Archive of SID

مجله پژوهش های علوم دامی/ جلد 20/4 شماره 2/ سال1389

تخمین احتمال وقوع آبستنی گاوهای هلشتاین پس از اولین تلقیح با استفاده از تحلیل آماری لجیستیک

فاطمه بحری بیناباج[1*]، مجتبی طهمورث پور[2]، همایون فرهنگ فر[3] و مسلم باشتنی[4]

تاریخ دریافت: 89/1/28 تاریخ پذیرش: 89/7/20

1- دانشجوی دکتری ژنتیک و اصلاح نژاد دام، گروه علوم دامی دانشگاه فردوسی مشهد
2- دانشیار گروه علوم دامی دانشگاه فردوسی مشهد
3- دانشیار گروه علوم دامی دانشگاه بیرجند
4- استادیار گروه علوم دامی دانشگاه بیرجند
*مسئول مکاتبه: E mail: f_bahri_b@yahoo.com

چکیده

بمنظور تخمین احتمال وقوع آبستنی گاوهای هلشتاین پس از اولین تلقیح، از 38074 رکورد تلقیح متعلق به 10726 گاو که بین سال های 1364 تا 1388 در دو واحد مجزا از یک گله بزرگ گاو هلشتاین جمع آوری شده بودند، استفاده گردید. مدل آماری مورد استفاده بصورت رگرسیون لجیستیک بوده و رویه GLIMMIX نرم افزار آماری SAS جهت برازش مدل استفاده شد. مدل آماری، شامل اثرات ثابت دوره تلقیح (در سه دوره زمانی)، ماه تلقیح، دوره شیردهی، واحد پرورش و فرد تلقیح گر بود. تعداد تلقیح منجر به آبستنی گاوها در فایل ارقام به صورت کد صفر (یک تلقیح) و کد یک (بیش از یک بار تلقیح) تعریف شد. برآورد نسبت احتمالات (OR) برای دوره زمانی اول (سال های 1364 تا 1369) نسبت به دوره دوم (سال های 1370 تا 1379) و سوم (سال های 1380 تا 1388) به ترتیب 1/106 و 1/133 بود که نشان می دهد شانس آبستن شدن به ازای اولین تلقیح در دوره زمانی اول نسبت به دوره دوم 10/6 درصد و نسبت به دوره سوم 13/3 درصد بیشتر بوده است. متوسط تعداد تلقیح برای آبستنی در واحد یک و دو به ترتیب 2/2 و 2/3 با تفاوتی معنی دار ($P<0/05$) بود. برآورد نسبت احتمالات برای واحد یک نسبت به واحد دو در گاوداری مزبور، 1/154 بود که نشان می دهد شانس آبستنی به ازای اولین تلقیح در واحد یک، 15/4 درصد بیشتر از واحد دو بود. اثر عوامل ماه تلقیح، دوره شیردهی و فرد تلقیح گر بر شانس آبستن شدن به ازای اولین تلقیح از نظر آماری معنی دار نبود. نتایج نشان دهنده تأثیر عوامل محیطی و مدیریتی بر تعداد تلقیح لازم برای آبستن شدن گاو می باشد که با بهبود آنها می توان راندمان تولید مثل را افزایش داده و هزینه آبستنی را کم نمود.

کلمات کلیدی: آنالیز لجیستیک، تعداد تلقیح منجر به آبستنی، گاو هلشتاین

www.SID.ir

Archive of SID

Estimation of Pregnancy Probability After the First Insemination in Holstein Cows Using Logistic Statistical Analysis

F Bahri Binabaj[1]*, M Tahmoorespoor[2], H Farhangfar[3] and M Bashtani[4]

Received: April 17, 2010 Accepted: October 12, 2010
[1]PhD Student of Animal Genetics and Breeding, Department of Animal Science, University of Mashhad, Iran
[2]Associate Professor, Department of Animal Science, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
[3]Associate Professor, Department of Animal Science, University of Birjand, Iran
[4]Assistant Professor, Department of Animal Science, University of Birjand, Iran
*Corresponding author: E mail: f_bahri_b@yahoo.com

