kg/ha; en tanto que el menor valor se encontró en el estudio dos, después de pastar, con 164 kg/ha de aumento en MSP por cm de aumento en ALT. En el estudio dos fue notorio observar que los valores de “b” para antes y después del pastoreo fueron de magnitud similar pues el primero sólo superó por 20 kg/ha al segundo. Por el contrario, en el estudio tres la “b” para antes del pastoreo fue 57 kg/ha inferior a la “b” de después

Figura 2. Número mínimo de mediciones de altura (n), para estimar la media con precisión del 5% y exactitud de ±10% de la media observada, en función del coeficiente de variación observado (CV, %)

Figure 2. Minimum number of PHT readings (n), to estimate a mean with 5% precision and ±10% accuracy of the observed mean, as a function of the observed coefficient of variation (CV, %)



del pastoreo (Cuadro 3). Otras experiencias han indicado también que cada pasto y aún épocas del año en un mismo pasto, tienden a producir pendientes distintas. El estudio ya citado de Whitney⁽²²⁾ produjo pendientes distintas para kikuyo (*P. clandestinum*) y pangola (*D. decumbens*), que fueron respectivamente 101 y 178 kg/ha por centímetro de aumento en ALT, aun cuando en ambos casos la R^2 fue 0.94. De la misma forma, se ha encontrado⁽²³⁾ que el Bermuda de la costa "Brazos" cultivado en parcelas irrigadas y en pasturas sin irrigar tuvo pendientes de 12.9 y 21.7 kg/ha de MSP/cm de ALT, respectivamente, siendo la R^2 en ambos casos de 0.86. Por su parte, se estableció⁽²⁴⁾, que en un monocultivo de pasto Bahía (*Paspalum notatum*), los valores de *b* fluctuaron entre 164 a 366 kg/ha por cm de incremento en altura; dichos valores son bastante parecidos a los aquí encontrados, debido a que *P. notatum* y *P. plicatulum*, que tiene un hábito de crecimiento similar, fueron ambos componentes mayores de la composición botánica de las pasturas del presente estudio. No obstante, con el fin de obtener estimaciones confiables de la MSP a partir de la ALT, se deben calcular ecuaciones de regresión para cada condición de manejo particular.

Desviación estándar del residual. Ganguli *et al*⁽²⁵⁾ encontraron valores de la DER de ± 691 y ± 445 kg/ha, para la altura medida con regla graduada o con la altura medida con el disco de caída libre, respectivamente, que expresados en porcentaje de la media de MSP fueron de 19.8 y 12.8 %. Sanderson *et al*⁽²⁶⁾ obtuvieron valores de ± 653 (25.6 %) y ± 690 (27.6 %); mientras que se señala que para Bermuda de la costa "Brazos" creciendo en parcelas irrigadas la DER fue de ± 832 (21.0 %) y para las pasturas sin riego fue de ± 759 kg/ha, 27.3 %⁽²³⁾. En la investigación de Ogura *et al*⁽²⁴⁾ con *P. notatum*, la DER fluctuó entre ± 166 (12 %) y ± 842 (26 %), y en nuestro caso, las DER fueron de 21.0 % correspondiente al estudio tres después de pastar, hasta 46.8 % del estudio dos, también después de pastar (Cuadro 3).

Aplicación de los resultados: Un ejemplo

Es importante considerar que las ecuaciones aquí presentadas sirven para pronosticar la cantidad total

More recently, Ogura *et al*⁽²⁴⁾, found in Bahia grass (*Paspalum notatum*) monocultures R^2 values of 0.88 – 0.98, 0.88 – 0.97 and 0.89 – 0.97 using the capacitance meter, the rising plate and the Sward Stick (height), respectively. All this suggests that height is a convenient tool for estimating SDM at a practical level in decumbent grasses similar to native grasses.

