



عوامل مؤثر بر تولید و سود شیر در گاوداری‌های شهرستان اصفهان

محمد رضا حقیقت‌نژاد^۱، احمد رضا یزدانی^۲ و حامد رفیعی^۳

۱- کارشناس ارشد مدیریت دامپروری

۲- دانشیار، دانشکده علوم دامی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، (نویسنده مسوول: aryazdani2004@yahoo.com)

۳- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

تاریخ دریافت: ۹۱/۸/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۴/۶/۲۸

چکیده

شیر و فرآورده‌های لبنی از جمله بهترین منابع تأمین پروتئین و کلسیم محسوب می‌شوند و میزان مصرف آن نشانه‌ای از وضعیت تغذیه و بهداشت و تا حدودی سلامت آن جامعه می‌باشد. با توجه به نقش تولید شیر و پرورش صنعتی گاو شیری در امنیت غذایی و تولید ناخالص ملی و همچنین جایگاه استان اصفهان در بخش دامپروری کشور ایران، هدف از این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر تولید و سود شیر از طریق تخمین تابع تولید در شهرستان اصفهان بود. جمع‌آوری آمار با تکمیل ۹۰ پرسشنامه از طریق نمونه‌گیری تصادفی ساده در سال ۱۳۹۰ صورت گرفت. بر اساس معیارهای رایج و شناخته شده اقتصادسنجی تابع کاب-داگلاس به عنوان بهترین نوع تابع تولید انتخاب شد. نتایج حاصل از برآورد تابع تولید شیر نشان داد که متغیرهای مقدار مصرف سالیانه برق و نهاده‌های خوراکی شامل، علوفه ذرت، کنسانتره و کاه، تعداد تلقیح مصنوعی و تعداد کل کارکنان روی میزان تولید شیر تأثیر مثبت و معنی‌داری و مصرف علوفه ذرت بیشترین تأثیر را در تولید شیر دارد. مثبت و کوچکتر از یک بودن تمام ضرایب برآوردی متغیرهای مؤثر بر تولید شیر نیز بیانگر آن است که مصرف این نهاده‌ها در ناحیه اقتصادی تولید (ناحیه دوم) صورت می‌گیرد. نتایج حاصل از برآورد تابع سود نرمال شیر نیز نشان داد که قیمت نهاده‌های یونجه، ذرت علوفه‌ای، کنسانتره، هزینه دارو و هزینه هر بار تلقیح مصنوعی اثر منفی و معناداری بر سوددهی گاوداری‌ها دارند در حالی که اثر متغیر حقوق سالانه هر نفر کارگر بر متغیر وابسته مثبت است. همچنین قیمت نهاده‌های خوراکی کنسانتره و ذرت علوفه‌ای بیشترین اثر را بر سوددهی گاوداری‌های شیری دارد.

واژه‌های کلیدی: تولید، سود، تابع کاب-داگلاس، گاوداری شیری، اصفهان

مقدمه

شیر و فرآورده‌های لبنی از جمله بهترین منابع تأمین پروتئین و کلسیم محسوب می‌شوند که در تمامی نقاط دنیا در زمینه تولید، تجارت و مصرف بهینه آن‌ها، سرمایه‌گذاری قابل توجهی صورت می‌گیرد. بنابر گزارشات سازمان خوار و بار جهانی، کل تولید شیر در جهان در سال ۲۰۰۹، ۶۹۹ میلیون تن برآورد شده است، که تولید شیر ایران معادل ۱/۱ درصد کل تولید جهانی و ۳ درصد کل تولید آسیا بوده است. ایران در سال ۲۰۰۹ در سطح جهان نیز رتبه هجدهمین تولیدکننده بزرگ شیر را کسب کرده است (۱۳). میزان مصرف روزانه شیر و سایر فرآورده‌های لبنی به ازای هر فرد در یک کشور نشانه‌ای از وضعیت تغذیه و بهداشت و تا حدودی سلامت آن جامعه می‌باشد. بنابراین خودکفایی در زمینه تولید شیر به عنوان یک محصول راهبردی، همواره مورد توجه مسئولان امر بوده و به همین دلیل طی برنامه‌های مختلف توسعه بخشی از اعتبارات به توسعه گاوداری‌های صنعتی و نیمه صنعتی اختصاص داده شده است (۲۵). به طوری که در طول سال‌های گذشته ظرفیت گاوداری‌های کشور از ۵۲۴ هزار رأس در سال ۱۳۶۹ به ۲۴۴۷ هزار رأس در سال ۱۳۸۹ رسیده است (۶). سهم عمده‌ای از شیر تولیدی کشور متعلق به واحدهای صنعتی پرورش گاو شیری می‌باشد، اما این واحدها در شرایط فعلی با مشکلات اقتصادی متعددی روبرو هستند (۱۱). از راه‌های مؤثر جهت تداوم تولید شیر مطالعه تابع تولید

است که به طور ساده رابطه بین ستاده و نهاده‌های تولید را نشان می‌دهد (۲۲) و در این زمینه مطالعات گوناگونی صورت گرفته است. دانشور کاخکی و همکاران (۹)، در تحقیقی پس از برآورد تابع تولید ترانسندنتال شیر مشخص کردند که میزان استفاده از یونجه خشک، ذرت علوفه‌ای، تفاله خشک، ذرت دانه‌ای و جو در ناحیه دوم تولید (ناحیه اقتصادی تولید)، میزان استفاده از ملاس در ناحیه اول (ناحیه غیراقتصادی) و میزان استفاده از سبوس و نیز تعداد گاوهای شیری موجود در گاوداری مورد مطالعه در ناحیه سوم تولید (ناحیه غیراقتصادی) قرار دارند. شمس‌الدینی و فرجی (۲۹)، از تابع کاب-داگلاس در استان چهارمحال بختیاری برای بیان رابطه تولید شیر و نهاده‌هایی همچون مصرف کنسانتره، علوفه و نیروی کار استفاده کردند. کشتش مصرف کنسانتره ۰/۷۱، کشتش مصرف علوفه ۰/۲۳ و کشتش نیروی کار ۰/۱ درصد محاسبه گردید. در مطالعه‌ای نمونه‌ای که در استان فارس انجام گرفت، ظرفیت بهینه شیر در گاوداری‌های با دو نژاد خالص و دورگ، ۱۹۷/۷۹۷ و ۳۹۹/۲۳۰ تن و اندازه بهینه گله مادر در این دو نوع گاوداری به ترتیب ۳۶ و ۹۱ رأس در هکتار برآورد گردید (۳۳). کمپاس و چه (۲۱) از آزمون نسبت درست‌نمایی عمومی برای تأیید فرم تابعی مناسب استفاده کردند و نتایج این آزمون نشان داد که تابع تولید کاب-داگلاس بهترین فرم تابع تولید است. از میان تمامی متغیرها، سرمایه‌های دامی بیشترین ضریب را دارا بود و به دنبال آن نیروی کار، خوراک، مواد و خدمات،

