نشریه علوم دامی
شماره ۱۰۱، زمستان ۱۳۹۲
(پژوهش و سازندگی)

بررسی کارایی فنی واحدهای صنعتی پرواربندی گوساله استان مرکزی

• **علی راهنورد کیسمی** (نویسنده مسئول)
دانشجوی کارشناسی ارشد علوم دامی گرایش مدیریت دامپروری دانشگاه آزاد اسلامی واحد ورامین- پیشوا
• **سیامک مشایخی**
استادیار پژوهشی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان تهران

تاریخ دریافت: آذر ماه ۱۳۹۱ تاریخ پذیرش: اسفند ماه ۱۳۹۱
تلفن تماس نویسنده مسئول:۰۹۱۲۷۹۵۷۴۰۳
Email:ali1345ra@yahoo.com

چکیده

این تحقیق با هدف بررسی کارایی فنی عوامل تولید با تأکید بر مدیریت ریسک در واحدهای صنعتی پرواربندی گوساله در استان مرکزی صورت گرفت. به این منظور کارایی فنی به روش حداقل مربعات تصحیح شده و همچنین معیار تیمر تعیین و رابطه متغیرهای مورد مطالعه با اســـتفاده از آزمون‌های آماری مورد آزمون قرار گرفت. ضمن این که، برای اندازه‌گیری ریســـک از معیار ضریب تغییرات استفاده شـــد. داده‌های مورد نیاز این تحقیق از طریق تکمیل پرسشنامه با مصاحبه حضوری از تعداد ۱۰۲ واحد پرواربندی در سه طبقه ظرفیتی شامل کوچک، متوسط و بزرگ از ۷ شهرستان استان مرکزی که به روش نمونه گیری طبقه بندی شـــده انتساب متناسب در ســـال ۱۳۹۱ انتخاب شده بودند، جمع‌آوری گردید. نتایج تحقیق نشـــان داد که میانگین کارایی فنّی کل واحدهای مورد مطالعه برابر ۴۹/۲ درصد بود که بیانگر آن است که واحدها از کارایی فنی متوســـطی برخوردار بوده و آن گونه که لازم است از نهاده‌های تولید به صورت بهینه استفاده نکرده‌اند. در بین شهرستان‌های استان، شهرســـتان‌های خمین، کمیجان و زرند به ترتیب دارای بیشترین میزان میانگین کارایی فنّی بودند. ضمن این که، اختلاف ۵۵ درصدی بین واحدهای تولید با بیشترین و کمترین کارایی فنّی وجود داشت. برآورد تابع تولید نشـــان داد که بیشترین کشش تولید به ترتیب مربوط به نهاده‌های نیروی کار ، خوراک مصرفی و ظرفیت فعال بود. نتایـــج همچنین بیانگر آن بود که رابطه معنی‌دار بین ظرفیت فعّـــال واحدهای پرواربندی و میزان کارایی فنّی ($p>0/05$) وجود ندارد. از ســـوی دیگر، بررسی ضریب تغییرات قیمت و وزن زنده در انتهای پروار نشانگر بالاتر بودن ریسک قیمتی در مقایســـه با ریسک تولید بود. ضمن این که، رابطه معنی‌داری بین بیمه دام و کارایی فنّی و نیز درآمد خالص به ازاء یک رأس گوساله پرواری وجود نداشت که نشان می‌دهد که بیمه دام از کارآمدی لازم در مدیریت ریسک برخوردار نیست.

کلمات کلیدی: پرواربندی گوساله، تابع تولید، کارایی فنی، مدیریت ریسک، استان مرکزی

Animal Sciences Journal (Pajouhesh & Sazandegi) No 101 pp: 79-90

An investigation of technical efficiency in the industrial fattening calves farms of Markazi province

By: Rahnavard Kaisami A. (Corresponding Author; Tel: +989127957403) Department of Animal Science, Varamin-Pishva Branch, Islamic Azad University, Iran. Mashaiekhi S. Assistant Professor, Tehran Province Natural Resources and Agriculture Research Center

Received: December 2012 Accepted: March 2013

This study aims to investigate the technical efficiency of production factors in the industrial fattening calves' farms in Markazi province with emphasis on risk management. For this purpose, technical efficiency was determined using Corrected Ordinary Least Squares (COLS) method and Timmer measure, and also relationship of studied variables were examined by statistical tests. Meanwhile, coefficient of variation measure was applied for risk measurement. The necessary data was completed through completion of questionnaire with direct interview from 102 farms in three capacity groups included small, medium and large from 7 townships of Markazi province, which were selected by appropriate stratified sampling method in the year 2012. The results showed that the mean technical efficiency for all studied farms was equal to 49/2 percent, which indicates that the farms have a moderate technical efficiency and they don't optimally utilize production inputs. Khomein, Komijan and Zarand townships had the highest mean technical efficiency between all townships of the province, respectively. Meanwhile, there was 55 percent difference in technical efficiency between the highest and lowest technically efficient farms. The estimation of production function revealed that the highest production elasticity was belonged to labour, feed and active capacity inputs, respectively. The results also indicated that there was not significant relationship between active capacity of farms and technical efficiency ($p>0.05$). On the other hand, the study of coefficient of variation in price and live weight in the end of fattening indicated that the price risk was more as compared to production risk. Meanwhile, there was no significant relationship between livestock insurance and net income per head of fattening calves with technical efficiency, which are shown that the livestock insurance is not necessarily effective for risk management.

