

# نشریه علوم دامی

(پژوهش و سازندگی)

شماره ۱۰۷، تابستان ۱۳۹۴

صص: ۲۱۸~۲۱۱

## رديابي ژن های عمدہ موثر بر صفات عملکردی مرغان بومی فارس با استفاده از روش تفرق بیزی

• مختارعلی عباسی (نویسنده مسئول)

دانشیار، موسسه تحقیقات علوم دامی کشور.

• صادق علیجانی

دانشیار، دانشگاه تبریز.

تاریخ دریافت: شهریور ۱۳۹۳      تاریخ پذیرش: فروردین ۱۳۹۴

شماره تماس نویسنده مسئول: ۰۹۱۲۲۴۱۵۶۶۹

Email: pmaz\_abbasi@yahoo.com

### چکیده

در تحقیق حاضر، ساختار ژنتیکی مرغان بومی فارس از نظر تفرق ژن های موثر بر صفات وزن بدن در ۸ هفتگی (BW)، سن بلوغ جنسی (ASM)، وزن تخم مرغ (EW) و تعداد تخم مرغ (EN) مورد بررسی قرار گرفت. داده های مورد استفاده شامل اطلاعات شجره ای و رکوردهای فنوتیپی جمع آوری شده در مرکز اصلاح نژاد مرغان بومی فارس بود. ابتدا برای کلیه صفات (بجز تعداد تخم مرغ)، تبدیلات باکس-کاکس انجام شد. ردیابی ژن عمدہ با استفاده از ناحیه بالاترین چگالی پسین واریانس ژنتیکی ژن عمدہ در جمعیت انجام شد. با استفاده از آنالیز تفرق بیزی یک مدل با عوامل غیر ژنتیکی (نسل- نوبت جوجه کشی و جنسیت به عنوان اثرات ثابت و طول دوره تخم گذاری به عنوان کواریت برای صفت تعداد تخم مرغ) و عوامل ژنتیکی (پلی ژنی به عنوان اثر تصادفی و ژنگاه ژن عمدہ دو آللی به عنوان اثر ثابت) برای داده ها برآش شد. توزیع های پسین حاشیه ای پارامترهای مدل با استفاده از تکنیک نمونه گیری گیبس و نرم افزار iBay بdst آمد. براساس آزمون های تشخیصی، برای آنالیز هر صفت دو زنجیره بزرگ و برای هر زنجیره نیز تعداد نمونه گیبس، دوره قلق گیری و فاصله بین نمونه ای به ترتیب ۵۰۰۰۰، ۵۰۰۰ و ۵۰ در نظر گرفته شدند. نتایج آنالیز بیزی در پژوهش حاضر برای صفت سن بلوغ جنسی، شواهدی مبنی بر تفرق ژن عمدہ را نشان داد اما برای صفات وزن بدن در ۸ هفتگی، وزن تخم مرغ و تعداد تخم مرغ تفرق ژن عمدہ مشاهده نشد. بنابراین پیشنهاد می شود علاوه بر انجام روش های آزمایشگاهی مبنی بر تائید نتایج به دست آمده در مورد صفت سن بلوغ جنسی، روش ها و راهکارهای دیگر نیز به منظور تعیین ژن عمدہ در این جمعیت برای سایر صفات به کار گرفته شود.

**واژه های کلیدی:** مرغان بومی فارس، صفات عملکردی، ژن عمدہ، تفرق بیزی.

Animal Science Journal (Pajouhesh &amp; Sazandegi) No 107 pp: 211-218

**Detection of major gene for productive traits in Fars native fowls using Bayesian segregation approach**Abbasi, M.A<sup>1\*</sup>, Alijani, S<sup>2</sup>

1: Associate Professor of Animal Science Research Institute, Karaj, Iran.

2: Associate Professor of Tabriz University, Tabriz, Iran.

