



## Taxa de prenhez de vacas Nelore x Hereford em ambiente subtropical sob restrição alimentar<sup>1</sup>

Roberto Andrade Grecellé<sup>2</sup>, Júlio Otávio Jardim Barcellos<sup>3</sup>, José Braccini Neto<sup>3</sup>, Eduardo Castro da Costa<sup>2</sup>, Ênio Rosa Prates<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Parte da dissertação de Mestrado do primeiro autor apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia (Produção Animal) - UFRGS.

<sup>2</sup> PPG/Zootecnia - UFRGS.

<sup>3</sup> Departamento de Zootecnia - UFRGS.

**RESUMO** - Foi desenvolvido um experimento para identificar os efeitos que influenciam a taxa de prenhez de 117 vacas de corte Nelore x Hereford aos 2 e 20 anos de idade e com diferentes frações gênicas de Nelore (25,0; 37,5; 50,0 e 100,0%), paridas no período de 11/08/03 a 23/12/03 e acasaladas, por monta natural, entre 10/12/03 e 12/03/04. Foram avaliados os efeitos dos fatores data juliana de parto (DJ), peso ao nascer (PN), sexo do bezerro (S) do parto anterior, ordem de parto (OP), altura de garupa (H), peso ao início do acasalamento (PI), escore de condição corporal ao início do acasalamento (ECCI), ganho diário médio de peso durante o acasalamento (GDA), fração gênica de Nelore (FGN) e peso ao desmame ajustado (PAJ205) do parto anterior sobre a probabilidade de prenhez e de concepção. Os dados foram submetidos à análise de regressão logística, por meio do procedimento LOGISTIC do pacote computacional SAS, para identificar os efeitos de cada variável. A média da taxa de prenhez foi de 43,2%. A probabilidade de prenhez e as chances de concepção foram explicadas pelas variações de DJ, PI, ECCI e GDA. A mudança na chance de prenhez para cada acréscimo na variável regressora foi estimada com base na estatística da razão entre chances (*odds ratio*), determinada por  $OR = \exp(b_k)$ , considerando que chance é a razão entre a probabilidade de o evento ocorrer e a de não ocorrer. Não foram observados efeitos significativos de PN, S, OP, H, FGN e PAJ205. Portanto, para aumentar as taxas de prenhez de vacas de corte, são necessárias melhorias no escore de condição corporal (ECC) no início do acasalamento e no ganho de peso (GP) durante a estação de monta, ambos decorrentes de adequada nutrição pré e pós-parto.

Palavras-chave: condição corporal, data de parto, limitação nutricional, regressão logística

## Pregnancy rate of crossbred Nelore-Hereford cows in subtropical conditions under feeding restriction

**ABSTRACT** - This experiment was conducted to evaluate factors affecting pregnancy rate of 117 crossbred Nelore x Hereford beef cows with age varying from 2 to 20 years, different gene proportion from Nelore breed (25.0, 37.5, 50.0, and 100.0%), calved between 08/11/03 and 12/23/03 and bred by natural service, between 12/10/03 and 03/12/04. The effects of July calving date (JCD), birth weight (BW) and calf sex (S) from previous calving, parity order (PO), hip height (H), weight (WM) and body condition score at the beginning of the mating season (BCS), daily gain during the mating season (DGM), gene proportion from Nelore (GPN) and calf 205-d weight (WW205) from previous calving were all investigated on the probabilities of pregnancy and conception. Data were analyzed by Logistic Regression using SAS to identify the effects of each variable. The average pregnancy rate was 43.2%. The probability of pregnancy and conception were affected by changes on JCD, WM, BCS and DGM. The pregnancy odd changing to each increase on the variable were based on the odds ratio estimative by  $OR = \exp(b_k)$ , considering that odd is ratio between the probability of the event occur and not occur. No significant effects of BW, S, PO, H, GPN and WW205 were observed. Pregnancy rate in beef cows can be increased by improving body condition score at the beginning of breeding season and weight gain during the breeding season. Both can be achieved by pre and postpartum nutritional management.

Key Words: body condition, calving date, logistic regression, feed restriction

### Introdução

A reestruturação ocorrida nos últimos anos quanto à ocupação dos territórios agrícolas conduziu a pecuária de corte

para áreas marginais de exploração. Estas áreas, com limitações de solo e vegetação, têm sido destinadas à bovinocultura de corte por questões econômicas, uma vez que os cultivos de grãos têm sido mais eficientes e rentáveis nestas áreas.

A cria foi a etapa da produção que mais explorou economicamente as áreas agrícolas marginais, que, na maioria, não são adequadas às necessidades nutricionais da vaca de cria. Contudo, mesmo nessas condições de exploração, são mantidos os objetivos de se manter a eficiência da vaca com um bezerro/vaca/ano.

A função reprodutiva da vaca está relacionada ao seu potencial genético, sendo extremamente sensível aos fatores ambientais aos quais está exposta. Em situações de *déficit* nutricional, a atividade reprodutiva de uma matriz é uma das primeiras a serem suprimidas (Short et al., 1990). Entre os fatores ambientais, aqueles relacionados ao manejo nutricional são os de maior impacto sobre a reprodução. De modo geral, os níveis de energia da dieta no pré e pós-parto são os responsáveis pelo desencadeamento da retomada da atividade ovariana da vaca logo após o parto (Wiltbank et al., 1962).