Keywords:Fattening calves, Production function, Technical efficiency,Risk management, Markazi province

مقدمه

گوشت نه تنها از جنبه تأمین پروتئین حیوانی مورد نیاز و امنیت غذایی جمعیت رو به رشد کشور حائز اهمیت است، بلکه از جنبه سهم آن در ارزش افزوده بخش کشاورزی، دارای جایگاه ویژه‌ای است. بررسی میزان تولید انواع گوشت در ایران و جهان نشان می‌دهد که در سال ۲۰۱۰ میلادی ایران با تولید بیش از ۲/۵۸ میلیون تن انواع گوشت، با سهمی معادل ۰/۸۷ درصد، رتبه بیست و دوم را در بین ۲۱۰ کشور تولیدکننده گوشت در جهان در اختیار داشته است. در همین سال، ایران با تولید ۴۱۰/۵ هزار تن گوشت گوساله و با سهمی معادل ۰/۶۱ درصد، در بین ۱۹۷ کشور تولیدکننده این محصول، رتبه بیست و نهم را به خود اختصاص داده است (Faostat ، ۲۰۱۰).

از سوی دیگر، میزان سرانه مصرف پروتئین اعم از گیاهی و حیوانی در جهان در سال ۲۰۰۷ میلادی برابر ۷۷ گرم در روز بوده و ایران با سرانه مصرف ۸۴ گرم در روز، در بین کشورهای جهان از این حیث حائز رتبه شصت و چهارم بوده و از میانگین جهانی نیز بالاتر است. این در حالی است که از این میزان، تنها ۲۴ گرم به پروتئین حیوانی اختصاص داشته که نسبت به میانگین سرانه مصرف پروتئین حیوانی در جهان (۲۹/۸ گرم در روز) کمتر می‌باشد. از سوی دیگر، سهم انواع گوشت در تأمین این میزان سرانه مصرف پروتئین حیوانی در ایران برابر ۵۰/۹ درصد بوده است (Faostat ، ۲۰۰۷).

استان مرکزی از جمله قطب‌های مهم پرواربندی گوساله در کشور تلقی می‌شود. این استان در سال ۱۳۸۸با دارا بودن ۳۶۵/۷۳ هزار رأس گاو و گوساله اعم از اصیل، دورگ و بومی، بیش از ۴/۴ درصد از کل جمعیت گاو و گوساله ایران را در اختیار داشته و در بین استان‌های کشور حائز مقام دوازدهم می‌باشد. ضمن این که، این استان با تولید ۱۵ هزار تن گوشت گاو و گوساله حدود ۳/۳ درصد تولید گوشت قرمز گاو و گوساله کشور را به خود اختصاص داده است (آمارنامه کشاورزی سال ۱۳۸۸، ۱۳۸۹). با در نظر گرفتن این اهمیت، تحقیق حاضر با هدف بررسی کارایی فنی پرواربندی‌های گوساله در استان مرکزی شکل گرفت.

تاکنون تحقیقات متعددی در زمینه تعیین میزان کارایی فنی

Archive of SID

در صنعت دامپروری در سطح ایران و جهان انجام شده که از آن جمله می‌توان به ترتیب به موارد زیر اشاره کرد.

صبوحی (۱۳۷۴) در تحقیقی عوامل مؤثر بر کارایی فنی در گاوداری‌های شیری استان فارس را با استفاده از تخمین تابع تولید مرزی تصادفی به دست آورد. در این مطالعه از تابع تولید کاب-داگلاس استفاده شد. اطلاعات مورد نیاز این تحقیق از تعداد ۱۵۱ گاوداری شیری در دو شهرستان سپیدان و مرودشت استان فارس جمع‌آوری گردید. نتایج نشان داد که سطح آموزش مدیر واحد، استفاده از تکنیک تلقیح مصنوعی، وجود جایگاه کامل، حضور دامپزشک تمام وقت در واحد و اندازه گله با کارایی فنی واحدهای مورد بررسی ارتباط معنی‌داری داشتند.

زیبایی (۱۳۷۵) کارایی فنی گاوداری‌های شیری استان فارس را برآورد نمود. ایشان به این منظور از تابع تولید مرزی تصادفی استفاده کرد. داده‌های این تحقیق از طریق تکمیل پرسشنامه از تعداد ۱۰۰ واحد گاوداری شیری فعال در استان بدست آمد. .نتایج تحقیق نشان داد که میانگین کارایی فنی واحدهای مورد بررسی برابر ۶۷/۷ درصد بود که نشانگر امکان افزایش تولید به میزان ۲۲ درصد با به کارگیری نهاده‌های موجود می‌باشد. نتایج همچنین بیانگر آن بود که اندازه گله بر میزان کارایی فنّی تأثیر معنی‌داری داشت.

ترکمانی و محمدی (۱۳۸۱) در تحقیقی کارایی فنی و عوامل مؤثر بر آن در واحدهای پرواربندی گوساله در استان فارس را بررسی نمودند. ایشان به این منظور از تکنیک‌های مرزی و غیر مرزی و تابع تولید مرزی تصادفی ترانسندنتال استفاده کردند. داده‌های مورد نیاز این تحقیق از طریق تکمیل پرسشنامه از تعداد ۵۰ واحد پرواربندی گوساله در شهرستان شیراز در سال ۱۳۷۷ جمع‌آوری شد. نتایج این تحقیق نشان داد که حدود ۶۵ درصد از واحدهای پرواربندی دارای کارایی فنی بین ۶۰ تا ۸۰ درصد بودند و متوسط کارایی فنی واحدهای پرواربندی مورد مطالعه ۷۵ درصد و حداقل و حداکثر کارایی فنی به ترتیب ۳۶ و ۹۱ درصد، متغیر بود. این امر نشان می‌دهد که امکان افزایش تولید با توجّه به منابع موجود به میزان قابل توجهی وجود دارد. نتایج همچنین نشان داد که متغیرهای کلاس ترویجی، سابقه پرواربندی، سواد و وام با عدم کارایی فنّی یک رابطه مثبت و معنی‌دار داشتند.

