

FREQUÊNCIA DOS REGISTROS NA SELEÇÃO PARA PRODUÇÃO DE LEITE¹

MÁRIO LUIZ MARTINEZ², FERNANDO ENRIQUE MADALENA³ e
ARY FERREIRA DE FREITAS²

RESUMO - Foram comparados cinco métodos de controle leiteiro: três métodos com registro da produção das duas ordenhas com frequência quinzenal (Q), mensal (M) e bimensal (B); e dois métodos (A e C) com registro da produção de apenas uma ordenha, alternando mensalmente a da manhã e da tarde. Utilizaram-se os registros diários de produção de 509 lactações de vacas HPB, Jersey e mestiças HPB-Gir. Para 425 lactações de 176 vacas, foi possível corrigir a produção total por idade e grau de sangue, e expressá-la como desvio das companheiras contemporâneas. Para efeitos de seleção por produção de leite, todos os métodos estudados resultaram em ganho genético similar, tanto por parte das vacas quanto por parte dos touros, podendo ficar, então, a escolha entre eles, apenas na dependência de considerações práticas.

Termos para indexação: frequência do controle leiteiro, seleção, produção de leite, repetibilidade.

FREQUENCY OF RECORDING FOR SELECTION ON MILK PRODUCTION

ABSTRACT - Five milk recording methods were compared: three methods with register of the production of two milkings with biweekly (BW), monthly (M) and bimonthly (BM) frequency; and two methods (A & C) with register of only one milking, alternating the morning and afternoon milkings monthly. The daily production records of 509 lactations of HPB, Jersey and mixed HPB-Gir cows were used. For 425 lactations of 176 cows, it was possible to correct the total production by age and blood degree, and to express it as a deviation from the contemporary companions. For effects of selection on milk production, all the methods studied resulted in a similar genetic gain, for cows as well as for bulls, enabling the choice between them to be made solely on the basis of practical considerations.

Index terms: milk recording frequency, selection, milk production, repeatability.

INTRODUÇÃO

As múltiplas finalidades dos registros da produção animal podem ser condensadas em quatro (Lerner & Donald 1966):

1. Seleção; 2. Manejo; 3. Pesquisa; 4. Propaganda.

Nem todos os métodos de controle leiteiro são adequados a todas estas finalidades. Por exemplo, o controle das melhores produtoras pode ser útil para fins de propaganda, mas não é adequado para a seleção, que requer o controle de todo o rebanho. Quando as vacas são alimentadas em função da produção individual, os erros na estimação da produção no dia do controle são importantes. Na seleção de reprodutores, porém, podem ser tolerados erros nos controles individuais, que tenderão a compensar-se no cálculo da produção total por lactação. Mesmo os métodos, nos quais esta compensação dos erros não chega a eliminar totalmente as

tendências, podem ser válidos para ordenar corretamente os animais em função do seu valor reprodutivo.

McDaniel (1969) tem assinalado que os métodos de controle leiteiro deveriam ser avaliados conforme os objetivos para os quais são empregados, e não pela distribuição dos erros em lactações individuais. A abundante literatura sobre este tema, revisada por McDaniel (1969), consistentemente indica que a tendenciosidade (bias) e a dispersão dos erros de estimação da produção por lactação aumentam quando se incrementa o intervalo entre controles.

Como resultado de vários trabalhos, a média dos erros, em valor absoluto, com controles mensais e bimensais foi, respectivamente, de 2,03 e 3,25%, sendo que 93 e 78% dos erros estavam dentro de $\pm 5\%$ do valor real. No Brasil, Jordão et al. (1947) e Jardim et al. (1956 a, b) também verificaram a menor precisão dos métodos baseados em controles menos frequentes. Apesar desta menor precisão do controle bimensal, ele é satisfatório para provar touros (Bailey et al. 1952, Carré et al. 1958, Cunningham & Vial 1968). Na Nova Zelân-

¹ Aceito para publicação em 2 de março de 1979.

² Eng.^o Agr.^o, M.Sc., Centro Nacional de Pesquisa de Gado de Leite (CNPGL) - EMBRAPA, CEP 36.155 - Coronel Pacheco, MG.