On the contrary, in North American shortgrass plains, PHT was the worse method, with R^2 values of 0.37 for plots used for hay and of 0.59 for grazed pastures, which contrast with the free fall plate technique which showed values of 0.70 and 0.83, respectively⁽²⁵⁾. Besides, in mixed legume and grass temperate pastures in Pennsylvania, West Virginia and Maryland, USA, R^2 values of 0.19, 0.31 and 0.16 were found for the capacitance meter, the rising plate and the Sward Stick, respectively, presenting very high error rates (26 to 33 %), well above the < 10 % required if these tools are going to be used by producers⁽²⁶⁾.

Regression coefficients: In the present research, each study produced its own particular regression coefficients. The highest value was seen in the first study, where for each 1 cm increase in PHT, SDM increased 303 kg ha⁻¹, while the lowest value was seen in the second study after grazing, where for each 1 cm increase in PHT, SDM increased 164 kg ha⁻¹. In the second study, it was observed that "b" values before and grazing were very similar because there was only a slight difference of 20 kg ha⁻¹ against the after grazing. Contrastingly, in the third study "b" before grazing was 57 kg ha⁻¹ less than after grazing (Table 3). Other studies mention that each grass or that the same grass in different seasons produces different slopes. In the already mentioned study carried out by Whitney⁽²²⁾, different slopes were found for Kikuyu grass (*Pennisetum clandestinum*) and Pangola grass (*Digitaria decumbens*), 101 kg ha⁻¹ and 178 kg ha⁻¹, respectively for each 1 cm increase in PHT, even though R^2 was 0.94 in both cases. Also, González *et al*⁽²³⁾ found in Coastal Bermuda grass var. Brazos grown in irrigated plots and in rainfed pastures slopes of 12.9 kg ha⁻¹ and 21.7 kg ha⁻¹, respectively, for each 1 cm increase in PHT, being

de MSP en la pastura, pues el corte se hizo a ras de suelo. Sin embargo, al administrador del rancho o al mismo investigador le interesa conocer la capacidad de carga de la pastura. Para esto es necesario conocer también la capacidad de consumo de materia seca de los animales que pastan. En términos generales, para que un bovino en pastoreo consuma al máximo de su capacidad ruminal, se le debe ofrecer entre 2 y 3 veces su consumo máximo esperado⁽²⁷⁾.

Considérese primero que la ALT antes del pastoreo de la carga de 2 vacas/ha, fue de 15.77 ± 0.12 cm que pronosticó $2,728 \pm 38$ kg/ha de MSP (Cuadro 3); en segundo lugar considérese una vaca cebú Brahman de 400 kg de peso vivo (PV) que es capaz de consumir el 2.3 % de MS con base su PV⁽²⁸⁾ ó 9.2 kg MS/vaca/día. Al aplicar conservadoramente la regla del consumo máximo esperado, la oferta de forraje por vaca debería de ser: $9.2 \times 3 = 27.6$ kg MS/vaca/día. Al dividir la MSP entre la oferta por vaca tenemos que: $2728/27.6 = 98.8$ vacas/ha/día. Como en el caso de E3 el periodo de ocupación era de tres días, entonces se dividiría: $98.8 / 3 = 32.9$ vacas/ha/día. De esta forma, la información de ALT permitiría tener rápidamente una primera aproximación a la capacidad de carga instantánea de la pastura de gramas nativas.

Número mínimo de mediciones de altura

Un reconocimiento preliminar de las pasturas, dará una idea de la variación del dosel vegetal en cuanto a MSP ó composición botánica⁽²⁹⁾, lo cual permitiría estimar n' . Asimismo, Paladines⁽³⁰⁾, también menciona la fórmula de dos etapas para calcular n' ; sin embargo, en la literatura son escasas las evidencias de su uso en condiciones experimentales.

