

Evaluación de un modelo de producción de pasturas mediante pruebas empíricas

NASCA, J.A.¹; BERONE, G.²; ARROQUY, J.I.³; FELDKAMP, C.⁴; COLOMBATTO, D.⁵

RESUMEN

En el presente trabajo se utilizó un modelo de crecimiento de pasturas desarrollado por McCall y Bishop-Hurley. El objetivo fue evaluar si el modelo es capaz de simular las variaciones en producción primaria neta aérea en la estación húmeda utilizando pruebas empíricas. Se trabajó con una gramínea megatérmica, *Chloris gayana*. La evaluación empírica se realizó con datos de experimentos realizados en el Instituto de Investigación Animal del Chaco Semiárido (INTA), que incluyeron biomasa seca aérea acumulada durante la estación de crecimiento, y biomasa seca aérea producida entre dos pastoreos. Los estadísticos utilizados fueron raíz cuadrada del cuadrado medio del error, relación RMSE/Media observada, error medio y los coeficientes de la desigualdad de Theil. Los coeficientes de desigualdad de Theil para la producción primaria neta aérea acumulada ($U_m=0,35$, $U_s=0,1$, $U_c=0,64$) y por cortes ($U_m=0,08$, $U_s=0,08$, $U_c=0,84$) mostraron que el modelo no presentó errores sistemáticos. El patrón de crecimiento de la producción primaria neta aérea simulado fue 7% oct-nov, 64% dic-ene-feb, 29% mar-abr-may. El trabajo muestra el potencial del modelo de pasturas para simular la dinámica de la producción de *Chloris gayana* en ambientes del subtropico argentino, siendo capaz de captar variaciones en el ambiente. En este sentido puede ser útil para estudiar interacciones entre el manejo y la dinámica de las pasturas en climas de alta variabilidad temporal.

Palabras clave: modelo pasturas, *Chloris gayana*, pruebas empíricas.

ABSTRACT

For this work, a pasture growth model developed by McCall and Bishop-Hurley, was used. The objective was to evaluate the model, using empirical tests. A tropical pasture named *Chloris gayana*, was used. For the empirical evaluation a database from the Animal Research Institute of Semiarid Chaco (INTA), was used, including information of herbage accumulated during the growing season, and cutting trials based on the difference between pre- and post-grazing herbage. The statistics calculated were root mean square error, relative root mean square error, mean error and Theil coefficients. The Theil coefficients for accumulated herbage ($U_m = 0.35$, $U_s = 0.1$, $U_c = 0.64$) and cutting trials ($U_m = 0.08$, $U_s = 0.08$, $U_c = 0.84$), showed that the model did not present systematic errors. The growth pattern of simulated herbage was 7% Oct-Nov, 64% Dec-Jan-Feb, 29% Mar-Apr-May. The work shows the potential of the pasture model to simulate the forage production of *Chloris gayana* in subtropical environments, capturing variations in the environment. In this sense, it can be useful for studying interactions between management strategies and dynamics responses of pastures in highly variable climates.

Keywords: pasture model, *Chloris gayana*, empirical tests.

¹Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA), Instituto de Investigación Animal del Chaco Semiárido (IIACS, INTA Leales), Chañar Pozo s/n (T4113), Tucumán, Argentina. Correo electrónico: nasca.jose@inta.gov.ar

²Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA), Estación Experimental Agropecuaria (EEA) Balcarce, Ruta 226, km 73,5 (7620), Balcarce, Buenos Aires.

³Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA), Estación Experimental Agropecuaria (EEA) Cesáreo naredo, Ruta Nacional 33 km 221 (6435). Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Godoy Cruz 2290 (C1033AAJ), Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina.

⁴Asociación Argentina de Consorcios Regionales de Experimentación Agrícola.

⁵Universidad de Buenos Aires, Facultad de Agronomía. Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Godoy Cruz 2290 (C1033AAJ), Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina.

Recibido 03 de mayo de 2018 // Aceptado 26 de diciembre de 2018 // Publicado online 20 de mayo de 2020

INTRODUCCIÓN

En sistemas ganaderos de base pastoril resulta de especial interés conocer la productividad primaria neta aérea, la PPNA (McNaughton *et al.*, 1989). La PPNA media permite inicialmente explorar la capacidad de carga animal de un sistema. Sin embargo, la PPNA varía en el tiempo, tanto estacional como interanualmente, por lo tanto resulta necesario cuantificar dichas variaciones para hacer un manejo sustentable (Díaz-Solís *et al.*, 2003). En términos generales, la precipitación y la temperatura controlan fuertemente la variación temporal (entre estaciones y entre años) y espacial de la PPNA (Lauenroth y Sala 1992; Paruelo *et al.*, 1999).

Las áreas ganaderas de las regiones del semiárido subtropical de Argentina tradicionalmente se sustentaron en el aprovechamiento de los pastizales naturales existentes y en la introducción de gramíneas megatérmicas (Kunst *et al.*, 2014); *Chloris gayana* Kunth es una de las más utilizadas. Estos ambientes se caracterizan por una estación húmeda o de crecimiento y una estación seca en la cual el crecimiento del estrato herbáceo es prácticamente nulo. La cantidad y calidad de forraje producido durante la estación húmeda son claves para la productividad anual de los sistemas ganaderos pastoriles de este tipo de ambientes. En el período estival las precipitaciones son variables y las temperaturas son altas; y en el invierno las heladas son frecuentes (Ricci, 2006). La elevada evapotranspiración mensual determina un déficit hídrico en todos los meses del año. La combinación de estas condiciones meteorológicas constituye un desafío para el crecimiento de las especies de interés forrajero (Boschma *et al.*, 2016).