Longos períodos de anestro pós-parto são observados em vacas com deficiência nutricional no final da gestação e início da lactação (Short et al., 1990) e conduzem a fêmea a ciclar tardiamente, aumentando o intervalo de partos e reduzindo a taxa de prenhez. Isso ocorre com maior intensidade nas estações de acasalamento com duração inferior a 90 dias.

Além dos aspectos nutricionais, o genótipo da vaca pode influenciar seu desempenho, por meio do seu potencial de adaptação às condições ambientais. Vacas bem adaptadas ao ambiente podem apresentar elevados índices reprodutivos, mesmo em condições desfavoráveis (Cundiff et al., 1997).

Nos sistemas de cria, a taxa de prenhez ainda é uma das variáveis de maior impacto na avaliação do desempenho reprodutivo e contribui consideravelmente para a eficiência bioeconômica. Assim, quantificar os fatores de maior relevância que influenciam este índice torna-se um dos principais objetivos na exploração.

Este estudo foi realizado com os objetivos de identificar e quantificar os efeitos dos principais fatores que influenciam a taxa de prenhez de um rebanho de vacas Nelore x Hereford mantidas em um ambiente subtropical com limitações nutricionais.

## Material e Métodos

O experimento foi realizado no período de 10/12/2003 a 22/06/2004, na Fazenda Nova Era, localizada no interior do município de Ortigueira, estado do Paraná. O clima é do tipo mesotérmico, com transição entre subtropical (Cfa) e temperado (Cfb), resultando em duas estações climáticas: a das

águas - verões com temperaturas elevadas, podendo alcançar 35°C e 65% da precipitação pluviométrica anual (1.080 mm); e a das secas - invernos frios, com temperaturas próximas a 0°C, ocorrência de geadas e precipitação pluviométrica de 35% (580 mm) do total anual (IAPAR, 2003).

Os solos são de coloração vermelha, textura argilosa, boa porosidade e relativamente bem drenados, pertencendo a uma associação de Litólico Distrófico e Cambissolo Alico (IAPAR, 2005). A altitude média é de 900 m acima do nível do mar.

Foram utilizadas 117 vacas (3 a 20 anos) com cria ao pé, de quatro grupos genéticos (FGN = fração gênica de Nelore): 1/4 Nelore x 3/4 Hereford (n = 23); 3/8 Nelore x 5/8 Hereford (n = 10); 1/2 Nelore x 1/2 Hereford (n = 49) e Nelore (n = 35). Todos os animais foram manejados em um mesmo lote e nas mesmas condições de pastagem com predomínio das gramíneas tropicais braquiária (*Brachiaria decumbens*), brizantão ou braquiarião (*Brachiaria brizantha*), capim-tanzânia (*Panicum maximum* cv. Tanzânia), colômbio (*Panicum maximum* cv. Colômbio), setária (*Setaria sp. phacelata*) e capim-bermuda (*Cynodon dactylon*).

Todos os animais receberam mistura mineral à vontade e foram submetidos ao manejo sanitário usual da propriedade.

No parto anterior ao período de avaliação, foram registrados o peso ao nascer (PN), o sexo do bezerro (S) e a data juliana do parto (DJ). No início do período experimental, as vacas foram avaliadas quanto à altura da garupa (H), para obtenção dos dados de tamanho corporal médio.

O acasalamento, realizado no período de 10/12/2003 a 12/03/2004 - 94 dias de duração, foi feito por meio de monta natural, com o uso de cinco touros 1/4 Nelore. A cada 28 dias os touros foram substituídos por outros cinco com mesmo grau de sangue e fertilidade. Os animais foram pesados no início (PI em 10/12/2003) e no final do acasalamento, em 12/03/2004, sempre à primeira hora da manhã, após jejum de 12 horas. O ganho diário médio durante o acasalamento (GDA) foi obtido por meio da diferença entre as duas pesagens. Na ocasião das pesagens, foram realizadas as avaliações da condição corporal (ECCI), conforme proposto por Lowman et al. (1976), em que o escore de condição varia de 1,0 (magra) a 5,0 (gorda). A ordem de parto (OP) foi calculada de acordo com o número de partos de cada vaca.

No dia 20/05/2004, os bezerros foram pesados e desmameados. Os pesos foram ajustados para 205 dias (PAJ205) e a idade real (ID) de cada bezerro foi calculada por meio da diferença entre a data de desmame e a de nascimento.

As vacas foram submetidas ao diagnóstico de gestação (DG) pelo método de palpação retal, realizado 100 dias após o término da estação de monta.

Foram coletadas amostras dos piquetes ocupados pelo rebanho, para estimativa da massa de forragem, conforme o método proposto por t'Mannetje (1978). As amostras foram analisadas para determinação dos teores de MS e PB, de acordo com o método Kjeldahl (AOAC, 1975), e FDN, segundo técnica proposta por Van Soest & Robertson (1985).

As análises estatísticas foram realizadas por meio do pacote computacional SAS versão 8.2. A variável-resposta do diagnóstico de gestação foi assumida por apresentar distribuição binomial ( $P$  = prenhe;  $V$  = vazia), sendo analisada com base na metodologia de regressão logística pelo procedimento LOGISTIC do SAS (SAS, 1999).