³ Eng.^o Agr.^o, Ph.D., Convênio EMBRAPA/FAO/UNDP/ PROJETO BRA/75/015.

dia, Castle & Searle (1961) verificaram que o controle bimensal tem a mesma utilidade que o mensal para eliminar do rebanho as vacas de menor produção, sendo o custo 40% menor. Keown & Vleck (1971) e Madsen & Christensen (1974) indicaram que o ganho genético é similar com controles mensais, bimensais e trimensais.

Porzio (1953) propôs um outro método de controle simplificado, a partir de registros de produção de apenas uma ordenha, alternando, em cada mês, as ordenhas da manhã e da tarde. Poly & Poutous (1967) verificaram que este método é mais preciso que o registro bimensal das duas ordenhas, e que, sendo de 25 a 35% mais barato que o controle mensal comum, tem efeitos mínimos sobre a seleção, tanto de touros quanto de vacas. Putnam & Gilmore (1968) comunicaram que o custo do método alternado é 20% menor que o do controle mensal de duas ordenhas. Em dois trabalhos, o erro médio do método alternado e do mensal tradicional foi de 2,52 e 1,72%, respectivamente, sendo que 92% e 98% dos erros estavam compreendidos no intervalo de $\pm 5\%$ (McDaniel 1969).

Neste trabalho são comparados cinco métodos de controle leiteiro: frequências quinzenal, mensal e bimensal com registro das duas ordenhas, e controle mensal alternado de apenas uma ordenha, com e sem correção pela diferença de produção entre as duas ordenhas. A soma das produções diárias é utilizada como base de comparação. Em primeiro lugar são apresentadas as estatísticas descritivas de distribuição dos erros para cada método, e, a seguir, são examinadas as conseqüências da utilização destes métodos na seleção das vacas, pela capacidade mais provável de produção de leite, e dos touros, pela diferença predita.

MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizadas 509 lactações de vacas HPB, Jersey e mestiças HPB: Gir, iniciadas entre 1960 e 1975. O rebanho pertencia à Estação Experimental Santa Mônica, Município de Valença, RJ, do ex-IPEACS, atualmente pertencente ao CNP-Gado de Leite, EMBRAPA. As condições climáticas da região e o sistema de manejo e alimentação do rebanho foram descritos por Carmo & Nascimento (1961). A ordenha foi realizada mecanicamente até 1964 e manualmente até 1975, duas vezes ao

dia, sendo os bezerros separados das mães logo após o nascimento. A produção era registrada em cada ordenha até ao máximo de 300 dias de lactação. Com a finalidade de padronizar o início do controle, consideraram-se iniciadas as lactações no oitavo dia após o parto. Somente foram incluídas neste trabalho lactações de duração mínima de 210 dias, por considerar-se que o método bimensal seria inaplicável às lactações mais curtas.

Foram estudados cinco métodos de controle. Em três deles, as produções nas duas ordenhas eram registradas, com frequência quinzenal (Q), mensal (M) e bimensal (B). Nos outros dois métodos (A e C), apenas a produção em uma ordenha era registrada mensalmente, sendo o controle na ordenha da manhã realizado nos meses ímpares e o da tarde nos meses pares. Em vista dos resultados de Martinez et al. (1979), a produção total por lactação foi calculada, nos métodos Q, M e B, pelo produto da média dos n controles Y_i pela duração da lactação L (Q ou M ou $B = L \sum_{i=1}^n Y_i$). No método A, foi duplicada a produção em cada controle ($A = L \sum_{i=1}^n 2 Y_i$) e no método C, a produção da ordenha da manhã foi multiplicada por $F_M = (m + t)/m$, e a da tarde por $F_T = (m + t)/t$, onde m e t correspondem, respectivamente, à produção média (calculada em separado para cada ano e estação de parto) das ordenhas da manhã e da tarde. Assim, a produção pelo método C foi obtida pela expressão: $C = L \sum_{i=1}^n Y_i F_i$, onde $F_i = F_M$ para mês ímpar, e $F_i = F_T$ para mês par. Foi simulada a assistência do controlador às fazendas em datas fixas, nas quais era registrada a produção de todo o rebanho. Estas datas (escolhidas arbitrariamente) foram os dias oito e 23 de cada mês para a frequência quinzenal, o dia 23 de cada mês nas frequências mensais, e o dia 23 de cada mês ímpar para a frequência bimensal.

A produção real (R), obtida pela soma dos controles diários, foi utilizada como padrão para obter-se os erros de estimação para cada método.