یزدانی و کیانی‌راد (۱۳۸۳) در تحقیقی به بررسی ریسک درآمدی محصولات گندم، جو، پیاز و نخود در استان‌های فارس، کرمانشاه و آذربایجان شرقی پرداختند. ایشان بدین منظور از شاخص‌های ضریب تغییرات و ضریب همبستگی استفاده کردند. داده‌های مورد نیاز این تحقیق از داده‌های سری زمانی حاصل از بانک‌های اطلاعاتی و نشریات وزارت جهاد کشاورزی در فاصله سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۸۰ بدست آمد. نتایج این تحقیق نشان داد که با توجه به بالاتر بودن ضریب تغییرات درآمد در هکتار محصولات پیاز، نخود آبی و گندم به ترتیب در استان‌های آذربایجان شرقی، کرمانشاه و فارس، این محصولات دارای بالاترین ریسک درآمدی بودند. ضمن این که، همبستگی پایین بین قیمت و عملکرد گندم دیم در استان‌های آذربایجان شرقی و کرمانشاه نیز نشانگر ریسک بالای درآمدی این محصولات و شرایط مناسب این محصولات از لحاظ بیمه درآمدی بود.

طالبی (۱۳۸۶) در بررسی کارایی فنی واحدهای پرواربندی گوسفند در چهار محال و بختیاری نتیجه گرفتند که بیشترین کشش مثبت مربوط به نهاده خوراک در واحدهای پرواربندی صنعتی و در واحدهای سنتی مربوط به نیروی کار بود. میانگین کارایی فنی برای واحدهای صنعتی و سنتی به ترتیب ۹۲/۹۷ و ۸۱/۳۱ درصد بود که نشاندهنده توان بالقوه این واحدها در افزایش تولید است. نتایج همچنین بیانگر آن بود که بین کارایی فنی و تعداد بره پرواری در واحدهای سنتی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود داشت.

بهمنی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای انواع کارایی در واحدهای پرواربندی گوسفند در استان کردستان را برآورد نمودند. نتایج تحقیق نشان داد که کارایی فنّی، تخصیصی و اقتصادی واحدهای مورد بررسی به ترتیب برابر ۰/۸۵، ۰/۴۹و۰/۴۷ بود. ضمن این که، نتایج حاصل از تخمین تابع تولید بیانگر آن بود که نهاده‌های ظرفیت فعال واحد، نیروی کار و خوراک به ترتیب مهمترین نهاده‌های مؤثر بر تولید گوشت گوسفند در منطقه مورد بررسی بودند.

فیض‌آبادی و یزدانی (۱۳۸۸) در تحقیقی به تعیین اثر نهاده‌های دان، دارو، سوخت و نیروی کار بر ریسک تولید در صنعت مرغداری شهرستان سبزوار پرداختند. ایشان بدین منظور از روش مبتنی بر گشتاور استفاده نمودند. اطلاعات مورد نیاز در این تحقیق از طریق تکمیل پرسشنامه از تعداد ۱۶۶ مرغداری گوشتی در شهرستان سبزوار بدست آمد. نتایج تحقیق بیانگر آن بود که نهاده‌های دارو و سوخت تأثیر منفی و معنی‌داری بر ریسک تولید داشتند.

مشایخی و همکاران (۱۳۸۸) کارایی فنی مرغداری‌های گوشتی استان تهران را با استفاده از معیار تیمر برآورد نمودند. داده‌های مورد نیاز این تحقیق از تعداد ۴۶ واحد مرغداری گوشتی این استان با استفاده از نمونه‌گیری طبقه‌بندی شده تصادفی بر اساس سه اقلیم و دو فصل در سال ۱۳۸۶ جمع‌آوری گردید. نتایج این تحقیق نشان داد که میانگین کارایی فنی مرغداری‌های گوشتی مورد مطالعه برابر ۵۸ درصد بوده و تنها ۱۰/۹ درصد از مرغداری‌ها به طبقه دارای کارایی فنی بالا (بیش از ۷۰ درصد) تعلق داشتند.

ترکمانی و موسوی (۱۳۹۰) در تحقیقی به بررسی اثرات بیمه محصولات زراعی بر کارایی تولید و مدیریت ریسک در کشاورزی استان فارس پرداختند. اطلاعات مورد نیاز این تحقیق به ترتیب از تعداد ۸۷ و ۹۰ سیب‌زمینی‌کار بیمه شده و بیمه نشده بدست آمد. نتایج این تحقیق نشان داد که بیمه بر کارایی فنی سیب‌زمینی‌کاران اثر معنی‌داری ندارد.

رفیعی و همکاران (۱۳۹۰) در تحقیقی کارایی فنی گاوداری‌های صنعتی شیری استان گیلان را بررسی کردند. اطلاعات مورد نیاز این تحقیق از تعداد ۳۲ واحد گاوداری صنعتی شیری استان که در سال ۱۳۸۸ به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای انتخاب شده بودند، جمع‌آوری گردید. نتایج این تحقیق نشان داد که میانگین

Archive of SID

کارایی فنی با بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس به ترتیب برابر ۸۸/۳ و ۹۷/۶ درصد بود. ضمن این که، نتایج بیانگر آن بود که واحدهای مورد مطالعه دارای کارایی فنّی کامل در استفاده از نهاده‌های تولید نبودند.

