

Desenvolvimento de modelos preditores de acúmulo de forragem em pastagens tropicais

Felipe Tonato⁽¹⁾, Luis Gustavo Barioni⁽²⁾, Carlos Guilherme Silveira Pedreira⁽¹⁾, Ozanival Dario Dantas⁽³⁾ e Juaci Vitoria Malaquias⁽³⁾

⁽¹⁾Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Avenida Pádua Dias, nº 11, CEP 13418-970 Piracicaba, SP. E-mail: flipetonato@yahoo.com, cgspedre@esalq.usp.br ⁽²⁾Embrapa Informática Agropecuária, Caixa Postal 6041, CEP 13083-886 Campinas, SP. E-mail: barioni@cnptia.embrapa.br ⁽³⁾Embrapa Cerrados, BR 020, Km 18, Caixa Postal 08223, CEP 73310-970 Brasília, DF. E-mail: dario@cpac.embrapa.br, juaci.malaquias@cpac.embrapa.br

Resumo – O objetivo deste trabalho foi identificar, quantificar e modelar atributos condicionantes do acúmulo de forragens no Brasil Central e desenvolver modelos estimadores do acúmulo de forragem potencial, com base em parâmetros climáticos. Uma estrutura de banco de dados foi modelada e implementada para a inserção de dados de crescimento de forrageiras. Foram inseridos dados primários de experimentos com cultivares do gênero *Cynodon*, *Panicum* e *Urochloa*. O banco de dados permitiu gerar listagens ordenadas das taxas médias de acúmulo de forragem (TMA), temperatura média, máxima, mínima (T_{\min}), radiação global incidente e dias do ano, para cada período de crescimento. Realizaram-se regressões lineares simples e múltiplas, com variáveis climáticas como regressoras e TMA como variável resposta. O modelo com T_{\min} como variável independente se destacou com os melhores valores para o coeficiente de determinação, critério de Akaike e critério bayesiano, e foi adotado como padrão. Os modelos foram agrupados pelo teste de coincidência em seis grupos. Os modelos possuem capacidade estimadora diferente para cada cultivar. A calibração dos modelos com dados locais pode acomodar efeitos desconsiderados na sua formulação e aumenta a acurácia de estimativas da produção potencial.

Termos para indexação: *Brachiaria*, *Cynodon*, *Panicum*, *Urochloa*, estacionalidade de produção, sistema de produção.

Development of forage accumulation prediction models in tropical pastures

Abstract – The objective of this work was to identify, quantify and model conditioning attributes of forage accumulation in Central Brazil, and to develop estimating models of the forage accumulation potential, based on climatic parameters. A database structure was modeled and implemented for forage growth data insertion. Primary data experiments with *Cynodon*, *Panicum* and *Urochloa* cultivars were inserted. The databank allowed the generation of sorted lists of forage mean accumulation rates (TMA), average temperature, maximum and minimum (T_{\min}) temperatures, global incident radiation and day of the year, for each growth period. Simple and multiple linear regressions were made, with climatic variables as regressors and TMA as response variable. The model with T_{\min} as independent variable was adopted as standard because it stood out for the best values of determination coefficient, Akaike criterion and Bayesian criterion. The models were grouped by the coincidence test in six groups. The models have different estimating capacities for each cultivar. Model calibration using local data can accommodate effects disregarded in its formulation, and enhances potential yield estimative accuracy.

Index terms: *Brachiaria*, *Cynodon*, *Panicum*, *Urochloa*, seasonal production, production system.

Introdução

As pastagens são o principal suprimento alimentar da pecuária brasileira e compõem a maior parte da dieta dos animais de nosso rebanho (Mistura et al., 2006), por apresentarem baixo custo, grande aptidão produtiva e fácil cultivo. Assim, boa parte das áreas agricultáveis são cultivadas com plantas forrageiras que, em razão

da grande extensão territorial que ocupam, estão sujeitas a diversas condições ambientais. As variáveis meteorológicas são importantes determinantes da produtividade das forragens, e aspectos como temperatura, precipitação pluvial e luminosidade (fotoperíodo e qualidade da luz) afetam diretamente características de grande importância, como o acúmulo de massa e a estacionalidade de produção dessas plantas,

o que representa um ponto chave para o planejamento do processo produtivo.

O planejamento e controle do forrageamento, a partir de previsões relativas à quantidade e qualidade de forragem produzida, pode contribuir para aumentar a produtividade dos sistemas pecuários e proporcionar uma base mais segura para analisar a viabilidade, retornos econômicos e riscos de alternativas tecnológicas (Barioni et al., 2003). Entre os diversos aspectos relacionados à alimentação dos animais, o ajuste do suprimento à demanda de alimentos é um dos pontos fundamentais para o sucesso do sistema de produção (Santos et al., 2004). Na determinação da capacidade de produção das plantas forrageiras, o suprimento de forragem tem se configurado como um dos maiores desafios ao desenvolvimento de sistemas integrados de planejamento e apoio à tomada de decisão, em sistemas pastoris tropicais. Assim, o desenvolvimento de modelos preditores da produção e da taxa de acúmulo de forragem é de extrema importância para se definir estratégias de manejo da produção das pastagens (Fick et al., 1994)

O objetivo deste trabalho foi avaliar o efeito de atributos condicionantes (fotoperíodo, temperatura e radiação global) no acúmulo de forragens e desenvolver modelos estimadores do acúmulo de forragem potencial com base em parâmetros climáticos.

