



Avaliação da introdução de tecnologias no sistema de produção de gado de corte no Pantanal. Desempenho e descarte de matrizes¹

Urbano Gomes Pinto de Abreu², Paulo Sávio Lopes³, Robledo de Almeida Torres³,
Helena do Nascimento Santos⁴

¹ Trabalho desenvolvido com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES).

² Embrapa Pantanal, Caixa Postal 109, CEP: 79320-900, Corumbá-MS.

³ Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Viçosa (DZO/UFV), Av. P.H. Rolfs s/n, CEP: 36570-000, Viçosa, MG.

⁴ Departamento de Informática da Universidade Federal de Viçosa (DPI/UFV), Av.P.H. Rolfs s/n, CEP: 36570-000, Viçosa, MG.

RESUMO - O desempenho produtivo de 1.075 matrizes e a estrutura etária do rebanho foram monitorados durante cinco anos (maio de 1994 a maio de 1999) em uma fazenda com sistema extensivo de cria de bovinos de corte na região do Pantanal. Nesse período, tecnologias foram introduzidas com o objetivo de modificar o sistema tradicional de produção da região e, conseqüentemente, melhorar o desempenho produtivo do rebanho de cria como um todo. As vacas foram numeradas e monitoradas durante a realização dos trabalhos de gado (TG), sendo classificadas como *solteira* ou *parida* e, conforme avaliação do desempenho reprodutivo ao longo dos trabalhos de gado, eram mantidas no rebanho ou descartadas. Os resultados foram modelados por meio de equações de estimação generalizadas (EEG) com a função de ligação logística e distribuição binomial. Utilizou-se o teste de Wald para análise do efeito das variáveis ao longo do tempo. O desempenho produtivo foi significativamente influenciado pelos efeitos das variáveis exploratórias invernada, ordem de trabalho, idade da vaca linear e quadrático. O descarte de matrizes foi influenciado de forma significativa pelos efeitos de invernada, ordem de trabalho de gado e idade da vaca linear. A introdução de tecnologias não representou tendência clara de aumento da probabilidade de as vacas serem classificadas como *paridas*. Após a introdução da estação de monta, a pressão de descarte foi maior, aumentando a probabilidade de descarte e diminuindo a probabilidade de permanência da matriz no rebanho nas idades mais avançadas, o que o tornou mais dinâmica a reposição das vacas.

Palavras-chave: avaliação de rebanho, sistema de produção extensiva, equações de estimação generalizadas

Evaluation of new management technologies on the performance and culling rate of Pantanal beef cows

ABSTRACT - Performance and age distribution of 1,075 cows were recorded during five years (May 1994 to May 1999) in a herd with an extensive cow-calf system in the Pantanal region. During this period new management technologies were introduced with the objective of modify the traditional system and improve herd production. Cows were identified and after pregnancy checking they were maintained or culled from the herd depending on the overall evaluation of the reproductive performance. Data were modeled using generalized estimating equation (GEE) with logistic function and binomial distribution, which is an extension of generalized linear models (GLIM). The GEE approach takes into account the structure of covariance categorical repeated measurements in the subject for parameter estimates. Cows culling rate was significantly affected by pasture, management, and linear and quadratic cow age. Use of new technologies did not clearly increase the probability of pregnancy. Breeding season increased cows culling rate leading to a greater replacement of cows in the herd.

Key Words: extensive beef production systems, herd evaluation, generalized estimation equation

Introdução

Os sistemas de produção de gado de corte são complexos e diversificados, motivo pelo qual é necessário que cada produtor desenvolva e adapte seu sistema conforme as condições de ambiente e de mercado. A estrutura central na cadeia produtiva da pecuária de corte é o sistema biológico de produção que engloba as diferentes etapas da criação

(cria, recria e engorda) em combinações, em torno das quais se agrupam os produtores (Cardoso, 1994).

Em bovinos de corte, a longevidade de matrizes pode ser definida como a vida útil produtiva da vaca (período entre a idade no primeiro parto e a saída do animal do rebanho), ou seja, idade na qual a matriz morre ou é descartada pela incapacidade de desmamar um bezerro viável, em decorrência de problemas sanitários, físicos ou reprodutivos

(Rohrer et al., 1988). A longevidade média das vacas de cria influencia o retorno econômico, pois afeta a proporção de bezerras que deverão ser retidas para reposição e envolve a depreciação anual da matriz. A estrutura etária do rebanho depende da vida média das matrizes, a qual também influencia o peso médio na desmama.

A cria possui, no Pantanal Mato-Grossense, regime predominantemente extensivo. No sistema de produção tradicional da região, os animais recebem poucos cuidados e são mantidos, quase sempre, em pastagens nativas existentes nas extensas planícies arenosas com poucas subdivisões, com vistas a permitir o pastejo seletivo e o uso das aguadas (Cadavid Garcia, 1986). O manejo é baseado no regime de enchentes e há dois períodos críticos de restrição alimentar: um do meio ao final da cheia (fevereiro a maio); e outro do meio ao fim da seca (agosto a setembro) (Pott et al., 1989). A alimentação constitui-se, basicamente, das seguintes espécies de forrageiras nativas: capim-mimoso (*Axonopus purpusii*), grama do cerrado (*Mesosetum loliiforme*) e grama-do-carandazal (*Panicum laxum*) (Pott, 1988). Os índices de produção tradicionais da região são baixos, com taxas de natalidade e desmama em torno de 45-60% e 40-53%, respectivamente (Abreu et al., 2001), razão da necessidade de melhorar o desempenho e a eficiência da atividade de cria.