As repetibilidades das produções, a capacidade mais provável de produção (CMPP) das vacas, e a diferença predita (DP) dos touros foram obtidas segundo o descrito por Martinez et al. (1979). Fo-

ram calculados os coeficientes de correlação de ordem de Spearman (Kendall 1962) entre as ordenações das CMPP, obtidas com cada um dos métodos estudados e com a produção real.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Estatísticas descritivas da distribuição dos erros das estimativas

As médias, erros médios em percentagem da média real, desvios padrão e coeficientes de variação, das estimativas obtidas pelos diferentes métodos se apresentam na Tabela 1. Os erros médios para os métodos Q, M e B indicam que nenhum deles resulta em estimativas tendenciosas, em concordância com os resultados da literatura (McDaniel 1969). Jordão et al. (1947) e Jardim et al. (1956 a, b) encontraram, respectivamente, erros médios de -0,1 0,3 e 0,5% para freqüência quinzenal; -0,04 0,05 e 0,3% para a freqüência mensal; e 0,4 0,8 e -0,2% para a freqüência bimensal. Na Venezuela, Bodisco & Carnevali (1970) relataram erros médios de 0,1 e 0,4%, respectivamente, para duas raças, na freqüência de controle quinzenal, e de 0,7 a 1,2% no controle mensal. Lindström (1976) verificou, no Quênia, erros médios de 1,6 1,3 e 1,5% para os controles quinzenal, mensal e bimensal, respectivamente.

O erro médio dos métodos A e C foi ligeiramente superior ao dos métodos Q, M e B (Tabela 1). Na realidade, o método A superestima a produção quando o controle é iniciado pela ordenha da manhã, e o subestima quando o controle é iniciado pela ordenha da tarde, pelo fato de as amostras dos controles matutinos e vespertinos não serem representativas de todos os estágios da lactação, contra-

riamente ao que acontece quando as duas ordenhas são registradas em cada controle.

As produções das 509 lactações, foram, também, estimadas pelo método A, no qual, em todos os casos, o controle iniciava-se pela manhã (erro médio de +2,4%) ou pela tarde (erro médio de -1,2%). Como na prática o controlador assistiria a fazenda em meses alternados, pela manhã e à tarde, algumas lactações teriam o controle iniciado na ordenha matutina e outras na ordenha vespertina, de forma que os respectivos erros positivos e negativos tenderiam a se cancelar na média, como de fato ocorreu neste estudo, em que o erro médio para o método A foi de 0,8%.

A magnitude do erro médio nos métodos de controle alternado depende da diferença de produção entre as ordenhas da manhã e da tarde, que por sua vez é afetada primariamente pelo intervalo entre ordenhas (Everett & Wadell 1970 a, b, Schaeffer & Rennie 1976). Estes autores têm demonstrado que, para vacas de alta produção em climas temperados, outros fatores afetam também a diferença de produção entre ordenhas, principalmente o estágio da lactação e a taxa de secreção do leite. Neste estudo, o rebanho era geralmente ordenhado às 7:00 e 15:30 horas. Face à proximidade das duas ordenhas, não é surpreendente a verificação dos erros médios de +2,4 e -1,2% acima citados, maiores que os relatados por Dickinson & McDaniel (1970), de 1,6 e 0,2%, no rebanho de Beltsville, cujo intervalo entre ordenhas era de onze horas.

Informações sobre a distribuição dos erros são apresentadas nas Tabelas 2 e 3. A freqüência quinzenal foi a de maior precisão, como era de se esperar. Para as freqüências mensal e bimensal, respec-

TABELA 1. Médias, erros médios, desvios-padrão e coeficientes de variação para 509 produções estimadas por diferentes métodos.

| Método | Média \pm erro padrão (kg) | Erro médio em relação à média real (%) | Desvio-padrão (kg) | Coefficiente de variação (%) |
|--------|------------------------------|----------------------------------------|--------------------|------------------------------|
| R | 2735 \pm 27 | - | 603 | 22,0 |
| Q | 2737 \pm 27 | + 0,1 | 598 | 21,9 |
| M | 2750 \pm 27 | + 0,5 | 609 | 22,2 |
| A | 2757 \pm 27 | + 0,8 | 615 | 22,3 |
| C | 2758 \pm 28 | + 0,8 | 622 | 22,5 |
| B | 2745 \pm 28 | + 0,4 | 631 | 23,0 |