Material e Métodos

Dados de cinco experimentos, realizados com as principais cultivares de gramíneas forrageiras no Brasil Central, foram usados para o estabelecimento do banco de dados e geração dos modelos.

No experimento 1, Tonato (2003) avaliou a produção de forragem em gramíneas do gênero *Cynodon*, cultivares Estrela, Florico, Florona, Coastcross e Tifton 85. As plantas foram cultivadas com irrigação e manejadas com dois intervalos de cortes, aos 28 e 42 dias, e adubadas com 400 kg ha⁻¹ de N e K₂O por ano. O experimento foi conduzido em Piracicaba, SP (22°42'30" S, 47°30'00" W, a 580 m de altitude), durante dois anos, entre 2001 e 2003.

No experimento 2, Rodrigues (2004) avaliou a produção de forragem de *Brachiaria brizantha* (binômios sinonimizados em *Urochloa brizantha*), cultivares Marandu, Xaraés, Arapoty e Capiporã. As plantas foram cultivadas com irrigação, manejadas com corte a cada

28 dias, e adubadas com 675 kg ha⁻¹ de N e K₂O por ano. O experimento foi conduzido em Planaltina, DF (15°35' S, 47°42' W, a 1.007 m de altitude), durante um ano.

No experimento 3, Moreno (2004) avaliou o acúmulo de forragem em *Panicum*, cultivares Atlas, Massai, Mombaça, Tanzânia e Tobiata, cultivadas sob irrigação, em Piracicaba, SP, durante um ano. As cultivares Atlas, Massai e Mombaça foram manejadas por cortes a cada 28 dias, no verão, e a cada 49 dias, no inverno, e adubadas com 485 kg ha⁻¹ de N e K₂O por ano. As cultivares Tanzânia e Tobiata foram manejadas por corte a cada 35 dias, no verão, e a cada 63 dias, no inverno, e adubadas com 400 kg ha⁻¹ de N e K₂O.

No experimento 4, Lara (2007) avaliou o acúmulo de forragem em um segundo conjunto de dados com gramíneas das espécies *Brachiaria decumbens* (binômios sinonimizados em *Urochloa decumbens*) cultivar Basilisk e *Brachiaria brizantha* (binômios sinonimizados em *Urochloa brizantha*) cultivares Marandu, Xaraés, Arapoty e Capiporã, irrigadas e manejadas por corte a cada 28 dias, no verão, e a cada 42 dias, no inverno, adubadas com 220 kg ha⁻¹ de N e K₂O por ano, em Piracicaba, SP, por um ano.

No experimento 5, Pedreira (2006) avaliou o acúmulo de forragem de *Brachiaria brizantha* (binômios sinonimizados em *Urochloa brizantha*), cultivar Xaraés, não irrigada e manejada por pastejo, a cada 28 dias, em média, por dois períodos de cinco meses, em dois anos diferentes, em Piracicaba, SP.

Um banco de dados relacional foi modelado e implementado, por meio das ferramentas de desenvolvimento IBAdmin (SQLLY Development, Moscou, Rússia) e IBExpert (HK Software, Bremen, Alemanha) e do sistema gerenciador de banco de dados Firebird (IBPhoenix, South Oxon, Inglaterra). Com base nas variáveis mensuradas nos conjuntos de dados, foram determinados os atributos a serem considerados no modelo do banco de dados, de forma a permitir que todos os dados de interesse ligados às unidades experimentais, tratamentos impostos e variáveis medidas pudessem ser incluídos de maneira organizada. Após a determinação desses atributos, foi desenvolvido um modelo entidade-relacionamento, para agrupar os atributos em entidades (tabelas) com relacionamentos identificados, de forma a organizá-los em função de seu agrupamento lógico e normalizar o banco para evitar redundâncias.

Todos os conjuntos de dados foram, então, migrados das planilhas para o banco de dados, a partir do qual

foi realizada uma pesquisa por meio de linguagem de consulta estruturada (SQL), para permitir que os atributos dos diferentes experimentos fossem listados e combinados em uma única saída com: taxas médias de acúmulo de forragem (TMA), variáveis meteorológicas, como temperaturas média ($T_{\text{méd}}$), máxima ($T_{\text{máx}}$) e mínima ($T_{\text{mín}}$), radiação global incidente (Rad), além de variáveis não meteorológicas, como dias do ano (DA), para cada período de crescimento.

Para calcular os valores das variáveis estudadas, procedeu-se à somatória dos valores diários de cada variável, no período de crescimento das forrageiras, o que gerou valores acumulados das variáveis para cada período, em cada local.