Abstract
To evaluate the effects of some environmental factors on the probability of being pregnant after only one insemination in Iranian Holstein cows, a total of 38074 records obtained from 10726 cows at different parities and inseminated during years 1985 to 2009 were utilized. All records were collected from a very large dairy herd which comprised of two units. A generalized statistical linear model was applied to analyze the data. Logistic regression model was applied as the statistical model. In the model, fixed effects of period and month of insemination, inseminator, parity and herd unit were included. The statistical model was run using GLIMMIX procedure of SAS software. Odds ratio estimation for period 1 (years 1985 to 1990) in comparison to periods 2 (years 1991 to 2000) and 3 (years 2001 to 2009) was 1.106 , 1.133 respectively, which means chance of being pregnant after first insemination in year period 1 in comparison to periods 2 and 3 were respectively 10.6% , 13.3% higher. Average insemination per conception in unit one and two was 2.22 and 2.38 respectively, and the difference was statistically significant $(P < 0.05)$.Odds ratio estimation for herd unit showed that chance of being pregnant after the first insemination in unit 1 was 15.4% higher than unit 2. Results indicate the influence of environmental and management factors on number of services needed for a cow to be conceived which by improving them reproductive efficiency will increase and pregnancy cost will decrease.

Keywords: Holstein cow, Logistic analysis, Number of insemination per conception.

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

هدف اصلی در گله های گاو شیری افزایش اقتصادی تولید شیر هر گاو در هر دوره شیردهی می باشد و به همین دلیل باید عوامل ژنتیکی و محیطی موثر بر آن در شرایط محیطی و نژادهای مختلف گاو شیری مورد شناسایی و ارزیابی قرار گیرند. از جمله این عوامل، صفات تولید مثلی می باشند. زیرا تنها بعد از بدنیا آمدن گوساله است که تولید شیر آغاز می شود. این مسأله اهمیت توجه به معیارهای سنجش بازده تولید مثل و ثبت و تجریه و تحلیل رکوردهای مربوط به صفات تولید مثلی را نشان می دهد (گونزالس رسیو و همکاران 2004).

هدف اصلی در مدیریت تولید مثل گاوهای شیری حداکثر نمودن تعداد زایمان ها در طول عمر مفید گاو در گله و در نتیجه افزایش سودمندی می باشد. به علّت وجود همبستگی ژنتیکی نامطلوب بین صفات تولیدی و تولید مثلی (وان رادان و همکاران 2004، میگلیور و همکاران 2005، اوانس و همکاران 2006 و لیو و همکاران 2008) و وجود تأکید یک جانبه در انتخاب گاو هلشتاین برای تولید شیر بیشتر، علی رغم پیشرفت ژنتیکی سریع و چشمگیر در افزایش توان تولید شیر در این نژاد گاو، راندمان تولید مثلی آنها از اواسط دهه 1980 روند رو به کاهش را آغاز نموده است (واشبرن و همکاران 2002، ویندیگ و همکاران 2005a، ویندیگ و همکاران 2005b و اولینک و همکاران 2008) تا جایی که امروزه عامل اصلی زیان اقتصادی وارده بر گله های گاو شیری ضعیف بودن راندمان تولید مثل عنوان می گردد (باسکوم و یونگ 1998، اشنایدر و همکاران 2005، سوالم و همکاران 2008 و هولتزمارک و همکاران 2008).

هزینه هایی که به علت ضعف باروری به دامدار تحمیل می شوند شامل افزایش هزینه های تلقیح مجدد، کاهش تولید شیر گله و مخصوصاً هزینه های بالای حذف غیر اختیاری در گله می باشد (اشنایدر و همکاران 2005؛ گونزالس و همکاران 2005؛ سوالم و همکاران 2008 و هو و همکاران 2009). برخی از محققین بر این باورند که گاوهایی که باروری ضعیف دارند احتمال حذفشان از گله بیشتر است (روکستروم و همکاران 2002 و سوالم و همکاران 2008). صفات تولید مثلی فاصله ای مانند روزهای غیر آبستن و فاصله گوساله زایی جزء عمده صفاتی هستند که برای ارزیابی باروری به کار می روند (گونزالس رسیو و همکاران 2005). امّا این صفات به علّت محدودیت هایی چون تأثیر پذیری از مدیریت تولید مثل گله مانند همزمان سازی فحلی و زمان انتظار اختیاری و همچنین غیر قابل محاسبه بودن آنها تا دوره دوم شیردهی، برای پیش بینی باروری در گاو ماده چندان مناسب نیستند (گونزالس رسیو و همکاران 2004).