\*Corresponding author: Email: pmaz\_abbasi@yahoo.com, Tel: +989122415669

**Received: August 2014****Accepted: April 2015**

In the current study, major gene segregation for body weight at 8 weeks of age (BW8), age at sexual maturity (ASM), average egg weight during 84 days of laying (EW) and number of eggs laid during egg production period (EN) traits were evaluated using data which was collected from Fars Native Breeding Center. Cox Box transformation was applied for all traits except for EN. Major gene detection was achieved by using highest posterior density region for genetic variance of major gene in the population. Therefore, a Bayesian segregation analysis model including non-genetic effects (generation-hatch, sex as fixed and laying period as covariate) and genetic effects (polygenic and biallelic major gene locus as random and fixed ones, respectively) was fitted on the data. The marginal posterior distribution of the model parameters were obtained by Gibbs sampling using iBay software. Based on diagnostic tests for each trait, two large chains were considered. For each chain, the number of Gibbs samples, burn in, and thinning interval were equal to 500000, 50000 and 50, respectively. The Bayesian segregation analysis revealed the evidence for major gene segregation for ASM. For other traits there were not the same results. It is also recommended that the laboratory methods should be applied to verify the present results as well as additional methods for major gene detection for variety of traits in the same population.

**Key words:** Fars native Fowls, Performance traits, Major gene, Bayesian segregation.

**مقدمه**

بدون داشتن اطلاعات نشانگری و صرف هزینه برای تعیین ژنوتیپ حیوانات، روش های آماری توانمندی وجود دارند که محققین مختلف از آن ها برای ردیابی ژن عمدۀ استفاده کرده اند (Alijani و همکاران، 2010). چنان چه یک ژن عمدۀ در یک جمعیت در حال تفرق باشد، در آن صورت توزیع آن صفت می تواند از توزیع نرمال انحراف داشته باشد و از طرف دیگر در داخل خانواده های ناتنی همگنی واریانس از بین خواهد رفت و همچنین بسته به ژنوتیپ والدین برای ژنگاه ژن عمدۀ، بین میانگین صفات برای خانواده ها و واریانس آن ها رابطه خطی معنی داری وجود خواهد داشت. بر این اساس آزمون های نرمالیتۀ، بارتلت، فین و log-anova برای به دست آوردن شواهد او لیه برای وجود ژن عمدۀ استفاده می شوند، ولی این آزمون ها قادر توانمندی لازم هستند (Uimari و همکاران، 1997). این آزمون ها معمولاً با روش های آماری دیگر مورد ارزیابی قرار می گیرند. آنالیز تفرق بیزی به عنوان توانمندترین روش آماری برای ردیابی ژن های

برای سال های زیادی، متخصصین اصلاح نژاد دام ساختار ژنتیکی حیوانات را از طریق انتخاب ژنتیکی براساس اطلاعات فنوتیپی و ثبت شجره تغییر داده اند. این نوع ارزیابی ژنتیکی مبتنی بر تئوری ژن های نامحدود که در آن فرض می شود صفات کمی تحت تاثیر تعداد بسیار زیادی ژن با اثرات افزایشی بسیار کوچک و دارای تفرق آزاد هستند، می باشد. علی رغم فرضیات غلط تئوری پلی ژنی، این تئوری منجر به پیشرفت قابل توجهی در عملکرد حیوانات شده است. ژن های عمدۀ ژن هایی هستند که بخش زیادی از تنوعات ژنتیکی داخل جمعیت را باعث می شوند. شناسایی ژن های عمدۀ اهمیت اقتصادی زیادی برای برنامه های اصلاحی حیوانات از طریق شناسایی افراد برتر برای یک صفت خاص و نیز افزایش پاسخ به انتخاب دارند (Liu و همکاران، 2011). دقیق ترین روش ها برای ردیابی ژن های عمدۀ مبتنی بر استفاده از اطلاعات مولکولی است، لیکن دست یابی به این نوع اطلاعات نیاز به هزینه زیادی دارد. اما برای ردیابی ژن های عمدۀ

جنسی می باشد. Pan و همکاران (۲۰۰۱) نیز تفرق ژن عمدۀ اثر برای صفت تعداد سلول‌های بدنه شیر در گاو را با استفاده از تجزیه و تحلیل تفرق بیزی در داده‌های مزروعه‌ای و شبیه سازی شده تایید کردند.

با توجه به اهمیت موضوع و دسترس بودن داده‌های فتوتیپی صفات تولیدی و تولیدمثی در مرغان بومی فارس، تحقیق حاضر به منظور بررسی احتمال تفرق ژن‌های عمدۀ تاثیرگذار بر صفات عملکردی در مرغان بومی فارس انجام شد.