Após a realização das consultas, foram feitas análises exploratórias com o programa estatístico SAS, para verificar a conformidade dos dados com as premissas das análises estatísticas como a eliminação de valores discrepantes, independência e normalidade dos erros, aditividade do modelo e homogeneidade das variâncias. A adequação dos modelos sugeridos foi avaliada pela análise dos coeficientes de correlação parcial, para verificação da existência de multicolinearidade. A normalidade dos resíduos foi analisada pelos testes de Shapiro Wilk e Kolmogorov-Smirnov, pelo PROC UNIVARIATE do SAS (Littel et al., 2006). A heterocedasticidade dos dados foi avaliada pelo teste de Pesaran-Pesaran, também presente no mesmo programa estatístico. Os dados discrepantes foram identificados por análises gráficas de resíduos e independência dos erros, pelo teste de Durbin-Watson.

A geração dos modelos foi feita após a eliminação dos dados discrepantes. Os modelos foram selecionados de acordo com a análise exploratória, por meio do coeficiente de determinação (R^2) e de duas estatísticas paramétricas: o critério de informação de Akaike (Akaike information criterion, AIC) e o critério bayesiano de informação (Bayesian information criterion, BIC). Em razão de problemas de heterocedasticidade das variâncias, em relação às temperaturas utilizou-se o ajuste de parâmetros por meio do método dos mínimos quadrados ponderados (MQP), em detrimento da transformação dos dados. A principal justificativa para isso decorre da tentativa de se evitar transformar os dados originais, quando os resíduos do modelo não apresentam variância homogênea, pois além de produzir dados com uma escala diferente da original, a transformação, ao resolver o problema da heterocedasticidade, pode criar

outro, como por exemplo o da falta de linearidade dos dados. Para a ponderação, utilizou-se o inverso do quadrado da temperatura, de forma a adequar-se às premissas estatísticas do modelo de regressão linear. Os modelos foram parametrizados pelo PROC REG do SAS (Littel et al., 2006).

Os modelos desenvolvidos foram comparados pela metodologia de testes de coincidência e paralelismo, implementados no PROC REG do SAS (Littel et al., 2006), para agrupar cultivares com modelos mais simples e estatisticamente equivalentes. A partir da identificação dos materiais com respostas semelhantes, por meio do teste de coincidência, foram geradas regressões com os conjuntos de dados combinados, para as cultivares identificadas como coincidentes, e o modelo resultante foi atribuído ao respectivo grupo de cultivares.

Com o intuito de demonstrar a aplicação prática do modelo, realizou-se o exercício de calibração de um deles, com base na temperatura mínima média, para a estimativa de acúmulo de forragem de *Urochloa decumbens* cv. Basilisk (Syn. *Brachiaria decumbens* cv. Basilisk), com dados coletados na Fazenda Dom Bosco (16°16'S, 47°28'W, a 1.200 m de altitude), no Município de Cristalina, GO (Barioni & Ferreira, 2007).

Em seguida, foram comparados os desvios das estimativas, obtidos com o modelo original com valores efetivamente observados na propriedade, para verificar o ajuste do modelo às condições locais, e foi calculada a soma de quadrados dos desvios (Tabela 1). Apenas oito meses foram utilizados para esses cálculos, pois o período de maio a agosto de 2006 (quatro meses) foi desconsiderado, já que o fator de restrição hídrica (FH) – relação entre evapotranspiração real (ETR) e evapotranspiração máxima (ETM), obtida pelo balanço hídrico proposto por Thornthwaite & Mather (1955) –, para esse período, foi inferior a 0,5 o que mostra ter havido deficit de água nesses meses (Tabela 2), fato não contemplado pelo modelo.

Com base no valor inicial da soma de quadrados dos desvios, entre as estimativas do modelo e as observações, ajustou-se o coeficiente angular do modelo de forma a minimizar a soma de quadrados dos resíduos. O novo valor de coeficiente angular foi, então, usado para calcular um novo valor de intercepto, assumido que o valor de T_{Bi} é uma constante para a cultivar em questão.

Resultados e Discussão

A análise de correlação entre as variáveis climáticas mostrou que, para todos os conjuntos de dados, as variáveis climáticas foram alta e positivamente correlacionadas (Tabela 3). Para a modelagem, esse padrão de resposta, com altos valores de correlação, indica que regressões simples e múltiplas teriam um poder explicativo semelhante e que, conseqüentemente, a inclusão de mais de uma variável no modelo aumentaria sua complexidade, mas agregaria pouco em termos de precisão.

As altas correlações entre as variáveis meteorológicas estudadas foram discutidas por diversos autores, como Nelson & Volenec (1995), como estando associadas ao fato de a radiação solar ser a fonte primária de energia para fenômenos atmosféricos e processos físicos, químicos e biológicos observados em ecossistemas agrícolas. Ainda, a radiação solar configura-se como principal responsável pela temperatura do ar e por sua variação temporal, ao longo do dia (Varejão-Silva, 2001). Isso faz com que variações na radiação solar reflitam-se em variações na temperatura do ar e do solo (Volenec & Nelson, 2003).