گونزالس رسیو و همکاران (2004) عنوان کردند که تعداد تلقیح به ازای آبستنی معیاری مستقیم برای اندازه گیری باروری و یکی از مهمترین صفات تولید مثلی گاو از نظر اقتصادی است. زیزا افزایش تعداد تلقیح به ازای آبستنی، حتّی در صورت بالا بودن میزان تولید شیر، به علّت زیاد شدن احتمال حذف گاو از گله، سود حاصله را کاهش می دهد (سوالم و همکاران 2008 و هوانگ و همکاران 2008). سود اقتصادی گاوهایی که بعد از یک یا دو تلقیح آبستن می شوند مشابه یکدیگر است، اما وقتی بیشتر از 3 تلقیح مورد نیاز بود، سود به ازای هر گاو در سال، 205 دلار کاهش یافت (گونزالس رسیو و همکاران 2004). زیرا با افزایش تعداد تلقیح به ازای آبستنی هزینه هایی چون، افزایش دوز اسپرم مصرفی، درمان های هورمونی، کارگری و تأخیر ناشی از تولّد گوساله جدید به دامدار تحمیل می گردد (گونزالس رسیو و همکاران 2005).

در ایران نیز تحقیقات مختلفی روی صفات تولید مثلی گاو هلشتاین و عوامل مؤثر بر آنها انجام شده است. در اغلب آنها متوسط تعداد تلقیح به ازای آبستنی بین 1/3

www.SID.ir

Archive of SID

(فرهنگ فر و نعیمی پور 1386) تا 2/2 (بحری 1387) بدست آمده است.

وراثت پذیری صفت تعداد تلقیح به ازای آبستنی کم است(بحری 1387؛ فرهنگ فر و نعیمی پور 1386 و گونزالس رسیو و همکاران 2005) که این مسأله نشان دهنده سهم عمده تفاوت های محیطی در ایجاد تفاوت فنوتیپی مشاهده شده بین گاوهای هلشتاین از نظر این صفت می باشد.

رگرسیون لجیستیک[1] بخشی از مدل های آماری است که تحت عنوان مدل های خطی تعمیم یافته[2] نامیده می شوند. در مدل های خطی معمولی متغیّر های مستقل، متغیّر وابسته و یا میانگین آنرا مستقیماً توصیف می نمایند، امّا در مدل های خطی تعمیم یافته، متغیّرهای مستقل تابعی از میانگین متغیّر وابسته را توصیف می کنند. در رگرسیون لجیستیک، متغیّر پاسخ به صورت گسسته بوده و متغیّر مستقل می تواند پیوسته، گسسته (همانند دودویی[3]) و یا ترکیبی از این حالات باشد. متغیّر وابسته دودویی متغیّری است که می تواند مقادیر 1 (احتمال موفقیت= π) و صفر (احتمال شکست= $1-\pi$) را اختیار کند. مانند ابتلاء (کد صفر) و یا عدم ابتلاء (کد یک) به بیماری خاص. این نوع متغیّرها دارای توزیع نرمال نیستند و فرض های رگرسیون ساده و آنالیز واریانس (از جمله ثابت بودن واریانس متغیّر وابسته به ازای تمامی مقادیر متغیرهای مستقل و همچنین نرمال بودن توزیع خطای مدل) در مورد آنها صدق نمی نماید(کپس و لمبرسون 2004). در رگرسیون لجیستیک تابع ارتباط[4] لجیت[5] به کار می رود.

با توجه اهمّیّت ذکر شده برای صفت تعداد تلقیح به ازای آبستنی ، تحقیق حاضر به منظور بررسی اثر برخی عوامل محیطی بر روی احتمال وقوع آبستنی گاوهای نژاد هلشتاین پس از اولین تلقیح در یک گله بزرگ ، که شامل دو واحد مجزا از نظر مدیریتی بود، انجام شد.