En pastos kikuyo (*P. clandestinum*) y pangola (*D. decumbens*), Whitney⁽²²⁾ midió la altura cinco veces/parcela. El valor de n' para una precisión del 95 % y una exactitud requerida de ± 2 cm y ± 3 cm de la media, fue, para el kikuyo, de 8 y 4 mediciones/parcela y para el pangola de 9 y 4 mediciones/parcela. Este reducido número de observaciones está relacionado al crecimiento homogéneo que se obtiene al cultivar gramíneas forrajeras en parcelas pequeñas, lo que contrasta

$R^2 = 0.86$ in both cases. Ogura *et al.*⁽²⁴⁾ found in a Bahia grass (*Paspalum notatum*) monoculture “b” values between 166 and 366 kg ha⁻¹ for each 1 cm increase in PHT, values very similar to those found in the present study, owing to the fact that *Paspalum notatum* and *Paspalum plicatum*, which has similar growth habits, are major components of pastures assessed in the present study. Nevertheless, in order to obtain reliable SDM estimates, regression equations must be calculated for each specific management.

Residual standard deviation: Ganguli *et al.*⁽²⁵⁾ found RSD of ± 691 and ± 445 kg ha⁻¹ for heights measured with a sward stick and with a free fall plate, respectively, which expressed as percentages of the average SDM were 19.8 and 12.8 %. Sanderson *et al.*⁽²⁶⁾ found values of ± 653 (25.6 %) and ± 690 (27.6 %), while for Coastal Bermuda grass var. Brazos growing in irrigated plots RSD was ± 832 (21.0 %), and RSD was ± 759 kg ha⁻¹ (27.3 %) in rainfed pastures. In the study by Ogura *et al.*⁽²⁴⁾ on *Paspalum notatum*, RSD went from ± 166 (12 %) to ± 842 (26 %) and in the present study, SDR went from 21 % in the third study after grazing to 46.8 % in the second study after grazing (Table 3).

Using results: an example

It is important to take into account that the equations shown here are useful for forecasting total SDM in a pasture, because cuts were performed at ground level. However, a ranch manager or even a researcher is interested in knowing the possible stocking rate. For this, it is necessary also to know the dry matter intake of the grazing animals. In general, for a grazing bovine to consume at its maximum ruminal capacity, between 2 and 3 times of its expected maximum intake should be offered⁽²⁷⁾.

Taking into account first that PHT before grazing with 2 cows ha⁻¹ was 15.77 ± 0.12 cm which predicts $2,728 \pm 38$ kg SDM ha⁻¹ (Table 3), second, taking a Brahman cow weighing 400 kg (LW) able to consume 2.3 % DM of LW⁽²⁸⁾ equal to 9.2 kg DM day⁻¹, when the maximum intake rule is applied, the amount offered should be $3 \times 9.2 =$

grandemente con la heterogeneidad producida por el apacentamiento.

Amézquita *et al*⁽³¹⁾ midieron el forraje disponible en *Andropogon gayanus* (hábito amacollado), además de *Brachiaria decumbens* y *B. humidicola* (hábito decumbente), utilizando muestreo aleatorio en condiciones de apacentamiento. Ellos encontraron que el número de muestras requeridas para estimar la cantidad de forraje con un 20 % de precisión en torno a la media, fue de 61, 24 y 12, respectivamente. Estos autores, indicaron que tales diferencias las ocasionaron más que nada la heterogeneidad presentada por la vegetación de *A. gayanus*, en comparación con *B. decumbens* y *B. humidicola*.

La presente investigación, indicó que fueron necesarias menos mediciones de altura antes (61) que después (103) de pastar. Antes de pastar, la carga animal no influyó estadísticamente en n' , pues aunque difirió de su media en +2, -10 y +7 unidades en las cargas de 2, 3 y 4 vacas/ha, respectivamente, en términos prácticos existe poca diferencia de tiempo para realizar las mediciones. Por otro lado, después de pastar, las diferencias con respecto al promedio fueron de +10, +13 y -22 unidades para las mismas cargas, lo que indicó que podría mantenerse n' en: $(113+116)/2 = 115$ para las cargas animales de 2 y 3 vacas/ha y que valdría la pena reducir la carga de trabajo en la carga animal de 4 vacas/ha, tomando sólo 80 observaciones de ALT.