A pecuária de corte tem sido pressionada a aumentar os índices produtivos e econômicos da atividade, o que constitui o objetivo mais importante no processo de tomada de decisão do produtor rural (Cezar, 2001). A Embrapa Pantanal tem trabalhado para atingir esse objetivo, já que desenvolveu diversas tecnologias para serem implantadas na região. Com o intuito de conhecer o sistema de produção desenvolvido pelo produtor e implantar tecnologias, foi desenvolvido um projeto de monitoramento de fazendas na região, o que tornou possível determinar, em sistemas reais, o processo de adoção de tecnologias e seus impactos no sistema.

Objetivou-se neste trabalho avaliar, no período de cinco anos, os efeitos da introdução de diferentes tecnologias no sistema de produção tradicional de cria do Pantanal no desempenho e descarte das matrizes e obter informações para o desenvolvimento de novas tecnologias.

Material e Métodos

O trabalho foi desenvolvido na fazenda Chatelodo, em uma área de 6.364 hectares, na sub-região de Nhecolândia - MS. A fitofisionomia típica da sub-região é a presença de campos abertos, com espécies forrageiras nativas e espécies lenhosas, com pequenas lagoas conhecidas na região

como baías. Periféricamente a essas baías, há pastagens nativas, com destaque para os capins mimoso (*Axonopus purpusii*) e mimosinho (*Reimarochoa brasiliensis*).

O sistema de produção tradicional antes da implantação das tecnologias foi descrito por Abreu et al. (2001).

O trabalho foi executado em seis pastagens de longa extensão (invernadas), limitadas por cercas, com as seguintes denominações e dimensões: Baitaca – 1.529 ha (24%); Invernada 1 – 893 ha (14%); Invernada 2 – 944 ha (15%); Invernada 3 – 944 ha (15%); Invernada 4 – 1.054 ha (16%); e Cocho Novo – 1.000 ha (16%).

O manejo de gado no curral, chamado tradicionalmente na região de trabalho de gado (TG), foi feito por três peões residentes, sendo realizada nestas áreas apenas a fase de cria. A recria de machos e fêmeas foi feita em outra parte da fazenda. O projeto foi desenvolvido em cinco anos (maio de 1994 a maio de 1999), sendo realizados 11 TG.

As tecnologias desenvolvidas pela Embrapa Pantanal, implantadas paulatinamente ao longo do trabalho de monitoramento, são descritas a seguir:

1. everminação estratégica das fêmeas de reposição (Catto & Furlong, 1981), implantada a partir do 1º TG;
2. identificação das matrizes com acompanhamento reprodutivo e descarte com base no desempenho (Almeida et al., 1996), implantada a partir do 1º TG;
3. desmama antecipada (Almeida et al., 1994), implantada a partir do 2º TG;
4. avaliação de touros e redução da proporção touro:vaca (Serenio et al., 1998), implantada a partir do 2º TG;
5. estação de monta (Tullio, 1986), implantada a partir do 6º TG; e
6. utilização de touros provenientes de plantel de seleção da própria fazenda (Rosa et al., 1997), implantada a partir do 6º TG.

No primeiro TG, em maio de 1994, o número de vacas observadas foi de 1.075, tendo sido identificado o ano de nascimento das matrizes. A relação touro:vaca foi mantida em 1:10, como tradicionalmente é feito na região. As vacas e os touros foram numerados, e os reprodutores também identificados com o número da invernada. Os dados das matrizes sem identificação de idade foram descartados.

As vacas foram classificadas como *solteira* (sem bezerro) ou *parida* (com bezerro). Matrizes que passavam dois TG subsequentes na situação de *solteira* eram submetidas ao diagnóstico de gestação e, se não estivessem prenhes, eram descartadas do rebanho. O descarte por idade das vacas (a partir dos 14 anos) ou por problemas no úbere também foi realizado (Abreu et al., 1997). Os touros

foram submetidos a dois exames andrológicos e 15% dos touros foram descartados. A relação touro:vaca foi diminuindo até estabilizar-se na relação 1:25, o que ocorreu no 5º TG.

A estação de monta foi implantada no período reprodutivo de 1996/1997, que se iniciou em setembro de 1996 e terminou em abril de 1997 (oito meses). No período subsequente, a monta iniciou-se em outubro de 1997 e terminou em março de 1998 (seis meses).