### مواد و روش‌ها

مرکز اصلاح نژاد و تکثیر مرغ بومی فارس در سال ۱۳۶۵ در ۷۰ کیلومتری شمال شهرستان شیراز در محل شمس آباد شروع به کار کرد. برای تشکیل جمعیت پایه به تعداد ۴۰۰۰ مرغ و خروس، اقدام به جمع آوری تخم مرغ نطفه دار از نواحی گرم‌سیر، سردسیر و معتدل استان شد. برای دو سال (۱۳۶۵-۱۳۶۷)، داده برداری به صورت گله‌ای انجام شد. فعالیت اصلی مرکز از سال ۱۳۶۷ با تعداد ۲۳۶۶ قطعه مرغ و خروس تحت رکورد آغاز گردید. در هر سال، تعدادی مرغ و خروس براساس وزن بدن در ۱۲ هفتگی، تعداد تخم مرغ در سه ماهه اول تولید، سن بلوغ جنسی و میانگین وزن تخم مرغ (هفته‌های ۲۸، ۳۰ و ۳۲) به عنوان مولد نر و ماده انتخاب و داده برداری انفرادی و ثبت مشخصات شجره‌ای انجام گردید. نسبت تعداد مرغ به خروس در آمیزش‌ها ۵ به ۱ بوده و هر مرغ به صورت چرخشی در جایگاه مخصوص آمیزش با خروس قرار داده شد. داده برداری تخم مرغ به مدت سه ماه در قفس انفرادی انجام شد. خصوصیات آمار توصیفی صفات مورد مطالعه در جدول ۱ ارائه شده است.

عمده، بدون استفاده از نشانگرهای ژنتیکی شناخته شده است. در این روش که بر اساس قاعده احتمال شرطی پایه گذاری شده است میزان عدم قطعیت در مورد مقدار حقیقی پارامترها با استفاده از توزیع احتمالات بیان می شود. به طوری که احتمال پسین برای پارامترهای ناشناخته، به شرط داده‌های مشاهده شده مناسب با حاصل ضرب احتمال پیشین پارامتر ناشناخته مورد نظر در تابع درستنمای آن می باشد. در نتیجه استنباط بیزی فواصل احتمالی را برای پارامترهای ناشناخته همانند مولفه‌های واریانس، وراثت پذیری، فراوانی آللی ژن عمدۀ و فاصله QTL با نشانگر را به شکل توزیع احتمالات ارائه می دهد (Alijani و همکاران، ۲۰۱۰). در حیوانات اولین بار Janss و همکاران (۱۹۹۵)، با به کار بردن تکنیک نمونه گیری گیس، روش آنالیز تفرق در شجره‌های حیوانی را برای نشان دادن ژن‌های با اثر عمدۀ بسط دادند. Argente و همکاران (۲۰۰۳) با انجام تجزیه تحلیل بیزی بر روی داده‌های مربوط به خرگوش ژن عمدۀ را برای صفات ظرفیت رحم، تعداد رویان جایگزین شونده، قابلیت زنده ماندن رویان، نرخ تخمک گذاری، قابلیت زنده ماندن جنین و قابلیت زنده ماندن پیش از زایش گزارش کردند. Alijani و همکاران (۲۰۱۰)، با استفاده از روش‌های مختلف آماری نشان دادند که برای برخی از صفات مهم اقتصادی نظیر سن بلوغ جنسی، وزن تخم مرغ، وزن بدن و تعداد تخم مرغ در مرغان بومی استان مازندران و آذربایجان غربی ژن عمدۀ وجود دارد.

Szwaczowski و Szydlowski (۲۰۰۱)، با استفاده از انجام آنالیز تفرق بدون تعیین ژنوتیپ نشانگری و به کار بردن مدل مخلوط در مرغ تخمگذار، گزارش کردند که ژن عمدۀ، عامل بوجود آورنده یک سوم واریانس ژنتیکی برای صفت وزن بلوغ

جدول ۱- آمار توصیفی صفات مورد مطالعه

صفات	تعداد رکورد	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات(%)
وزن بدن در ۸ هفتگی (گرم)	۱۵۱۹۲	۶۳۸	۱۱۷	۱۸/۳
سن بلوغ جنسی (روز)	۱۰۴۱۳	۱۷۹/۸	۱۶/۶	۹/۲
وزن تخم مرغ (گرم)	۱۰۲۸۴	۶۲/۷	۱۶/۰۴	۲۵/۵
تعداد تخم مرغ	۱۰۹۲۵	۵۱/۶	۳/۸	۷/۴