مواد و روش ها

برای انجام این تحقیق از 38074 رکورد تلقیح متعلّق به 10726 گاو ماده که بین سال های 1364 تا 1388 در دو واحد مجزا از یک گله بزرگ گاو هلشتاین تلقیح شده بودند استفاده گردید. برخی مشخصات آماری ارقام مورد استفاده در این تحقیق در جدول 1 ارائه گردیده است. متوسط تعداد تلقیح مورد نیاز برای آبستنی در کل گله مورد بررسی 2/29 و در واحد یک و دو به ترتیب 2/22 و 2/38 بود. در طی سالهای 64 تا 88 در دو واحد این گله مجموعاً 87234 تلقیح انجام شده است و تعداد آبستنی هایی که پس از اولین تلقیح رخ داده 10049 بود که از آنجا احتمال آبستنی به ازای اولین تلقیح در کل گله 11% محاسبه می گردد.

مدل آماری مورد استفاده در شکل ماتریس به صورت زیر تعریف شد:

$$\log it[\theta(x)] = \log\left[\frac{\theta(x)}{1-\theta(x)}\right] = X\beta + e$$

در مدل فوق، X ماتریس طرح[6] مربوط به اثرات ثابت مدل و b بردار اثرات ثابت مدل آماری است که در برگیرنده اثر دوره تلقیح (سه گروه شامل سال های 64تا69، 70تا79 و 80تا88) ، ماه تلقیح (12 ماه) ، واحد پرورش (دو واحد) ، فرد تلقیح گر (در 8 گروه) و دوره شیردهی (دوره های اول تا دهم) بود. بخش باقیمانده مدل (e) با میانگین صفر و واریانس $\theta(1-\theta)$ می باشد.

[1] Logistic Regression
[2] Generalized Linear Models (GLM)
[3] Binary
[4] Link Function
[5] Logit
[6] Incidence Matrix

www.SID.ir

Archive of SID

جدول 1- خصوصیات آماری تعداد تلقیح منجر به آبستنی در دوره های مختلف زایش گاوها

	کل تعداد تلقیح	میانگین	انحراف معیار
کل فایل داده	38074	2/29	1/76
دوره زمانی اول	4580	2/17	1/62
دوره زمانی دوم	19310	2/30	1/79
دوره زمانی سوم	14184	2/31	1/75
دوره شیردهی اول	11092	2/29	761
دوره شیردهی دوم	8675	2/29	1/78
دوره شیردهی سوم	6706	2/29	1/74
دوره شیردهی چهارم	4763	2/31	1/76
دوره شیردهی پنجم	3096	2/25	1/76
دوره شیردهی ششم	1848	2/21	1/71
دوره شیردهی هفتم	1047	2/33	1/76
دوره شیردهی هشتم	497	2/25	1/76
دوره شیردهی نهم	246	2/40	1/80
دوره شیردهی دهم	104	2/08	1/42

تقسیم بندی دوره تلقیح در فایل ارقام، بدلیل افزایش تعداد مشاهدات در هر گروه و در نتیجه آن افزایش دقّت محاسبات مربوط به نسبت احتمالات بود. در مدل آماری برازش یافته، از گنجاندن اثر تصادفی حیوانات بدلیل محدودیّت نرم افزار صرف نظر گردید. جهت برازش مدل فوق برای داده ها رویه GLIMMIX نرم افزار آماری SAS (2003) مورد استفاده قرار گرفت.

نتیجه و بحث

در این مطالعه عوامل ماه تلقیح، فرد تلقیح گر و دوره شیردهی بر احتمال آبستنی پس از اولین تلقیح اثر معنی دار آماری نداشتند. دو عامل دوره تلقیح و واحد پرورش بر صفت مورد بررسی اثر معنی دار آماری $(P<0/05)$ داشتند. در هر یک از اشکال زیر حاشیه رنگی نشان دهنده فاصله اطمینان برآورد احتمال آبستنی پس از اولین تلقیح می باشد.