امینی شال و همکاران (۱۳۹۱) کارایی فنی مزارع صنعتی پرورش گاو شیری را در جنوب استان تهران اندازه‌گیری نمودند. برای نیل به این هدف از روش تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA) استفاده شد. اطلاعات مورد نیاز این تحقیق از طریق تکمیل پرسشنامه از تعداد ۶۵ گاوداری شیری صنعتی در شهرستان‌های پاکدشت و ری در سال ۱۳۸۷ جمع‌آوری شد. نتایج این تحقیق نشان داد که میانگین کارایی فنی دامداری‌های مورد مطالعه برابر ۰/۹۳ بود. ضمن این که، با فرض بازدهی متغیر نسبت به مقیاس، حدود ۵۱ درصد از دامداری‌ها از نظر فنی کاملاً کارا بودند.

Bravo- Ureta (۱۹۸۶) کارایی فنی گاوداری‌های شیری منطقه نیوانگلند ایالت متحده را با استفاده از تابع کاب- داگلاس مرزی قطعی تخمین زد. نتایج این تحقیق نشان داد که بین کارایی فنی و ظرفیت واحد گاوداری شیری رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

Tauer و Belbase (۱۹۸۷) در تحقیقی کارایی فنی گاوداری‌های شیری نیویورک را با استفاده از تابع تولید مرزی و به روش حداقل مربعات تصحیح‌شده (COLS) تخمین زدند. نتایج نشان داد که میانگین کارایی فنی گاوداری‌های مورد مطالعه برابر ۰/۶۹ بود که بیانگر آن است که امکان بهبود کارایی فنی در این گاوداری‌ها وجود دارد. نتایج این تحقیق همچنین نشان داد که بین متغیرهای مکان و ظرفیت گاوداری با میزان کارایی فنی، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود داشت.

Tauer (۲۰۰۱) کارایی و رقابت درگاوداری‌های کوچک شیری نیویورک در آمریکا را مورد بررسی قرار داد. اطلاعات مورد نیاز این تحقیق از ۳۱۴ گاوداری کوچک در سال ۱۹۹۹ جمع‌آوری گردید. نتایج این تحقیق نشان داد که بالا بودن نسبی هزینه‌های تولید در تعداد زیادی از گاوداری‌های مورد بررسی ناشی از ناکارایی فنی بودند. ضمن این که، گاوداری‌های کوچک کارا می‌توانند در تولید اقتصادی شیر با گاوداری‌های بزرگ، رقابت نمایند.

Gasper و همکاران (۲۰۰۹) در تحقیقی کارایی فنی سیستم‌های دامداری بزرگ در منطقه اگسترمادورا اسپانیا را مورد بررسی قرار دادند. ایشان بدین منظور از مدل غیر پارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) استفاده کردند. داده‌های مورد نیاز این تحقیق از طریق سرشماری دامداری‌های منطقه در سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۰۵ میلادی بدست آمد. نتایج این تحقیق نشان داد که دامداری‌های دارای ترکیب متنوع دام در مقایسه با سایر دامداری‌ها دارای کارایی فنی بیشتری بودند. ضمن آن که، میانگین کارایی فنی در بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس به ترتیب برابر ۰/۷ و ۰/۸۶ بود.

Ezeh و همکاران (۲۰۱۲) در تحقیقی کارایی فنی مرغداری‌های گوشتی نیجریه را مورد بررسی قرار دادند. ایشان بدین منظور تابع تولید مرزی کاب- داگلاس را تخمین زدند. داده‌های مورد نیاز این تحقیق از تعداد ۶۰ مرغداری گوشتی که به روش نمونه‌گیری چند مرحله‌ای در ایالت آمبیا نیجریه انتخاب شده بودند، جمع‌آوری گردید. نتایج این تحقیق نشان داد که کارایی فنی واحدهای مورد مطالعه بین ۸ تا ۹۸ درصد متغیر بوده و میانگین کارایی فنی مرغداری‌های مورد بررسی برابر ۷۵ درصد بود. نتایج همچنین بیانگر آن بود که، اندازه خانوار تولید کننده و سن، از مهمترین عوامل مؤثر بر میزان کارایی فنی این واحدها بودند.

در مجموع، مروری بر مطالعات انجام گرفته در زمینه کارایی فنی در صنعت دامپروری و به طور خاص، واحدهای گاوداری در سطح ایران و جهان نشان می‌دهد که کارایی فنی گاوداری‌های مورد مطالعه در حد متوسطی بوده و امکان افزایش تولید با به کارگیری نهاده‌های موجود نیز وجود دارد. ضمن این که، تاکنون تحقیق جامعی که در برگیرنده بررسی کارایی فنی در پرواربندی‌های صنعتی گوساله در استان مرکزی صورت نگرفته است. لذا تحقیق حاضر در نظر دارد این مهم را مورد بررسی قرار دهد.

مواد و روش‌ها

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه گاوداری‌های صنعتی پرواربندی گوساله در استان مرکزی بود که اطلاعات مورد نیاز از طریق تکمیل پرسشنامه و ضمن مراجعه حضوری به ۱۰۲ واحد صنعتی پرواربندی گوساله در سال ۱۳۹۱ و با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌بندی شده انتساب متناسب به دست آمد. همچنین برای تعیین حجم نمونه از فرمول کوکران استفاده شد. واحدهای نمونه بر اساس ظرفیت در سه طبقه شامل کوچک (کمتر از ۴۰ رأس)، متوسط (۴۰ تا ۷۰ رأس) و بزرگ (۷۰ رأس و بالاتر) طبقه‌بندی و بر همین اساس مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. بنابراین در طبقات مذکور به ترتیب ۳۵، ۳۰ و ۳۷ واحد انتخاب گردید.