As vacas, ao longo do tempo no qual foram implantadas as tecnologias que modificaram o sistema de produção, foram classificadas em *parida* (1)/*solteira* (0) e *descarte* (0)/*não-descarte* (1), caracterizando respostas dicotômicas. Dados resultantes desse tipo de análise podem ser provenientes de uma distribuição binomial com probabilidade p , que é a probabilidade de ocorrência, e m_i , a probabilidade de não-ocorrência do evento, ou seja:

$$y_i \sim \text{Bin}(m_i, p_i),$$

Com a análise, objetivou-se modelar a probabilidade (π) de as matrizes serem classificadas como *paridas* (1), em função de variáveis exploratórias ao longo do tempo.

A introdução de tecnologias foi modelada por meio de equações de estimação generalizadas (EEG), da extensão do modelo linear generalizado (Stokes et al., 2000), que possibilita a modelagem das estruturas de covariâncias na estimativa dos parâmetros ($\hat{\mathbf{b}}$).

O modelo linear generalizado permite duas extensões importantes: primeira, a distribuição do componente aleatório pode pertencer à família exponencial na forma canônica (normal, gama, binomial etc); segunda, a função (g) que liga o componente aleatório ao componente sistemático, que relaciona a média ao preditor linear ($\mathbf{h}_i = g(\mathbf{m}_i)$), é uma função derivável. A função de ligação, determinada $g(\mathbf{m}_i) = \mathbf{b}_i$, modela diretamente o parâmetro canônico, chamado ligação canônica. Segundo McCullagh & Nelder (1997), cada distribuição possui uma função canônica especial. Na distribuição binomial, a ligação canônica é a logística.

Pela metodologia EEG, consideram-se as correlações entre as variáveis-resposta em análises nas quais essas variáveis são dados binários e dados de contagens (Liang & Zeger, 1986). As respostas à implantação das tecnologias no sistema de produção do Pantanal, avaliado pela probabilidade de as matrizes terem desempenhos mais eficientes ao longo do tempo, foi de natureza binária, ou seja, matrizes *solteiras* e *paridas* foram classificadas como 0 e 1, respectivamente, em cada TG. A coleta das informações foi feita no mesmo animal ao longo do tempo; conseqüentemente, as variáveis-resposta possuíam correlação intra-animal de natureza binária; no entanto, entre os animais não

havia correlação, o que caracteriza a análise longitudinal com repostas binárias repetidas ao longo do tempo.

Pressupõe-se que $Y_i = (x_{i1}, \dots, x_{ip})$ seja o vetor das n_i mensurações do i -ésimo indivíduo e $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{ip})$, p vetores das variáveis independentes (p variáveis explanatórias) de cada i -ésimo indivíduo. O método EEG (Liang & Zeger, 1986) permite modelar a regressão de dados que não possuem distribuição multinomial; os dados são modelados por meio de modelo linear generalizado, excetuando-se a matriz de correlação entre as respostas.

Uma importante propriedade da metodologia EEG é que a estimativa da média permanecerá consistente mesmo quando a estrutura de correlação ou de covariância for considerada errada (Bishop et al., 2000). Por outro lado, um dos pontos insatisfatórios da metodologia é a falta de teste estatístico visando à análise da qualidade de ajuste para seleção das variáveis explanatórias e da estrutura da matriz de correlação do trabalho mais condizente com o modelo (Stoke et al., 2000; Costa, 2003).

No modelo linear generalizado com função de ligação logística e distribuição binomial, os dados foram modelados como regressão logística, com inclusão do efeito da covariância sobre os dados coletados na mesma vaca, ao longo do tempo. Os modelos de análise utilizados para os dados de desempenho e para os dados de descarte das matrizes foram respectivamente,

$$\ln [P_i / (1-P_i)] = \beta_0 + \beta_1 I_1 + \beta_2 I_2 + \beta_3 I_3 + \beta_4 I_4 + \beta_5 I_5 + \beta_6 TG_1 + \beta_7 TG_2 + \beta_8 TG_3 + \beta_9 TG_4 + \beta_{10} TG_5 + \beta_{11} TG_6 + \beta_{12} TG_7 + \beta_{13} TG_8 + \beta_{14} TG_9 + \beta_{15} TG_{10} + \beta_{16} (ID) + \beta_{17} (ID)^2$$

$$\ln [P_i / (1-P_i)] = \beta_0 + \beta_1 I_1 + \beta_2 I_2 + \beta_3 I_3 + \beta_4 I_4 + \beta_5 I_5 + \beta_6 TG_1 + \beta_7 TG_2 + \beta_8 TG_3 + \beta_9 TG_4 + \beta_{10} TG_5 + \beta_{11} TG_6 + \beta_{12} TG_7 + \beta_{13} TG_8 + \beta_{14} TG_9 + \beta_{15} TG_{10} + \beta_{16} (ID),$$