A inter-relação entre as variáveis climáticas, marcadamente entre temperatura do ar e radiação solar, também é facilmente notada em trabalhos na área de agrometeorologia ou irrigação, que usam os valores de radiação solar incidente (R_s) para

determinar a evapotranspiração de referência (ETo), em diferentes localidades. Raramente os registros históricos da R_s são obtidos de forma direta, e há, na maioria das vezes, apenas informações dos valores de precipitação pluvial e da temperatura do ar (máxima e mínima). Nessas situações, métodos como o desenvolvido por Samani (2000), que se baseia na amplitude térmica do período avaliado e radiação incidente no topo da atmosfera (R_a), são amplamente usados e recomendados pela FAO (Allen et al., 2000).

Apesar da constatação da alta correlação entre as variáveis meteorológicas usadas como predictoras, foram feitas regressões múltiplas, tendo-se ignorado intencionalmente o fato de a alta correlação descartar ganhos significativos em capacidade preditiva de modelos com maior nível de complexidade. Ainda, para a identificação de possíveis padrões de respostas dos acúmulos em função das diferentes variáveis meteorológicas, foram realizadas regressões de forma hierarquizada: primeiro, se combinaram todos os gêneros e cultivares, dos diferentes conjuntos de dados, em uma única regressão e, por último, regressões individuais para cada cultivar.

O coeficiente de determinação não foi usado como único critério para estabelecimento do modelo de melhor ajuste, em virtude de se tratar de um critério não paramétrico, que tende a apresentar maiores valores de ajuste com a inclusão de um maior número de

Tabela 1. Temperatura mínima média (T_{min}), taxa média de acúmulo de forragem observada (TMA), taxa média de acúmulo de forragem estimada pelo modelo original (TMA-O), taxa média de acúmulo de forragem estimada pelo modelo com calibração (TMA-C), soma de quadrados do modelo original (SQ-O) e soma de quadrados do modelo calibrado (SQ-C), para pastos de *Urochloa decumbens* cv. Basilisk, avaliado em uma propriedade em Cristalina, GO, nos anos de 2005 e 2006.

Mês	T_{min} (°C)	TMA ----- (kg ha ⁻¹ por dia de MS) -----	TMA-O	TMA-C	SQ-O ----- (kg ha ⁻¹ por dia) -----	SQ-C
Setembro	16,50	30,35	40,10	31,29	9,75	0,93
Outubro	17,93	34,40	51,81	40,42	17,41	6,01
Novembro	18,09	41,90	53,13	41,44	11,22	-0,46
Dezembro	17,63	39,62	49,38	38,52	9,76	-1,10
Janeiro	17,44	39,42	47,85	37,32	8,43	-2,09
Fevereiro	18,48	39,21	56,36	43,97	17,15	4,76
Março	18,33	45,54	55,11	42,99	9,57	-2,55
Abril	17,54	44,07	48,65	37,95	4,58	-6,12
Mai	14,71	36,80	25,44	19,85	-	-
Junho	12,97	29,53	11,25	8,77	-	-
Julho	13,35	22,26	14,29	11,15	-	-
Agosto	15,57	26,31	32,55	25,39	-	-

parâmetros no modelo. Esse coeficiente desconsidera o impacto do aumento na variância individual de cada parâmetro, pela inclusão de um maior número de parâmetros, e seus possíveis impactos na perda de precisão dos modelos, o que penaliza modelos mais simples e premia modelos mais complexos. Assim, optou-se por utilizar outros critérios estatísticos paramétricos, de aplicação mais recente, tendo-se incorporado um critério de balanceamento entre a precisão e a complexidade do modelo, conforme Burnham & Anderson (2004). Nesse enfoque, foram adotados o critério de informação de Akaike (Akaike information criterion, AIC) e o critério bayesiano de informação (Bayesian information criterion, BIC). O AIC foi consistentemente melhor para a detecção de diferença entre os modelos, por isso, foi adotado como referência para a identificação dos modelos de melhor capacidade preditiva.

Entre os parâmetros climáticos avaliados como variável independente nos modelos, a T_{\min} apresentou a melhor capacidade estimadora de forma mais constante e esteve presente no modelo de melhor capacidade estimadora mais frequentemente (62,3% das vezes), seguida de Rad (56,3%) e DA (43,7%). Em razão da maior representatividade da T_{\min} nos modelos (Tabela 4) e da alta correlação existente entre as diversas variáveis meteorológicas, optou-se

Tabela 2. Valores de precipitação, evapotranspiração real (ETR), evapotranspiração potencial (ETP), evapotranspiração máxima (ETM) e fator de restrição hídrica (FH), calculados segundo balanço hídrico de Thornthwaite & Mather (1955), para o Município de Cristalina, GO, nos anos de 2005 e 2006.