Objetivou-se com esta análise verificar a significância de cada variável para explicar a variação no diagnóstico de gestação, quantificar a mudança na chance de prenhez para cada acréscimo de unidade nas variáveis regressoras e utilizar essas variáveis para predizer a probabilidade de prenhez ( $P_i$ ).

Inicialmente, diversos modelos de regressão múltipla com efeitos lineares, lineares e quadráticos e suas interações foram ajustados. A escolha do modelo a ser adotado para análise final foi feita com base no teste de Hosmer & Lemeshow de qualidade de ajustamento (Hosmer & Lemeshow, 2000) e no coeficiente de determinação ( $R^2$ ).

Foi ajustado um modelo de regressão múltipla para início da estação de monta, expresso pela seguinte equação:

$$P_i = \frac{\exp(y_{ij})}{1 + \exp(y_{ij})} = [1 + \exp(-y_{ij})]^{-1},$$

em que  $P_i$  é a probabilidade de a  $i$ -ésima vaca estar prenhe;  $y_{ij} = \mu + s_j + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + \beta_7 X_{7i} + \beta_8 X_{8i} + \beta_9 X_{9i} + \varepsilon_{ij}$

em que  $\mu$  é uma constante;  $s_j$ , o efeito do  $j$ -ésimo sexo do bezerro;  $b_k$ , os coeficientes de regressão parciais,  $k = 1, 2, \dots, 9$ ;  $X_{1i}$ , o grupo genético da  $i$ -ésima vaca;  $X_{2i}$ , a data juliana de parto (dias) da  $i$ -ésima vaca;  $X_{3i}$ , a ordem de parto (anos) da  $i$ -ésima vaca;  $X_{4i}$ , a altura (m) da  $i$ -ésima vaca;  $X_{5i}$ , o peso inicial (kg) da  $i$ -ésima vaca;  $X_{6i}$ , o ECC inicial (pontos) da  $i$ -ésima vaca;  $X_{7i}$ , o ganho médio diário (kg) na estação de monta da  $i$ -ésima vaca;  $X_{8i}$ , o peso de nascimento (kg) do bezerro da  $i$ -ésima vaca;  $X_{9i}$ , o peso do bezerro ao desmame (kg) ajustado para 205 dias da  $i$ -ésima vaca;  $\varepsilon_{ij}$ , o erro aleatório associado à  $i$ -ésima vaca.

Os efeitos de grupo genético foram inicialmente avaliados, reunindo em um só grupo os animais 25,0 e 37,5%N, em virtude do reduzido número de animais desse último grupo. Porém, não houve efeito significativo do agrupamento sobre esta variável, motivo pelo qual se manteve a separação dos quatro grupos genéticos.

Para o processo de seleção das variáveis explanatórias de maior importância para explicar a variação da probabilidade de prenhez, adotou-se o método *Stepwise*. A probabilidade limite para a variável entrar ( $p_E$ ) no modelo foi de 0,25 e, para permanecer ( $p_P$ ), de 0,30 (Hosmer & Lemeshow, 2000).

A mudança na chance (razão entre a probabilidade de o evento ocorrer e a de o evento não ocorrer) para cada acréscimo de unidade na variável regressora ( $X_{i+1}$ ) foi determinada pela chance ( $X_{i+1}$ ) / chance ( $X_i$ ), definida como a razão entre chances (*odds ratio*) e estimada por  $OR = \exp(b_k)$ .

Além dessa estimativa constante, foram estimadas as razões entre chances fixando o denominador sempre igual ao menor valor observado na amostra.

Para obtenção da razão entre chances, a unidade de mudança da variável data juliana de parto foi estipulada para dez dias, o peso para 10 kg, o escore de condição corporal para 0,5 ponto e o ganho médio diário para 0,100 kg. A alteração foi feita por meio da instrução UNITS do PROC LOGISTIC.

## Resultados e Discussão

A taxa de prenhez dos animais experimentais foi de 43,2%. Esse baixo índice reprodutivo decorreu fundamentalmente da carência alimentar e dos fatores climáticos atípicos e adversos ao desempenho dos animais.

Na região do experimento, os índices de precipitação têm melhor distribuição durante o período primavera-verão. Contudo, no período experimental, foram observados índices 31% inferiores à média dos meses finais de 2003 e iniciais de 2004. Esse *déficit* hídrico comprometeu a produção de forragem, especialmente nos períodos pré e pós-parto, com reflexos negativos sobre a atividade reprodutiva das vacas (Fordyce et al., 1990).