کارایی عبارت است از نسبت بازده واقعی بدست آمده به بازدهی استاندارد و تعیین‌شده (مورد انتظار) یا به بیانی دیگر، نسبت مقدار کاری که انجام می‌شود به مقدار کاری که باید انجام شود (پیمان، ۱۳۷۴). نخستین بار موضوع کارایی توسط (Farrell، ۱۹۵۷) مطرح شد. فارل کارایی اقتصادی (Economic Efficiency) را به دو جزء شامل کارایی فنّی (Technical Efficiency) و کارایی تخصیصی (Allocative Efficiency) تقسیم و برای سنجش آنها از مفهوم حداکثر یا مرز تولید (Frontier production) بهره جست. مدلی که در ابتدا بوسیله فارل معرفی شد یک مدل غیر پارامتریک (Non – parametric) بود زیرا فاقد شکل خاصّی از تابع تولید بود.

کارایی فنی بیانگر توانایی یک بنگاه اقتصادی در رسیدن به حداکثر تولید از یک مجموعه نهاده مفروض می‌باشد ((Jeffrey،۱۹۹۲. به بیانی دیگر، کارایی فنی در واقع عبارت است از توانایی یک واحد تولیدی برای دستیابی به حداکثر میزان تولید با توجه به مقدار ثابتی از نهاده‌های تولیدی بوده و نشانگر حداکثر ستاده حاصل از ترکیب نهاده‌ها می‌باشد (آقایی، ۱۳۸۲). یکی از متداول‌ترین

Archive of SID

روش‌های اندازه‌گیری کارایی فنی، استفاده از تابع تولید مرزی است. شـــایان ذکر است که چنانچه اختلاف تولید واقعی از تولید مرزی به عوامل مدیریتی نسبت داده شـــود، تابع مذکور را تابع تولید مرزی پارامتریک قطعـــی (Deterministic Parametric Frontier P. F.) مینامند. چنانچه تابع تولید مرزی پارامتریک قطعی با روش حداقل مربعات تصحیح شده COLS (Corrected Ordinary Least Squares) برآورد شود به آن تابع تولید مرزی پارامتریک قطعـــی آماری می‌گویند که تابع تولید مـــرزی مورد مطالعه در این تحقیق نیـــز از این نوع می‌باشـــد. روش حداقـــل مربعات معمولی تصحیح شـــده نخستین بار در سال ۱۹۷۴ میلادی توسط ریچموند ابداع شـــد (Richmond, ۱۹۷۴). در ایـــن روش، ابتدا تابع تولید متوســـط از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شـــده تا بهترین برآوردگرهای نا اریب برای β ها بدست آید.

فرم کلی تابع مرزی پارامتریک قطعی به صورت زیر می‌باشد:

$$Yi = F(Xki, \beta)\exp(-Ui), \quad i = ۱, ۲\ldots n \qquad (۱$$

که در آن:

Y_i : تولید واقعی واحد i ام
X_i : بردار نهاده k ام واحد i ام
β : بردار پارامترها
U_i : جملات پسماند
$F(X_{ki}, \beta)$: حداکثر تولید

در مرحله بعد، بر اساس پیشنهاد گرین (Greene, ۱۹۸۰) تابع تا جایی که هیچ پسماند مثبتی نباشد و یکی از آنها صفر گردد، تغییر داده می‌شود. این امر از طریق اضافه نمودن بزرگترین جمله پسماند مثبـــت (Residual) به عرض از مبـــداء (Intercept) تابع تولید متوسط بدست می آید.

تابع تولید کاب- داگلاس زیر را در نظر بگیرید:

$$LnQ = A\sum_{i=1}^{m} a_i \, Ln_{X_i} \qquad (۲$$

که در آن Q مقدار تولید، X_i نهاده تولید i ام ، α_i کشش تولید نهاده تولید i ام، A عرض از مبداء می‌باشد. با افزودن جمله پسماند به عـــرض از مبداء ، تابع تولید مـــرزی پارامتریک قطعی آماری به صورت زیر به دست می‌آید:

$$LnQ_f = A^* + \sum_{i=1}^{m} a_i^{Ln} X_i \qquad (۳$$

که در آن $A^* = A + \varepsilon_{Max}$ و $Q_f =$ مقدار تولید مرزی است.

بـــا جایگزین کردن میزان مصرف نهاده‌هـــای واحدهای نمونه در این تابـــع، تولیـــد حداکثر آنها یـــا همان تولید مرزی (Y_i^*) بدســـت می آید. به عبارتی از تقســـیم مقدار ســـتاده واقعی هر واحد بر مقدار ســـتاده مرزی با همان مقدار از نهاده‌های مصرفی، کارایی فنّی واحد محاسبه می‌گردد.

Timmer (۱۹۷۱) معیـــاری را برای اندازه‌گیـــری کارایی فنی به صورت زیر تعیین نمود:

$$TE_i = \frac{Y_i}{Y_i^*} \qquad (۴$$

که در آن:

TE_i : کارایی فنی واحد تولیدی i ام

Y_i : تولید واقعی واحد تولیدی i ام

Y_i^* : حداکثر تولید قابل دسترســـی در واحد i ام در ســـطح معین اســـتفاده از نهاده‌ها یا عملکرد مقدار ســـتاده‌ای که بر اساس ستاده مرزی تابع تولید حاصل می‌شود.