دوره تلقیح

سال های تلقیح به سه دوره زمانی شامل سال های 64 تا 69، 70 تا 79 و 80 تا 88 تقسیم شد. این عامل اثر معنی داری بر احتمال وقوع آبستنی پس از اولین تلقیح داشت. تفاوت بین دوره زمانی 1و 2 نسبتاً معنی دار (0/02) و تفاوت بین دوره زمانی 1و 3 کاملاً معنی دار بود$(P<0/05)$. به عبارت دیگر احتمال وقوع آبستنی پس از اولین تلقیح از دوره زمانی اول به سوم کاهش یافته است (شکل1).

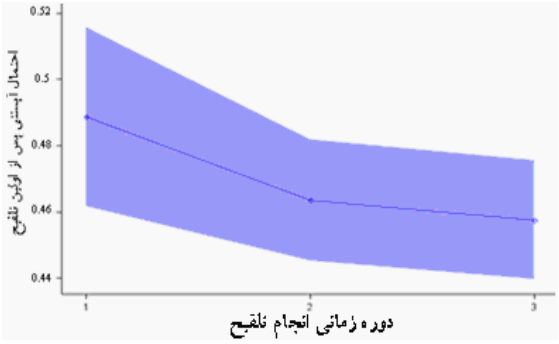
برآورد نسبت احتمالات[1] برای دوره زمانی اول نسبت به دوره دوم و سوم به ترتیب 1/106 و 1/133 بود که نشان می دهد شانس آبستن شدن تنها با یک تلقیح در دوره زمانی اول نسبت به دوره دوم 10/6 درصد و نسبت به دوره سوم 13/3 درصد بیشتر بوده است. بنابراین در طی سال های 64 تا 88 گاوها در این گله برای آبستن شدن به تعداد تلقیح بیشتری نیاز داشته اند و به عبارت دیگر راندمان تولید مثل گله مورد بررسی در هر دو واحد آن کاهش یافته است.

[1] Odds Ratios

www.SID.ir

Archive of SID

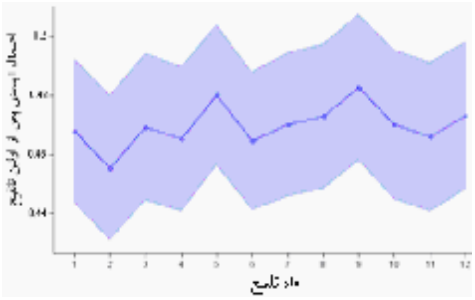
معمولاً زایش و تلقیح بعد از آن از نظر زمانی نزدیک بوده و در یک سال انجام می شود از این رو می توان سال زایش و تلقیح را یکسان در نظر گرفت. در بسیاری از مطالعات مشخص شده است که سال زایش بر تعداد تلقیح به ازای آبستنی اثر معنی دار آماری دارد(غفاری زاده و همکاران 1383 و یوسف زاده و همکاران 1383). نورمن و همکاران (2009) گزارش دادند که در گله های مورد بررسی آنها تعداد تلقیح به ازای آبستنی در طول سال های متوالی از 0/3 به 0/4 افزایش پیدا کرده است. آنها این امر را به تغییر مدیریّت گله در سال های مختلف و همچنین تغییر ژنتیک گله در جهت افزایش تولید شیر و در نتیجه کاهش راندمان تولید مثل نسبت دادند.



شکل1- روند تغییر احتمال وقوع آبستنی پس از اولین تلقیح در دوره زمانی اول تا سوم.

ماه تلقیح

ماه تلقیح بر احتمال وقوع آبستنی پس از یکبار تلقیح اثر معنی دار نداشت (شکل2). شاید دلیل آن مدیریت تغذیه ای مناسب و استفاده از جیره متعادل در تمام طول سال، توجه به اثر نامطلوب تنش گرمایی و سرمایی بر تولید مثل گاو و کنترل آن در واحدهای مورد بررسی باشد. بر خلاف نتیجه هوانگ و همکاران (2008) که اثر ماه تلقیح بر تعداد تلقیح به ازای آبستنی را معنی دار گزارش نموده اند.