Os baixos valores da massa de forragem obtidos na entrada dos animais em cada piquete (4.406, 3.442 e 2.686 kg MS/ha) sugerem que, além do impacto do *déficit* hídrico, as pastagens foram manejadas com alta carga animal. Segundo Silva (2004), para produção animal eficiente, o índice de área foliar (IAF) residual pós-desfolha é uma medida importante a ser considerada no manejo do pastejo. Como a pastagem foi manejada acima de sua capacidade de suporte, o resíduo foi muito baixo, comprometendo as condições ótimas de rebrote, como evidenciado pelos valores médios de GDA (-0,160 kg/dia). As estatísticas descritivas das variáveis independentes são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1 - Estatística descritiva das variáveis independentes data juliana de parto (DJ), peso do bezerro ao nascer (PN), ordem de parto (OP), altura (H), peso no início do acasalamento (PI), escore de condição corporal no início do acasalamento (ECCI), ganho diário médio durante o acasalamento (GDA) e peso de desmame ajustado (PAJ205)

Table 1 - Descriptive statistics of independent variables July calving date (JCD), birth weight (BW), parity order (PO), height (H), weight at beginning of mating season (WM), body condition score at beginning mating season (BCS), daily gain during the mating season (DGM) and calf 205-d weight (WW205)

	Variável independente							
	DJ (dias) <i>JCD</i> (day)	PN (kg) <i>BW</i> (kg)	OP (n <sup>o.</sup> ) <i>PO</i> (n.)	H (cm) <i>H</i> (cm)	PI (kg) <i>WM</i> (kg)	ECCI (1-5) <i>BCS</i> (1-5)	GDA (kg/dia) <i>DGM</i> (kg/day)	PAJ205 (kg) <i>WW205</i> (kg)
Média <i>Mean</i>	301,5	32,0	5,5	133	392,9	3,0	-0,160	118,7
Desvio-padrão <i>Standard deviation</i>	33,0	3,8	4,2	0,5	50,5	0,56	0,209	20,5
Coefficiente de variação (%) <i>Coefficient of variation</i>	10,9	11,9	76,4	0,38	12,8	18,7	131,0	17,3
Mínimo <i>Minimum</i>	223,0	20,0	1,0	119	285,4	1,5	-0,704	58,7
Máximo <i>Maximum</i>	357,0	41,0	18,0	143	505,1	4,5	0,629	166,0

O modelo ajustado pelo método *Stepwise* para probabilidade de prenhez ( $\hat{P}_1$ ) foi:

$$\hat{P}_1 = \frac{\exp(\hat{y}_{ij})}{1 + \exp(\hat{y}_{ij})},$$

em que  $\hat{y}_{ij} = -2,9998 - 0,0121 \text{ DJ} + 0,0125 \text{ PI} + 0,5876 \text{ ECCI} + 1,7940 \text{ GDA}$ ,

em que:  $\hat{y}_{ij}$  = probabilidade de prenhez; DJ = data juliana de parto; PI = peso no início do acasalamento, ECCI = escore de condição corporal no início do acasalamento; e GDA = ganho diário médio durante o acasalamento.

O  $R^2_{\text{máx}}$  (estatística que pode atingir o valor máximo de 1) do modelo foi de 21,74%, superior aos 4,7% obtidos por Bergmann & Hohenboken (1992) no estudo das características que influenciam a fertilidade de vacas Angus e Simental.

Segundo Hosmer & Lemeshow (2000), valores de  $R^2$  de modelos de regressão logística são usualmente baixos quando comparados aos de modelos de regressão linear, de modo que esta estatística deve ser utilizada para a comparação de modelos.

Assim, no lugar da estatística  $R^2$ , outras medidas de qualidade de ajuste devem ser utilizadas na regressão logística. Neste trabalho, utilizou-se a estatística de Hosmer & Lemeshow, cujo valor de qui-quadrado foi de 0,8213. Quanto mais próximo do valor 1, melhor a qualidade de ajustamento. Portanto, não há evidência de falta de ajuste desse modelo.

As variáveis FGN, OP, H e as características do bezerro (S, PN e PAJ205) não apresentaram efeito significativo sobre a probabilidade de prenhez ( $P > 0,30$ ). Os resultados

obtidos para FGN indicam que, em situações de extremas limitações nutricionais, os fatores ambientais podem influenciar a atividade reprodutiva de forma mais decisiva que os fatores genéticos. Nestas situações, os efeitos dos fatores genéticos sobre o desempenho reprodutivo passam a ser suprimidos. Uma consideração que deve ser feita é quanto ao reduzido número de animais utilizados para avaliar fatores genéticos. Trabalhos com os objetivos de mensurar e comparar os efeitos genéticos sobre o desempenho reprodutivo de animais de diferentes raças ou cruzas devem dispor de número de unidades experimentais (totais e por grupo genético) consideravelmente superior ao avaliado neste estudo.

A data juliana de parto (DJ) apresentou efeito significativo ( $P = 0,0736$ ) sobre a  $P_1$ . A DJ média (301,5 dias) corresponde ao final do mês de outubro (28/10). Com base na Figura 1, observa-se que, quanto maior a data de parto, ou seja, quanto mais tarde no ano, menores as chances de concepção dos animais. O aumento de dez dias na DJ diminuiria 11,4% a chance de concepção. Este resultado é superior ao obtido por Pimentel & Pimentel (1983), que demonstraram que vacas de corte apresentaram redução de 5,1% na taxa de prenhez para cada dez dias a mais na data de parto.