Conocer tanto la frecuencia con la que se obtienen determinados valores de PPNA durante la estación húmeda así como el momento en el que la mayoría de los años “arranca” de manera sostenida la estación húmeda debiera permitir una mejora en la toma de decisiones con respecto al presupuesto forrajero así como a la programación de determinadas prácticas de manejo. Las estrategias de estudio más habituales para resolver este tipo de interrogantes son: 1) analizar datos de campo o de experimentos de larga duración en donde se estudian estos factores en unidades experimentales (parcelas) dispuestas en un diseño experimental estadístico y 2) contar con un modelo biofísico calibrado y evaluado para la especie que permita simular el crecimiento utilizando datos de series climáticas. Ambas estrategias no son mutuamente excluyentes y usualmente la disponibilidad de datos agronómicos generados en terreno (ej. ensayos de larga duración) es integrada en modelos y utilizada para evaluarlos.

Joven *et al.* (2006) señalan que los modelos de simulación con enfoque mecanicista basados en la eficiencia del uso de la radiación (ej. McCall y Bishop Hurley, 2003) permiten un buen entendimiento de la dinámica estacional de la PPNA. Estimar la variabilidad en el crecimiento de las pasturas en diferentes estaciones y entre años en condiciones de clima variable y en respuesta a diferentes decisiones de manejo son requisitos fundamentales en los modelos de simulación de sistemas productivos complejos (Li *et al.*, 2011).

Los vacíos de información en relación con la variabilidad de la tasa de crecimiento en respuesta a patrones estacionales variables (Boschma *et al.*, 2016) pueden ser explorados con modelos de simulación. Para ello, el modelo debe ser capaz de simular la dinámica temporal del crecimiento de las pasturas particularmente en el momento que se produce la transición entre ambas estaciones, es decir, la salida de la estación seca y el comienzo de la estación húmeda (Cullen *et al.*, 2008).

En el presente trabajo se presentan los resultados de un modelo de crecimiento de *C. gayana*. Se trabajó con un modelo de crecimiento ya desarrollado para explicar la variación espacial (sitios) y temporal (años, estaciones) en el crecimiento aéreo de pasturas integradas por gramíneas templadas perennes, base *Lolium perenne* (McCall y Bishop-Hurley, 2003). La buena capacidad de predicción para *Lolium perenne*, tanto del modelo original (McCall y Bishop-Hurley, 2003) así como de dos versiones modificadas para gramíneas (Romera *et al.*, 2009) como para *Medicago sativa* (Berone *et al.*, 2017) y la simplicidad del funcionamiento hacen promisorio su uso en otras pasturas como *C. gayana*.

Los datos de entrada que requiere este tipo de modelo son mínimos y fácilmente disponibles. Asociados al canopeo requiere conocer solo la biomasa seca verde por unidad de superficie al iniciar la modelación (ej. al inicio de un rebrote o estación de crecimiento). Del clima requiere contar con datos diarios de la radiación global, la temperatura mínima y máxima y precipitaciones, con las que estima la evapotranspiración potencial. Finalmente, del suelo requiere conocer la capacidad de almacenaje de agua y el contenido de agua al momento de iniciar la modelación (ej. al inicio de un rebrote o estación de crecimiento). A su vez, por su simplicidad podría ser fácilmente incorporado por distintos usuarios, así como por modelos que simulan sistemas de producción.

El objetivo de este estudio fue evaluar la capacidad del modelo para reproducir las variaciones en PPNA en la estación húmeda.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se utilizó el modelo desarrollado por McCall y Bishop-Hurley (2003), incorporando modificaciones basadas en Romera *et al.* (2009) y Thornley y France (2007). Es un modelo genérico conducido por variables climáticas que describe la dinámica de la producción primaria neta área (PPNA) bajo pastoreo (Ec. 1).

$$\frac{dG}{dt} = \alpha I * g_t * g_T^o * g_w * c(G) - \sigma \quad (\text{Ec. 1})$$

Donde dG/dt: tasa de crecimiento en función del tiempo; α : eficiencia de uso de la radiación; I: radiación incidente; g_t : eficiencia fotosintética por fase fenológica; g_T^o : efecto de la temperatura; g_w : factor de agua del suelo; $c(G)$: capacidad de interceptación de la canopia; σ : factor de senescencia.

El factor α determina el crecimiento base de la pastura. La radiación incidente (I) ($\text{Mj}\cdot\text{m}^{-2}\cdot\text{día}^{-1}$) es una variable de entrada del modelo tomada a partir de las estaciones meteorológicas. La eficiencia de uso de la radiación (α) depende del genotipo utilizado pudiendo variar entre 0,40 y 2,50 $\text{gMS}\cdot\text{Mj}^{-1}$ de radiación solar incidente (ej. 0,8-5,0 $\text{gMS}\cdot\text{Mj}^{-1}$ de radiación fotosintéticamente activa incidente) para especies C4 (Kiniry *et al.*, 1999). En el presente trabajo se utilizó un valor de 0,5 $\text{gMS}\cdot\text{Mj}^{-1}$, cercano al umbral inferior, debido a que los sitios en los cuales se obtuvieron los datos observados presentaban bajos niveles de fertilidad edáfica (McCall y Bishop-Hurley, 2003).

La tasa de crecimiento base se modifica por funciones relacionadas con la eficiencia fotosintética en diferentes fases fenológicas, el efecto de la temperatura del aire, el agua del suelo y la capacidad de intercepción de la canopia.

La eficiencia fotosintética varía de acuerdo a la fase fenológica (g_t). El factor g_t representa las diferencias estacionales en la eficiencia neta fotosintética, y está relacionada con la fase reproductiva y los cambios asociados en la fisiología de la planta (Parsons y Chapman, 2000). La evolución de las diferentes fases fenológicas se realizó en función del tiempo térmico, considerando una temperatura base de 12 °C (figura 1).