Mês	Precipitação	ETR	ETP	ETM	FH
	----- (mm) -----				(%)
Novembro	303,6	88,6	88,64	79,8	100
Dezembro	292,5	85,4	85,37	76,8	100
Janeiro	174,0	91,4	91,40	109,7	100
Fevereiro	123,5	84,6	84,64	101,6	100
Março	220,5	82,6	82,61	99,1	100
Abril	176,0	76,4	76,43	68,8	100
Mai	9,5	26,8	67,59	60,8	88
Junho	3,5	4,2	54,32	48,9	17
Julho	2,0	2,0	64,39	38,6	11
Agosto	5,0	5,0	90,57	54,3	18
Setembro	65,5	65,5	94,83	56,9	100
Outubro	300,0	91,0	91,05	81,9	100

por desenvolver modelos simples, cuja variável independente fosse a T_{\min} . Essa melhor capacidade preditiva da temperatura mínima já foi reportada por Pedro Júnior et al. (1990), que estudou 25 espécies de gramíneas forrageiras e algumas de leguminosas, na tentativa de gerar um mapa de aptidão das principais espécies forrageiras para o Estado de São Paulo. A T_{\min} foi usada também para o zoneamento climático de culturas forrageiras de clima tropical e subtropical (Rio Grande do Sul, 1975). Boote et al. (2002) trabalharam com o modelo mecanicista dinâmico Cropgro, apesar de atribuírem menor importância à temperatura mínima na determinação do desenvolvimento das plantas, e incluíram um

Tabela 3. Coeficiente de correlação⁽¹⁾ entre as variáveis climáticas, em cada experimento usado no preenchimento do banco de dados.

Variável ⁽²⁾	<i>Cynodon 1</i>	<i>Cynodon 2</i>	<i>Panicum</i>	<i>Urochloa 1</i>	<i>Urochloa 2</i>
$T_{\text{méd}}/T_{\text{mín}}$	0,98463	0,96923	0,95705	0,95277	0,98323
$T_{\text{méd}}/T_{\text{máx}}$	0,98314	0,95723	0,89074	0,91145	0,96827
$T_{\text{méd}}/\text{Rad}$	0,94183	0,95020	0,91498	0,92762	0,87679
$T_{\text{mín}}/T_{\text{máx}}$	0,94532	0,86237	0,72671	0,74968	0,91011
$T_{\text{mín}}/\text{Rad}$	0,89978	0,91583	0,88184	0,88254	0,80959
$T_{\text{máx}}/\text{Rad}$	0,93213	0,91197	0,81296	0,87512	0,89792

⁽¹⁾Valores significativos a 0,01% de probabilidade. ⁽²⁾ $T_{\text{méd}}$, temperatura média; $T_{\text{mín}}$, temperatura mínima; $T_{\text{máx}}$, temperatura máxima; e Rad, radiação global incidente.

Tabela 4. Valores de raiz quadrada do quadrado médio do resíduo (RQMR), para os modelos ajustados, com base na temperatura média ($T_{\text{méd}}$) e mínima ($T_{\text{mín}}$), radiação global incidente (Rad), e diferença em relação ao modelo de menor erro, para cada cultivar⁽¹⁾.

Cultivar	$T_{\text{méd}}$	$T_{\text{mín}}$	Rad
Arapoty	19,17 (3,8)	18,47 (0)	22,26 (20,5)
Atlas	17,98 (0,2)	17,94 (0)	19,33 (7,8)
Capiporã	21,37 (6,5)	20,06 (0)	24,57 (22,5)
Coastcross	19,96 (4,3)	19,14 (0)	21,15 (10,5)
Estrela	21,43 (8,4)	19,76 (0)	22,91 (15,9)
Florico	23,27 (4,9)	22,18 (0)	24,54 (10,7)
Florona	20,23 (1,7)	19,89 (0)	21,17 (6,4)
Basilisk	14,55 (14,1)	12,75 (0)	20,11 (57,6)
Marandu	22,75 (4,3)	21,81 (0)	23,99 (10)
Massai	27,20 (0)	27,80 (2,2)	27,62 (1,5)
Mombaça	21,63 (0)	23,20 (7,3)	23,44 (8,4)
Tanzânia	22,69 (4,1)	22,81 (4,7)	21,80 (0)
Tifton 85	21,84 (3)	21,20 (0)	21,57 (1,8)
Tobiatã	17,82 (1,3)	19,18 (9)	17,60 (0)

⁽¹⁾Valores entre parênteses, na mesma linha, correspondem à diferença em relação ao modelo de menor erro em percentagem.

efeito adicional das temperaturas mínimas noturnas em seu modelo.

Com base na T_{\min} , para cada um dos três gêneros, foram gerados, primeiramente, modelos que agregassem todas as cultivares pertencentes a um mesmo gênero, em cada regressão. Esses modelos foram, então, testados quanto à coincidência (semelhança entre si), e se mostraram altamente significativos ($p = 0,0001$) na comparação entre os gêneros, o que indica a pertinência de se ter modelos diferentes para cada um dos gêneros.