مدیریت ریسک در واقع استفاده از روش‌ها، ابزارها و سیاست‌های گوناگون بـــرای کاهش اثرات منفی انواع مختلف مخاطرات اســـت. استفاده از این ابزارها می‌تواند موجب تغییر در توزیع احتمالی نهایی فعالیت‌های کشاورزان شـــود (Hardaker و همکاران ۲۰۰۴). در این تحقیـــق برای اندازه‌گیری ریســـک از معیـــار ضریب تغییرات (Coefficient of Variation) استفاده شد. اندازه‌گیری ریسک به لحاظ نظری عبارت اســـت از بـــرآورد احتمالات بروز نتایج آینده (Turvey و Zaho، ۱۹۹۹) و یکی از روش‌های متداول اندازه‌گیری ریســـک، تعیین ضریب تغییرات می‌باشد که به صورت زیر محاسبه می‌گردد (Roberts و همکاران ۱۹۹۸):

$$CV = \frac{SD}{m} \qquad (۵$$

که در آن:

CV : ضریب تغییرات
SD : انحراف معیار متغیر مورد بررسی
m : میانگین متغیر مورد بررسی

هرچه میزان این معیار بزرگتر باشـــد، نشان دهنده وجود ریسک بالاتر برای متغیر مورد نظر است (Roberts و همکاران ۱۹۹۸).

برای مقابله با ریسک و عدم اطمینان موجود در بخش کشاورزی

Archive of SID

www.SID.ir

و در نتیجه، فراهم نمودن زمینه سرمایه‌گذاری جدید در این بخش، بیمه محصولات کشاورزی به عنوان یکی از مناسب‌ترین راهکارها به شمار می‌آید (Hardaker و همکاران ۲۰۰۴). بر این اساس، یکی از ابزارهای مهم کاهش ریسک تولید در پرواربندی‌های گوساله، بیمه دام می‌باشد. در تحقیق حاضر، جهت بررسی رابطه بین انجام بیمه دام و کارایی فنی واحدهای پرواربندی گوساله مورد مطالعه و نیز درآمد خالص به ازاء یک رأس دام پرواری از تجزیه واریانس یک طرفه (One- way Analysis of Variance) استفاده گردید.

الگوی تحقیق

در این تحقیق به منظور بررسی کارایی فنّی واحدهای صنعتی پرواربندی گوساله در استان مرکزی از مفهوم تابع تولید استفاده شد. به این منظور پس از بررسی توابع تولید موجود، توابع تولید کاب- داگلاس و ترانسندنتال در نظر گرفته شد. برای مقایسه این دو تابع و به منظور تشخیص تابع مناسب‌تر، از آزمون فیشر حداقل مربعات مقید (Restricted Least Squares) که در آن تابع تولید کاب- داگلاس بعنوان مدل مقید (Restricted) و تابع تولید ترانسندنتال به عنوان مدل غیر مقید (Unrestricted) بود به صورت زیر مورد آزمون قرار گرفت:

$$F = \frac{(R^2_{UR}-R^2_R)/m}{(1-R^2_{UR})/N-K} \qquad (6$$

که در آن:

R^2_{UR} :ضریب تعیین چندگانه مدل رگرسیون مقید

R^2_R : ضریب تعیین چندگانه مدل رگرسیون غیر مقید

m : تعداد پارامترها در مدل رگرسیون غیر مقید

N : تعداد مشاهدات

K : تعداد متغیرهای اضافه شده در مدل رگرسیون غیر مقید

از آنجائی که آزمون مذکور معنی‌دار نشد، در نتیجه، تابع تولید کاب – داگلاس (Cobb-Duglas production function) انتخاب و به روش حداقل مربعات معمولی (Ordinary Least Squares Method) تخمین زده شد. در این تابع، ضرایب بدست آمده متغیرهای کمّی در واقع کشش عوامل تولید می‌باشند.

در این تحقیق، فرم تغییر یافته تابع تولید کاب- داگلاس به صورت لگاریتمی- خطّی به شکل زیر مورد استفاده قرار گرفت:

(۶

$$Ln\ Y = Ln\ \alpha + \beta_1 Ln\ X_1 + \beta_2 Ln\ X_2 + \beta_3 Ln\ X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 Ln\ X_6 + \beta_7 Ln\ X_7 + \beta_8 Ln\ X_8 + u$$

که درآن:

Y : میزان وزن زنده دام (کیلوگرم/ رأس/ سال)

X_1 : ظرفیت فعال واحد (رأس)

X_2 : میزان سوخت مصرفی (لیتر/ رأس/ سال)

X_3 : میزان برق مصرفی (کیلو وات ساعت/ رأس/ سال)

X_4 : میزان آب مصرفی (لیتر/ رأس/ سال)

X_5 : میزان نیروی کار (نفر روز کار/ رأس/ سال)

X_6 : طول دوره پروار (روز)

X_7 : وزن زنده دام در ابتدای دوره (کیلوگرم/ رأس)

X_8 : میزان خوراک مصرفی (کیلوگرم/ رأس/ سال)

β_8 , ... , β_1: کشش تولید نهاده‌ها

u : جمله اخلال

متغیرهای توضیحی در فرم تغییر یافته تابع تولید کاب- داگلاس رابطه ۶ بر اساس اهمیت این عوامل در پرواربندی گوساله در منطقه مورد مطالعه به لحاظ فنی انتخاب شدند. پس از برآورد تابع تولید به روش رگرسیون چند متغیره بک‌وارد (Backward Multiple Regression) ، متغیرهای میزان سوخت مصرفی (X_2)، میزان برق مصرفی (X_3) و طول دوره پروار (X_6) بدلیل نداشتن تأثیر معنی‌دار بر متغیر وابسته و یا ایجاد هم‌خطی شدید از مدل حذف گردیدند. آماره F محاسباتی (۳/۷۱۷) در سطح پنج درصد معنی‌دار شد که بیانگر خوبی برازش بود. از سوی دیگر، آزمون فروض مدل رگرسیون خطّی مذکور نشان داد که تخمین‌زنهای حداقل مربعات معمولی (OLS) ضرایب رگرسیون، بهترین تخمین‌زنهای بدون تورش خطّی (BLUE) بودند.