هزار واحد دامی می‌باشد که این میزان ۵/۳ درصد جمعیت دام کشور را تشکیل می‌دهد. این استان ۱۴/۷۵ درصد گاوهای اصیل کشور را دارا است. از مجموع ۱۹۷۳۲ واحد گاوداری صنعتی فعال در کشور در سال ۱۳۸۹، تعداد ۲۴۰۴ گاوداری صنعتی در استان اصفهان قرار دارند که از این میزان ۲۰۶۲ واحد گاوداری شیری با مجوز بهره‌برداری صنعتی می‌باشند. با توجه به وضعیت تولید شیر و تعداد دام‌های سنگین شیری در شهرستان اصفهان، مقدار تولید شیر در گاوداری‌ها منطقی نبوده و همواره با مشکلات زیادی روبرو هستند (۶). بنابراین با توجه به نقش تولید شیر و پرورش صنعتی گاو شیری در امنیت غذایی و همچنین جایگاه استان اصفهان در بخش دامپروری کشور ایران، هدف این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر تولید و سود شیر در شهرستان اصفهان است.

مواد و روش‌ها

تابع تولید یک مفهوم کاملاً فیزیکی است و به طور ساده رابطه بین ستاده و نهاده‌های تولید را نشان می‌دهد. این تابع بیانگر حداکثر محصولی است که از ترکیبات مختلف نهاده‌های تولید به دست می‌آید. در این تعریف، هم مقدار محصول و هم مقادیر نهاده‌ها به صورت فیزیکی بیان می‌شود. البته تابع تولید در شرایط تکنولوژیکی معینی تعریف می‌شود. در برخی موارد به تابع تولید، تابع تکنیک نیز گفته می‌شود در کاربردهای اقتصادی و بخش کشاورزی توابع تولید مختلفی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مطالعه حاضر، توابع تولید کاب-داگلاس، ترانسدنتال، ترانسلوگ، درجه دوم و لئونتیف تعمیم‌یافته که در کارهای علمی بیشتر مورد توجه محققان بخش کشاورزی قرار گرفته است، در نظر گرفته شده است. پس از برآورد این توابع، بهترین فرم تابع، با استفاده از آزمون‌ها و معیارهای اقتصادسنجی شناسایی می‌گردد. بر این اساس، علاوه بر معیارهای رایج و شناخته شده اقتصادسنجی نظیر ضریب تعیین (R^2)، ضریب معنی‌داری کل رگرسیون (F)، ضریب معنی‌داری در هر یک از ضرایب و خودهمبستگی، از دو معیار دیگر نیز برای شناسایی فرم مناسب تابع، بهره گرفته می‌شود. این دو معیار عبارتند از معیار خطای تصریح تابع و معیار نرمال بودن جملات خطا، که به ترتیب با آزمون رمزی و آزمون جارو برا تعیین می‌شوند (۲۰). با توجه به نتایج این مطالعه (جدول ۱) تابع کاب-داگلاس انتخاب شد. همچنین سادگی برآورد و تفسیرپذیری پارامترها و سابقه قبلی جهت مطالعات در دامپروری (امینی شال (۳)، مجاهدفر (۲۳)، شمس‌الدینی و فرجی (۲۹)، القونیت و همکاران (۲)، منیر و بوریس (۲۴)، کمپاس و چه (۲۱)، قبرماریم و همکاران (۱۴)، ساهین (۲۸) از دلایل دیگر انتخاب تابع تولید کاب-داگلاس انتخاب است. فرم لگاریتمی تابع تولید کاب-داگلاس برآورد شده به صورت زیر است (۵):

$$\ln y = \ln a + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \beta_4 \ln X_4 + \beta_5 \ln X_5 + \beta_6 \ln X_6 + \beta_7 \ln X_7 + \beta_8 \ln X_8 \quad (1)$$

در این رابطه y : مقدار محصول (شیر) سالانه هر گاوداری بر حسب کیلوگرم، X_1 : مقدار مصرف سالانه یونجه در هر