TABELA 2. Percentagem de lactações estimadas dentro de uma dada percentagem de erro (em valor absoluto), em relação à produção real.

| Métodos | Percentagem de erro | | | | | |
|---------|---------------------|-----|-----|-----|------|------|
| | ± 2 | ± 4 | ± 6 | ± 8 | ± 10 | ± 15 |
| Q | 66 | 94 | 98 | 99 | 100 | - |
| M | 41 | 72 | 89 | 95 | 98 | 100 |
| A | 28 | 54 | 73 | 86 | 91 | 98 |
| C | 26 | 53 | 73 | 87 | 94 | 99 |
| B | 25 | 46 | 64 | 79 | 87 | 96 |

TABELA 3. Percentagem de lactações estimada dentro de dado número de quilogramas (em valor absoluto) de leite da produção real.

| Métodos | Desvio absoluto em quilogramas de leite | | | | | |
|---------|-----------------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | ± 50 | ± 100 | ± 150 | ± 200 | ± 250 | ± 300 |
| Q | 62 | 91 | 98 | 99 | 100 | - |
| M | 38 | 69 | 85 | 94 | 98 | 99 |
| A | 28 | 49 | 69 | 82 | 91 | 95 |
| C | 24 | 48 | 68 | 84 | 93 | 95 |
| B | 20 | 42 | 59 | 71 | 82 | 88 |

tivamente, 89 e 64% dos erros estavam no intervalo de $\pm 6\%$. Estes valores situam-se na metade inferior da amplitude dos valores dos trabalhos revisados por McDaniel (1969). Jordão et al. (1947) verificaram que 93 e 73% dos erros para M e B eram menores que $\pm 6\%$. Jardim et al. (1956 a) comunicaram que 85 e 55% dos erros para M e B eram menores que $\pm 5\%$, quando os controles se realizavam no meio do período. Porém, quando os controles se realizavam em data fixa, a percentagem de erros menores de $\pm 5\%$ diminuía a 79 e 39%, para M e B, respectivamente (Jardim et al. 1956 b).

Pode-se observar na Tabela 2, que a precisão do método A é intermédia entre os métodos M e B, em concordância com outros resultados publicados (McDaniel 1969, Munro 1976).

Utilizando-se os valores de F_M nos diferentes anos-estações que variavam entre 1,4 e 1,8 (média de 1,6) e os de F_T que variavam entre 2,3 e 3,8 (média de 2,9), esperava-se que a correção pelos fatores F_M e F_T diminuísse, no método C, a variação dos erros do método A. Entretanto, isto não foi alcançado (Tabelas 1, 2 e 3), indicando que os fato-

res constantes para cada ano-estação não foram os mais apropriados. Everett & Wadell (1970 a, b) têm verificado que a correção pode ser eficiente, conhecendo-se o intervalo entre as ordenhas de cada controle.

Seleção de Vacas

As diferenças com as companheiras contemporâneas foram calculadas após a correção por idade e grau de sangue, utilizando-se fatores calculados com base nos resultados de Madalena et al. (1978). Como não se dispunha de fatores de correção para os grupos raciais Jersey e 5/8 HPB:3/8 Gir, as lactações destes animais foram eliminadas. O mesmo ocorreu com as lactações das vacas que tinham menos de três companheiras contemporâneas. Restaram 425 lactações, para as quais foram calculadas as repetibilidades e as correlações simples entre as diferenças com as companheiras do rebanho, em cada um dos métodos estudados (d_i) e pela produção real (d_R). Pode-se ver, na Tabela 4, que as correlações $r_{d_i d_R}$ foram muito altas e que as repetibilidades apresentam valores semelhantes ao obtido para a produção real ($r = 0,47$). Ipsen & Kjeldsen (1976) relataram correlações de 1,00 0,99 e 0,98 respectivamente, entre a produção estimada a frequência de quatro, oito e doze semanas, e a produção estimada por controles semanais. Lamb & Young (1968) encontraram correlações com a produção real, para frequências mensais, bimensais e

TABELA 4. Repetibilidade (r) das produções, correlações (r_{didk}) entre as diferenças de produção com as companheiras do rebanho, calculadas com cada um dos cinco métodos (d_i) e pela produção real (d_k); e correlações (r_{0i0k}) entre as ordens da CMPP calculadas com cada um dos métodos (0_i) e pela produção real (0_k).