Ricci (2006) evaluó en el este tucumano durante el período 1995-2000 los cambios fenológicos en función del tiempo térmico (°C-d) en *C. gayana*, encontrando valores de 640 ± 49 °C-d hasta floración y 1026 ± 63 °C-d hasta formación de semilla madura.

Chloris gayana posee una temperatura base de 12 °C, florece alrededor de los 600 °C-d y completa su ciclo a los 1000 °C-d (Moser *et al.*, 2004; Martínez Calsina, 2009). En función de la fase fenológica se establece un factor de corrección que varía entre 0,6 y 1 para las fases vegetativas (v) y reproductivas respectivamente. El estado de semilla madura es tomado como umbral de finalización de un ciclo y comienzo de uno nuevo.

La temperatura ($g(T^\circ)$) también ejerce su efecto sobre la tasa de crecimiento de las pasturas. En las pasturas megatérmicas la tasa fotosintética es dependiente de la temperatura dentro de un rango que varía entre 8-40 °C (Ludlow, 1985). El efecto de la temperatura se incluyó en el modelo a través de la ecuación 2, propuesta por Thornley y France (2007).

$$g(T^\circ) = \left(\frac{T - T_{mn}}{T_r - T_{mn}}\right)^q * \left(\frac{(1+q) * T_{opt} - T_{mn}}{(1+q) * T_{opt} - T_{mn}} - T\right) \quad (\text{Ec. 2})$$

Donde, T_{mn} es la temperatura mínima donde $g(T^\circ)$ se hace 0, q es un parámetro de curvatura con valor de 2, T_{opt} es la temperatura óptima, T_r es la temperatura de referencia y T es la temperatura media diaria.

La temperatura óptima de crecimiento se ubica entre los 30-35 °C, y la temperatura base entre 8-15 °C dependiendo del genotipo considerado (Jones, 1985). La temperatura de referencia es igual a 20 °C para pasturas megatérmicas (Herrero *et al.*, 2000).

El balance de agua en el suelo fue simulado siguiendo el modelo propuesto por Cros *et al.* (2003). El factor g_W relaciona la disponibilidad de agua y la capacidad de retención de agua del suelo utilizado, pudiendo tomar valores entre 0 y 1.

El factor $c(G)$ representa la capacidad de intercepción de la canopia. La capacidad de rebrote de las pasturas es influenciada por el remanente de pastoreo.

La tasa de crecimiento estimada determina la acumulación de forraje verde, el cual eventualmente muere y cae al suelo. La tasa de senescencia fue estimada a partir de la ecuación 3, que relaciona la temperatura media diaria y la vida media foliar (VMF) (Romera *et al.*, 2009).

$$\sigma = \frac{TM}{VMF} * 0.3 \quad (\text{Ec. 3})$$

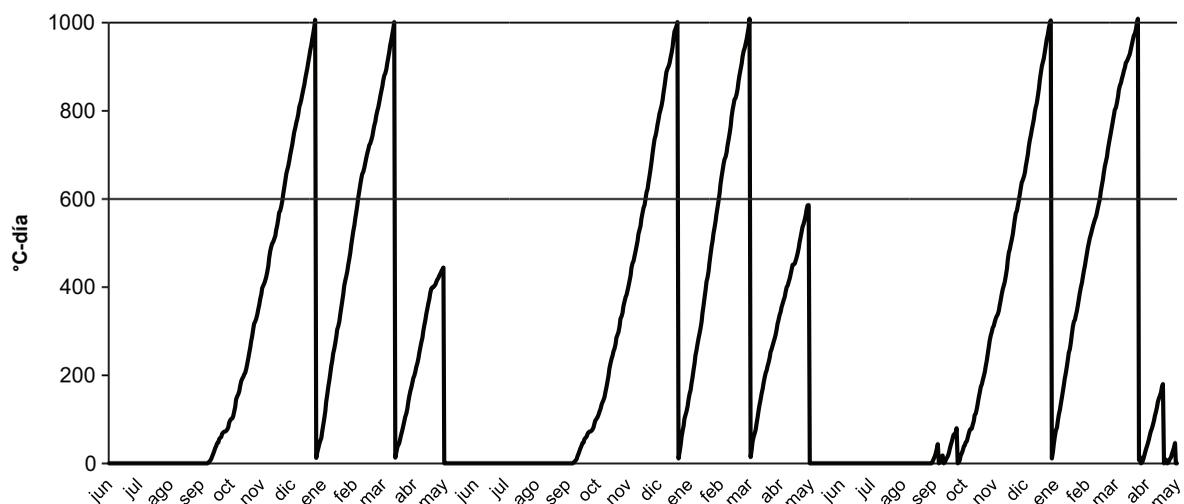


Figura 1. Suma térmica acumulada (temperatura base = 12 °C) para tres ciclos de crecimiento de una pastura de *Chloris gayana*. Línea llena inferior floración, línea llena superior fin de ciclo.

Donde, TM temperatura media diaria ($^{\circ}\text{C}$); VMF vida media foliar ($^{\circ}\text{C}\cdot\text{d}$)

La VMF es característica de cada especie/cultivar. Para *C. gayana* los valores de VMF reportados se encuentran en el rango de 320-370 $^{\circ}\text{C}\cdot\text{d}$ (Agnusdei *et al.*, 2009; Avila *et al.*, 2010), por lo que en el presente trabajo se utilizó una VMF de 350 $^{\circ}\text{C}\cdot\text{d}$.