ماشین‌آلات و ساختمان و زمین قرار داشت. قبرماریم و همکاران (۱۴)، برای تخمین تابع تولید شیر از رگرسیون رمزی استفاده کردند و کشتش تولید نهاده‌های متغیر، تولید نهایی، ارزش تولید نهایی و نرخ نهایی جانشینی نهاده‌ها را محاسبه نمودند و نتایج نشان داد که ترکیب علوفه و کنسانتره کمترین هزینه را دارد. استاکس و همکاران (۳۲) پس از تخمین تابع تولید و محاسبه کارایی عنوان کردند که تولیدکنندگان نایبستی بیشترین سطح تولیدشان را اجرا سازند، اما منابع تولید گاو، نیروی کار، زمین و سرمایه را بایستی در سطح کارایی ترکیب کنند، که این سطح ممکن است کمتر از سطح حداکثر تولید باشد. ساهین (۲۸) با استفاده از تابع کاب-داگلاس کشتش تولید کل نهاده‌ها را ۰/۸۵ محاسبه نمود. تابع سود بیانگر حداکثر درآمد حاصل از یک یا چند محصول با قیمت‌های مختلف است که از ترکیب دو یا چند نهاده با قیمت‌های متفاوت حاصل می‌شود (۲۲). شیرزاد و زیبایی (۳۰)، در تحقیقی در میان ۱۲۰ گاوداری شیری استان فارس سوددهی واحدهای تولیدی را محاسبه نمودند. نتایج نشان داد که تنها ۵/۸ درصد از واحدهای مورد مطالعه سوددهی نداشتند و در ۳۷/۸ درصد از واحدهای با ارزش تولیدی پایین، مشکل عدم سوددهی مربوط به ناکارایی مقیاس بوده است. همچنین مشکل سوددهی ۶۲/۲ درصد از واحدهای با ارزش تولید پایین، کم بودن کارایی فنی و رضایت‌بخش نبودن ترکیب فعالیت‌ها بود. آلام و همکاران (۱) بیان کردند که هر دلار هزینه در مزارع شیر بنگلادش ۱/۱۴ دلار درآمد دارد که در مقایسه با مزارع شیر نیوزلند این مقدار ۰/۹۹ دلار است. دارت و همکاران (۱۰) با استفاده از رگرسیون خطی چندمتغیره نشان دادند که مزارع شیری با مدیریت چرای متمرکز، از آن جهت که در حالت مدیریت متمرکز هزینه‌های خوراک، نیروی کار و ماشین‌آلات کاهش می‌یابد، سود اقتصادی بیشتری در مقابل مزارع شیری سنتی به همراه دارند. در پیمایشی در میان دامداران بلژیک توسط وندرمش و ماتیسجس (۳۴) نشان داده شد که تنها ۳۴ درصد دامداران حداکثر کردن سود هدف ابتدایی‌شان است. همچنین گلوی و همکاران (۱۵) در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که دامداری که تکنیک‌های تولید را به روز می‌کنند، سوددهی بیشتری دارند. نتایج حاصل از تحقیق داجیستان و همکاران (۷) در دامداری‌های ترکیه نشان داد که در صورت استفاده بهینه از نهاده‌ها، سوددهی در دامداری‌های کوچک شدیداً به افزایش سرمایه وابسته است. در مطالعه‌ای دیگر در شرق کنیا تابع سود نرمال شیر در فرم کاب-داگلاس تخمین زده شد. نتایج نشان داد که سود نرمال بیشترین همبستگی را با سرمایه ثابت دارد. همچنین یک درصد افزایش در کنسانتره مصرفی، سود را به طور معنی‌داری به میزان ۰/۳۲۶ درصد افزایش می‌دهد (۲۶). استان اصفهان از لحاظ تعداد گاوداری شیری صنعتی فعال در کشور بعد از استان خراسان رضوی در جایگاه دوم قرار دارد. برتری استان اصفهان نسبت به سایر استان‌ها در زمینه صنعت پرورش گاو شیری را شاید بتوان به قدمت این صنعت در این استان مربوط دانست. در واقع ۹/۴ درصد کل شیر تولیدی کشور، در این استان تأمین می‌شود. این استان دارای ۶ میلیون و ۳۶۲

در این رابطه، Profit سود نرمال حاصل از فروش شیر بر حسب ریال، P_1 : قیمت هر کیلوگرم یونجه بر حسب ریال، P_2 : قیمت هر کیلوگرم علوفه ذرت بر حسب ریال، P_3 : قیمت هر کیلوگرم کنسانتره بر حسب ریال، P_4 : قیمت هر کیلوگرم گاه بر حسب ریال، P_5 : هزینه دارو به ازای هر رأس دام بر حسب ریال، P_6 هزینه هر بار تلقیح مصنوعی بر حسب ریال، P_7 : حقوق سالانه هر نفر کارگر بر حسب ریال، P_8 : شاخص قیمت هر لیتر سوخت (بنزین و گازوئیل) بر حسب ریال، B عرض از مبدأ و β_1 تا β_9 ضرایب متغیرهای مستقل است. جامعه آماری این تحقیق شامل گاوداری‌های شیری دارای پروانه صنعتی واقع در شهرستان اصفهان، در سال ۱۳۹۰ می‌باشد. اطلاعات مورد نیاز با توجه به هدف تحقیق از طریق تکمیل پرسش‌نامه و انجام مصاحبه حضوری با دامداران جمع‌آوری شد. در این مطالعه از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده استفاده شد، بدین صورت که در ابتدا با استفاده از پرسشنامه اولیه حجم نمونه مورد نظر تعیین شد. برای تعیین حجم نمونه از فرمول کوکران (۱۹۶۳) استفاده شد. در صورتی که حجم کل جامعه آماری معین باشد، این فرمول به صورت زیر می‌باشد.

$$n = \frac{N (t.s)^2}{N.d^2 + (t.s)^2} \quad (۶)$$

در این رابطه، n: تعداد نمونه، d: دقت احتمالی مطلوب، S: انحراف معیار، N حجم جامعه و t: آماره سطح معنی‌داری می‌باشد. در این رابطه دقت احتمالی مطلوب به منظور تعیین تعداد نمونه از معادله (۷) محاسبه می‌شود:

$$d = t \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \quad (۷)$$

که در آن، n: تعداد نمونه در پیش مطالعه (قبل از تعیین حجم نمونه) می‌باشد (۴). شهرستان اصفهان در سال ۱۳۹۰ مشتمل بر ۴۵۰ واحد گاوداری شیری سنتی، نیمه صنعتی و صنعتی بوده که مجموعاً دارای ۱۵۰۰۰ رأس گاو شیرده نژاد اصیل هلشتاین است. برای تعیین حجم نمونه در ابتدا ۳۰ پرسشنامه اولیه تهیه شد و با استفاده از فرمول کوکران حجم نمونه ۸۵ واحد تعیین شد و در نهایت جهت اطمینان ۹۰ پرسشنامه تکمیل گردید. برای سنجش روایی محتوای پرسشنامه از افراد متخصص و دارای تجربه استفاده شد. نتایج حاصل از الفبای کرونیخ (۰/۷۱) نیز نشان داد که پرسشنامه فوق از اعتبار کافی برخوردار می‌باشد.