| Nº | Métodos | | | | | |
|------------|------------------|-------------------|------|------|------|------|
| | Q | M | A | C | B | |
| r^a | 425 ^b | 0,47 ^c | 0,47 | 0,49 | 0,45 | 0,47 |
| r_{didk} | 425 | 0,99 | 0,98 | 0,96 | 0,97 | 0,94 |
| r_{0i0k} | 176 | 0,99 | 0,98 | 0,97 | 0,98 | 0,95 |

a A repetibilidade para a produção real $r = 0,47 \pm 0,05$.

b O número 425 refere-se às lactações consideradas nas análises e o 176 refere-se às vacas estudadas.

c O erro padrão das estimativas de repetibilidade foi de 0,05 para todos os métodos.

trimensais, utilizando vários métodos de cálculo, respectivamente, de 0,96 a 0,98; de 0,94 a 0,96 e de 0,92 a 0,95.

Castle & Searle (1961) estudaram os coeficientes de correlação de ordem (Spearman) entre as produções (ajustadas por idade e dentro de ano e rebanho, calculadas por controles mensais e bimensais, verificando que 70% das correlações eram superiores a 0,90 sendo o valor mínimo de 0,81. No Quênia, Lindström (1976) verificou que as correlações (dentro de rebanho e época) entre a produção real e as produções estimadas às frequências quinzenal, mensal e bimensal foram de 0,991; 0,978; e 0,943, respectivamente. Hardouin (1966) encontrou correlações de 0,973 e 0,963 para duas raças, entre as produções estimadas pelo método mensal alternado e pelo método mensal tradicional. Jasiorowski et al. (1966) obtiveram correlações de 0,985 e 0,949 entre a produção real e, respectivamente, a produção pelo método mensal tradicional, e a produção das ordenhas matutinas.

A seleção de vacas como mães de fêmeas ou para aumentar a produtividade imediata do rebanho não pode ser muito intensa, pelas baixas taxas reprodutivas dos bovinos. Para estes fins, pode-se ver pelos coeficientes de correlações entre as ordenhas das CMPP (Tabela 4) que praticamente as mesmas vacas seriam selecionadas pela produção real ou por qualquer um dos cinco métodos empregados. No entanto, a seleção de vacas para mães de touros deve ser mais intensa. Para verificar os efeitos dos métodos de controle com alta intensidade de seleção, foram calculados os diferenciais de seleção para a CMPP real e a CMPP para o caso em que a seleção fosse praticada através de cada um dos métodos estudados (Tabela 5). Foram consideradas três intensidades de seleção, $p = 4/176 = 2,27\%$; $p = 9/176 = 5,11\%$ e $p = 18/176 = 10,22\%$, da ordem que seria encontrada em programas práticos de melhoramento. Por exemplo, a Tabela 5 mostra que, com controles diários, o diferencial de seleção, para as quatro vacas com maior CMPP das 176 que compunham o rebanho, era de 871 kg. Quando a seleção era pela CMPP derivada do controle mensal, por causa dos erros de estimação, a quarta melhor vaca pela CMPP real foi substituída pela quinta, caindo o diferencial de seleção para 860 kg. Os valores da Tabela 5 indicam que, in-

TABELA 5. Diferenciais de seleção na CMPP real, quando a seleção era praticada com base em cada um dos métodos, expressadas em kg da CMPP, para três intensidades de seleção.

| Proporção Selecionada | Métodos | | | | | |
|-----------------------|---------|-----|-----|-----|-----|-----|
| | R | Q | M | A | C | B |
| 4/176 | 871 | 871 | 860 | 844 | 849 | 860 |
| 9/176 | 709 | 701 | 687 | 684 | 692 | 702 |
| 18/176 | 579 | 579 | 579 | 576 | 573 | 577 |

clusive para altas intensidades de seleção de vacas, todos os métodos aqui estudados resultariam em ganhos genéticos similares.