در این تحقیق برای اندازه گیری کارایی فنی، پس از تخمین تابع تولید گوساله در استان مرکزی در فرم کاب- داگلاس، بزرگترین جمله پسماند مثبت (Ui) به عرض از مبداء تابع تولید متوسط اضافه و تابع تولید مرزی کاب- داگلاس به صورت زیر بدست آمد:

(۷

$$Ln\ Y = (\alpha+Um) + \beta = Ln\ X_1 + \beta_4 Ln\ X_4 + \beta_5 Ln\ X = + \beta_7 Ln\ X_7 + \beta_8 Ln\ X_8$$

با جایگزین کردن میزان مصرف نهاده‌های کمّی واحدهای نمونه در این تابع، تولید حداکثر آنها یا همان تولید مرزی (Y^*_i) بدست آمده و کارایی فنّی با استفاده از معیار تیمر محاسبه گردید. از سوی دیگر، در این تحقیق به منظور مقایسه شدت و جهت رابطه بین متغیرهای پیوسته مورد مطالعه از ضریب همبستگی پیرسون (Pearson correlation coefficient) استفاده گردید.

نتایج و بحث

در این بخش به نتایج حاصل از این تحقیق در دو قالب تحلیل توصیفی و استنباطی پرداخته می‌شود. نتایج تحقیق نشان داد که میانگین سنی گاوداران مورد بررسی برابر ۴۷ سال بود و بیش از ۴۱ درصد از بهره‌برداران به گروه سنی ۴۵ تا ۶۵ سال تعلق داشتند. جدول ۱ میزان تحصیلات پرواربندان نمونه را نشان می‌دهد. آن

Archive of SID

چنان که در این جدول مشـــاهده می‌شـــود ۳۲ درصـــد از گاوداران مورد مطالعه دارای مدرک کارشناســـی و بالاتر بوده‌اند که نشـــانگر برخورداری این بهره‌برداران از سطح نسبتاً خوب تحصیلات است. این میزان بیشتر از نتایج گزارش شده توسط رستم پور کازرانی (۱۳۸۸) بود که نشـــان داد تنها ۲۰ درصـــد از پرواربندان گاو پروری بومی در منطقه ورامین دارای تحصیلات کارشناســـی و بالاتر بودند. حال آن که در تحقیق صورت گرفته توســـط اصفهانی و خزائی (۱۳۸۹) بیش از ۲۶/۷ درصد از مرغداران مورد بررســـی در استان خراسان جنوبی دارای مدرک کارشناسی و بالاتر بودند.

جدول ۲ نشـــانگر میزان سابقه شغلی گاوداران پرواری در استان مرکزی اســـت. این جدول نشان می‌دهد که با افزایش اندازه گاوداری از کوچک به بزرگ، میانگین میزان ســـابقه شغلی بهره‌داران مربوطه افزایـــش یافته اســـت. ضمن این کـــه، بیش از ۴۵ درصـــد گاوداران مورد مطالعه دارای ســـابقه شغلی بیش از ۲۰ سال در زمینه فعالیت دامپروری بوده‌اند که به نوبـــه خود بیانگر وجود تجربه فنی لازم نزد اکثر تولیدکنندگان است. این امر با یافته‌های اردوخانی (۱۳۸۸) که نشان داد ســـابقه شغلی گاوداران صنعتی شیری استان تهران معادل ۲۳/۵ سال بود تطابق دارد. نتایج حاصل از تحلیل توصیفی همچنین نشـــان داد که بیش از ۸۱ درصـــد گاوداران مـــورد مطالعه، فعالیت دامپروری را به عنوان شغل اصلی خود معرفی کردند.

جدول ۱- درصد فراوانی پرواربندان نمونه بر حسب میزان تحصیلات به تفکیک طبقات گاوداری

طبقه گاوداری *	میزان تحصیلات (٪)						
	بی سواد	خواندن و نوشتن	ابتدایی	راهنمایی	دیپلم	کاردانی	کارشناسی و بالاتر
کوچک	۶	۶	۳۷	۱۱	۳	۰	۳۷
متوسط	۷	۷	۲۳	۱۳	۱۳	۰	۳۷
بزرگ	۵	۸	۱۶	۲۷	۱۴	۶	۲۴
کل	۶	۷	۲۵	۱۸	۱۰	۲	۳۲

* کوچک (کمتر از ۴۰ رأس)، متوسط (۴۰ تا ۷۰ رأس) و بزرگ (۷۰ رأس و بالاتر)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- درصد فراوانی پرواربندان نمونه بر حسب میزان سابقه شغلی به تفکیک طبقات

طبقه گاوداری *	سابقه شغلی (٪)						پراکنش سابقه شغلی (سال)	
	کمتر از ۱۰ سال	۱۰ تا ۲۰ سال	۲۰ تا ۳۰ سال	۳۰ سال و بالاتر	میانگین	کمینه	بیشینه	
کوچک	۳۱/۴	۳۴/۳	۲۲/۹	۱۱/۴	۱۵/۶	۲	۴۰	
متوسط	۱۶/۷	۳۳/۳	۳۰/۰	۲۰/۰	۱۸/۴	۳	۴۲	
بزرگ	۸/۱	۴۰/۵	۲۴/۳	۲۷/۰	۲۰/۱	۴	۵۰	
کل	۱۸/۶	۳۶/۳	۲۵/۵	۱۹/۶	۱۸/۱	۲	۵۰	