em que i representa a i -ésima vaca; P , probabilidade de a vaca ser classificada como *Parida* (1); \mathbf{b}_0 , termo de intercepto; e $\mathbf{b}_1, \mathbf{b}_2, \mathbf{b}_3, \dots, \mathbf{b}_{15}, \mathbf{b}_{16}, \mathbf{b}_{17}$, coeficientes estimados por meio de EEG, associados a cada variável exploratória. A inverno I_6 (Baitaca) e o TG_{11} (décimo primeiro trabalho de gado) foram as variáveis exploratórias de contraste para comparação com as demais. É importante notar que os coeficientes estimados não indicam, diretamente, efeito na mudança da variável explanatória correspondente sobre a probabilidade (P) resultante. Os coeficientes estimados refletem o efeito das variáveis explanatórias individuais sobre o logaritmo da sua razão de chances ($\ln [P_i / (1-P_i)]$). Um coeficiente positivo implica que o logaritmo da razão de chances aumenta com a correspondente variável indepen-

dente. Entretanto, é possível interpretar os coeficientes, em relação à razão de chances $[P/(1-P)]$ ou de probabilidade (P) dos resultados por meio da observação das relações entre P , $[P/(1-P)]$ e $\ln [P/(1-P)]$ (Neupane et al., 2002).

O modelo de regressão logística pode ser matematicamente detalhado:

$$P_i = \text{Prob}(Y_i=1) = \frac{1}{1 + e^{-(b_0 + b_1 I_1 + \dots + b_6 TG_1 + b_7 TG_2 + \dots + b_{17} (ID)^2)}} = \frac{e^{(b_0 + b_1 I_1 + \dots + b_6 TG_1 + b_7 TG_2 + \dots + b_{17} (ID)^2)}}{1 + e^{(b_0 + b_1 I_1 + \dots + b_6 TG_1 + b_7 TG_2 + \dots + b_{17} (ID)^2)}}$$

que define a modelagem para a probabilidade (P_i) de a matriz ser classificada como *parida* (1). Da mesma forma, ao se modelar para a situação de a matriz ser classificada como *solteira* (0), o modelo fica da seguinte forma:

$$P_i = \text{Prob}(Y_i=0) = 1 - \text{Prob}(Y_i=1) = \frac{1}{1 + e^{(b_0 + b_1 I_1 + \dots + b_6 TG_1 + b_7 TG_2 + \dots + b_{17} (ID)^2)}}$$

Na análise utilizaram-se o procedimento *REG* para análise de regressão e o procedimento *GENMOD*, do pacote estatístico *SAS* (SAS, 1999), com o comando *REPEATED*, que visa modelar as estruturas de covariância dentro do indivíduo. Depois de analisar três tipos de matrizes de correlação do trabalho, optou-se por trabalhar com a matriz do tipo *EXCHANGEABLE*, face à semelhança das matrizes de covariância entre os parâmetros, baseados no modelo, e da matriz de covariância empírica entre os parâmetros.

Resultados e Discussão

Na Figura 1 consta o número de vacas classificadas como *parida* (1) e *solteira* (0) ao longo da implantação das tecnologias. Logo após a introdução destas tecnologias (TG 2), a frequência de vacas classificadas como *paridas* aumentou, principalmente em virtude da desmama antecipada, uma ferramenta importante no manejo extensivo de rebanho de cria do Pantanal, conforme trabalho de Almeida et al. (1994), que verificaram na região dos Paiaguás (sub-região do Pantanal) que a desmama dos bezerros aos seis meses de idade promoveu redução média 98 dias no intervalo de partos.

A implantação da estação de monta a partir do sexto TG causou, no sétimo trabalho, aumento da porcentagem de vacas *solteiras* (0). A frequência apresentou

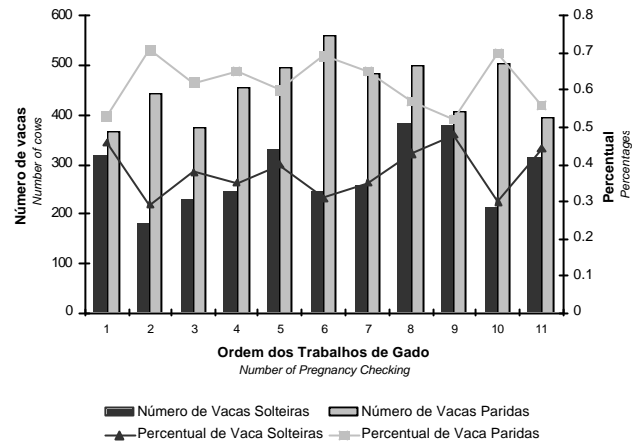


Figura 1 - Número e percentual de vacas paridas e solteiras ao longo dos trabalhos de gado.

Figure 1 - Number and percentage of pregnant and non-pregnant cows at different pregnancy checking.

flutuação, provavelmente pela adaptação dos ciclos reprodutivos das vacas ao manejo com estação de monta (Valle et al., 1998). A prática de manejo deve ser adotada com cuidado, pois pode causar diminuição acentuada no número de bezerros nascidos durante determinado ano reprodutivo (Abreu et al., 2000).

Por meio do teste de Wald, os efeitos de invernada, de ordem de trabalho e de idade da vaca foram verificados como significativos na probabilidade de as matrizes serem classificadas como *paridas*. Os efeitos significativos de ordem de trabalho e de idade da vaca eram esperados, pois, com a introdução das tecnologias, houve profunda modificação no sistema de cria tradicional e, conseqüentemente, as probabilidades de as matrizes serem classificadas como *paridas* aumentou, diminuindo a partir da implantação da estação de monta no sexto TG.