Em razão dessa diferenciação entre os gêneros, foram feitas novas regressões, desta vez para cada cultivar dentro de gênero. O teste de coincidência desses modelos mostrou que se formaram dois grupos distintos de cultivares para cada gênero: *Urochloa* (U1, Marandu Basilisk e Arapoty; U2, Capiporã e Xaraés); *Cynodon* (C1, Tifton 85 e Estrela, C2, Coastcross, Florico e Florona); e *Panicum* (P1, Atlas e Mombaça, P2 – Tanzânia e Tobiata). Para o efetivo agrupamento das cultivares, foram desenvolvidas novas regressões que combinaram os dados das cultivares pertencentes a cada gênero, de forma a gerar uma regressão única para cada grupo (Tabela 5).

Entre os modelos, os dois desenvolvidos para o gênero *Cynodon* apresentaram os melhores ajustes, provavelmente pelo fato de o experimento ter sido realizado por dois anos em um mesmo local, o que gerou menor variabilidade dos dados. No entanto, os ajustes podem ser considerados bons para modelos lineares, com coeficiente de determinação (R^2) na faixa de 60 a 70%, para ambas as regressões.

Os dois modelos desenvolvidos para o gênero *Urochloa* apresentaram ajustes inferiores ao do *Cynodon*, mas que podem ser considerados razoáveis, ao menos, com R^2 ao redor de 55 a 60%. As limitações desses modelos, possivelmente, estão ligadas às características intrínsecas ao conjunto de dados,

tais como o fato de os dados terem sido gerados em dois experimentos, realizados em locais diferentes e manejados a alturas de corte e intervalos distintos – tanto entre os experimentos como entre as diferentes épocas do ano dentro do próprio experimento –, o que faz com que a variabilidade aumente, de acordo com o observado em Rodrigues (2004) e Lara (2007).

Para o gênero *Panicum*, os modelos apresentaram um ajuste pobre, com R^2 inferior a 40%, o que indica que sua aplicação deve ser feita de forma bastante cautelosa. Conceitualmente, diversas causas se combinaram para que isso ocorresse, como o número restrito de dados advindos de um único experimento em um único ano e local e, principalmente, estratégias de manejo (intervalos e altura de corte) diferentes nas diversas épocas do ano (Moreno, 2004), o que gerou confundimento entre as variáveis meteorológicas e de manejo.

A realização da calibração do modelo original ($TA = -94,92 + 8,19T_{\min}$), obtido para a estimativa de acúmulo de forragem de *U. decumbens* cv. Basilisk, classificada no grupo U1 (Tabela 5), gerou um novo valor de coeficiente angular ($6,39 \text{ kg ha}^{-1}$ por grau centígrado). Este valor foi usado para calcular um novo valor de intercepto, tendo-se assumido o valor de T_{Bi} como uma constante para a cultivar em questão, e obtido o valor de $-74,124 \text{ kg ha}^{-1}$. Com isso, o modelo calibrado para a propriedade acompanhada seria $TA = -74,124 + 6,39T_{\min}$.

Os baixos valores de erro-padrão da regressão ($EPR = 3,95 \text{ kg ha}^{-1}$ por dia) e a ausência de desvios da linearidade, observáveis na análise dos resíduos, indicam que o ajuste do coeficiente angular, assumindo-se temperatura-base fixa, é promissor para aplicação prática.

O modelo antes da calibração superestimava os valores em aproximadamente 27% e, com o modelo calibrado, melhorou a capacidade estimadora (Figura 1).

Tabela 5. Agrupamento das diferentes cultivares, realizado com base no teste de coincidência, em cada gênero.

Gênero	Grupo	Intercepto		Coeficiente angular		Equação
		Valor	Erro-padrão	Valor	Erro-padrão	
<i>Urochloa</i>	U1	-94,92	8,97	8,19	0,59	$TMA = -94,92 + 8,19T_{\min}$
	U2	-128,07	10,32	10,66	0,68	$TMA = -128,07 + 10,66T_{\min}$
<i>Cynodon</i>	C1	-84,69	3,52	9,06	0,27	$TMA = -84,69 + 9,06T_{\min}$
	C2	-67,01	2,87	7,97	0,22	$TMA = -67,01 + 7,97T_{\min}$
<i>Panicum</i>	P1	-55,22	8,65	6,36	0,60	$TMA = -55,22 + 6,36T_{\min}$
	P2	-29,15	11,51	5,93	0,78	$TMA = -29,15 + 5,93T_{\min}$

¹⁾U1, Marandu, Basilisk e Arapoty; U2, Capiporã e Xaraés; C1, Tifton 85 e Estrela; C2, Coastcross, Florico e Florona, P1, Atlas e Mombaça; P2, Tanzânia e Tobiata.