Antes de pastar, la vegetación presentó una altura más homogénea que después de pastar. Asimismo, después de pastar, la carga animal de 4 vacas/ha produjo una altura más homogénea que las otras cargas. Por eso, n' resultó ser menor antes del pastoreo que después del pastoreo. Por otra parte, después de pastar, la mayor presión de pastoreo generada en la carga de 4 vacas/ha, produjo una ALT más homogénea, que determinó un menor valor de n' .

Estimación de n' a partir del coeficiente de variabilidad

Hasta donde los autores conocen, no existe en la literatura una ecuación empírica para calcular n' a partir de datos del CV de altura de la pastura. En la presente investigación, la ecuación polinomial

$27.6 \text{ kg DM day}^{-1} \text{ cow}^{-1}$. Therefore, if 2,728 kg DM ha⁻¹ are available, the stocking rate should be 98.8 cow ha⁻¹ day⁻¹ (2,728/27.6). As in this instance, the pasture was to be grazed for 3 d, the daily stocking rate should be $98.8/3 = 32.9$ cow ha⁻¹ day⁻¹. So, PHT data would allow estimating rapidly the instant stocking rate of a native grass pasture.

Minimum number of PHT readings

A preliminary reconnaissance of pastures should give an idea of sward variations relative to SDM or botanical composition⁽²⁹⁾, which would allow to estimate n' . In the same sense, Paladines⁽³⁰⁾ also mentions a two stage formula for estimating n' . However, there are scant evidences in literature of their use under experimental conditions.

Whitney⁽²²⁾ measured PHT 5 times in each plot in both Kikuyu Grass (*Pennisetum clandestinum*) and Pangola Grass (*Digitaria decumbens*). A value of n' for 95 % precision and a required accuracy of ± 2 cm and ± 3 cm around the mean, required for Kikuyu, 8 and 4 readings plot⁻¹, and for Pangola, 9 and 4 readings plot⁻¹. This low number of readings is related to the homogenous growth obtained when growing forage grasses in small plots, which differs greatly with the heterogeneity produced by grazing.

Amezquita *et al*⁽³¹⁾ measured available forage in *Andropogon gayanus* (tiller growth habit) and also in *Brachiaria decumbens* and *B. humidicola* (decumbent growth habit), through random sampling in grazing conditions. They found that the required number of samples to estimate forage with 20 % precision around the average, were 61, 24 and 12, respectively. These authors mention that these differences are attributable to heterogeneity present in *A. gayanus* vegetation when compared to *Brachiaria decumbens* and *B. humidicola*.

The present study showed that less PHT readings were necessary before (61) than after grazing (103). Before grazing, the stocking rate did not influence n' , and although differing from the mean +2, -10 and +7 units for 2, 3 and 4 cows ha⁻¹ stocking rates, respectively, in practical terms there is very

de tercer grado presentó un ajuste superior a las otras ecuaciones probadas, con R^2 igual a la unidad, además que su DER fue del orden de una centésima de unidad (Figura 2). La principal razón de este comportamiento se debe a que el resultado de la fórmula de dos etapas depende enteramente de la desviación estándar de la muestra, ya que la probabilidad de ‘t’ y el rango de valores dentro del cual se encuentre la media “verdadera”, los elige el investigador. Así, al relacionar el CV, cuyos componentes son la desviación estándar y la media muestrales, la relación con n' resulta perfecta.

Con propósitos de pronóstico, la estadística recomienda aplicar las ecuaciones empíricas sólo dentro del rango de valores de la variable independiente utilizados para realizar el ajuste⁽³²⁾. En el presente caso, tal rango fluctuó de 29 a 66 %.

El modelo aquí presentado se desafió comparando los valores calculados con la fórmula de dos etapas contra los estimados por el modelo (Cuadro 5). De los cinco CV presentados, los correspondientes a pangola en parcelas pequeñas, planicies de pastos cortos y Bermuda en parcelas irrigadas, presentaron el mismo valor de n' en ambos métodos de estimación. Por el contrario kikuyo en parcelas pequeñas y Bermuda en pasturas sin riego difirieron sólo en una unidad. Lo anterior induce a pensar que el modelo polinomial de tercer orden podría ser útil aún por debajo del rango de valores de CV aquí empleados para su ajuste.

little difference in the time taken to record PHT readings. On the other hand, after grazing, differences with respect to the eman were +10, +13 and -22 units for the same stocking rates, which indicated that n' could stay in $(113+116)/2 = 115$ for 2 and 3 cow ha⁻¹ stocking rates, and that it would be convenient to reduce n' to 80 for the 4 cow ha⁻¹ stocking rate.