عملده می باشد (Alijani و همکاران، ۱۹۹۵؛ Janss، ۲۰۱۰). توزیع پیشین یکنواخت برای اثرات ثابت (b) و توزیع پیشین نرمال با میانگین صفر برای اثرات تصادفی پلی ژنی (a) و برای مقادیر  $m, p, \sigma_a^2, \sigma_e^2$  مقادیر اولیه حدسی به کاربرده شد. همچنین، ژنتوپ های اولیه به صورت هتروزیگوت در نظر گرفته شدند. برای به دست آوردن توزیع های پسین حاشیه ای برای هر کدام از پارامترها ، از تکنیک نمونه گیری گیبس<sup>۱</sup> و نرم افزار iBay (Janss، 2007) استفاده شد. با توجه به اهمیت طول دوره نمونه گیری، فاصله بین نمونه ای<sup>۲</sup> و دوره قلق گیری<sup>۳</sup> در نتایج استفاده از نرم افزار Gibbsit (Lewis and Raftery، 1992) انجام شد. با استفاده از نتایج این آزمون، برای هر صفت و برای هر آنالیز دو زنجیره بزرگ به طول ۵۰۰۰۰۰ تکرار و برای هر زنجیره نیز دوره قلق گیری برابر با ۵۰۰۰۰ تکرار و فاصله بین نمونه ای ۵۰ به کار برده شد. وراثت پذیری و واریانس ژنتیبی ژنگاه ژن عملده با استفاده از پارامترهایی که به طور مستقیم در هر کدام از تکرارهای نمونه گیری گیبس تولید شده بودند، محاسبه شدند. واریانس کل ژنگاه ژن عملده با استفاده از فرمول زیر محاسبه شد (Falconer and McCay، 1996):

$$\sigma_T^2 = 2p(1-p)[a + d(1-2p)]^2 + [2p(1-p)d]^2.$$

به منظور محاسبه ناحیه بالاترین چگالی پسین<sup>۴</sup> یا HPDR برای سطح ۹۵٪ پارامترهایی نظری وراثت پذیری پلی ژنی ، وراثت پذیری افزایشی ژنگاه ژن عملده و نسبت کل واریانس ژنتیکی افزایشی و غالیت ژنگاه ژن عملده به کل واریانس، از نرم افزار PostGibbs استفاده شد (Alijani و همکاران، ۲۰۱۰). چنان چه HPDR ۹۵٪ برای واریانس ژنتیکی ژنگاه ژن عملده برای هر کدام از صفات مورد مطالعه ، مقدار صفر را شامل نمی شد، در این صورت تفرق ژن عملده برای صفت مربوطه تأیید و در غیر این صورت تفرق ژن عملده برای آن صفت رد شده و مدل صرفاً پلی ژنی تایید می گردید. همچنین، برای کنترل نتایج مثبت اشتباه<sup>۵</sup>، از روش آزمون جایگشتی<sup>۶</sup> استفاده شد (Churchil and Doerge، 1994).

به منظور جلوگیری از اثرات مقادیر پرت بر روی آنالیز تفرق و با توجه به اثراتی که عوامل غیر ژنتیکی می توانند بر روی چولگی توزیع رکوردهای صفات داشته باشند و حساسیتی که آنالیز تفرق بیزی نسبت به این نوع چولگی دارد (Uimari و همکاران، ۱۹۹۷) و Alijani و همکاران، ۲۰۱۰)، داده ها با استفاده از فرمول زیر تحت تبدیل باکس - کاکس قرار گرفتند:

$$y = \begin{cases} \frac{\lambda}{x-1} & \lambda \neq 0 \\ \log(x) & \lambda = 0 \end{cases}$$

در این فرمول، متغیر X برابر با مشاهده اولیه یا رکوردي است که برای حیوان بدست آمده و y هم برابر با مقدار تبدیل برای هر استفاده از پارامتر تبدیل  $\lambda$  می باشد . مقدار پارامتر تبدیل برای هر کدام از صفات با استفاده از روش حداکثر درستنایی و نرم افزار SAS Institute. 2001 (SAS)، به طور جداگانه تعیین گردید. برای انجام آنالیز تفرق بیزی یک مدل با اثرات غیر ژنتیکی شامل اثرات نسل - نوبت جوجه کشی، جنس برای صفت بدن و متغیر کمکی طول دوره تخم گذاری برای صفت تعداد تخم مرغ و نیز اثرات ژنتیکی شامل اثرات پلی ژنی به عنوان اثر تصادفی و ژنگاه ژن عملده دو آلتی به عنوان اثر ثابت، برای داده ها به صورت زیر پردازش شد.