As vacas que pariram mais cedo dentro do ano, portanto com menores DJ, embora tenham apresentado condição alimentar no pré e pós-parto inferior à das vacas com partos mais tardios, tiveram longo período de recuperação do parto até o início do acasalamento. O efeito desse longo

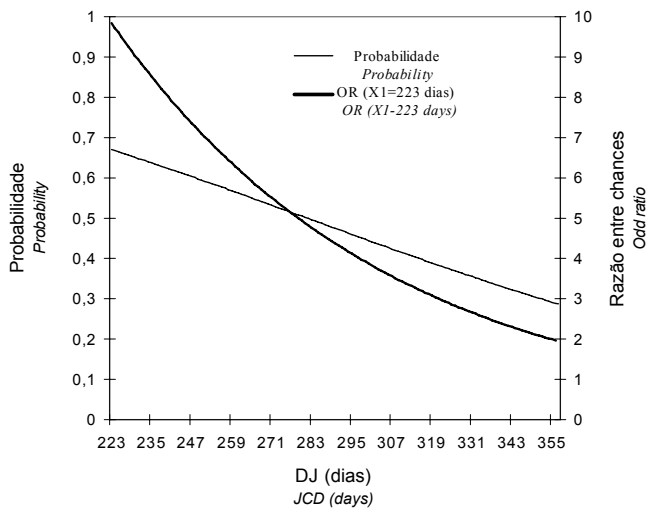


Figura 1 - Relação entre a probabilidade de prenhez, a razão entre chances de concepção para a data juliana de parto 223 e a data juliana de parto (DJ) para valores médios das demais variáveis independentes.

Figure 1 - Relationship among pregnancy probability, the odds ratio by conception for the July calving date 223, and the July calving date (JCD), for mean values of the remaining independent variables.

período sobre o reinício da atividade ovariana foi maior que sobre a taxa de ganho de peso, visto que a lactação deixa de exercer efeito negativo sobre essas vacas após o pico da lactação, distante do início do novo acasalamento.

Novamente, é necessário considerar as condições nutricionais destes animais com o fim do período de inverno (estação da seca). O crescimento inicial das pastagens dos piquetes experimentais não foi suficiente para reverter o déficit nutricional acumulado. Além da baixa disponibilidade de forragem, sua qualidade nutricional também pode ter contribuído para este quadro de subnutrição. Silva (2004) encontrou médias de 12,5% PB e 61,6% FDN para *Brachiaria brizantha* cv. Marandu, muito superiores aos valores médios de 6,2% PB e 75,3% FDN encontrados neste trabalho.

Os resultados obtidos corroboram os encontrados por Teixeira et al. (2000), que avaliaram mais de 48.000 parições, em Valparaíso – SP, e observaram os maiores índices de repetição de cria (80%) nas vacas que pariram mais cedo dentro do ano. De acordo com Thorpe et al. (1980) e Barcellos et al. (1999), vacas que parem no início da estação de parição possuem vantagens em relação às que parem no final, apresentando maiores chances de repetição de cria.

Segundo Burris & Priode (1958) e Reynolds (1967), além do prejuízo direto de não conceber novamente, vacas com parto tardio dentro da estação de parição tendem a manter e agravar este comportamento com o passar dos anos, pois tendem a parir tarde na estação seguinte (Rege & Famula, 1993). Além disso, tendem a

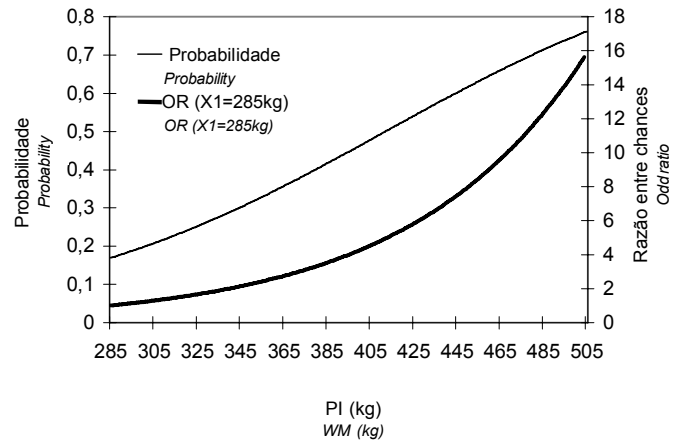


Figura 2 - Relação entre a probabilidade de prenhez, a razão entre chances de concepção para o peso de 285 kg e o peso ao início do acasalamento (PI) para valores médios das demais variáveis independentes.

Figure 2 - Relationship among pregnancy probability, the odds ratio by conception for the weight 285 kg, and weight at beginning of mating season (WM), for mean values of the remaining independent variables.

produzir menos bezerros durante sua vida útil, podendo ser descartadas precocemente do rebanho, por não repetirem cria anualmente (Wiltbank, 1970).

O peso ao início do acasalamento (PI) apresentou efeito significativo ( $P=0,0266$ ) sobre a  $P_1$ , traduzindo a influência da nutrição pré-parto sobre a função reprodutiva (Dunn et al., 1969). Conforme Barcellos (2001), o peso vivo de vacas adultas cruzas Nelore x Hereford é de aproximadamente 500 kg. Assim, ainda que neste trabalho a maioria dos animais tenha apresentado 80% desse valor (PI = 392,9 kg), outro efeito limitante foi a significativa perda de peso dos animais durante todo o período de acasalamento (-0,160 kg/dia).

Os efeitos da restrição alimentar dos animais deste experimento foram semelhantes aos observados por Wiltbank et al. (1962), que observaram TP de 20% em vacas pluríparas mantidas em baixo nível de energia no pré e pós-parto (PI = 368 kg).