Calibración del modelo

Ciertos componentes del modelo dependen de parámetros empíricos, que requieren una calibración específica para el genotipo y sitio de estudio (Romera *et al.*, 2009). Valores de los parámetros para gramíneas megatérmicas, y específicamente para *C. gayana* fueron tomados a través de una revisión bibliográfica (Herrero *et al.*, 2000; Moser *et al.*, 2004; Agnusdei *et al.*, 2009; Avila *et al.*, 2010; Martínez Calsina *et al.*, 2012). La gran diversidad de genotipos forrajeros existentes con características particulares hace necesario concentrar los procesos de calibración sobre aquel o aquellos genotipos sobre los cuales existe mayor información (Tanure *et al.*, 2013). La calibración se realizó alterando los valores de los parámetros de manera de obtener el mejor ajuste entre los valores simulados y las mediciones realizadas en sistemas reales de producción (Carlson *et al.*, 1993; Ahuja y Ma, 2002). La calibración se realizó comparando la materia seca acumulada en la estación de crecimiento y en cortes cada 28 días, utilizando la raíz cuadrada del cuadrado del error (RMSE). El conjunto de datos utilizados ($n = 50$) fue independiente del empleado para la evaluación del modelo; en todos los casos *C. gayana* fue la especie de referencia. Los parámetros del modelo calibrado se observan en la tabla 1.

Parámetro	Valor	Rango de valores
α	0,5	0,45 – 0,89
TB	12	8 – 15
Tr	20	
Topt	35	30 – 35
VMF	350	320 – 370
v	0,6	0,6 – 0,8

Tabla 1. Parámetros calibrados, rango posible y valores utilizados.

El proceso de calibración incluyó la colaboración de un experto, quien controló la consistencia de las salidas del modelo (Cros *et al.*, 2003; Martin *et al.*, 2011).

Evaluación empírica del modelo

Para evaluar la capacidad del modelo para simular las variaciones en PPNA de la estación húmeda se utilizaron datos de experimentos realizados en el Instituto de Investigación Animal del Chaco Semiárido (IIACS), con *C. ga-*

yana, durante diez años (2001-2010). El conjunto de datos incluyó biomasa aérea acumulada ($n = 60$) durante la estación de crecimiento (octubre a marzo), y biomasa aérea producida ($n = 90$) entre dos pastoreos (en el período comprendido entre octubre y mayo). En este último caso, la cantidad de forraje producido se determinó midiendo el forraje disponible antes y después de un pastoreo. El pastoreo fue rotativo con tiempos de ocupación de 4 a 7 días. Se contó con la información climática para el período correspondiente y las características del suelo. Las pasturas estaban sembradas en suelos de textura franco arcillosa, con 2,5% de materia orgánica, 8,4 ppm de fósforo, pH: 8 y 3 $\text{dm}\cdot\text{m}^{-1}$ de conductividad eléctrica.

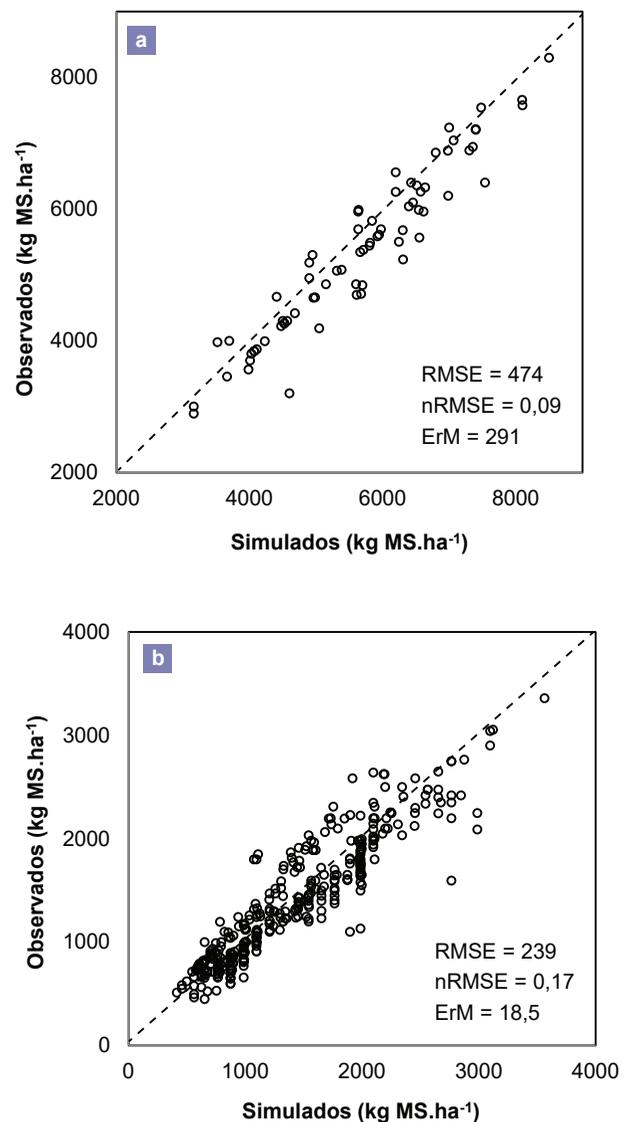


Figura 2. Producción primaria neta aérea ($\text{kg MS}\cdot\text{ha}^{-1}$) acumulada durante la estación húmeda (a) y por cortes individuales durante la estación húmeda (b) para cortes realizados entre dos sesiones sucesivas de pastoreo. Evaluación de la precisión del modelo mediante el uso de estadísticos: raíz cuadrada del cuadrado medio del error (RMSE); RMSE relativa (nRMSE); error medio (ErM).