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{Z}\mathbf{a} + \mathbf{Z}\mathbf{W}\mathbf{m} + \mathbf{e}$$

که در این مدل، y برابر با بردار مشاهدات تبدیل شده ، b برابر با بردار اثرات ثابت ، a برابر با بردار اثرات تصادفی پلی ژنی، m بردار اثرات ژنتیکی افزایشی (a) و غالیت (d) ناشناخته ژنگاه ژن عملده به صورت  $m=(a,d-a)$  و e بردار اثرات تصادفی باقیمانده است. ماتریس های X و Z حاوی ضرایبی هستند که مشاهدات را به اثرات ثابت و تصادفی ارتباط می دهند، و ماتریس W، ماتریسی است که تعیین کننده ژنتوپ برای حیوانات بوده و تمامی عناصر آن صفر و یک می باشند، به طوری که در هر ردیف این ماتریس تنها یک مقدار برابر با یک وجود دارد و مابقی صفر هستند. عدد یک نشان دهنده وجود ژنتوپ برای حیوان مربوطه می باشد. بنابراین بردار Wm برداری است که در پرگیرنده اثرات ژنگاه ژن

## نتایج و بحث

پلی ژنی، واریانس ژنتیکی کل ژنگاه ژن عمدۀ (افزایشی به علاوه غالیت) و نسبت های واریانس آورده شده است. انحراف معیارهای محاسبه شده از توزیع های پسین برای اکثر پارامترهای صفات پائین بود.

برای صفت سن بلوغ جنسی در جمعیت مرغان بومی مرکز فارس، نسبت واریانس ژنتیکی ژنگاه ژن عمدۀ از نسبت واریانس تبیین شده توسط اثرات پلی ژنی بیشتر بوده و در واقع بیشتر واریانسی که برای این صفت در این جمعیت دیده می شود توسط تفرق ژن Szwaczkowski و Szydlowski (۲۰۰۱)، گزارش کردند که در سویه‌های لگهورن و نیوهمشایر، صفات وزن بدن و سن بلوغ جنسی دارای مدل توارث مختلط می باشند. همچنین برای صفات تولید و میانگین وزن تخمرغ مدل توارث پلی ژنی را ارائه دادند. این محققین پیشنهاد کردند که اثر غلبه‌ی بزرگی در ژن عمدۀ مؤثر بر صفت سن بلوغ جنسی در هر دو سویه قابل ردیابی است. موقعی که برای این صفت در این جمعیت، نسبت کل واریانس ژنتیکی ژنگاه ژن عمدۀ از کل واریانس با میزان نسبت واریانس افزایشی این ژنگاه از کل واریانس (وراثت پذیری خاص) مقایسه می شود، مشاهده می گردد که برای این صفت اثرات افزایشی ژنگاه ژن عمدۀ بخش اصلی اثرات این ژن می باشد (جدول ۲). این (۱۹۹۳) نیز با استفاده از آنالیز تفرق بیزی در صفات وزن بدن، سن بلوغ جنسی، وزن و تعداد تخمرغ، ژن‌های عمدۀ ای را در لاین تخم گذار ردآیلندرد ردیابی کردند. برخلاف نتایج حاصل شده در پژوهش حاضر، Alijani و همکاران (۲۰۱۰)، مدل توارث پلی-ژنی را برای سن بلوغ جنسی در مرغ‌های بومی آذربایجان غربی پیشنهاد کردند. برای صفت وزن تخم مرغ شرایط خاصی وجود داشت به طوری که برای این صفت اثرات بخش پلی ژنی معنی دار نشد و ناحیه HPDR ۹۵٪ برای اثرات پلی ژنی صفر را در برداشت (جدول ۲).