Seleção de Touros

Foi calculada a diferença predita dos seis touros que tinham pelo menos cinco filhas com a primeira lactação encerrada. Na Tabela 6 encontram-se os resultados. Observa-se que, independente do método, sempre foram selecionados os dois melhores e refugado o último. O método Q ordenou os touros similarmente ao método real, enquanto que os métodos M, A, C e B produziram alterações na terceira, quarta e quinta posições, porém isto não teria importância prática em um programa de seleção. As repetibilidades das provas, calculadas para cada um dos métodos, foram bastante uniformes, apresentando um desvio máximo de 0,03 (método B) em relação às obtidas pela produção real. Castle & Searle (1961) comunicaram que a ordenação, de dois grupos de sete a onze touros, com controle mensal, era quase exatamente a mesma que com controle bimensal.

A herdabilidade da produção estimada é necessariamente menor que a herdabilidade da produção real, por causa dos erros de estimação, que aumentam a variância de meio. Uma maneira de avaliar as consequências dos erros dos diferentes métodos de estimação é considerar o número adicional de filhas requerido para manter a precisão da prova de progênie da produção real.

Em geral, a precisão da prova é medida pela correlação $R_{IG} = \frac{0,25 nh^2}{1 + (n-1)(0,25 h^2 + c^2)}$. Se

h_R^2 , c_R^2 e σ_R^2 representam, respectivamente, a herdabilidade, a proporção da variância de meio

TABELA 6. Número de filhas (n), repetibilidade da prova (b) e diferenças preditas (DP), em quilogramas de leite, calculadas pelos diferentes métodos, para seis reprodutores da raça holandesa, variedade preta e branca (os algarismos entre parênteses indicam a ordenação dos touros pela (DP)).

| Touros | Métodos | | | | | | | | |
|----------|---------|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--|
| | n | b | R | Q | M | A | C | B | |
| | | | DP | | | | | | |
| Insignia | 7 | 0,27 | + 167 (1) | + 160 (1) | + 166 (1) | + 190 (1) | + 186 (1) | + 161 (1) | |
| Ofco | 12 | 0,39 | + 106 (2) | + 110 (2) | + 123 (2) | + 141 (2) | + 111 (2) | + 133 (2) | |
| Guarani | 10 | 0,35 | - 14 (3) | - 9 (3) | - 37 (4) | - 41 (4) | - 45 (4) | - 59 (5) | |
| Italo | 6 | 0,24 | - 34 (4) | - 31 (4) | - 30 (3) | - 9 (3) | - 16 (3) | - 47 (4) | |
| Japeri | 16 | 0,46 | - 52 (5) | - 48 (5) | - 43 (5) | - 47 (5) | - 45 (5) | - 28 (3) | |
| Negus | 10 | 0,35 | - 101 (6) | - 108 (6) | - 105 (6) | - 120 (6) | - 124 (6) | - 88 (6) | |

ambiente comum, e a variância fenotípica da produção real, e σ_i^2 é a variância fenotípica no método i, pode-se demonstrar facilmente que, quando a precisão das provas é igual ($R_{IG}(R) = R_{IG}(i)$),

$$\text{então } n_i/n_R = \frac{4(\sigma_i^2/\sigma_R^2 - c_R^2) - h_R^2}{4(1 - c_R^2) - h_R^2}$$

Expressões similares foram derivadas por Poly & Poutous (1967) e por Cunningham & Vial (1968), porém sem considerar o componente de meio ambiente comum, c^2 . A relação n_i/n_R foi calculada para cada um dos métodos estudados, a partir dos valores $\hat{\sigma}_i^2/\hat{\sigma}_R^2$ (Tabela 1), para valores de $h_R^2 = 0,1; 0,2; 0,3; \text{ e } 0,4$; e valores de $c^2 = 0, 1/4 h_R^2 \text{ e } 1/2 h_R^2$. Estes valores de h_R^2 e c_R^2 cobrem a amplitude de valores que provavelmente serão encontrados na prática. O método de frequência quinzenal foi excluído destes cálculos porque $\hat{\sigma}_Q^2 < \hat{\sigma}_R^2$ (Tabela 1).