نتایج و بحث

همانطور که قبلاً بیان شد در این مطالعه به منظور تخمین تابع تولید و تابع سود، توابع تولید کاب-داگلاس، ترانسندنتال، ترانسلوگ، درجه دوم و لئوتیتف تعمیم‌یافته تعمیم مورد استفاده قرار گرفت. پس از برآورد این توابع، به منظور انتخاب بهترین شکل تابع تولید، از فروض کلاسیک و آزمون‌های اقتصادسنجی استفاده شد که نتایج این فروض و آزمون‌ها برای تمامی توابع برآورد شده، در جدول (۱) نشان داده شده است. بر اساس نتایج جدول (۱)، تابع تولید کاب-داگلاس، با بیشترین R^2 و F و بهترین تصریح تابع در آزمون

گاوداری بر حسب کیلوگرم، X_2 مقدار مصرف سالانه علوفه ذرت در هر گاوداری بر حسب کیلوگرم، X_3 : مقدار مصرف سالانه کنسانتره در هر گاوداری بر حسب کیلوگرم، X_4 : مقدار مصرف سالانه گاه در هر گاوداری بر حسب کیلوگرم، X_5 : تعداد تلقیح مصنوعی سالانه در هر گاوداری؛ X_6 تعداد کل کارکنان در سال در هر گاوداری، X_7 : مقدار مصرف سالانه سوخت در هر گاوداری بر حسب لیتر، X_8 : مقدار مصرف سالانه برق در هر گاوداری بر حسب کیلووات، A ضریب ثابت رگرسیون (عرض از مبدأ) و α_1 تا α_9 ضرایب متغیرهای مستقل است. بر خلاف تابع تولید که یک مفهوم کاملاً فنی است، تابع سود مفهومی اقتصادی است و به طور ساده رابطه بین درآمد و هزینه، که مفاهیمی اقتصادی‌اند، را نشان می‌دهد. این تابع بیانگر حداکثر درآمد حاصل از یک یا چند محصول با قیمت‌های مختلف است که از ترکیب دو یا چند نهاده با قیمت‌های متفاوت حاصل می‌شود. تابع سود از دو جزء هزینه کل (TC) و درآمد کل (TR) تشکیل می‌شود (۵):

$$\begin{aligned} &= TR - TC, \quad TC = TVC + TFC \\ &= TR - TVC - TFC \end{aligned} \quad (۲)$$

مجموع هزینه‌های متغیر (TVC) و ثابت (TFC)، هزینه کل تولید را تشکیل می‌دهد. برای تصمیم‌گیری‌هایی که منجر به بیشینه کردن سود در کوتاه‌مدت می‌شود، فقط هزینه‌های متغیر را باید در نظر گرفت؛ به طوری که اگر درآمد کل تولیدکننده بیشتر از هزینه‌های متغیر ولی کمتر از هزینه کل او باشد باز باید به امر تولید ادامه دهد، چون با ادامه تولید از زیان او کاسته می‌شود (۲۲). در اینجا با توجه به مطالعات رضایی و ترکمانی (۲۷)، هژبر کیانی و حاجی احمد (۱۸)، کازرونی و محمدزاده اکبری (۱۹)، دانشور کاخکی و همکاران (۸)، امینی شال (۳) و سیدهو و بانانت (۳۱) با استفاده از رابطه بین قیمت نهاده‌ها، تابع سود نرمال تخمین زده شد. حال اگر سود حاصل از فروش شیر را با i و قیمت نهاده‌های تولید را با P_x نشان دهیم، فرم کلی تابع سود در کوتاه‌مدت به صورت زیر خواهد بود:

$$\pi_i = (P_1, P_2, P_3, \dots, P_x | P_{x+1}, \dots, P_n) \quad (۳)$$

در رابطه فوق f_i سود نرمال است که از درآمد کل منهای کل هزینه‌های متغیر تقسیم بر قیمت محصول حاصل می‌شود:

$$f_i = \frac{TR - TVC}{P_v} \quad (۴)$$

در رابطه فوق P_1 تا P_x هزینه‌های هر واحد نهاده متغیر که به وسیله قیمت محصول نرمال شده است و P_{x+1} تا P_n سایر هزینه‌ها به عنوان هزینه‌های ثابت می‌باشد. جهت تخمین مدل تابع سود، تابع کاب-داگلاس، مشابه با نتایج جدول (۱) و سادگی و سازگاری با منطق اقتصادی و شاخص‌های خوبی برازش انتخاب گردید. فرم لگاریتمی تابع سود کاب-داگلاس برآورد شده به صورت زیر است (۵):

$$\begin{aligned} \text{LnProfit} = & \text{LnB} + \beta_1 \text{LnP}_1 + \beta_2 \text{LnP}_2 + \\ & \beta_3 \text{LnP}_3 + \beta_4 \text{LnP}_4 + \beta_5 \text{LnP}_5 + \beta_6 \text{LnP}_6 + \\ & \beta_7 \text{LnP}_7 + \beta_8 \text{LnP}_8 \end{aligned} \quad (۵)$$

رزمی، نرمال بودن جملات اخلاص در آزمون چارکوبرا و پذیرش کلیه فروض کلاسیک، به عنوان تابع برتر انتخاب گردید. نتایج حاصل از تخمین تابع تولید شیر کاب-داگلاس با

جدول ۱- مقایسه انواع توابع تولید شیر از نظر خصوصیات و ویژگی‌های آزمون شده
Table 1. Comparison of the different types of milk production functions from view point of characteristics and tested features

تابع	کاب-داگلاس	ترانسندنتال	ترانسلوگ	درجه دوم	لئونتیف
ضریب تعیین (R ²)	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۹۷	۰/۹۵
معنی‌داری کل تابع (F)	۷۲۵(۰/۰۰) [*]	۴۱۳(۰/۰۰) [*]	۵۷۱(۰/۰۰) [*]	۳۲۱(۰/۰۰) [*]	۳۷۲(۰/۰۰) [*]
آماره دوربین- واتسون (D.W)	۱/۹۶ [*]	۲/۶۲	۲/۶۱	۱/۷۹ [*]	۱/۵۰
آماره آزمون رزمی	۴/۳(۰/۰۸) [*]	۴/۶(۰/۰۳)	۱۱/۹(۰/۰۰)	۸/۷(۰/۰۰)	۶/۹(۰/۰۰)
آماره آزمون چارکوبرا	۰/۰۶(۰/۸۸) [*]	۳/۹(۰/۲۲) [*]	۰/۰۵(۰/۹۸)	۱۶/۴(۰/۰۰)	۱۶/۸(۰/۰۰)

مآخذ: یافته‌های تحقیق مقادیر داخل پرانتزها، حداقل سطح معنی‌داری است؛ * پذیرش فرضیه صفر (تصریح مناسب تابع در آزمون رزمی، نرمال بودن جملات اخلاص در آزمون چارکوبرا، معنی‌داری کل رگرسیون در آزمون F، عدم خود همبستگی در آزمون دوربین واتسون).