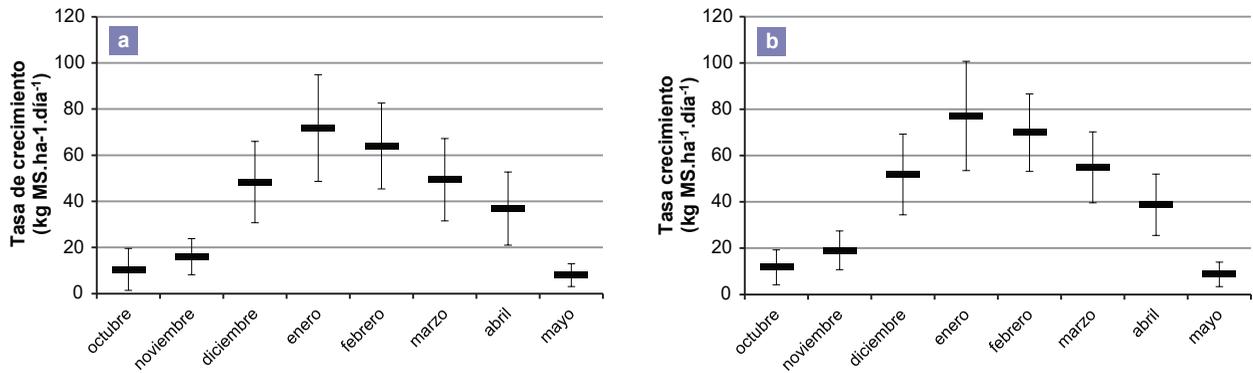


Figura 3. Variación de la tasa de crecimiento mensual ($\text{kg.MS.ha}^{-1}.\text{día}^{-1}$) observada (a) y simulada (b). Las barras representan el desvío estándar.

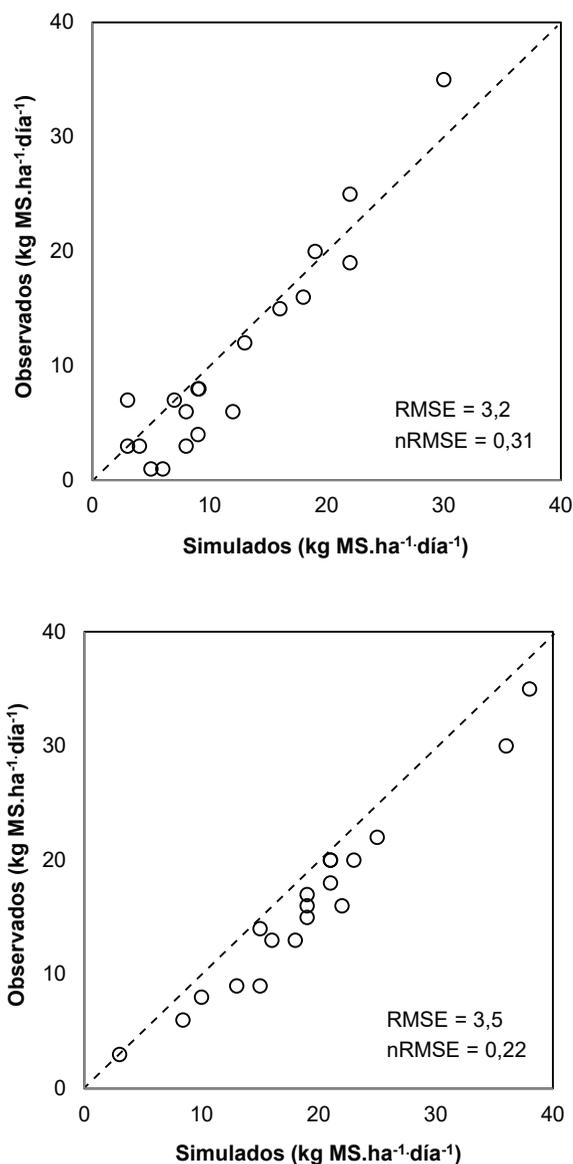


Figura 4. Tasa de crecimiento ($\text{kg.MS.ha}^{-1}.\text{día}^{-1}$) observada y simulada para los meses de octubre (a) y noviembre (b). Evaluación de la precisión del modelo mediante el uso de estadísticos: raíz cuadrada del cuadrado medio del error (RMSE); RMSE relativa (nRMSE).

La evaluación empírica se realizó usando los estadísticos propuestos por Yang *et al.* (2014): raíz cuadrada del cuadrado medio del error (RMSE), relación RMSE/Media observada (nRMSE) y error medio (ErM), como medida de la bondad de ajuste. También se utilizaron los coeficientes de la desigualdad de Theil, que proveen una medida de la aleatoriedad del error. Los coeficientes de la desigualdad de Theil distinguen entre distintas fuentes de error de predicción: una proporción asociada con la diferencia media entre los valores predichos y los observados (U_m), una proporción asociada con la diferencia entre la pendiente (β) del modelo de ajuste y la línea 1:1 ($U_s=1$), y una proporción asociada con la varianza no explicada (U_c) (Trnka *et al.*, 2006). Los coeficientes U_m y U_s revelan errores sistemáticos, y son potencialmente serios relacionados con errores en la estimación de los parámetros del modelo y la habilidad del modelo para replicar el grado de variabilidad de los datos (Stermán, 2000). La varianza no explicada (U_c) indica que las salidas del modelo y los datos observados no están perfectamente correlacionados, esto es, difieren punto por punto (Stermán, 2000). La distribución ideal de estos tres parámetros sería U_m y U_s igual a 0 y U_c igual a 1 (Theil *et al.*, 1970).

RESULTADOS

Evaluación empírica del modelo

En términos absolutos se encontró un muy buen ajuste en la PPNA acumulada durante la estación húmeda (figura 2a), lo que demuestra que el modelo fue capaz de simular adecuadamente las variaciones en PPNA de dicha estación. Si bien el ajuste fue menor para las simulaciones de las cosechas individuales (figura 2b) es posible decir que los parámetros fueron satisfactorios.