Os resultados destes cálculos (Tabela 7) indicam que a relação n_i/n_R é pouco afetada pelas variações nos valores de h_R^2 e c_R^2 considerados, com exceção de n_B/n_R . No método M, seriam necessárias 2% de filhas a mais para manter a precisão dos testes de progênie baseados na produção real. O método bimensal (B), que apresentou a maior variação fenotípica (Tabela 1), exigiria 15 a 20% filhas a mais que o controle diário (Tabela 7). Em um programa de seleção otimizado, para uma capacidade de teste fixa, o aumento do número de filhas por touro implica na redução do número de

TABELA 7. Relação do número de filhas n_i/n_R necessárias para manter a precisão da prova de progênie da produção real, quando esta é estimada por vários métodos.

| Métodos | h^2 | | | |
|---------|-------|------|------|------|
| | 0,1 | 0,2 | 0,3 | 0,4 |
| M (a) | 1,02 | 1,02 | 1,02 | 1,02 |
| | (b) | 1,02 | 1,02 | 1,02 |
| | (c) | 1,02 | 1,02 | 1,02 |
| A | 1,04 | 1,04 | 1,04 | 1,04 |
| | 1,04 | 1,04 | 1,05 | 1,05 |
| | 1,04 | 1,05 | 1,05 | 1,06 |
| C | 1,07 | 1,07 | 1,07 | 1,07 |
| | 1,07 | 1,07 | 1,08 | 1,08 |
| | 1,07 | 1,08 | 1,08 | 1,09 |
| B | 1,15 | 1,15 | 1,15 | 1,16 |
| | 1,15 | 1,16 | 1,17 | 1,18 |
| | 1,15 | 1,17 | 1,18 | 1,20 |

a: $c^2 = 0$; b: $c^2 = 1/4 h^2$; c: $c^2 = 1/2 h^2$

touros a provar. Porém, inclusive para um aumento de 20% no número de filhas, o ganho genético não seria praticamente diminuído, porque ele é bastante insensível a desvios da estrutura ótima (Robertson 1957).

CONCLUSÕES

O controle leiteiro com frequência quinzenal, mensal ou bimensal, resultou em estimativas da produção total com erro médio praticamente nulo.

A dispersão dos erros aumentou nos métodos de menor freqüência de controle.

Os métodos de controle mensal alternado da produção apresentaram erros médios baixos, sendo a variância destes intermediária entre a variância dos erros dos métodos mensal e bimensal com controle nas duas ordenhas.

Para efeitos de seleção por produção de leite, tanto das vacas, pela CMPP, quanto dos touros pela DP, todos os métodos estudados resultariam em ganho genético similar, podendo então ficar a escolha entre eles apenas na dependência de considerações práticas.

AGRADECIMENTOS

Os autores expressam seus agradecimentos aos Srs. Drs. Roberto Meirelles de Miranda, Hildo Matta e Sebastião Carlos Pinto Salema, pelas informações proporcionadas; e Jens Spangenberg pela colaboração na codificação dos dados; ao Departamento de Métodos Quantitativos da EMBRAPA, Brasília, e particularmente aos Drs. Flávio de Oliveira Costa e Homero Chaib Filho, pela assistência no processamento dos dados, bem como ao Dr. Ernst Walter Jahn Bolland pelas valiosas sugestões apresentadas.