جدول ۲- نتایج تخمین تابع تولید کاب-داگلاس برای گاوداری‌های شیری شهرستان اصفهان
Table 2. Results of estimation of cobb-Dougllass production function for Isfahan's dairy cattle farms

متغیر	ضریب برآوردی	خطای معیار	آماره t
مقدار مصرف سالانه یونجه	۰/۰۵۴***	۰/۰۱	۲/۹۰
مقدار مصرف سالانه علوفه ذرت	۰/۱۴۸***	۰/۰۴	۳/۳۵
مقدار مصرف سالانه کنسانتره	۰/۰۵۴***	۰/۰۱	۴/۳۶
مقدار مصرف سالانه کاه	۰/۰۳۵***	۰/۰۲	۱/۹۴
تعداد تلقیح مصنوعی سالانه	۰/۰۹۳***	۰/۰۲	۳/۱۷
تعداد کل کارکنان در سال	۰/۰۲۰***	۰/۰۰	۲/۵۶
مقدار مصرف سالانه سوخت	-۰/۰۱۰	۰/۰۳	-۰/۳۲
مقدار مصرف سالانه برق	۰/۰۶۰***	۰/۰۲	۲/۱۹
عرض از مبدأ	۱/۷۹۲***	۰/۳۲	۵/۵۵

ضریب تعیین = ۰/۹۸

آماره دوربین واتسن = ۱/۹۶

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح یک، پنج و ده درصد

بنابراین انتظار می‌رود که با افزایش برق مصرفی ناشی از بکارگیری ماشین‌آلات صنعتی میزان تولید شیر نیز افزایش یابد. در تابع کاب-داگلاس ضرایب برآورد شده نشان‌دهنده کشش هریک از نهاده‌هاست. ضریب برآورد شده متغیر مقدار مصرف سالانه یونجه برابر ۰/۰۵۴ است و نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد مصرف نهاده یونجه در سال، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها تولید شیر به میزان ۰/۰۵۴ درصد افزایش می‌یابد. تفسیر سایر ضرایب برآوردی نیز به صورت مشابه است. ضریب برآوردی مقدار مصرف سالانه علوفه ذرت بزرگ‌تر از سایر متغیرهاست و نشان می‌دهد که مصرف نهاده علوفه ذرت بیشترین تأثیر را در تولید شیر دارد، لذا دامداران بایستی برای افزایش در تولید بر این نهاده تأکید بیشتری داشته باشند. تمام ضرایب برآوردی متغیرهای موثر بر تولید شیر مثبت و کوچکتر از یک هستند و این امر بیانگر آن است که مصرف این نهاده‌ها در ناحیه اقتصادی تولید (ناحیه دوم) صورت می‌گیرد. منفی بودن ضریب نهاده سوخت نشان می‌دهد که سوخت بیش از نیاز تولید در دامداری‌ها استفاده می‌شود و در ناحیه سوم و غیراقتصادی تولید قرار دارد (۵). با توجه به اینکه مصرف نهاده‌ها در ناحیه دوم تولیدی قرار دارد بنابراین می‌توان گفت که واحدهای گاوداری باید به سمت مصرف بهینه نهاده‌ها حرکت کنند و میزان مصرف نهاده‌ها را تا جایی افزایش دهند که سود واحد تولیدی حداکثر شود. نتایج بدست آمده از تخمین تابع تولید با نتایج دانشور کاخکی

نتایج حاصل از جدول (۲) نشان می‌دهد که مطابق انتظار متغیرهای مقدار مصرف سالانه یونجه، مقدار مصرف سالانه علوفه ذرت، مقدار مصرف سالانه کنسانتره، مقدار مصرف سالانه کاه، تعداد تلقیح مصنوعی سالانه، تعداد کل کارکنان در سال و مقدار مصرف سالانه برق روی میزان تولید شیر تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند در حالی که اثر متغیر مقدار مصرف سالانه سوخت روی میزان تولید شیر منفی است اما از لحاظ آماری معنادار نیست. در واقع با افزایش مواد خوراکی مورد نیاز دام از قبیل یونجه، علوفه ذرت، کاه و کنسانتره شیر تولیدی نیز افزایش می‌یابد و نتایج حاصل شده با واقعیت سازگار است. با افزایش تعداد تلقیح مصنوعی میزان شیر تولیدی افزایش می‌یابد زیرا در تلقیح مصنوعی معمولاً بهترین نژاد گاوها از نظر تولید گوشت یا شیر در نظر گرفته می‌شود و این امر موجب افزایش تولید شیر در گاوهای شیرده می‌شود و نتایج حاصل شده این موضوع را تأیید می‌کند. با توجه به اینکه نگهداری از گاوهای شیرده جهت حفظ یا افزایش شیر تولیدی نیاز به مراقب و توجه زیادی دارد، انتظار می‌رود که با افزایش تعداد کارگران و در نتیجه با رسیدگی و توجه بیشتر به دام‌های شیرده، میزان شیر تولیدی افزایش یابد. علامت مثبت متغیر تعداد کل کارگران در سال این موضوع را نشان می‌دهد. با افزایش بکارگیری فناوری و ماشین‌آلات صنعتی میزان تولید شیر افزایش می‌یابد. بنابراین در واحدهایی که از ماشین‌آلات بیشتر استفاده می‌شود برق مصرفی را افزایش می‌دهد.

را بین جملات اخلاص تأیید کرده است. مشکل هم‌خطی نیز مشاهده نشد (۱۶). نتایج حاصل از تخمین تابع سود نرمال کاب-داگلاس با روش حداقل مربعات معمولی برای گاوداری‌های شیری شهرستان اصفهان در جدول (۳) آمده است.