Los coeficientes de desigualdad de Theil para la PPNA acumulada fueron $U_m=0,35$, $U_s=0,1$, $U_c=0,64$, mientras que para la PPNA por cortes fueron $U_m=0,08$, $U_s=0,08$, $U_c=0,84$. En ambos casos, el modelo no presentó errores sistemáticos, lo cual es indicado por la alta proporción del error asociada a la varianza no explicada (U_c) (Stermán, 2000).

El valor positivo de ErM (figura 2) señala que el modelo tiende a sobreestimar la PPNA, marcando algunas diferencias entre valores observados y simulados.

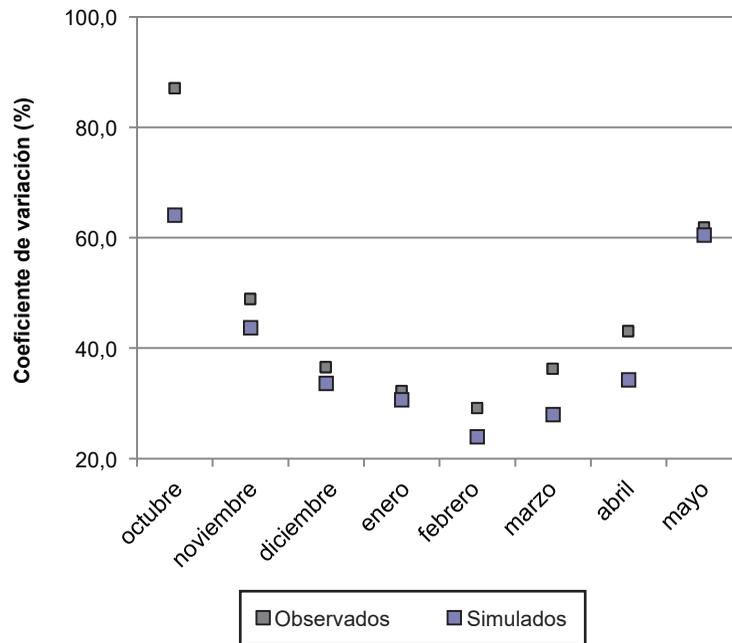


Figura 5. Coeficiente de variación interanual de la tasa de crecimiento mensual para valores observados y simulados.

Además del conocimiento de la PPNA, es importante considerar la variabilidad de las tasas de crecimiento de las pasturas (figura 3) durante su ciclo de crecimiento bajo condiciones de pastoreo.

A pesar de su importancia, la distribución o ritmo de producción de la PPNA durante la estación de crecimiento, no ha sido abordado regionalmente y por ello son pocos los registros específicos para la zona de estudio (Ricci, 2006, Ricci y Toranzos, 2004).

En los sistemas pastoriles, la PPNA primaveral (ej. octubre, noviembre) es importante para la toma de decisiones de manejo (Durante, 2006), ya que condiciona la estrategia de utilización de reservas forrajeras, y en algunos casos, puede utilizarse para definir la carga animal. En la figura 4 se muestran los valores observados y simulados para las tasas de crecimiento de los meses de octubre y noviembre, que son críticos por representar la transición entre la salida de la estación seca y el comienzo de la estación húmeda.

Considerando que la tasa de crecimiento de los meses de agosto y septiembre son cercanas a cero (Ricci, 2006), los valores registrados para octubre y noviembre muestran la sensibilidad del modelo para captar adecuadamente el inicio del rebrote primaveral.

La distribución estacional de la PPNA y su variabilidad fue similar en datos observados y simulados. El patrón de crecimiento de la PPNA simulado (7% oct-nov, 64% dic-ene-feb, 29% mar-abr-may) fue similar al reportado por Ricci (2006) para *Chloris gayana* en el IIACS durante los períodos 2001-2005 (10% oct-nov, 70% dic-ene-feb, 20% mar-abr-may). La distribución de la producción muestra una concentración

en el verano; existe una gran variabilidad de la PPNA de un mismo genotipo en un mismo lugar debido fundamentalmente a las variaciones del ambiente (ej. precipitaciones entre años, edad de las pasturas, manejo).

En la figura 5 se observa la variabilidad interanual por mes de la tasa de crecimiento para datos observados y simulados.

La mayor variabilidad interanual de las tasas de crecimiento en valores observados y simulados se registró en los meses de octubre, noviembre y mayo. El inicio del rebrote primaveral (octubre-noviembre) es crítico y determinante en la planificación forrajera (Durante, 2006) y podría considerarse que el modelo capta bien los valores medios de las tasas de crecimiento y su variabilidad interanual.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Los resultados a partir de la evaluación empírica del modelo muestran un buen comportamiento de este. La mayor precisión en la PPNA acumulada en relación con cortes parciales está principalmente relacionada con simplificaciones en el modelo de los procesos funcionales de las plantas, que se hacen más evidentes en plazos temporales cortos (Cullen *et al.*, 2008). Sin embargo, la utilización de datos observados de parcelas bajo pastoreo agrega confiabilidad a la evaluación de los modelos de pasturas que integran todo el sistema productivo (Orr *et al.*, 1988).

Contar con descripciones para la región de estudio de la variabilidad en la PPNA, ya sea entre años e inclusive para diferentes momentos entre años, permite caracterizaciones en la respuesta de la capacidad de carga ante años climáticos contrastantes (Irisarri *et al.*, 2013). El patrón observado

en la dinámica estacional del coeficiente de variación de la tasa de crecimiento presentó similitudes con el observado en pastizales de La Pampa deprimida por Irisarri *et al.* (2013), aunque los valores para *C. gayana* fueron superiores. Los valores mensuales medios del coeficiente de variación de la PPNA fueron 47% y 40% para datos observados y simulados respectivamente, mientras que en La Pampa deprimida Oosterheld *et al.* (1998) reportaron valores de 25%.