Por meio da regressão logística, estimou-se que um aumento de 10 kg no peso vivo no início do acasalamento aumentaria em 13,3% a chance de concepção. Na Figura 2 é ilustrada a relação entre as estimativas da probabilidade de prenhez, a razão entre chances, com base no  $X_1=285$  kg, e o peso no início do acasalamento. A partir do peso inicial próximo de 405 kg, a chance de a vaca conceber cresceu exponencialmente e, portanto, deveria-se buscar a mudança de PI = 285 kg para valores superiores. Esta observação sugere a influência e a necessidade de peso mínimo (Lamond, 1970).



A diferença de PI entre as vacas que conceberam e as que falharam foi de 19,6 kg. Para incrementar 19,6 kg no PI dos animais que falharam, seria necessário ganho de peso de 0,450 kg/dia do parto ao início do acasalamento. Porém, as condições alimentares a que os animais foram submetidos durante o acasalamento não possibilitaram sequer a manutenção do PI, pois seu GDA foi de -0,160 kg/dia.

Os resultados obtidos foram semelhantes aos observados por Lobato et al. (1998), que verificaram que as vacas que falharam tiveram PI de 366 kg e as prenhes 399 kg. Foram similares também aos relatados por Almeida et al. (2002), que, em estudo com vacas cruzadas de 3 a 9 anos de idade, com baixos pesos ao início do acasalamento (370 kg), obtiveram taxas de prenhez de 11 e 20% em dois anos consecutivos.

O escore de condição corporal no início do acasalamento (ECCI) apresentou efeito significativo ( $P = 0,2525$ ) sobre a  $P_i$ . Por meio da regressão logística, estimou-se que aumento de 0,5 ponto no ECC elevaria em 34,1% a chance de concepção nas condições deste experimento.

Neste experimento, o valor de ECCI (3,0) assegurou nível reprodutivo mais elevado, pois o estoque energético corporal dos animais não foi suficiente para a retomada da atividade reprodutiva (Bronson & Manning, 1991; Schillo et al., 1992).

Na Figura 3 consta a aceleração no comportamento da curva das chances de concepção a partir de ECCI = 3,5. Com base nesta observação, pode-se sugerir que os animais deveriam ter iniciado o acasalamento com ECC superior a 3,0 ou terem maiores taxas de ganho de peso durante esse período, de modo a recuperar o escore de condição corporal (ECC).

Estes resultados confirmam os obtidos por Almeida et al. (2002), que observaram 11% de prenhez para animais com ECC 1,5 ao início do acasalamento. A baixa condição corporal ao parto e a perda de peso durante o acasalamento influenciaram a função reprodutiva da vaca. Este mesmo somatório de efeitos foi relatado por Bustamante et al. (1997). A fim de verificarem a influência de quatro combinações entre a condição corporal ao parto (inferior ou superior) e o tipo de amamentação (à vontade ou restrita) sobre o desempenho reprodutivo de vacas Nelore, estes autores observaram que o grupo de animais que combinou condição corporal inferior e amamentação à vontade foi o que apresentou os menores índices reprodutivos (31%).

O ganho de peso durante o acasalamento (GDA) influenciou significativamente ( $P = 0,0976$ ) a  $P_i$  dos animais experimentais. Os valores médios de GDA (-0,160 kg/dia) evidenciaram a deficiência nutricional a que os animais foram submetidos durante o acasalamento. Contudo, houve grande variação no parâmetro analisado, de modo

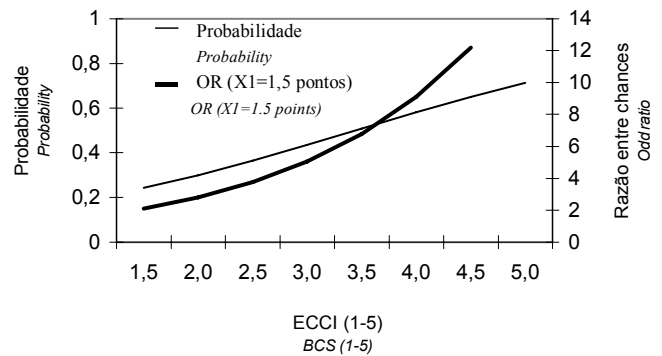


Figura 3 - Relação entre a probabilidade de prenhez e a razão entre chances de concepção para o ECC 1,5 e o ECC ao início do acasalamento (ECCI) para valores médios das demais variáveis independentes.

Figure 3 - Relationship among pregnancy probability, the odds ratio by conception for the body condition score 1,5, and the body condition score at beginning of mating season (BCS), for mean values of the remaining independent variables.

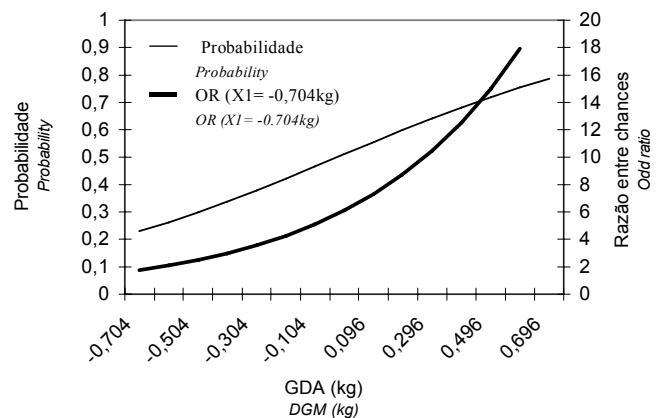


Figura 4 - Relação entre a probabilidade de prenhez e a razão entre chances de concepção para o ganho diário de -0,704 kg e ganho médio diário durante o acasalamento (GDA) para valores médios das demais variáveis independentes.