و همکاران (۹)، کمپاس و چه (۲۱)، قبرماریم و همکاران (۱۴)، استاکس و همکاران (۳۲) و ساهین (۲۸) مطابقت دارد. ضریب تعیین (R^2) مدل فوق نشان می‌دهد که ۹۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. آماره دوربین-واتسون نیز نبود پدیده خودهمبستگی

جدول ۳- نتایج تخمین تابع سود کاب-داگلاس برای گاوداری‌های شیری شهرستان اصفهان
Table 3. Results of estimation of cobb-Douglass profit function for Isfahan's dairy cattle farms

متغیر	ضریب برآوردی	خطای معیار	آماره t
قیمت هر کیلوگرم یونجه	۰/۲۱***	۰/۰۸	-۲/۴۷
قیمت هر کیلوگرم علوفه ذرت	۰/۴۹***	۰/۱۵	۳/۲۴
قیمت هر کیلوگرم کنسانتره	۰/۷۶***	۰/۲۳	-۳/۲۷
قیمت هر کیلوگرم کاه	۰/۲۴	۰/۳۷	-۰/۶۵
هزینه دارو به ازای هر رأس دام	۰/۰۵***	۰/۰۱	-۲/۷۱
هزینه هر بار تلقیح مصنوعی	۰/۱۶***	۰/۰۵	-۳/۲۱
حقوق سالانه هر نفر کارگر	۰/۳۷**	۰/۱۴	۱/۹۱
شاخص قیمت هر لیتر سوخت	۰/۰۳	۰/۱۳	۰/۲۲
عرض از مبدأ	-۷/۸۰*	۴/۴۵	-۱/۷۵

ضریب تعیین = ۰/۹۴ آماره دوربین واتسن = ۱/۹۲
***، ** و * : به ترتیب معنی‌داری در سطوح یک، پنج و ده درصد

سود واحد تولیدی باید کاهش یابد، اما کارکنان با تجربه و تحصیل کرده همان‌طور که دستمزد بیشتری را به خود اختصاص می‌دهند، به علت داشتن مهارت و تخصص، میزان افزایش درآمد آنها بیشتر از افزایش هزینه ناشی از دستمزد آنها است، بنابراین سودهای واحد دامداری افزایش و بهبود می‌یابد. نتایج مطالعات دارت و همکاران (۱۰)، داجیستان و همکاران (۷)، و اتی اونو و همکاران (۲۶) همخوانی دارد اما نتیجه حاصل شده در مورد حقوق نیروی کار با وندرمش و ماتیسجس (۳۴) مطابقت ندارد. در مدل تخمینی از نظر هم‌خطی، واریانس ناهمسانی، خودهمبستگی و نرمال بودن جملات اخلاص از طریق آزمون‌های مربوطه مورد بررسی قرار گرفت و مشکلی در این موارد مشاهده نشد. داده‌های حاصل از تابع سود برآورد شده نشان می‌دهد که ۹۵ درصد از تغییرات متغیر تولید شیر با متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود (۱۶).

هدف از این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر تولید و سود شیر از طریق تخمین تابع تولید در شهرستان اصفهان است. جامعه آماری این تحقیق شامل گاوداری‌های شیری دارای پروانه صنعتی واقع در شهرستان اصفهان، در سال ۱۳۹۰ می‌باشد. اطلاعات مورد نیاز از طریق تکمیل پرسش‌نامه و انجام مصاحبه حضوری جمع‌آوری شده است. در این مطالعه از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده استفاده شد. حجم نمونه با استفاده از تکمیل ۳۰ پرسشنامه اولیه و با بهره‌گیری از فرمول کوکران ۸۵ واحد گاوداری شیری تعیین شد. برای انجام این تحقیق براساس معیارهای رایج و شناخته شده اقتصادسنجی نظیر ضریب تعیین، ضریب معنی‌داری کل رگرسیون، خودهمبستگی، خطای تصریح تابع (آزمون رمزی) و معیار نرمال بودن جملات خطا (آزمون جارکوبرا) و همچنین به دلیل سادگی برآورد و تفسیرپذیری پارامترها و سابقه قبلی مطالعات در دامپروری؛ فرم تابع کاب-داگلاس به عنوان بهترین تابع تولید برآوردی انتخاب شد. این تابع برای شیر تولیدی و سود نرمال با اساقاده از روش OLS برآورد گردید. نتایج حاصل از

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که قیمت نهاده‌های یونجه، ذرت علوفه‌ای و کنسانتره، هزینه دارو، هزینه هر بار تلقیح مصنوعی اثر منفی و معناداری بر سوددهی گاوداری‌ها دارند در حالی که اثر متغیر حقوق سالانه هر نفر کارگر بر متغیر وابسته مثبت است. ضریب برآورد شده قیمت یونجه برابر ۰/۲۱ است و نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد نهاده قیمت، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها سود واحد تولیدی شیر به میزان ۰/۲۱ درصد افزایش می‌یابد. تفسیر سایر ضرایب برآوردی قیمت‌ها نیز به صورت مشابه است. قیمت نهاده‌های خوراکی کنسانتره و ذرت علوفه‌ای بیشترین اثر را بر سوددهی دارد. افزایش قیمت نهاده‌ها موجب افزایش هزینه‌ها شده و در نتیجه سود را کاهش می‌دهد (۱۲). بنابراین مطابق انتظار با افزایش قیمت نهاده‌های خوراکی مانند یونجه، ذرت و کنسانتره سود واحدهای تولیدکننده شیر کاهش می‌یابد. در اینجا لازم به گفتن است که اگر چه تغییرات نهاده‌های دارای ضرایب منفی بر سوددهی اثر معکوس دارد، ولی این تغییرات بدان معنا نیست که به کار نبردن نهاده‌هایی چون یونجه، کنسانتره سوددهی افزایش می‌یابد، بلکه خودداری از به کار بردن این نهاده‌ها، به رغم داشتن اثری کاهنده در هزینه‌های تولید، سبب چنان کاهش در میزان تولید خواهد شد که صرفه‌جویی در هزینه‌ها در مقایسه با آن، رقم درخور توجهی شمرده نمی‌شود. از سوی دیگر افزایش در قیمت نهاده‌ها تا جایی می‌تواند سودآوری به همراه داشته باشد که تأثیر چشم‌گیری در قیمت تمام‌شده شیر نگذارد، این موضوع بدان معناست که قیمت نهاده‌ها تا حدی می‌تواند افزایش یابد که ضرایب آنها به عدد یک برسد. این در واقع حالتی از نقطه سر به سر است که از آن پس به کارگیری نهاده‌ها در فرآیند تولید با قیمت‌های موجود، مقرون به صرفه نیست (۱۷). افزایش هزینه دارو و تلقیح مصنوعی باعث افزایش هزینه‌های کل می‌شود و در نتیجه کاهش سود واحد تولید شیر را به دنبال دارد. گرچه به نظر می‌رسد با افزایش حقوق کارگران میزان