REFERÊNCIAS

- BAILEY, N.D.; LISS, R.M. & STALLARD, J.E. A comparison of bimonthly and quarterly testing with monthly testing for estimating dairy cattle production. *J. Dairy Sci.*, 35:350-5, 1952.
- BODISCO, V. & CARNEVALI, A. Estimación de rendimientos de vacas lecheras en base a controles periódicos de producción. *Agron. Trop.*, 20(6):463-9, 1970.
- CARMO, J. & NASCIMENTO, C.B. Estudo sobre o comportamento da raça holandesa, malhada de preto, na Fazenda Experimental de Criação "Santa Mônica", Barão de Juparanã, Estado do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, Instituto de Zootecnia, 1961. (Publicação, 39).
- CARRÉ, D.; POLY, J. & VISSAC, B. Étude des méthodes de détermination des performances laitières. *Ann. Zootech.*, 7:243-80, 1958.
- CASTLE, O.M. & SEARLE, S.R. Use of bimonthly records in herd testing. *J. Dairy Sci.*, 44:1335-43, 1961.
- CUNNINGHAM, E.P. & VIAL, V.E. Relative accuracy of different sampling intervals and methods of estimation for lactation milk yield. *Ir. J. Agric. Res.*, 7:49-60, 1968.
- DICKINSON, F.N. & MCDANIEL, B.T. Single-milking yield versus 24 - hour yields for estimating lactation milk production by the test interval method. *J. Dairy Sci.*, 53:200-7, 1970.
- EVERETT, R. W., & WADELL, L.H. Sources for variation affecting the difference between morning and evening daily milk production. *J. Dairy Sci.*, 53:1424-9, 1970a.
- _____. Sources of variation affecting ratio factors for estimating total daily milk yield from individual milkings. *J. Dairy Sci.*, 53:1430-5, 1970b.
- HARDOUIN, J. Resultats obtenus par la méthode simplifiée de controle laitier alterne. *Ann. Med. Vet.*, 110:407-21, 1966.
- IPSEN, E.J. & KJELDSEN, J.D. The use of prolonged intervals between milk weighings and butterfat tests in milk recording. *Livestock Produ. Sci.*, 3:155-63, 1976.
- JARDIM, W.R.; PEIXOTO, A.M.; SILVEIRA FILHO, S. & GOMES, F.P. Estudo comparativo entre métodos de controle quantitativo da produção leiteira. *R. Ceres, Viçosa*, 10(55):1-19, 1956 a.
- _____. Estudo sobre a precisão de alguns métodos práticos de controle leiteiro. *R. Agric., Piracicaba*, 31:33-44, 1956 b.
- JASIOROWSKI, H.; KOSSAKOWSKI, J. & KUROWSKA, M. Studies on the accuracy and the possibility of simplifying milk recording. *Anim. Breed Abst.*, 34:491, 1966.
- JORDÃO, L.P.; ASSIS, F.P.; MEDINA, P. & GUARAGNA, R.N. Estudo sobre a periodicidade do controle quantitativo da produção leiteira. *B. Indústria. Anim.*, 9:62-71, 1947.
- KENDALL, M.G. Rank correlation methods. 3.ed. London, Charles Griffin & Co., 1962.
- KEOWN, J.F. & VLECK, L.D. van. Selection on test day fat percentage and milk production. *J. Dairy Sci.*, 54:199-203, 1971.
- LAMB, R.C. & YOUNG, R.M. Relative accuracy of estimating production as affected by length of testing interval and method of estimating. *J. Dairy Sci.*, 51:977, 1968.
- LERNER, I.M. & DONALD, H.P. Modern developments in animal breeding. London, Academic Press, 1966.
- LINDSTRÖM, U.B. El registro lechero en los países em desarrollo. *Rev. Mund. Zoot.*, FAO. 19:34-42. 1976.
- MADALENA, F.E.; FREITAS, A.F. & MARTINEZ, M.L. Avaliação comparativa da produção de leite de vacas holandesas e mestiças de holandes; Gir. In: CONFERÊNCIA MUNDIAL DE PRODUÇÃO ANIMAL, 4., Buenos Aires, 1978. Prelo.
- MADSEN, O. & CHRISTENSEN, L.G. Accuracy of estimation breeding value using simplified milk recording systems. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 1., A, 1974. p. 585-91.
- MARTINEZ, M.L.; FREITAS, A.F. & MADALENA, F.E. Comparação de métodos para estimar a produção de leite em base a controles mensais. *Pesq. agropec. bras., Brasília*, 14(2):117-122, abr. 1979.
- MCDANIEL, B.T. Accuracy of sampling procedures for estimating lactation yields; a review. *J. Dairy Sci.*, 52:1742-961, 1969.
- MUNRO, G.L. Alternatives to monthly sampling in herd recording. *Aust. Exp. Agric. Husb.*, 16:293-6, 1976.
- POLY, J. & POUTOUS, M. Le controle laitier mensuel alterne (AT). I. Précision vis-à-vis d'un controle mensuel ou bimestriel pour la production "de lait en 305 jours". *Ann. Zootech.*, 16(2):183-90, 1967.
- PORZIO, G. Il controllo del latte secondo un nuovo metodo. *Ital. Agric.*, 90:421-7, 1953.

PUTNAM, D.N. & GILMORE, H.C. The evaluation of an alternative AM-PM monthly testing program and its application for use in the DHIA program. *J. Dairy Sci.*, 51:985, 1968.

ROBERTSON, A. Optimum group size in progeny testing and family selection. *Biometrics*, 13:422-50, 1957.

SCHAEFFER, L.R. & RENNIE, J.C. AM-PM testing for estimating lactation yields. *Can. J. Anim. Sci.*, 56:9-15, 1976.