Figure 4 - Relationship among pregnancy probability, the odds ratio by conception for the daily gain -0,704 kg, and daily gain during the mating season (DGM), for mean values of the remaining independent variables.

que algumas vacas até tiveram ganho de peso no mesmo período.

A  $\hat{P}_i$  aumentou com a elevação do GDA (Figura 4). As chances de concepção aumentaram consideravelmente a partir do momento em que os animais não perderam peso em relação aos animais com GDA = -0,704 kg/dia. Com base nestas estimativas e nos GDA observados, pode-se afirmar que, se esses animais tivessem apenas mantido o peso durante a estação reprodutiva, ou melhor, se ainda tivessem obtido pequenos ganhos, apresentariam maiores taxas de prenhez.

Com base na razão entre chances, foi estimado que aumento de 0,100 kg/dia no GDA elevaria em 19,7% a chance

de concepção, sugerindo que os animais que perderam menos peso – e, conseqüentemente, conceberam até o final do acasalamento – foram os que enfrentaram mais eficientemente o período de *déficit* nutricional, provavelmente por estarem mais adaptados às condições de deficiência alimentar.

Os valores do PI e do GDA não foram adequados para a obtenção de elevadas taxas de prenhez. Para este objetivo, além de adequado estado corporal no início da temporada de monta, as vacas requerem, no mínimo, manutenção de peso durante este período (Wiltbank et al., 1985; Sampietro et al., 2003).

Se os animais tivessem iniciado o período do acasalamento com melhores PI, provavelmente pequenas perdas de peso não comprometeriam seus desempenhos reprodutivos (Osoro & Wright, 1992). Segundo Meaker et al. (1980), o ganho de peso durante o período de acasalamento deve ser considerado juntamente ao peso em que a vaca chega ao início do acasalamento, pois suas combinações condicionam a resposta reprodutiva.

### Conclusões

A baixa taxa de prenhez observada no rebanho experimental foi ocasionada pelo manejo nutricional deficiente a que os animais foram submetidos.

O ECC, associado ao peso no início do acasalamento e à perda de peso durante o acasalamento, foi fator determinante da taxa de prenhez.

Vacas com partos mais tardios dentro do ano apresentaram menores índices de prenhez. Ajustar a duração da estação de acasalamento e parição para período não superior a 90 dias e adequá-la ao período de crescimento da pastagem são estratégias benéficas ao sistema de cria.