به نتایج حاصل شده پیشنهاد‌های زیر ارائه می‌شود: نتایج نشان داد که مصرف بیشتر نهاده‌های خوراکی اثر مثبتی بر میزان شیر تولیدی دارد، بنابراین توصیه می‌شود که دامداران با تثبیت گله کارا و بهینه و همچنین تنظیم جیره متعادل، در جهت رفع نیازهای دام و بهبود تولید شیر برآیند. نتایج نشان داد که افزایش قیمت نهاده‌های خوراکی موجب کاهش سود می‌شود، همچنین به نظر تولیدکنندگان، مهم‌ترین مشکل اقتصادی در خصوص تولید در واحدهای گاوداری، نبود ثبات و تعادل در قیمت نهاده‌ها بازار بوده است. بنابراین توصیه می‌گردد که دولت سیاست‌های مناسبی را جهت جلوگیری از نوسان قیمت و تثبیت قیمت نهاده‌ها در پیش گیرد. با توجه به اینکه خوراک‌های مختلف در دامداری‌ها بیشتر ین اثر را بر تولید شیر دارند و دارای ترکیبات متفاوتی از مواد مغذی هستند لذا توصیه می‌شود مطالعاتی در مورد تأثیر مواد مغذی خوراکی (مانند پروتئین، انرژی) بر تولید و سوددهی همراه با تخمین توابع تولید و سود برای مواد مغذی انجام شود، تا اختلافات ناشی از جیره‌های با کیفیت متفاوت در محاسبات لحاظ گردد.

برآورد تابع تولید شیر نشان داد که متغیرهای مقدار مصرف سالانه یونجه، مقدار مصرف سالانه علوفه ذرت، مقدار مصرف سالانه کنسانتره، مقدار مصرف سالانه کاه، تعداد تلقیح مصنوعی سالانه، تعداد کل کارکنان در سال و مقدار مصرف سالانه برق روی میزان تولید شیر تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند در حالی که اثر متغیر مقدار مصرف سالانه سوخت روی میزان تولید شیر منفی است اما از لحاظ آماری معنادار نیست. همچنین مقدار مصرف سالانه علوفه ذرت بیشترین تأثیر را در تولید شیر دارد. مثبت و کوچکتر از یک بودن تمام ضرایب برآوردی متغیرهای موثر بر تولید شیر، بیانگر آن است که مصرف این نهاده‌ها در ناحیه اقتصادی تولید (ناحیه دوم) صورت می‌گیرد. نتایج حاصل از برآورد تابع سود نرمال شیر نیز نشان داد که قیمت نهاده‌های یونجه، ذرت علوفه‌ای، کنسانتره، هزینه دارو و هزینه هر بار تلقیح مصنوعی اثر منفی و معناداری بر سوددهی گاوداری‌ها دارند در حالی که اثر متغیر حقوق سالانه هر نفر کارگر بر متغیر وابسته مثبت است. همچنین قیمت نهاده‌های خوراکی کنسانتره و ذرت علوفه‌ای بیشترین اثر را بر سوددهی گاوداری‌ها دارد. با توجه

منابع

1. Alam, J., G.V. Nartea and M.A. Sarkej. 1999. A note on the profitability of dairy farms in selected areas of bangladesh: A comparison with New Zealand dairy farms. Farm and horticultural management group. Lincoln University, 1174-8796.
2. Alqunaibet, M.H., M.M.T. Limam and E.E. Sofian. 1995. Testing for returns to scale in dairy farms in Saudi Arabia. J. King saud univ. Journal of Agricultural Science, 7: 3-11.
3. Amini Shal, H., A.R. Yazdani, A. Chizari and P. Alayee Brojeni. 2011. The economic valuation of industrial farms of cow nurture in Pakdasht and Rey Township. The thesis of Master of Science, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, 65 pp (In Persian).
4. Arghami, N., A. Sanjari and S. Bozorgnia. 2001. Introduction on survey sample. Propagations of Mashhad Ferdosi University, 124pp.
5. Bakhshudeh, M. and A. Akbari. 2009. Product economics (its usage in agriculture). 2th edition. Propagation of bahonar kerman University, 413 pp.
6. Iran statistics Organization. 2010. Statistic results in industrial farms of Iran. www.Amar.ir.
7. Dagistan, E., B. Koc, M. Gul, O. Parlakay and A. Goksel. 2009. Identifying technical efficiency of dairy cattle management in rural areas through a non-parametric method: A case study for the east Mediterranean in turkey. Journal of Animal & Veterinary Advances, 8: 863-867.
8. Daneshvar kakhki, M., M. Omranian Khorasani and H. Hatef. 2005. The demand function estimation of productive inputs and potato supply in Khorasan province. Journal of village and development, 8: 51-66 (In Persian).
9. Daneshvar kakhki, M., M. Omranian Khorasani and A. Soruri. 2003. The assessment of profit and optimal level of usage of outputs in industrial units of milk production. Journal of Village and Development, 8: 19-42 (In Persian).
10. Dartt, B.A., J.W. Lloyd, T.B.R. Radke, J.R. Black and J.B. Kaneenet. 1999. A comparison of profitability and economic efficiencies between management-intensive grazing and conventionally managed dairies in michigan. Journal of Dairy Science, 82: 2412-2420.
11. Dashti, Gh. 2008. The productivity growth assessment of productive inputs in cow industrial units of Iran. 3th Congress of Animal Sciences, University of Mashhad Ferdowsi, pp: 124-128 (In Persian).
12. Debertin, D.A. 2007. Agricultural Product economics. The translation of Musanejad and Najarzadeh. Economic researches institution of Tarbiat Modares University, 89-95.
13. Food and Agricultural Organization. 2010. FAO Statistical yearbook 2010/ Agricultural production/ Production of milk and eggs. Retrieved 5 April 2011. www. Fao. Org.
14. Ghebremariam, W.K., G.F. Ortmann and I.V. Nsahlai. 2006. A production function analysis of commercial dairy farms in the Highlands of Eritrea using ridge regression. Agrekon, 45: 225-242.
15. Gloy, B.A., J. Hyde and L. Ladue. 2002. Dairy farm management and long- term farm financial performance. Agricultural Resource Economics, 31: 233-247.
16. Gojrati, D. 2009. Econometric principals. The translation of Abrishami, H. Propagation of Tehran University, pp: 220-235 (In Persian).
17. Haghghatnejad, M.R., A.R. Yazdani and H. Rafiee. 2011. The Analysis of economic management for industrial farms of cow nurture in Esfahan province. The thesis of Master of Science, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, pp: 35-46.
18. Hjabr Kiani, K. and N. Hajiahmad. 2002. The demand function estimation of productive inputs and watery wheat supply in agriculture of Iran. Journal of Agricultural Economics and Development, 10: 49-70 (In Persian).