ردیابی ژن‌های عمدۀ که صفات اقتصادی مهم را در این حیوانات تحت تأثیر قرار می دهند، می تواند تأثیر قابل توجهی بر روی پیشرفت ژنتیکی صفات اقتصادی این حیوانات داشته باشد (Argente و همکاران، ۲۰۰۳). زیرا فرض بر این است که این جایگاه‌ها، قسمت عمدۀ ای از واریانس ژنتیکی صفت را توجیه کرده و بیشترین سهم را در کنترل صفت نسبت به سایر مناطق ژنومی به عهده دارند (Alijani, 2010). پارامترهای نمونه گیری گیبس با یک زنجیره و با چندین پارامتر مختلف از جمله پارامتر فاصله بین نمونه ای، دوره قلق گیری و کل تکرارهای نمونه گیری گیبس به ترتیب در دامنه های ۱۹-۳۳ ، ۹۹-۲۲۸ و ۷۹۷۵۶-۲۲۷۸۹۷ تکرار برای هر کدام از صفات به طور جداگانه محاسبه شدند. بنابراین، در اکثر موارد به صورت کاملاً محافظه کارانه، پارامترهای فاصله بین نمونه ای، تکرارهای قلق گیری و تعداد کل تکرارهایی که در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفتند، بیشتر از حداقل مقادیری بود که با روش Lewis and Raftery (۱۹۹۲) به دست آمد. با استفاده از آنالیز تفرق بیزی برای صفت سن بلوغ جنسی رکورددگیری شده در جمعیت فارس، شواهدی مبنی بر تفرق ژن عمدۀ مشاهده شد. برای دیگر صفات اقتصادی مهم، یعنی وزن بدن، وزن بلوغ جنسی و تعداد تخم مرغ که در این ایستگاه رکوردداری شده بودند، ناحیه HPDR ۹۵٪ برای پارامتر واریانس ژنتیکی ژنگاه ژن عمدۀ صفر را شامل می شد. این امر نشان دهنده عدم تفرق ژن عمدۀ برای این صفات در جمعیت مطالعه بود (Alijani و همکاران، ۲۰۱۰).

خصوصیات توزیع های پسین حاشیه ای برای برخی از پارامترهای مدل توارثی پیچیده (مدل شامل اثرات پلی ژنی و ژن عمدۀ) که مستقیماً از نرم افزار به دست می آیند و برخی دیگر از پارامترهایی که از روی آن ها محاسبه شدند، برای صفات مورد بررسی در جدول ۲ آورده شده است. در این جدول میانگین، انحراف معیار، نواحی با بالاترین چگالی پسین یا HPDR ۹۵٪ از توزیع های پسین حاشیه ای، برای پارامترهای واریانس باقی مانده، واریانس

**جدول ۲- خصوصیات توزیع های پسین حاشیه ای برای اثرات ژنگاه ژن عمدہ و نسبت های واریانس برای جمعیت فارس (در مقیاس تبدیل شده)**

LHPDR 95%	RHPDR 95%	P.S.D.	P.M.	پارامتر	صفت
۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۲۵	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲۷	$\sigma_e^2$	سن بلوغ جنسی
۰/۰۰۰۲۲	۰/۰۰۰۱۵	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱۸	$\sigma_{polyg}^2$	
۰/۰۰۰۲۵	۰/۰۰۰۱۶	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	$\sigma_{major}^2$	
۰/۲۸۵	۰/۲۶۷	۰/۳۳۳	۰/۲۷۶	$h_{polyg}^2$	
۰/۳۲۴	۰/۲۸۵	۰/۳۳۳	۰/۳۰۷	$h_{major}^2$	
۱۰۶/۸۸	۹۱/۹	۲/۲۶	۹۶/۵۸	$\sigma_e^2$	وزن بدن
۷۳/۳۵	۵۵/۳۱	۳/۱۰	۶۲/۱۱	$\sigma_{polyg}^2$	
۶۲۶/۳۰	۴۷۹/۲۵	۲۷/۶۱	۵۱۲/۲۲	$\sigma_{major}^2$	
۰/۰۹	۰/۰۸۸	۰/۰۹۴	۰/۰۹۲۵	$h_{polyg}^2$	
۰/۷۷۶	۰/۷۶۵	۰/۸۳۷	۰/۷۶۳	$h_{major}^2$	
۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۱۸۹	۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۲۲	$\sigma_e^2$	تعداد تخم مرغ
۰/۰۰۰۹۸	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۷۷	$\sigma_{polyg}^2$	
۰/۰۰۵۳۹	۰/۰۰۲۶۲	۰/۰۰۰۳۵	۰/۰۰۴	$\sigma_{major}^2$	
۰/۱۱۷	۰/۱۱	۰/۰۴۱	۰/۱۱	$h_{polyg}^2$	
۰/۵۱	۰/۶۰	۰/۲۹	۰/۵۷	$h_{major}^2$	
۰/۰۰۰۲۱	۰/۰۰۰۱۹	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۲	$\sigma_e^2$	وزن تخم مرغ
۰/۰۰۰۷۲	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱۴	۰/۰۰۰۴۴	$\sigma_{major}^2$	
۰/۷۷	۰/۰۹۵	۱	۰/۶۸	$h_{major}^2$	