Foi ajustada uma equação de regressão quadrática às 13.108 informações de probabilidade das matrizes y_i em função da idade ID ao longo dos trabalhos de gado. A equação estimada foi:

$$y_i = 0,15097 + 0,00872(ID - \bar{ID}) - 0,0000327(ID - \bar{ID})^2,$$

e o coeficiente de determinação (R^2) igual a 0,6939. Com vistas a calcular o ponto máximo da equação, ou seja, a idade em que as matrizes apresentaram maior probabilidade de serem classificadas como *parida* foi calculada a primeira derivada. A idade na qual a matriz tinha maior probabilidade de ser classificada como *parida* foi de 133,33 meses, com probabilidade de 73%.

Tabela 1 - Estimativa dos contrastes entre as invernadas

Table 1 - Contrast estimates between pastures

Invernada <i>Pasture</i>	Estimativa <i>Estimate</i>	Exponencial da estimativa (razão de chances) <i>Exponential of the odd ratio estimates</i>	Erro-padrão da estimativa <i>Standard error of estimate</i>
Baitaca x Invernada 1 <i>Pasture Baitaca x Pasture 1</i>	0,3001	1,3500	0,0776
Baitaca x Invernada 2 <i>Pasture Baitaca x Pasture 2</i>	0,7332	2,0816	0,0841
Baitaca x Invernada 3 <i>Pasture Baitaca x Pasture 3</i>	0,7417	2,0995	0,1004
Baitaca x Invernada 4 <i>Pasture Baitaca x Pasture 4</i>	0,9115	2,4881	0,0854
Baitaca x Invernada Cocho Novo <i>Pasture Baitaca x Pasture Cocho Novo</i>	1,0040	2,7291	0,0789

Tabela 2 - Estimativa dos contrastes entre o TG 1 e os subseqüentes

Table 2 - Contrast estimates between the first cow management (CM1) and the subsequent ones

	Estimativa <i>Estimate</i>	Exponencial da estimativa (razão de chances) <i>Exponential of the odd ratio estimates</i>	Erro-padrão da estimativa <i>Standard error of estimate</i>
TG 1 x TG 2 (CM 1 x CM 2)	0,7295	2,0741	0,1170
TG 1 x TG 3 (CM 11 x CM 3)	0,1940	1,2141	0,1201
TG 1 x TG 4 (CM 1 x CM 4)	0,4256	1,5305	0,1106
TG 1 x TG 5 (CM 1 x CM 5)	0,1774	1,1941	0,1095
TG 1 x TG 6 (CM 1 x CM 6)	0,5272	1,6942	0,1117
TG 1 x TG 7 (CM 1 x CM 7)	0,2968	1,3456	0,1108
TG 1 x TG 8 (CM 1 x CM 8)	0,2035	1,2256	0,1061
TG 1 x TG 9 (CM 1 x CM 9)	-0,1599	0,8523	0,1088
TG 1 x TG 10 (CM 1 x CM 10)	0,5560	1,7437	0,1164
TG 1 x TG 11 (CM 1 x CM 11)	-0,0917	0,9124	0,1121

A idade de maior probabilidade de a matriz ser classificada como *parida* é tardia por volta dos 11 anos, provavelmente porque a idade na primeira cria é tardia e os intervalos de partos são muito longos, como observado, no Pantanal, por Pott et al. (1987a) e Pott et al. (1987b). No primeiro TG, o rebanho monitorado foi composto de 1.075 animais com a seguinte classificação etária, 538 (50,04%) vacas novas (menos de cinco anos de idade), 380 (35,35%) vacas maduras (com idade entre 5 e 10 anos) e 157 (14,60%) vacas velhas (mais de dez anos de idade). Ao longo do trabalho, as matrizes improdutivas foram descartadas conforme critério técnico e, por conseguinte, foram introduzidas novilhas de reposição. A introdução de tecnologia de suplementação mineral e de everminação na recria durante a época monitorada não diminuiu a idade à primeira cria e os intervalos de partos, razão da necessidade de serem introduzidas outras tecnologias no ciclo produtivo com o objetivo de torná-lo mais curto e eficiente.

As estimativas dos contrastes entre invernadas são apresentadas na Tabela 1. As probabilidades de as matrizes da invernada Baitaca serem classificadas como *paridas* foram de 1,3500; 2,0816; 2,0995; 2,4881; e 2,7291 vezes

maiores que a das matrizes das invernadas 1, 2, 3, 4 e Cocho Novo, respectivamente.

As invernadas no Pantanal, em decorrência das diferentes unidades de paisagem, apresentaram diferentes disponibilidades de forrageiras nativas, visto que as áreas de campos são maiores e as baixadas proporcionam melhor desempenho dos rebanhos. Os bovinos, independentemente da variação temporal, selecionam as partes mais baixas do mesorelevo, que são constituídas pelas unidades de paisagem campo limpo, borda de baía permanente, baía temporária, baixadas e vazantes (Santos et al., 2002).