Before grazing, the sward showed a more homogenous height than after grazing. Besides, after grazing the 4 cow ha⁻¹ stocking rate produced a more homogenous height than the others. Therefore n' was lower before than after grazing. On the other hand, after grazing, the higher grazing pressure due to the 4 cow ha⁻¹ stocking rate resulted in a more homogenous PHT, which in turn determined a lower n' .

Estimating n' from the coefficient of variation

As far as the authors know, there are no empirical equations available in literature to estimate n' from coefficients of variation of pasture height. In the present study, the third degree polynomial equation showed a better fit than other equations which were tested, with a R^2 equal to one and a RSD close to 0.01 (Figure 2). The main reason for this behavior is owed to the fact that results from the two stage equation are dependent on the standard deviation of the sample, as the “t” probability and the “d” value are chosen by the researcher. Thus,

Cuadro 5. Número mínimo de observaciones para estimar la media de altura (n), calculada con la fórmula de dos etapas o estimada con el modelo polinomial de tercer orden

Table 5. Minimum number of pasture height readings to estimate the mean (n), calculated with the two stage formula or through the third degree polynomial model

Vegetation	CV (%)	n' estimates		Source
		2 stage formula	Cubic polynomial	
Kikuyu, small plots	13.4	8	7	Whitney (22)
Pangola, small plots	15.0	9	9	
Shortgrass, plains	17.0	11	11	Ganguli <i>et al.</i> (25)
Bermuda, irrigated plots	37.6	55	55	González <i>et al.</i> (23)
Bermuda, rainfed pastures	43.3	74	73	

CV = coefficient of variation.

Los otros modelos probados no funcionaron bien por abajo del mínimo valor de CV empleado. Al sustituir los CV informados por Whitney⁽²²⁾, en el modelo de Stirling⁽²⁰⁾ los valores de n' obtenidos fueron de -1 y 2, respectivamente. Asimismo, al sustituir el CV de 17.0 % publicado por Ganguli *et al*⁽²⁵⁾, en el mismo modelo, el resultado fue de sólo 5 mediciones, 6 por abajo del calculado con la fórmula de dos etapas. El modelo doble exponencial de cinco parámetros dio resultados similares (datos no incluidos). Por lo tanto, éstos dos últimos modelos subestimaron n' al usar valores del CV menores que 29 %. Sin embargo, el pacer selectivo de las gramas por el ganado, produce una vegetación de altura heterogénea que comúnmente lleva a una alta variación en esa característica. Así, con propósitos prácticos, debería de emplearse la ecuación polinomial de tercer orden por su alta precisión y exactitud.

Con base en lo anterior, se puede afirmar que en gramas nativas del trópico húmedo de México: se puede estimar con confiabilidad la MSP a partir de la ALT, y se sugiere seguir generando información para lograr ecuaciones de aplicación más general. El valor de n' depende de la homogeneidad que presente ALT. Así, a menor variabilidad en ALT, menor será el número mínimo de observaciones que se requieran para estimar la media con una precisión y exactitud dadas. La ecuación polinomial de tercer orden permite estimar n' a partir de valores de CV de la literatura que estén dentro del rango de 29 a 66 %, que se empleó en su ajuste. Se requieren otros estudios donde se involucren especies de hábito rastrero y especies de crecimiento erecto para determinar una ecuación de estimación general para todas las especies forrajeras.