P.M: میانگین پسین، P.S.D: انحراف استاندارد مونته کارلو پسین و LHPDR 95% و RHPDR 95% به ترتیب نواحی سمت راست و سمت چپ بالاترین چگالی پسین در سطح ۹۵٪ بدست آمده از توزیع های پسین حاشیه ای،  $R_{Major}$  به ترتیب نسبت های واریانس پلی ژنی، واریانس افزایشی ژنگاه ژن عمدہ و واریانس کل ژنگاه ژن عمدہ (نسبت واریانس افزایشی و غالیت ژن عمدہ) به واریانس کل

عوامل غیر ژنتیکی این نتایج بدست آمده باشد، پایین است Maki و همکاران (۲۰۰۴). علاوه بر این، با استفاده از مشاهدات تبدیل باکس - کاکس شده، تا حدود زیادی اثرات عوامل غیر ژنتیکی بر روی توزیع باقیمانده رکوردهای صفات کاهش داده شده و از این رو تفرق ژن عمدہ برای این صفات محتمل تر است. البته اثرات غالیت بر روی این صفات نیز علت دیگر تفرق ژن عمدہ در جمعیت هایی با انتخاب شدید، به ویژه در طیور می باشد که در

مقایسه اثر افزایشی و غالیت ژنگاه ژن عمدہ (۰/۰۱۶ در مقایسه با ۰/۰۱۲) نشان داد که بخش عمدہ واریانس ژنتیکی ژنگاه مربوط به اثر افزایشی است. از آن جا که نواحی HPDR ۹۵٪ برای واریانس ژنتیکی ژن عمدہ در آزمون جایگشتی برای صفات سن بلوغ جنسی جمعیت فارس شامل عدد صفر نشد، بنابراین برای این صفات، می توان چنین نتیجه گیری کرد که احتمال اینکه تفرق ژن برای صفات مورد مطالعه در این جمعیت واقعی نبوده و در اثر

شود در ایستگاه اصلاح نژاد مرغان بومی فارس با استفاده از نمونه گیری استاندارد و روش‌های آزمایشگاهی نظیر استفاده از نشانگرهای ملکولی، ریزتراسه‌ها و داده‌های توالی یابی نسل بعد (NGS)، نتایج بدست آمده مورد بررسی قرار گیرند. همچنین پیشنهاد می‌شود، تحقیق حاضر در سایر مراکز مرغ بومی نیز با استفاده از اطلاعات جمع آوری شده اجرا شده و یافته‌های لازم و تکمیلی به منظور تعیین مناطق ژنومی درگیر و کنترل کننده صفات مهم اقتصادی به کار گرفته شود.

**جدول ۳- میانگین‌های پسین حاشیه‌ای و انحراف معیار اثرات افزایشی (a) و غالیت (d) در ژن‌های ژن عمدۀ معنی دار و درجه غالیت آنها ( $\frac{d}{a}$ )**

نسبت d به a	اثر غالیت (d)		اثر افزایشی ژن (a)		فراوانی آللی		خصوصیات آماری
	P.SD.	P.M.	P.SD	P.M	P.SD	P.M	
۰/۷۵	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱	۰/۲۰	ASM

Alijani, S., Mehrabani-Yeganeh, H., Nejati Javaremi, A., Rahimi, G.H. and Janss. L.L.G. (2010) Bayesian segregation analysis to detect major genes influencing four economically important traits in two Iranian native pedigree chickens. *The 10th Iranian Statistical Conference*. University of Tabriz. Tabriz. Iran.

Argente, M.J., Blasco, A., Ortega, J.A., Haley, C.S., Visscher, P. M. (2003) Analysis of the presence of a major gene affecting uterine capacity in unilaterally ovarioctomized rabbits. *Genetics*. 163: 1061-1068.