Esse fato mostra que, apesar do esforço em se gerar e sistematizar um banco de dados relativo ao crescimento e desenvolvimento de *U. decumbens* cv. Basilisk, para a parametrização inicial do modelo, esses dados e as condições (clima, fertilidade e textura de solo, entre outras) em que foram gerados ainda são limitados e levam, por conseguinte, a respostas limitadas.

Fica evidente a importância da calibração dos modelos com dados locais, para promover os ajustes dos parâmetros do modelo (Boote et al., 1996) de forma a fazer com que os resultados simulados tenham um comportamento semelhante aos resultados reais (Vargas et al., 2006; Fontoura Júnior et al., 2009).

A diferença em amplitude entre as estimativas feitas com o modelo original e o modelo calibrado (Tabela 1) deriva, provavelmente, do fato de o modelo original ter sido parametrizado com dados gerados em condições ideais (ausência de déficit hídrico ou de fertilidade), enquanto os dados usados para sua posterior calibração foram gerados em condições não ideais. Assim, são grandes as chances de ter havido deficiências em fertilidade do solo, na propriedade em que os dados para calibração foram coletados.

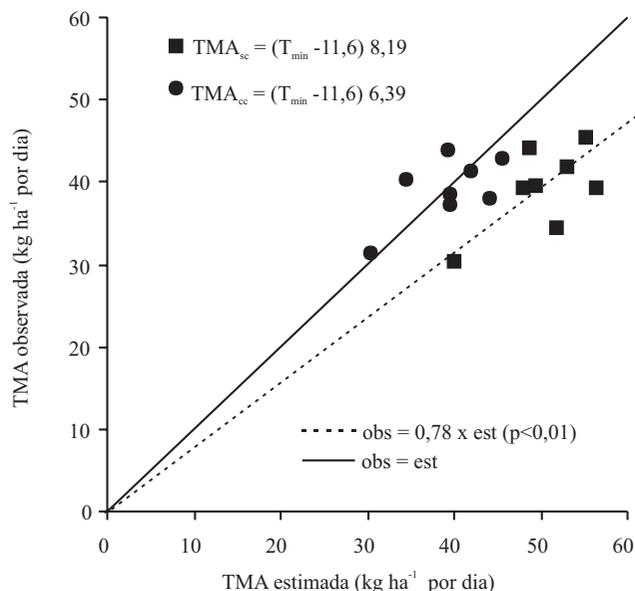


Figura 1. Comparação entre o ajuste do modelo parametrizado com os dados originais sem calibração (sc) da taxa média de acúmulo (TMA) de matéria seca de *Urochloa decumbens* cv. Basilisk, e o com calibração (cc) com os dados locais, de setembro de 2006 a agosto de 2007.

Novos conjuntos de dados, para as cultivares e espécies contempladas neste trabalho, ou para outras cultivares e espécies não incluídas devem ser gerados e inseridos no banco de dados para possibilitar o aumento da acurácia dos modelos, tanto para estimativas referentes a diferentes locais, como em relação à diferentes condições meteorológicas.

Conclusões

1. Os modelos são eficientes para estimar o acúmulo potencial de forragem com base na temperatura mínima, mas com capacidade estimadora diferente para cada cultivar, em consequência das características do conjunto de dados usado no desenvolvimento dos modelos.

2. A calibração do modelo com dados locais é promissora para acomodar efeitos desconsiderados na formulação do próprio modelo, tais como fertilidade do solo, população de plantas, declividade, e aumentar a acurácia de estimativas de produção potencial.

3. A pequena abrangência geográfica dos conjuntos de dados analisados e a ausência de informações sobre fertilidade do solo, adubações e déficit hídrico, para as cultivares modeladas, limitam a aplicação prática dos modelos em larga escala.

Referências

- ALLEN, R.G.; PEREIRA, L.S.; RAES, D.; SMITH, M. **Crop evapotranspiration: guidelines for computing crop water requirements.** Roma: FAO, 1998. 300p. (FAO. Irrigation and drainage paper, 56).
- BARIONI, L.G.; FERREIRA, A.C. **Monitoramento da massa de forragem e altura para ajustes da taxa de lotação em fazenda agropecuária na Região do Cerrado.** Planaltina: Embrapa Cerrados, 2007. 24p. (Embrapa Cerrados. Boletim de pesquisa e desenvolvimento, 191).
- BARIONI, L.G.; MARTHA JÚNIOR, G.B.; RAMOS, A.K.B.; VELOSO, R.F.; RODRIGUES, D.C.; VILELA, L. Planejamento e gestão do uso de recursos forrageiros na produção de bovinos em pastejo. In: SIMPÓSIO SOBRE MANEJO DA PASTAGEM, 20., 2003, Piracicaba. **Produção animal em pastagens: situação atual e perspectivas: anais.** Piracicaba: FEALQ, 2003. p.105-153.
- BOOTE, K.J.; JONE, J.W.; PICKERING, N.B. Potential uses and limitations of crop models. **Agronomy Journal**, v.88, p.704-716, 1996.
- BOOTE, K.J.; MÍNGUEZ, M.I.; SAL, F. Adapting the CROPGRO legume model to simulate growth of faba bean. **Agronomy Journal**, v.94, p.743-756, 2002.