Embora as tecnologias implantadas em todas as invernadas tenham sido as mesmas, seus efeitos refletem a diferença de unidades na paisagem do Pantanal, pois, apesar da diversidade vegetal existente, os bovinos utilizam no pastejo poucas unidades da paisagem e poucas espécies forrageiras. Apenas em casos de alta densidade, os animais utilizam determinadas áreas, como, por exemplo, cerradões (Santos et al., 2005). Em invernada com maior área de preferência pelos bovinos, os animais tendem a apresentar desempenho superior, visto que a matriz permanece praticamente toda vida útil produtiva em mesma invernada.

A única invernada que não apresentou diferença significativa em relação à *Baitaca* foi a 4, provavelmente em virtude da semelhança na composição das unidades de paisagens com alta porcentagem de campo limpo e de baixadas, que têm maior importância para os bovinos (Abreu et al., 2000). Santos et al. (2003) também observaram grande diversidade das invernadas do Pantanal e, em decorrência da dinâmica das pastagens na região, recomendou que os próprios produtores efetuassem a validação da capacidade de suporte, acompanhando, regularmente, o desempenho reprodutivo e a condição das pastagens em diferentes condições climáticas.

As estimativas dos contrastes do primeiro TG em relação aos subseqüentes são demonstradas na Tabela 2. A primeira introdução de tecnologia causou impacto relativamente grande na probabilidade de as matrizes serem classificadas como *paridas*, como resultado da introdução do manejo de desmama aos seis meses de idade do bezerro.

Com a introdução do período de monta a partir do sexto TG, o encurtamento progressivo dos meses de monta diminuiu a probabilidade de as vacas serem classificadas como *paridas*, em virtude, provavelmente, do ajuste do ciclo reprodutivo das matrizes ao novo sistema de manejo reprodutivo.

Apesar de a introdução de tecnologias no sistema de produção ter, de modo geral, aumentado a probabilidade de as matrizes serem classificadas como *paridas* em relação ao início da implantação das tecnologias TG 1, após o impacto inicial dessa introdução TG 2, as tecnologias implantadas tiveram impacto menor, causando resposta mais lenta. A introdução da estação de monta no sexto TG causou diminuição na probabilidade de as matrizes serem classificadas como *paridas*. Entretanto, no TG 10 foi verificado aumento na probabilidade de as vacas serem classificadas como *paridas*, provavelmente em virtude do descarte de vacas improdutivas e do ajuste do

ciclo reprodutivo das fêmeas ao sistema com estação de monta.

A probabilidade de descarte em função da idade da matriz ao longo do monitoramento, calculada por meio dos parâmetros do modelo de regressão logística, de as matrizes (y_i) serem descartadas em virtude da idade, em meses (ID), foi:

$$y_i = 0,01098 - 0,000246(ID - \bar{ID}) + 0,00000405(ID - \bar{ID})^2,$$

e o coeficiente de determinação (R^2) encontrado foi de 0,55. A idade com menor probabilidade de descarte foi a de 30,42 meses, ou seja, idade na qual a novilha foi coberta (por volta de 2 a 3 anos de idade).

As probabilidades de descarte, por idade, das matrizes no Pantanal podem ser consideradas pequenas em relação às encontradas na literatura (Etienne & Martin, 1979; Greer et al., 1980; Schons et al., 1985; Roher et al., 1988), o que reflete a necessidade de o produtor manter as matrizes por mais tempo, visto que a idade na primeira cria é mais tardia e os intervalos de partos mais longos.

As matrizes das invernadas 1, 2, 3, 4 e *Cocho Novo* apresentaram 1,6827; 1,2678; 1,0147; 0,8256 e 2,0379 vezes chances de serem descartadas em comparação às matrizes da invernada *Baitaca*. As altas chances relacionadas à invernada *Cocho Novo* podem ser atribuídas ao fato de a invernada ter sido selecionada como local onde as novilhas de reposição iniciavam a vida útil produtiva, sendo expostas aos touros, o que possibilitou a identificação de matrizes mais tardias com conseqüente descarte destas fêmeas. Esse resultado demonstra um dos pontos de estrangulamento no sistema de cria extensiva no Pantanal, que é a idade tardia na primeira parição, que leva à maior pressão de descarte das novilhas com pior desempenho reprodutivo, aumentando sua probabilidade de descarte (Tabela 3). No sistema tradicional, no qual não é possível acompanhar o desempenho produtivo das matrizes,

Tabela 3 - Estimativa dos contrastes entre o TG 1 e os subseqüentes

Table 3 - Contrast estimates between first cow management (CM1) and the subsequent ones