شکل 2- روند تغییر احتمال وقوع آبستنی پس از اولین تلقیح در ماه های مختلف.

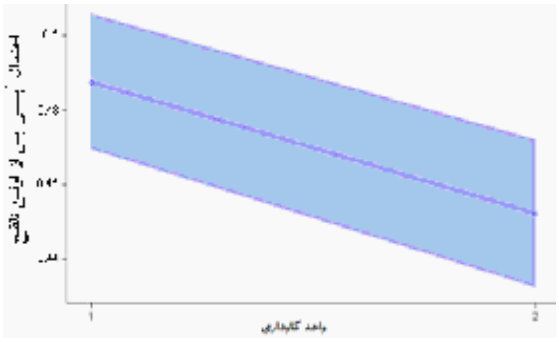
واحد پرورش

واحد پرورش بر روی تعداد تلقیح لازم برای آبستن شدن گاوها اثر معنی دار داشت($P<0/05$). برآورد نسبت احتمالات برای واحد یک نسبت به واحد دو مقدار 1/154 بود که نشان می دهد شانس وقوع آبستنی پس از اولین تلقیح در واحد یک، 15/4 درصد بیشتر از واحد دو می باشد (شکل3). این دو واحد مدیریت نیروی انسانی، تغذیه و تولید مثل کاملاً متفاوتی با یکدیگر داشتند که می تواند عامل بوجود آورنده این تفاوت باشد.

همّتی و همکاران (1383) نیز اثر گله را بر عملکرد صفات تولید مثلی معنی دار گزارش نموده اند. طبق یافته واشبرن و همکاران (2002) گله بر تعداد تلقیح به ازای آبستنی اثر معنی دار داشت. همچنین طبق یافته وی با افزایش اندازه گله تعداد تلقیح به ازای آبستنی افزایش یافت به گونه ای که گله های بزرگ (همانند واحدهای مورد بررسی در این تحقیق) در مقایسه با گله های کوچک تر برای هر آبستنی به تعداد تلقیح بیشتری نیاز داشتند که دلیل احتمالی آن توجّه کمتر به تشخیص فحلی است و راه حل پیشنهادی آن بود که در صورت وجود توجیه اقتصادی تعداد کارگر بیشتری برای تشخیص فحلی در نظر گرفته شود.

www.SID.ir

Archive of SID



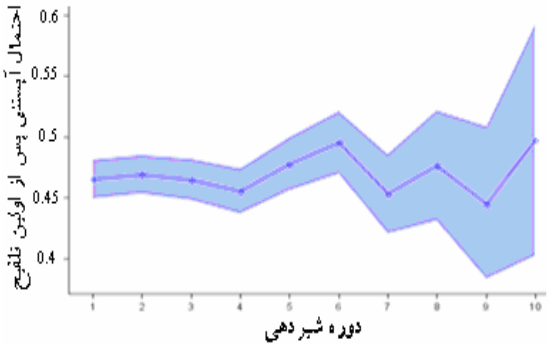
شکل 3- احتمال قوع آبستنی پس از اولین تلقیح در واحد یک و دو.

فرد تلقیح گر

فرد تلقیح گر بر صفت مورد بررسی تأثیر معنی دار آماری نداشت. دلیل احتمالی آن مجرب بودن و تعلیم مناسب افراد تلقیح گر در این دو واحد گاوداری بوده است. این نتیجه بر خلاف نتایج جامروزیک و همکاران (2005) است که تکنسین تلقیح را از جمله مواردی دانسته اند که روی میزان باروری گله تأثیر عمده دارد. همچنین وستوود و همکاران (2002) چگونگی تلقیح و فرد تلقیح گر را جزء فاکتورهای مدیریتی دانستند که بر عملکرد تولید مثل موثر هستند.

دوره شیردهی

عامل دوره شیردهی بر شانس وقوع آبستنی پس از اولین تلقیح اثر معنی دار نداشت (شکل 4). نورمن و همکاران (2009) نیز به این نتیجه دست یافتند که در شکم های زایش مختلف تعداد تلقیح به ازای آبستنی ثابت (2/5 تا 2/6 تلقیح) باقی مانده است. این یافته بر خلاف نتایجی است که اثر دوره شیردهی را بر صفات تولید مثلی معنی دار مشاهده نموده اند (غفاری زاده و همکاران 1383، یوسف زاده و همکاران 1383 و بحری و همکاران 1388).