LITERATURA CITADA

1. Teare ID, Mott GO. Estimating forage yields *in situ*. *Crop Sci* 1965;5:311-313.
2. Flores ER, Laca EA, Griggs TC, Demment MW. Sward height and vertical morphology differentiation determine cattle bite dimensions. *Agron J* 1993;85:527-532.
3. Gibb MJ, Huckle CA, Nuthall R, Rook AJ. Effect of sward surface height on intake and grazing behavior by lactating Holstein Friesian cows. *Grass For Sci* 1997;52:309-321.

when the CV is related, whose components are the sample mean and standard deviation, the relationship with n' is perfect.

For prediction purposes, the statistical science recommends applying empirical equations only inside the range of value of the independent variable used for fitting⁽³²⁾. In the present study the value range went from 29 to 66 %.

The model presented in this study was challenged comparing values estimated through the two stage equation against those estimated through the model (Table 5). Of the five CVs presented, those corresponding to Pangolagrass in small plots, shortgrass plains and Bermudagrass in irrigated plots showed identical n' values in both methods. On the other hand, Kikuyu in small plots and Bermuda in rainfed conditions differed in only one unit. All this leads us to think that the third degree polynomial model could be useful even below the CV value range used for fitting.

The other models that were tested did not work well below the minimum CV used. When the CVs mentioned by Whitney⁽²²⁾ were substituted in the Stirling model⁽²⁰⁾ n' values obtained were -1 and -2, respectively. Furthermore, when the 17 % CV reported by Ganguli *et al*⁽²⁵⁾ was substituted in the same model, the result was only 5 readings, 6 below the value obtained through the two stage formula. The five parameter double exponential model provided similar results (data not included). Therefore, these last two models underestimated n' by using values lower than 29 %. However, with practical purposes in mind, the third degree polynomial should be used due to its greater precision and exactness.

Based on the above, it can be said that in native grasses of the humid tropics of Mexico SDM can be estimated from PHT with a high degree of accuracy and precision, and it is suggested to keep generating data in order to obtain equations which can be used on a more widely management situations. The value of n' is dependent on the homogeneity of PHT. So, when there are less variations in PHT, the number of readings necessary to estimate an average with a given precision and

4. Stobbs TH. The effect of plant structure on the intake of tropical pastures. I. Variation in the bite size of grazing cattle. *Aust J Agric Res* 1973;24:809-819.
5. Gibb M. Grassland management with emphasis on grazing behavior. In: Elgersma A, Dijkstra J, Tamminga S editors. *Fresh herbage for dairy cattle*. Springer, The Netherlands. 2006:141-157.
6. Frame J. Herbage mass. In: Davies A *et al.* editors. *Sward measurement handbook*. Reading UK: The British Grassland Society; 1993:59-63.
7. Lucas RJ, Thompson KF. Pasture assessment for livestock managers. In: Langer RHM editor. *Pastures: Their ecology and management*. New York: Oxford University Press; 1994:241-262.
8. Currie PO, Hilken TO, White RS. Evaluation of a single probe capacitance meter for estimating herbage yield. *J Range Manage* 1987;40:537-541.
9. Vickery PJ, Nicol GR. An improved electronic capacitance meter for estimating pasture yield: Construction details and performance tests. *Tech. Paper 9*. CSIRO Animal Res Lab. Armidale, NSW, Australia. 1982.
10. Michalk DL, Herbert PK. Assessment of four techniques for estimating yield on dryland pastures. *Agron J* 1977;69:864-868.
11. Reppert JN, Hughes RH, Duncan DA. Herbage yield and its correlation with other plant measurements. *Range Research Methods*. USDA. Miscellaneous Publication No. 940. 1965.
12. Alarcón RF, Castillo GE, Rubio GI, Galina HC. Efecto de dos cargas animal sobre la productividad de vacas Brahman en un sitio con clima Af(m), y suelos ultisoles. *Reunión Nacional de Investigación Pecuaria*. Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias. Mérida, Yuc. 1999:95.
13. Casados MLA. Efecto de la carga animal sobre componentes del pastizal nativo y características físico-químicas del suelo en el trópico húmedo veracruzano [tesis Licenciatura]. Altamira, Tamaulipas: Instituto Tecnológico Agropecuario No. 4: 2004.
14. Fernández TL, Castillo GE, Ocaña ZE, Valles MB, Jarillo RJ. Características de la vegetación en gramas nativas solas o asociadas con *Arachis pintoi* CIAT 17434 en pastoreo rotacional intensivo. *Tec Pecú Méx* 2006;44:365-378.
15. Castillo GE, Valles MB, Mannetje L 't, Aluja SA. Efecto de introducir *Arachis pintoi* sobre variables del suelo de pasturas de grama nativa del trópico húmedo mexicano. *Tec Pecú Méx* 2005;43:287-295.
16. Haydock KP, Shaw NH. The comparative yield method for estimating dry matter yield of pasture. *Aust J Exp Agric Anim Husb* 1975;15:663-667.
17. Santillán RA, Ocumpaugh WR, Mott GO. Estimating forage yield with a disk meter. *Agron J* 1979;71:71-74.
18. SAS. SAS/STAT, Guide for personal computer (release 6.12). Cary, NC, USA: SAS Inst. Inc. 1995.
19. Cochran WG. *Sampling techniques*. 3rd ed. New York: John Wiley & Sons; 1977.
20. Stirling WD. Algorithm AS 212: Fitting the exponential curve by least squares. *Appl Statist* 1985;34:183-192.