- BURNHAM, K.P.; ANDERSON, D.R. Multimodel inference understanding AIC and BIC in model selection. **Sociological Methods and Research**, v.33, p.261-304, 2004.
- FICK, G.W.; WILKENS, P.W.; CHERNEY, J.H. Modeling forage quality changes in the growing crop. In: FAHEY JUNIOR, G.C.; MOSER, L.E.; MERTWNS, D.R.; COLINS, M. (Ed.). **Forage quality, evaluation and utilization**. Madison: American Society of Agronomy, 1994. p.757-795.
- FONTOURA JÚNIOR, J.A.S. da; SIEWERDT, F.; DIONELLO, N.J.L.; CORRÊA, M.N. Modelo de simulação do desempenho reprodutivo de fêmeas bovinas de corte com base no escore de condição corporal. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.38, p.1627-1635, 2009.
- LARA, M.A.S. **Respostas morfofisiológicas de cinco cultivares de *Brachiaria* spp. às variações estacionais de temperatura do ar e fotoperíodo**. 2007. 91p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- LITTELL, R.C.; MILLIKEN, G.A.; STROUP, W.W.; WOLFINGER, R.D.; SCHABENBERGER, O. **Sas for mixed models**. 2nd ed. Cary: SAS Institute, 2006. 813p.
- MISTURA, C.; FAGUNDES, J.L.; FONSECA, D.M. da; MOREIRA, L.M.; VITOR, C.M.T.; NASCIMENTO JÚNIOR, D. do; RIBEIRO JÚNIOR, J.I. Disponibilidade e qualidade do capim-elefante com e sem irrigação adubado com nitrogênio e potássio na estação seca. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, p.372-379, 2006.
- MORENO, L.S.B. **Produção de forragem de capins do gênero *Panicum* e modelagem de respostas produtivas e morfofisiológicas em função de variáveis climáticas**. 2004. 86p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- NELSON, C.J.; VOLENEC, J.J. Environmental and physiological aspects of forage management. In: BARNES, R.F.; MILLER, D.A.; NELSON, C.J. (Ed.). **Forages: an introduction to grasslands agriculture**. Ames: Iowa State University Press, 1995. p.55-69.
- PEDREIRA, B.C. e. **Interceptação de luz, arquitetura e assimilação de carbono em dosséis de capim-xaraés [*Brachiaria brizantha* (A. Rich.) Stapf. cv. Xaraés] submetidos a estratégias de pastejo rotacionado**. 2006. 86p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- PEDRO JÚNIOR, M.J.; ALCÂNTARA, P.B.; ROCHA, G.L. da; ALFONSI, R.R.; DONZELI, P.L. **Aptidão climática para plantas forrageiras no Estado de São Paulo**. Campinas: Instituto Agrônomo, 1990. 13p. (IAC. Boletim técnico, 139).
- RIO GRANDE DO SUL. Programa de investimentos integrados para o setor agropecuário. **Zoneamento climático por cultura: forrageiras de clima tropical e subtropical: zoneamento agrícola**. Porto Alegre: Pallotti, 1975. v.2, p.177-183.
- RODRIGUES, D.C. **Produção de forragem de cultivares de *Brachiaria brizantha* (Hochst. ex A. Rich.) Stapf. e modelagem de respostas produtivas em função de variáveis climáticas**. 2004. 94p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- SAMANI, Z. Estimating solar radiation and evapotranspiration using minimum climatological data. **Journal of Irrigation and Drainage Engineering**, v.126, p.265-267, 2000.
- SANTOS, E.D.G.; PAULINO, M.F.; QUEIROZ, D.S.; FONSECA, D.M.; FILHO, S.C.V.; LANA, R.P. Avaliação de pastagem diferida de *Brachiaria decumbens* Stapf. 2. Disponibilidade de forragem e desempenho animal durante a seca. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.33, p.214-224, 2004.
- TONATO, F. **Determinação de parâmetros produtivos e qualitativos de *Cynodon* spp. em função de variáveis climáticas**. 2003. 86p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- VAREJÃO-SILVA, M.A. **Meteorologia e climatologia**. Brasília: INMET, 2001. 531p.
- VARGAS, G.D'A.; DIONELLO, N.L.; BRUM, P.A.R. de; RUTZ, F.; FIALHO, F.B. Modelagem do crescimento e do desenvolvimento de frangos de corte: validação. **Ciência Rural**, v.36, p.1664-1669, 2006.
- VOLENEC, J.J.; NELSON, C.J. Environmental and physiological aspects of forage management. In: BARNES, R.F.; NELSON, C.J.; COLLINS, M.; MOORE, K.J. (Ed.). **Forages: an introduction to grasslands agriculture**. Ames: Iowa State University Press, 2003. p.99-124.

Recebido em 11 de maio de 2009 e aprovado em 25 de março de 2010