Variaciones estacionales de la PPNA han sido poco estudiadas (Irisarri *et al.*, 2011), sin embargo son determinantes en la planificación forrajera y la elección de la carga animal en los sistemas. La menor variación en las tasas de crecimiento, en datos observados y simulados, se observa en el período que se extiende desde diciembre a abril (figura 5). En concordancia, Irisarri *et al.* (2011) encontraron en praderas y estepas patagónicas de gramíneas y arbustivas la menor variabilidad durante el verano.

El trabajo muestra el potencial del modelo de pasturas para simular la dinámica de la producción de *Chloris gayana* en ambientes del subtrópico argentino, siendo capaz de captar variaciones en tanto en la PPNA aérea acumulada durante la estación húmeda como el “arranque” de dicha estación de crecimiento. Estos aspectos, bien representados por el modelo, son altamente relevantes para la planificación de balances forrajeros. En este sentido, este modelo puede ser útil para estudiar interacciones entre el manejo y la dinámica de las pasturas en climas de alta variabilidad temporal.

BIBLIOGRAFÍA

- AGNUSDEI, M.G.; NENNING, N.R.; DI MARCO, O.N.; AELLO, M.S. 2009. Variaciones de calidad nutritiva durante el crecimiento vegetativo de gramíneas megatérmicas de diferente porte y longitud foliar (*Chloris gayana* y *Digitaria decumbens*). Revista Argentina de Producción Animal 29, (1) 13-26.
- AHUJA, L.R.; MA, L. 2002. Parameterization of agricultural models: Current approaches and future needs. En: AHUJA, L.R.; MA, L.; HOWELL, T.A. (Eds.). Agricultural System Models in Field Research and Technology Transfer. 273-316.
- AVILA, R.E.; DI MARCO, O.; AGNUSDEI, M.; MAYORAL, C. 2010. Digestibilidad de la fibra y materia seca de dos gramíneas megatérmicas (*Chloris gayana* y *Cenchrus ciliaris*) de diferente porte. Relación con la edad y largo foliar. Revista Argentina de Producción Animal 30, 1-13.
- BERONE, G.D.; DINUCCI, E.; FERNANDEZ, H.; GASTALDI, L.; MATTERA, J.; SPADA, M. 2017. Calibración y validación de un modelo de crecimiento para alfalfa (*Medicago sativa* L.). Revista de investigaciones agropecuarias, 43(3), 256-265.
- BOSCHMA, S.P.; MURPHY, S.R.; HARDEN, S. 2016. Growth rate and nutritive value of sown tropical perennial grasses in a variable summer-dominant rainfall environment, Australia. Grass and Forage Science, 72, 234-247.
- CARLSON, D.H.; THUROW, T.L.; JONES, C.A. 1993. Biophysical simulation models as a foundation of decision support systems, 37-68. En: STUTH, J.W.; LYONS, B.G. (eds.). Decision support systems for the management of grazing lands: Emerging issues. UNESCO Man and the Biosphere, Vol 11, Parthenon Publishing, Carnforth, Reino Unido.
- CROS, M.-J.; DURU, M.; GARCIA, F.; MARTIN-CLOUAIRE, R. 2003. A biophysical dairy farm model to evaluate rotational grazing management strategies. Agronomie 23, 105-122.
- CULLEN, B.R.; ECKARD, R.J.; CALLOW, M.N.; JOHNSON, I.R.; CHAPMAN, D.F.; RAWNSLEY, R.P.; GARCIA, S.C.; WHITE, T.; SNOW, V.O. 2008. Simulating pasture growth rates in Australia and New Zealand grazing systems. Australian Journal of Agricultural Research, vol. 59. 761-768 pp.
- DÍAZ-SOLÍS, H.; KOTHMANN, M.M.; HAMILTON, W.T.; GRANT, W.E. 2003. A simple ecological sustainability simulator (SESS) for stocking rate management on semi-arid grazinglands. Agricultural Systems. 76, 655-680.
- DURANTE, M. 2006. Modelos explicativos y predictivos de la productividad, disponibilidad y calidad de forraje basados remotos. Tesis Doctoral Universidad de Buenos Aires. 91 p.
- HERRERO, M.; FAWCETT, R.H.; SILVEIRA, V.; BUSQUE, J.; BERNUE, A.; DENT, J.B. 2000. Modelling the growth and utilization of kikuyu grass (*Pennisetum clandestinum*) under grazing. 1. Model definition and parameterization. Agricultural Systems 65, 73-97.
- IRISARRI, J.G.; OESTERHELD, M.; PARUELO, J.M.; TEXEIRA, M. 2011. Patterns and controls of above-ground net primary production in meadows of Patagonia. A remote sensing approach. Journal of Vegetation Science 1-13.
- IRISARRI, J.G.N.; GUNDEL, P.E.; CLAVIJO, M.P.; DURANTE, M.; SOSA, P. 2013. Estimación de la PPNA y la capacidad de carga por ambientes mediante información satelital en un establecimiento ganadero en la Pampa Deprimida. Revista Argentina de Producción Animal Vol 33 (1): 11-20.
- JONES, C.A. 1985. C4 grasses and cereals: growth, development and stress response. 1st Ed. Wiley & Sons (Ed.). Nueva York. EUA. 417 p.
- JOUVEN, M.; CARRÉRE, P.; BAUMONT, R. 2006. Model predicting dynamics of biomass, structure and digestibility of herbage in managed permanent pastures. 1. Model description. Grass and Forage Science, 61, 112-124.
- KINIRY, J.R.; TISCHLER, C.R.; VAN ESBROECK, G.A. 1999. Radiation use efficiency and leaf CO₂ exchange for diverse C4 grasses. Biomass and Bioenergy 17 95-112.
- KUNST, C.; LEDESMA, R.; CASTAÑARES, M.; CORNACCHIONE, M.; VAN MEER, H.; GODOY, J. 2014. Yield and growth features of *Panicum maximum* (Jacq.) var *Trichoglume* cv *Petrie* (Green Panic) under woody cover, Chaco region, Argentina. Agroforest System 88:157-171.
- LAUENROTH, W.K.; SALA, O. 1992. Long-Term forage production of North American shortgrass steppe. Ecological Applications 2:397-403.
- LUDLOW, M.M. 1985. Photosynthesis and dry matter production in C3 and C4 pasture plants, with special emphasis on tropical C3 legumes and C4 grasses. Australian Journal of Plant Physiology 12, 557-572.
- LI, Y.; HUANG, M.; HUA, J.; ZHANG, Z.; NI, L.; LI, P.; ZHU, L. 2015. Field observations of soil water content and nitrogen distribution on two hillslopes of different shape. Journal of Hydrology, 525, 694-705.
- MARTIN, G.; MARTIN-CLOUAIRE, R.; RELIER J.-P.; DURU, M. 2011. A simulation framework for the design of grassland-based beef-cattle farms. Environmental Modelling and Software 26, 371-385.
- MARTÍNEZ CALSINA, L. 2009. Compensación tamaño densidad de macollos en pasturas de *Chloris gayana* (Kunth) cv *Finecut* sometidas a diferentes regímenes de defoliación. Tesis Magister Scientie. Facultad de Ciencias Agrarias. UNMdP, 41 p.
- MARTÍNEZ CALSINA, L.; AGNUSDEI, M.G.; ASSUERO, S.G.; PEREZ, H. 2012. Size/density compensation in *Chloris gayana* Kunth cv. *Fine Cut* subjected to different defoliation regimes. Grass and Forage Science 67(2), 255-262.