### Literatura Citada

- ALMEIDA, L.S.P.; LOBATO, J.F.P.; SCHENKEL, F.S. Data de desmame e desempenho reprodutivo de vacas de corte. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.31, n.3, p.1223-1229, 2002.
- ASSOCIATION OF OFFICIAL ANALYTICAL CHEMISTS - AOAC. **Official methods of analysis**. 12.ed. Washington, D.C.: 1975. 15p.
- BARCELLOS, J.O.J.; PRATES, E.R.; SILVA, M.D. et al. Efeitos ambientais sobre a taxa de prenhez de vacas de corte numa criação comercial no sul do Brasil. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 36., 1999, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1999. 4p.
- BARCELLOS, J.O.J. **Efeitos do ganho de peso pós-desmame na idade à puberdade de novilhas de corte Braford**. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2001. 154p. Tese (Doutorado em Zootecnia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2001.
- BERGMANN, J.A.G.; HOHENBOKEN, W.D. Prediction of fertility from calthood traits of Angus and Simmental heifers. **Journal of Animal Science**, v.70, n.9, p.2611-2621, 1992.
- BRONSON, F.H.; MANNING, J.M. The energetic regulation of ovulation: a realistic role of body fat. **Biology of Reproduction**, v.44, n.6, p.945-950, 1991.
- BURRIS, M.J.; PRIODE, B.M. Effect of calving date on subsequent calving performance. **Journal of Animal Science**, v.17, n.3, p.527-533, 1958.
- BUSTAMANTE, J.R.B; FONSECA, F.A.; FONTES, C.A.A. et al. Efeito da condição corporal ao parto e da amamentação na eficiência reprodutiva de vacas da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.26, n.6, p.1090-1095, 1997.
- CUNDIFF, L.V.; GREGORY, K.E.; WHEELER, T.L. et al. **Preliminary results from cycle V of the cattle Germplasm Evaluation Program at the Roman L. Hruska U.S. Meat Animal Research Center**. [S.l.]: USDA.ARS, 1997. (Germoplasm Evaluation Program Progress Report, 16).
- DUNN, T.G.; INGALLS, J.E.; ZIMMERMAN, D.R. et al. Reproductive performance of 2-year-old Hereford and Angus heifers as influenced by pre and post-calving energy intake. **Journal of Animal Science**, v.29, n.5, p.719-726, 1969.
- FORDYCE, G.; TYLER, R.; ANDERSON, V.J. Effect of reproductive status, body condition and age of *Bos indicus* cross cows early in a drought on survival and subsequent reproductive performance. **Australian Journal of Experimental Agriculture**, v.30, n.3, p.315-322, 1990.
- HOSMER, D.W.; LEMESHOW, S. **Applied logistic regression**. 2.ed. New York: John Wiley & Sons, 2000. 375p.
- INSTITUTO AGRONÔMICO DO PARANÁ - IAPAR. [2003]. **[Informações estatísticas]**. Disponível em: <http://www.iapar.br>. Acesso em: 28/09/2003.
- INSTITUTO AGRONÔMICO DO PARANÁ - IAPAR. [2005]. **[Informações estatísticas]**. Disponível em: <http://www.iapar.br>. Acesso em: 02/02/2005.
- LAMOND, D.R. The influence of undernutrition on reproduction in the cow. **Animal Breeding Abstracts**, v.38, n.3, p.359-372, 1970.
- LOBATO, J.F.P.; ZANOTTA JR., R.L.D.; PEREIRA NETO, O.A. Efeito das dietas pré e pós-parto na eficiência reprodutiva de vacas primíparas de corte. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.27, n.5, p.857-862, 1998.
- LOWMAN, B.G.; SCOTT, N.A.; SOMERVILLE, S.H. **Condition scoring beef cattle**. Edinburgh: The East of Scotland College of Agriculture, 1976. 8p. (Bulletin, 6)
- MEAKER, H.J.; COETSEE, T.P.N.; SMITH, M. et al. The relationships between body mass and fertility of beef cows of different ages. **South Africa Journal of Animal Science**, v.10, n.1, p.83-89, 1980.
- OSORO, K.; WRIGHT, I.A. The effect of body condition, live weight, breed, age, calf performance and calving date on reproductive performance of spring-calving beef cows. **Journal of Animal Science**, v.70, n.6, p.1661-1666, 1992.
- PIMENTEL, C.A.; PIMENTEL, M.A. Efeito do mês de parição sobre a função reprodutiva de vacas de corte. **Revista Brasileira Reprodução Animal**, v.7, n.1, p.33-42, 1983.
- REGE, J.E.O.; FAMULA, T.R. Factor affecting calving date and its relationship with production traits of Hereford dams. **Animal Production**, v.57, n.1, p.385-395, 1993.
- REYNOLDS, W.L. Breeds and reproduction. In: CUNHA, T.J.; WARNICK, A.C.; KOGER, M. (Eds.). **Factors affecting calf crop**. Gainesville: University of Florida Press, 1967. p.244-259.
- SAMPEDRO, D.; GALLI, I.; VOGEL, O. **Condición corporal: una herramienta para planificar el manejo del rodeo de cria**. Mercedes: Ediciones INTA, 2003. 30p. (Serie Técnica, 30)
- STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM - SAS. **SAS/STAT User's guide**. Cary: 1999. 943p.

- SCHILLO, K.K.; HALL, J.B.; HILEMNA, S.M. Effect of nutrition and season on the onset of puberty in the beef heifer. **Journal of Animal Science**, v.70, n.12, p.3994-4005, 1992.
- SHORT, R.E.; BELLOWS, R.A.; STAIGMILLER, R.B. et al. Physiological mechanisms controlling anestrus and infertility in postpartum beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.68, n.2, p.799-816, 1990.
- SILVA, S.C. Fundamentos para o manejo do pastejo de plantas forrageiras dos gêneros *Brachiaria* e *Panicum*. In: SIMPÓSIO SOBRE MANEJO ESTRATÉGICO DA PASTAGEM, 2., 2004, Viçosa, MG. **Anais...** Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 2004. p.347-386.
- TEIXEIRA, R.A.; PITA, F.V.C.; ALBUQUERQUE, L.G. et al. **Efeito da época de parição sobre os índices de fertilidade em vacas Nelore**. São Paulo: 2000. 27p.
- THORPE, W.; CRUICKSHANK, D.K.R.; THOMPSON, R. Genetic and environmental influences on beef cattle production in Zambia. 1. Factors affecting weaner production from Angoni, Barotse and Boran dams. **Animal Production**, v.30, p.2, 217-234, 1980.
- † MANNETJE, L. Measuring quantity grassland vegetation. In: † MANNETJE, L. (Ed.) **Measurement of grassland vegetation and animal production**. Farnham Royal: Commonwealth Agricultural Bureaux, 1978. p.36-90. (Bulletin, 52)
- Van SOEST, P.J.; ROBERTSON, J.B. **Analysis of forages and fibrous foods**. New York: Cornell University Laboratory Manual for Animal Science, 1985. 202p.
- WILTBANK, J.N.; ROWDEN, W.W.; INGALLS, J.E. et al. Effect of energy level on reproductive phenomena of mature Hereford cows. **Journal of Animal Science**, v.21, n.2, p.219-225, 1962.
- WILTBANK, J.N. Research needs in beef cattle reproduction. **Journal of Animal Science**, v.31, n.4, p.755-762, 1970.
- WILTBANK, J.N.; ROBERTS, S.; NIX, J. et al. Reproductive performance and profitability of heifers fed to weight 272 or 318 kg at the start of the first breeding season. **Journal of Animal Science**, v.60, n.1, p.25-34, 1985.

---

Recebido: 09/06/05  
Aprovado: 07/02/06