19. Kazeruni, A. and L. Mohammadzadeh Akbari. 2002. The survey of work input elasticity in industrial sector of Iran. *Journal of Economic Researches*, 2: 41-60 (In Persian).
20. Khojeh Roshanai, N., M. Daneshvar Kakhki and Gh. Mohtashami. 2011. The value economic assessment of water using of classic and entropy production function (case study: wheat in mashhad township). *Journal of Economics and Development Agriculture*, 24: 113-119 (In Persian).
21. Kompas, T. and T.N. Che. 2004. Production and Technical Efficiency on Australian Dairy Farms. *International and Development Economics*, 4: 57-77.
22. Kuhpai, M. 2009. *Agriculture economic principles*. Propagation of Tehran University, 609 pp.
23. Mojahedfar, A. 2000. The survey of productivity and optimal the allocation of product factors in broiler farms of Yazd province. The thesis of Master of Science. College of agriculture, Tarbiat Modares University, 71 pp.
24. Munir, A. and E.U. Boris. 1995. An econometric decomposition of dairy output growth. *Journal Agricultural Economics*, 77: 914-921.
25. Najafi, B. 1994. Economic investigation of traditional farms in Fars province, 19 pp.
26. Otieno, D., C. Iruria, D.M. Odhiambo and M.O. Mairura. 2009. Economics evaluation of relative profitability in small hold dairy farms in western Kenya. *Journal of Development Agricultural Economics*, 1: 49-54.
27. Rezaee, B. and J. Torkamani. 2000. The demand function estimation of productive inputs and wheat supply in agriculture of Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 8: 87-114 (In Persian).
28. Sahin, K. 2009. A Comparison of scale on profitability of dairy cattle farms in eastern part of turkey. *Journal of Animal and Veterinary Advances*, 8: 328-331.
29. Shamsoddini, Sh. and M. Faraji. 2008. The survey of productive inputs productivity in industrial units of milk production: Chaharmahal va Bakhtiari. 3th Congress of Animal Sciences, University of Mashhad Ferdowsi, pp: 4447-4451 (In Persian).
30. Shirzad Kebriai, A. and M. Zibaei. 2005. The systematic survey of profit problems of milk production in cow industrial farms of Fars province. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 13: 185-209 (In Persian).
31. Sidhu, S.S. and C.A. Baanante. 1981. Farm- level fertilizer demand for Mexican wheat varieties in the Indian Panjab. *American Journal of Agricultural Economics*, 61: 62- 455.
32. Stokes, J.R., P.R. Tozer and J. Hyde. 2007. Identifying Efficient Dairy Producers Using Data Envelopment Analysis. *Journal of Dairy Science*, 90: 2555-2562.
33. Thompson, C.D. 1988. Choice of flexible functional forms: Review and appraisal. *Western Journal of Agricultural Economics*, 13: 169-183.
34. Vandermersh, M. and E. Mathijs. 2002. Do management profiles matter? An analysis of Belgian dairy farmers. Paper prepared for presentation at the Xth EAAE Congress 'Exploring Diversity in the European Agricultural-Food System, 28-31.

The Effective Factors on Production and Profitability of Milk in Dairy Cattle farms of Isfahan Township

Mohammad Reza Haghightat Nejad¹, Ahmad Reza Yazdani² and Hamed Rafiee³

1- M.Sc. Student of Animal Husbandry Management

2- Associate Professor, Faculty of Animal Science, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, (Corresponding Author: aryazdani2004@yahoo.com)

3- Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Agriculture and Natural Resources, Paradise, Tehran University

Received: November 12, 2012

Accepted: September 19, 2015

Abstract

Milk and dairy production is the most important of calcium resources and its consumption quantity is sign of nutrition situation and society health. According to the importance of milk production and industrial dairy cattle breeding at food security and GDP, and also the role of Isfahan province in Iran's animal husbandry sector, the purpose of this study was to survey the effective factors on production and profitability of milk in dairy cattle farms of Isfahan Township. Data collection was done by completing via 90 questionnaires simple random sampling 2011. Based on well-known econometric criterio. Cob-Dougllass function was selected as the best of type production function. Results of production function estimation showed that variables of annual consumption quantity of power, alfalfa, sorghum, chaff, number of worker have the effectiveness of positive and significantly on milk production. Sorghum consumption has the most effect. The total of estimated coefficient is smaller one and positive, therefore, input consumption performs in economic region. Results of normal profit function estimation showed that prices of alfalfa, sorghum, chaff; medicine cost and postiche inseminate cost have the effectiveness of negative and significantly, but annual wage the effectiveness of positive and significantly on profitability. Also, input price of sorghum has the most effect on dairy cattle farms profitability.

Keywords: Cob-Dougllass function, Cow Nurture Farms, Isfahan, Production, Profitability