- MCCALL, D.G.; BISHOP-HURLEY, G.J. 2003. A pasture growth model for use in a whole-farm dairy production model. *Agricultural Systems*, 76, 1183-1205.
- MCNAUGHTON, S.J.; OESTERHELD, M.; FRANK, D.A.; WILLIAMS, K.J. 1989. Ecosystem-level patterns of primary productivity and herbivory in terrestrial habitats. *Nature* 341:142-4.
- MOSER, L.; BURSON, B.; SOLLENBERGER, L. 2004. Warm-Season Grasses. En: MOSER, L.; BURSON, B.; SOLLENBERGER, L. (ed.). *American Society of Agronomy Monograph Series*. 1171 p.
- OESTERHELD, M.; DI BELLA, C.M.; KERDILES, H. 1998. Relation between NOAA-AVHRR satellite data and stocking rate of rangelands. *Ecological Applications* 8: 207-212.
- ORR, R.J.; PARSONS, A.J.; TREACHER, T.T.; PENNING, P.D. 1988. Seasonal patterns of grass production under cutting or continuous stocking managements. *Grass Forage Sci.* 43: 199-207.
- PARSONS, A.J.; CHAPMAN, D.F. 2000. The principles of pasture growth and utilisation. 31-89. En: HOPKINS, A. (Ed.). *Grass its production and utilisation*. Third Edition. British Grassland Society. Blackwell Scientific Publications.
- PARUELO, J.M.; LAUENROTH, W.K.; BURKE, I.C.; SALA, O.E. 1999. Grassland precipitation-Use Efficiency varies across a resource gradient. *Ecosystems* 2:64-68.
- RICCI, H.R. 2006. Producción primaria de cuatro gramíneas tropicales perennes cultivadas en la Llanura Deprimida de Tucumán. Tesis de Maestría. UNT, Argentina.
- RICCI, H.R.; TORANZOS, M.R. 2004. Índice de calidad de cuatro gramíneas tropicales en cuatro estados fenológicos. Congreso AAPA, 3 p.
- ROMERA, A.J.; MCCALL, D.G.; LEE, J.M.; AGNUSDEI, M.G. 2009. Improving the McCall herbage growth model. *New Zealand Journal of Agricultural Research* 52, 477-494.
- STERMAN, J.D. 2000. *System Dynamics: Thinking Systems and Modeling for a Complex World*. Irwin/McGraw-Hill, Boston. 982p.
- TANURE, S.; NABINGER, C.; BECKER, J.L. 2013. Bioeconomic model of decision support system for farm management. Part I: Systemic conceptual modeling. *Agricultural Systems* 115, 104-116.
- THEIL, H.; CRAMER, J.S.; MOERMAN, H.; RUSSCHEN, A., 1970. *Economic Forecast and Policy*, 2nd ed. North-Holland Publishing Company. Amsterdam, Países Bajos.
- THORNLEY, J.H.M.; FRANCE, J. 2007. *Mathematical Models in Agriculture. Quantitative Methods for the plant, animal and ecological sciences*. 2nd Edition, CABI, 887 p.
- TRNKA, M.; EITZINGER, J.; GRUSZCZYNSKI, G.; BUCHGRABER, K.; RESCH, R.; SCHAUMBERGER, A. 2006. A simple statistical model for predicting herbage production from permanent grassland. *Grass and Forage Science*, 61, 253-271.
- YANG, J.M.; YANG, J.Y.; LIU, S.; HOOGENBOOM, G. 2014. An evaluation of the statistical methods for testing the performance of crop models with observed data. *Agricultural Systems* 127, 81-89.