Churchill, G.A. and Doerge, R.W. (1994) Empirical threshold values for quantitative trait mapping. *Genetics*. 138(3): 963-971.

Falconer, D.S. and Mackay, T.F.C. (1996) Introduction to Quantitative Genetics. 4<sup>th</sup> edn. Longman. Group: Essex.

Janss, L.L.G., Thompson, R. and Van Arendonk, J.A.M. (1995) Application of Gibbs sampling for inference in a mixed major gene - polygenic inheritance model in animal populations. *Journal of Theoretical and Applied Genetics*. 91: 1137-1147.

مورد یافته تحقیق حاضر این امر صادق است. باید خاطر نشان کرد که تقریباً تمامی روش‌های آماری ریدیابی ژن‌های عمدۀ که از اطلاعات مولکولی استفاده نمی‌کنند دارای مشکل پایین بودن توان آماری هستند.

بنابراین قبل از استفاده از نتایج این روش‌ها، می‌بایست در یک سری آزمایش‌ها با استفاده از اطلاعات نشانگری مناسب، این نتایج تایید و سپس در ارزیابی‌های ژنتیکی مانند انتخاب به کمک نشانگر یا MAS مورد استفاده قرار گیرند. بنابراین پیشنهاد می-

### نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش حاضر می‌تواند به عنوان مقدمه‌ای بر نقشه یابی تفرق ژنی باشد. استفاده از نتایج این قبیل مطالعات می‌تواند منجر به تعیین نقشه راه و صرفه جویی زیاد در زمان، بودجه و امکانات شود. در این مطالعه برای صفت سن بلوغ جنسی شواهدی مبنی بر تفرق ژن عمدۀ یافت شد. بنابراین لازم است ژن‌های کاندید و مناطق ژنومی کنترل کننده این صفت به صورت نقشه یابی دقیق و با استفاده از روش‌های آزمایشگاهی تعیین شوند. سپس جهش‌های مؤثر (عامل) احتمالی شناسایی شده و در برنامه انتخاب مولدهای این نژاد مورد استفاده قرار گیرند.

**پاورقی:**

- 1-Gibbs Sampling
- 2-Thining Interval
- 3-Burn In
- 4- Highest Posterior Density Range
- 5- False Discovery Rate
- 6-Permutation Test

### منابع

Alijani, S. (2010) Major genes detection in farm animals using statistical Bayesian and molecular methods. PhD Thesis. Tehran University, Karaj, Iran. 142 pp

- Janss, L.L.G. (2007) iBay manual version 1.33. <http://www.lucjanss.com/Docs/iBayManual133.pdf>.
- Liu, W., Li D., Liu, J., Chen, S., Qu, L., Zheng, J., Xu, G. and Yang, N. (2011). A genome-wide SNP scan reveals novel loci for egg production and quality traits in White Leghorn and brown-egg dwarf layers. *PLoS One*, 6(12).
- Maki, K., Janss, L.L.G., Groen, A.F., Liinamo, A.E. and Ojala, M. (2004) An indication of major genes affecting hip and elbow dysplasia in four Finnish dog population. *Heredity*. 92(5): 402-408.
- Pan, Y., Boettcher, P.J. and Gibson, J.P. (2001) Bayesian segregation analysis of somatic cell score of Ontario holster in cattle. *Journal of Dairy Sci.* 84: 2796-2802.
- Raftery, A. E., Lewis S. (1992) How many iteration in the Gibbs sampler?, pp. 763-773 in Bayesian statistics 4, edited by J. O. Berger, J. M. Bernardo, A. P. Dawid and A. F. M. Smith. Oxford University Press, Oxford.
- SAS Institute. 2001. SAS/STAT User's Guide: Statistics. Release 8.2. SAS Institute Inc., Cary, NC
- Szwaczkowski, T. (1993) Identification of major animal genes in field collected data by use of statistical methods. A review. *Journal of Animal and Feed Sciences*. 2: 91-103.
- Szydlowski, M. and Szwaczkowski, T. (2001) Bayesian segregation analysis of production traits in two strains of laying chickens. *Poultry Science*. 80: 125-131.
- Uimari, P., Kemp, S. J., Dekkers, J. C. M., Teale, A. J. and Kennedy, B. W. (1997) Sensitivity of segregation analysis to data structure and transformation: a case study of trypanotolerance in mice. *Heredity*, 78: 424-432.

• • • • • • • • •