شکل4- روند تغییر احتمال وقوع آبستنی پس از اولین تلقیح ازدوره شیردهی اول تا دهم.

نتیجه گیری

همانطور که از وراثت پذیری پایین صفات تولید مثلی مانند تعداد تلقیح به ازای آبستنی انتظار می رود ، عوامل محیطی و مدیریتی بر این صفات تأثیر بالایی دارند. دوره زمانی تلقیح و اثر واحد پرورش از جمله این موارد هستند.با بهبود شرایط رفاهی (جایگاه نگهداری، جلوگیری از تنش گرمایی و سرمایی و...) و تغذیه ای و مدیریت صحیح تولید مثل گله (تشخیص فحلی، تلقیح دقیق و بهداشتی، همزمان سازی فحلی و...) می توان راندمان تولید مثل را افزایش داده و هزینه آبستنی را از طریق کاهش تعداد تلقیح لازم برای آبستن نمودن گاو کاهش داد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع مورد استفاده

بحری بیناباج ف، 1387. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولید، تولید مثل و ماندگاری گاوهای شیری نژاد هلشتاین در یک گله بزرگ استان خراسان رضوی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی،دانشگاه فردوسی مشهد.

بحری بیناباج ف، فرهنگ فر ه، طهمورث پور م و باشتنی م، 1388. تحلیل لجیستیک اثر تنش فصل زایش بر تعداد تلقیح منجر به آبستنی گاو نژاد هلشتاین. اولین همایش ملی تنش های محیطی در علوم کشاورزی. دانشگاه بیرجند. بیرجند.

غفاری زاده ا، محمدی م و شادپرور ع ا، 1383. بررسی عوامل محیطی موثر بر عملکرد تولید مثل در گاوهای هلشتاین استان گیلان. مجله علوم و صنایع کشاورزی، سال نوزدهم، شماره 2، صفحه های 169-161.

فرهنگ فر ه و نعیمی پور یونسی ح، 1386. برآورد پارامترهای فنوتیپی و ژنتیکی صفات تولید و تولید مثل در نژاد گاو هلشتاین ایران. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، سال یازدهم، شماره1، صفحه های 439- 431.

همتی م، زارع شحنه ا و واعظ ترشیزی ر، 1383. بررسی برخی عوامل موثر بر عملکرد تولید مثل در گاوهای هلشتاین استان تهران. اولین کنگره علوم دامی و آبزیان کشور. تهران.

یوسف زاده ح، شجاع ج، پیرانی ن و شادپرور ع ا، 1383. مطالعه رابطه بین طول مدت روزهای باز و دوره خشکی با تولید شیرگاوهای هلشتاین کشت و صنعت سفید رود. اولین کنگره علوم دامی و آبزیان کشور. تهران.

Bascom SS and Young J, 1998. A summary of the reason why farmers cull cows. J Dairy Sci 81:2299–2305.

De Jong G ,2005. Usage of predictors for fertility in the genetic evaluation, application in the Netherlands. Interbull 33:69–73.

Evans RD, Buckley P and Berry F, 2006. Trends in milk productions,calving rate and survival of cows in 14 Irish dairy herds as a result of the introgression of Holstein Friesian genes. J Anim Sci 82:423,434.

Gonza´lez RO, Pe´rez CMA and Alenda R, 2004. Economic value of female fertility and its relationship with profit in Spanish dairy cattle. J Dairy Sci 87:3053–3061.

Gonza´lez RO, Chang YM, Gianola D, and Weigel KA, 2005. Number of inseminations to conception in Holstein cows using censored records and time-dependent covariates. J Dairy Sci 88:3655–3662.

Holtsmark MB, Heringstad PM, and degård J, 2008. Genetic relationship between culling, milk production, fertility, and health traits in Norwegian Red cows. J Dairy Sci 91:4006–4012.