	Estimativa Estimate	Exponencial da estimativa (razão de chances) Exponential of the odd ratio estimates	Erro-padrão da estimativa Standard error of estimate
TG 1 x TG 2 (CM 1x CM 2)	-0,0114	0,9886	1,0038
TG 1 x TG 3 (CM 1x CM 3)	1,6398	5,1541	0,7741
TG 1 x TG 4 (CM 1x CM 4)	2,1001	8,1672	0,7479
TG 1 x TG 5 (CM 1x CM 5)	1,3603	3,8974	0,7654
TG 1 x TG 6 (CM 1x CM 6)	1,3667	3,9224	0,7615
TG 1 x TG 7 (CM 1x CM 7)	2,7960	16,3786	0,7256
TG 1 x TG 8 (CM 1x CM 8)	0,7401	2,0962	0,7951
TG 1 x TG 9 (CM 1x CM 9)	2,6883	14,7066	0,7180
TG 1 x TG 10 (CM 1x CM 10)	2,5355	12,6228	0,7268
TG 1 x TG 11 (CM 1x CM 11)	1,9054	6,7222	0,7395

os descartes de vacas ocorre, principalmente, por necessidade financeira do produtor ou quando o animal apresenta idade avançada. No início do monitoramento, foi comum identificar vacas com idade de 20 anos ou mais. Entretanto, o maior impacto observado foi após a implantação da estação de monta (no sétimo TG).

As razões de chances dos trabalhos de gado, em relação ao primeiro trabalho, foram, respectivamente, de 0,9886; 5,1541; 8,1672; 3,8974; 3,9224; 16,3786; 2,0962; 14,7066; 12,6228 e 6,7222 vezes a chance de as matrizes serem descartadas ao longo do monitoramento, o que comprova que as tecnologias implantadas levaram à identificação e ao descarte de fêmeas com desempenho reprodutivo inferior, o que modificou o sistema de descarte tradicional (TG1), norteado apenas pela necessidade financeira do produtor, sem maiores critérios técnicos nas decisões.

Após o sexto trabalho de gado, realizado no período em que foi implantada a estação de monta, a identificação de matrizes com desempenho reprodutivo inferior aumentou, o que causou maior número de vacas descartadas, especialmente logo após sua implantação, quando a probabilidade de descarte foi 16,3786 vezes maior que a probabilidade de descarte no sistema tradicional (primeiro trabalho de gado feito). Esses resultados demonstram, conforme Fonseca (1982), que uma das vantagens da implantação da estação de monta é a seleção de fertilidade sobre as vacas falhadas, identificando aquelas com pior desempenho e orientando o descarte.

Conclusões

As tecnologias implantadas não apresentaram tendência linear positiva de aumentar a probabilidade de as matrizes serem classificadas como *paridas*. Esse fato pode ter resultado de dois motivos: o sistema de cria extensivo responde lentamente à introdução de tecnologias; e/ou as tecnologias implantadas não seriam aquelas que dariam maior impacto positivo no sistema de produção.

Com a introdução de tecnologias, especialmente da estação de monta, a identificação e o descarte de novilhas e de matrizes improdutivas tornaram-se mais dinâmicos.

Literatura Citada

- ABREU, U.G.P.; MORAES, A.S.; SEIDEL, A.F. **Tecnologias apropriadas para o desenvolvimento sustentado da bovinocultura de corte no Pantanal**. Corumbá: Embrapa Pantanal, 2001. 31p. (Documentos, 24).
- ABREU, U.G.P.; CHALITA, LV.A.S.; MORAES, A.S. et al. **Introdução de tecnologia no sistema de produção de bovinos de corte no Pantanal, sub-região de Nhecolândia**, MS. Corumbá: Embrapa Pantanal, 2000. 37p. (Circular Técnica, 25).
- ALMEIDA, I.L.; BRUM, P.A.R.; TULLIO, R.R. et al. Desempenho reprodutivo de vacas aneladas no Pantanal - sub-região da Nhecolândia. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 34., 1997, Juiz de Fora. **Anais...** Juiz de Fora: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1997. p.292-294.
- ALMEIDA, I.L.; ABREU, U.G.P.; LOUREIRO, J.M.F. et al. **Introdução de tecnologias na criação de bovinos de corte no Pantanal - sub-região dos Paiguás**. Corumbá: EMBRAPA-CPAP, 1996. 50p. (Circular Técnica, 22).
- BISHOP, J.; DAVID, D.; WANG, Y.G. A generalized estimating equations approach for analysis of the impact of new technology on a trawl fishery. **Australian & New Zealand Journal of Statistical**, v.42, p.159-177, 2000.
- CADAVID GARCIA, E.A. **Análise técnico-econômica da pecuária bovina do Pantanal. Sub-regiões da Nhecolândia e dos Paiguás**. Corumbá: EMBRAPA-CPAP, 1986. 92p. (Circular Técnica, 15).
- CARDOSO, E.G. **A cadeia produtiva da pecuária bovina de corte**. Campo Grande: EMBRAPA-CNPGC, 1994. 17p. (Documentos, 49).
- CATTO, J.B.; FURLONG, J. **Epidemiologia da helmintose de bovinos no Pantanal. 2. Sub-região da Nhecolândia, 1978/1979**. Corumbá: UEPAE Corumbá, 1981. 6p. (Comunicado Técnico, 5).
- CEZAR, I.M. Racionalização de investimentos em pastagens: uma abordagem sistêmica no processo decisório. In: SIMPÓSIO SOBRE MANEJO DE PASTAGENS, 18., 2001, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba: Fundação de Estudos Agrários Luiz de Queiroz, 2001. p.351-369.
- COSTA, S.C. **Modelos lineares generalizados mistos para dados longitudinais**. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2003. 110p. Dissertação (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2003.
- ETIENNE, S.E.; MARTIN, T.G. Secondary selection differentials for cows productivity traits associated with seven criteria of selecting replacement beef heifers. **Journal of Animal Science**, v.49, p.26-36, 1979.
- FONSECA, V.O. Reprodução em bovinos (fatores que influenciam a eficiência reprodutiva). **Informe Agropecuário**, n.89, p.70-80, 1982.
- GREER, R.C.; WHITMAN, R.W.; WOODWARD, R.R. Estimation of probability of beef cows being culled and calculation of expected herd life. **Journal of Animal Science**, v.51, p.10-19, 1980.
- LIANG, K.Y.; ZEGER, S.L. Longitudinal data analysis using generalized linear models. **Biometrika**, v.73, p.13-22, 1986.
- McCULLAGH, P.; NELDER, J.A. **Generalized linear models**. 2.ed. London: Chapman & Hall, 1989. 511p.
- NEUPANE, R.P.; SHARMA, K.R.; THAPA, G.B. Adoption of agroforestry in the hills of Nepal: a logistic regression analysis. **Agricultural Systems**, v.72, p.177-196, 2002.
- POTT, A. **Pastagens no Pantanal**. Corumbá: EMBRAPA-CPAP, 1988. 58p. (Documentos, 7).
- POTT, E.B.; CATTO, J.B.; BRUM, P.A.R. Períodos críticos de alimentação para bovinos em pastagens nativas, no Pantanal Mato-Grossense. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.24, p.1427-1432, 1989.
- POTT, E.B.; BRUM, P.A.R.; ALMEIDA, I.L. et al. Desempenho reprodutivo de bovinos na sub-região dos Paiguás do Pantanal Mato-Grossense. 1 - Efeito da suplementação mineral e da idade de desmama sobre a idade e o peso ao primeiro parto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.22, p.1067-1073, 1987a.