accuracy should be lower. The third degree polynomial equation allows estimating n' from published CV values within the 29 to 66 % range used for fitting. More studies on this subject, which should include both decumbent and erect species are required for determining an equation useful for all forage species.

End of english version

-
-
21. Systat Software Inc. *Sigma Plot for Windows Version 10.0*. Richmond, California: Systat Software Inc. 2008.
 22. Whitney AS. Measurement of foliage height and its relationships to yields of two tropical forage grasses. *Agron J* 1974;66:334-336.
 23. González MA, Hussey MA, Conrad BE. Plant height disk, and capacitance meters used to estimate Bermudagrass herbage mass. *Agron J* 1990;82:861-864.
 24. Ogura S, Nagatomo Y, Hirata M. Estimation of herbage mass in a bahia grass (*Paspalum notatum*) and a centipede grass (*Eremochloa ophiuroides*) pasture using a capacitance probe, a sward stick and a rising plate. *Tropical Grasslands* 2005;39:22-30.
 25. Ganguli AC, Vermeire LT, Mitchell RB, Wallace MC. Comparison of four nondestructive techniques for estimating standing crop in shortgrass plains. *Agron J* 2000;92:1211-1215.
 26. Sanderson MA, Rotz CA, Fultz SW, Rayburn EB. Estimating forage mass with a commercial capacitance meter, rising plate meter, and pasture ruler. *Agron J* 2001;93:1281-1286.
 27. Matches AG, Martz FA, Slepser DA, Krysowaty MT. Selecting levels of herbage allowance to compare forages for animal performance. In: Wheeler JL, Mochrie, RD, editors. *Forage Evaluation: Concepts and techniques*. Melbourne, Victoria, Australia: CSIRO. 1981:331-340.
 28. Alonso DMA, Castillo GE, Basurto CH, Jarillo RJ, Valles MB. Respuesta productiva de una pastura de gramas nativas bajo pastoreo rotacional intensivo en clima cálido húmedo. *Avances en Invest Agropec* 2007;11:35-55.
 29. Mendoza P, Lascano C. Mediciones en la pastura en ensayos de pastoreo. In: Lascano C, Pizarro E. editors. *Evaluación de pasturas con animales. Alternativas metodológicas*. Cali, Colombia: CIAT; 1986:143-165.
 30. Paladines OL. Empleo de animales en las investigaciones sobre pasturas. IICA, Montevideo, Uruguay. 1966.
 31. Amézquita MC, Toledo JM, Giraldo H, Rojas A. Número de muestras a tomar para estimar producción de forraje bajo pastoreo [resumen]. *Reunión Latinoamericana de Producción Animal*. 1983:44.
 32. Steel RGD, Torrie JH. *Principles and procedures of statistics: A biometrical approach*. 2nd ed. New York: McGraw-Hill; 1980.