Hou Y, Madsen P, Labouriau R, Zhang Y, Lund MS and Su G, 2009. Genetic analysis of days from calving to first insemination and days open in Danish Holsteins using different models and censoring scenarios. J Dairy Sci 92:1229–1239.

Huang CS, Tsuruta JK, Bertrand I, Misztal TJ, Lawlor A and Clay JS, 2008. Environmental effects on conception rates of Holsteins in New York and Georgia. J Dairy Sci 91:818–825.

Jamrozik J, Fatehi J, Kistemaker GJ, and Schaeffer LR, 2005. Estimates of genetic parameters for Canadian Holstein female reproduction traits. J Dairy Sci 88:2199–2208.

Kadarmideen HN and Simm G, 2002. Selection response expected from index selection including disease resistance, fertility and longevity in dairy Cattle. Communication 01–19 in 7th world congress. Montpellier, France.

Kaps M, Lamberson WR, 2004. Biostatistics for animal science. CABI publishing. UK.

www.SID.ir

Archive of SID

Liu Z, Jaitner J, Reinhardt F, Pasman E, Rensing S, and Reents R, 2008. Genetic evaluation of fertility traits of dairy cattle using a multiple trait animal model. J Dairy Sci 91:4333–4343.

McCarthy S, Horan B, Dillon P, O'conner P, Rath M, and Shallonn L, 2007. Economic comparison divergent strains of Holstein Friesian cows in various pasture–based production systems. J Dairy Sci 90:1493-1505.

Miglior F, Muir BL, and Van Doormaal BJ, 2005. Selection indices in Holstein cattle of various countries. J Dairy Sci 88:1255-1263.

Norman HD, Wright R, Hubbard SM, Miller RH, and Hutchison JL, 2009. Reproductive status of Holstein and Jersey cows in the United States. J Dairy Sci 92:3517-3528

Olynk NJ, and Wolf CA, 2008. Economic analysis of reproductive management strategies on US commercial dairy farms. J Dairy Sci 91:4082–4091.

Pryce JE, Royal MD, Gransworthy PC, and Mao IL, 2004. Fertility in high-producing dairy cow. Lives Prod Sci 86: 125-135.

Roxstrom A, and Strandberg E, 2002. Genetic analysis of functional, fertility, mastitis and production – determined length of productive life in Swedish dairy cattle. Lives Prod Sci 74:125 – 135.

SAS institu, 2003. SAS user`s guide, version 9.1, SAS inst., inc.,cary, NC.

Schneider PM Del, Strandberg E, Ducrocq V, and Roth A, 2005. Survival analysis applied to genetic evaluation for female fertility in dairy cattle. J Dairy Sci 88:2253–2259.

Sewalem A, Miglior F, Kistemaker GJ, Sullivan P, and Van Doormaal BJ, 2008. Relationship between reproduction traits and functional longevity in Canadian dairy cattle. J Dairy Sci 91:1660–1668.

Van Doormaal BJ, Kistemaker GJ, and Miglior F, 2007. Implementation of reproductive performance genetic evaluations in Canada. Interbull Bull 37:129–133.

Van Raden PM, Sanders HA, Tooker ME, Miller RH, Norman HD, Kuhn MT, and Wiggans GR, 2004. Development of a national genetic evaluation for cow fertility. J Dairy Sci 87:2285–2292.

Washburn SP, Silvia WJ, Brown CH, McDaniel BT, and McAllister AJ, 2002. Trends in reproductive performance in southeastern Holstein and Jersey DHI herds. J Dairy Sci 85:244–251.

Westwood CT, Lean IJ, and Garvin JK, 2002. Factors influencing fertility of Holstein dairy cows: A multivariate description. J Dairy Sci 85:3225–3237.

Windig JJ, Calus MPL, De Jong D, and Veerkamp RF, 2005a. The association between somatic cell count patterns and milk production prior to mastitis. Lives Prod Sci 96:291–299.

Windig JJ, Calus MPL, and Veerkamp RF, 2005b. Influence of herd environment on health and fertility and their relationship with milk production. J Dairy Sci 88:335–347.

www.SID.ir