- POTT, E.B.; TULLIO, R.R.; ALMEIDA, I.L. et al. Desempenho reprodutivo de bovinos na sub-região dos Paiaguás do Pantanal Mato-Grossense. 2 - Efeito da suplementação mineral sobre índices reprodutivas de novilhas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.22, p.1265-1277, 1987b.
- ROHRER, G.A.; BAKER, J.F.; LONG, C.R. et al. Productive longevity of first-cross cows produced in a five-breed diallel: I – Reasons for removal. **Journal of Animal Science**, v.66, p.2826-2835, 1988.
- ROSA, A.N. Manejo e melhoramento genético. In: CATTO, J.B.; SERENO, J.R.B.; COMASTRI FILHO, J.A. (Eds.) **Tecnologias e informações para a pecuária de corte no Pantanal**. 1.ed. Corumbá: EMBRAPA-CPAP, 1997. p.85-110.
- SANTOS, S.A.; CRISPIM, S.M.A.; COMASTRI FILHO, J.A. Pastagens no ecossistema Pantanal: Manejo, conservação e monitoramento. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 42., 2005, Goiânia. **Anais...** Goiânia: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 2005. p.23-35.
- SANTOS, S.A.; ABREU, U.G.P.; CRISPIM, S.M.A. et al. **Simulações de estimativa da capacidade de suporte das áreas de campo limpo da sub-região da Nhecolândia, Pantanal**. Corumbá: Embrapa Pantanal, 2003. 22p (Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento, 49).
- SANTOS, S.A.; COSTA, C.; SOUZA, G.S. et al. Qualidade da dieta selecionada por bovinos na sub-região da Nhecolândia, Pantanal. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.31, p.1663-1673, 2002.
- STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM - SAS. **User's guide**. Version 8.0. Cary: 1999.
- SERENO, J.R.B.; SILVA, E.V.C. Avaliação econômica da redução da proporção touro:vaca no Pantanal. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 35., 1998, Botucatu. **Anais...** Botucatu: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1998. p.132-134.
- SCHONS, D.; HOHENBOKEN, W.D.; HALL, J.D. Population analysis of a commercial beef cattle herd. **Journal of Animal Science**, v.61, p.44-54, 1985.
- STOKES, M.E.; DAVIS, C.S.; KOCH, G.G. **Categorical data analysis using SAS system**. 2.ed. Cary: 2000. 626p.
- TULLIO, R.R. **Período de monta para o Pantanal Mato-Grossense, sub-região dos Paiaguás**. Corumbá: EMBRAPA-CPAP, 1986. 4p. (Pesquisa em Andamento, 7).
- VALLE, E.R.; ANDREOTTI, R.; San THIAGO, L.R.L. **Estratégias para aumento da eficiência reprodutiva e produtiva em bovinos de corte**. Campo Grande: Embrapa Gado de Corte, 1998. 80p (Documentos, 71).

Recebido: 05/08/04
Aprovado: 17/07/06