* کوچک (کمتر از ۴۰ رأس)، متوسط (۴۰ تا ۷۰ رأس) و بزرگ (۷۰ رأس و بالاتر)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

تخمین تابع تولید گوساله پرواری نشان داد که متغیرهای میزان سوخت مصرفی (X_2)، میزان برق مصرفی (X_3) و طول دوره پروار (X_6) بدلیل نداشتن تأثیر معنی‌دار بر متغیر وابسته و یا ایجاد هم‌خطی شدید از مدل حذف گردیدند. از سوی دیگر، ضریب تعیین چندگانه (R^2) برابر ۰/۴۹۷ بود که بدین معنی است که ۴۹/۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته (Y) توسط متغیرهای مستقل مدل پیش‌بینی و تبیین شده‌اند که در حد قابل‌قبولی می‌باشد. ضمن آن که، مقدار ضریب تعیین چندگانه تعدیل شده (۲) نیز برابر ۰/۴۶۲ بود که نزدیک بودن این دو ضریب نیز حاکی از مناسب بودن برآورد است.

پایین بودن نسبی R^2 و $\overline{R}^2$ممکن است شائبه عدم اعتبار برآورد و الگوی پیشنهادی را ایجاد نماید. در پاسخ باید اظهار داشت که یک ویژگی مهم R^2 آن است که تابعی غیر نزولی از تعداد متغیرهای توضیحی موجود در مدل است. با افزایش تعداد متغیرهای توضیحی، R^2 تقریباً به طور یکنواختی افزایش یافته و هرگز کاهش نمی‌یابد (Gujarati ، ۲۰۰۳). بر این اساس، چنانچه تعداد بیشتری از متغیرهای توضیحی در مدل وارد می‌شد بدیهی بود که میزان ضریب تعیین چندگانه افزایش می‌یافت. گاهی محققان سعی در ماکزیمم کردن R^2 دارند یعنی انتخاب مدلی که بالاترین R^2 را به دست می‌دهد. امّا انجام این کار ممکن است خطرناک باشد زیرا در تحلیل رگرسیون، هدف ما آن نیست که تنها یک R^2 بالا به دست آوریم بلکه هدف، به دست آوردن تخمین‌های قابل اطمینانی از ضرایب حقیقی رگرسیون جامعه اصلی و استنباط آماری درباره آنها است. در تحلیل‌های تجربی، به دست آوردن یک R^2 بسیار بالا چندان معمول نبوده بلکه حتّی گاهی برخی از ضرایب تخمین زده شده رگرسیون، از لحاظ آماری بی‌معنی بوده یا دارای علامت‌هایی بر خلاف انتظارات قبلی هستند. بنابر این، محقق باید دقت بیشتری درباره ارتباط منطقی یا نظری متغیرهای توضیحی با متغیر وابسته و معنی‌دار بودن آماری آنها داشته باشد. اگر در جریان این فرآیند، یک R^2 بالا به دست آوریم، خوب خواهد بود. از سوی دیگر، اگر R^2 پایین باشد، این امر لزوماً به معنای بدی مدل نمی‌باشد (Gujarati ، ۲۰۰۳). بر این اساس، در تحقیق حاضر با هدف اجتناب از نقض فروض نرمال کلاسیک، پایین بودن نسبی میزان به منزله عدم اعتبار برآورد نمی‌باشد.

همان گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود بیشترین کشش مربوط به متغیر کمی میزان نیروی کار بوده و پس از آن به ترتیب متغیرهای خوراک مصرفی و ظرفیت فعال به عنوان مهم‌ترین عوامل تولید ظاهر شده‌اند که مطابق انتظار نیز می‌باشد. کشش تولید میزان نیروی کار معادل ۰/۱۰۷ بود که نشانگر آن است که به ازای یک درصد افزایش در میزان نیروی کار، وزن زنده دام به میزان ۰/۱۰۷ درصد افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، کشش تولید میزان خوراک مصرفی و ظرفیت فعال به ترتیب برابر ۰/۱۰۳ و ۰/۰۷۲ بوده که بیانگر آن است که به ازای یک درصد افزایش در میزان خوراک مصرفی و ظرفیت فعال، وزن زنده دام در واحدهای نمونه به ترتیب به میزان ۰/۱۰۳ و ۰/۰۷۲ درصد افزایش می‌یابد.

از سوی دیگر، کشش تولید تمامی متغیرهای کمی مورد بررسی به غیر از وزن زنده دام در ابتدای پروار (X_7) مثبت و کمتر از یک می‌باشد که به این معناست که به کارگیری این نهاده‌ها در منطقه دو تابع تولید کلاسیک (منطقه اقتصادی تولید) صورت می‌پذیرد. همچنین منفی بودن کشش تولید متغیر وزن زنده دام در ابتدای پروار نیز نشانگر آن است که تولید نهایی این عامل منفی است و به ازای یک درصد افزایش در میزان این عامل، عملکرد تولید گوشت گوساله در واحدهای نمونه به اندازه ۰/۲۰۱ درصد کاهش می‌یابد.

توزیع فراوانی کارایی فنّی کل واحدهای پرواربندی مورد مطالعه به تفکیک طبقات ظرفیتی در جدول ۴ آورده شده است. این جدول بیانگر آن است که بیش از ۶۰ درصد گاوداری‌های نمونه دارای کارایی فنّی کمتر از ۵۰ درصد بوده‌اند. ضمن این که، میانگین کارایی فنّی کل واحدهای پرواربندی مورد مطالعه برابر ۴۹/۲ درصد بود. این امر با نتایج تحقیق ترکمانی و محمدی (۱۳۸۱) که نشان داد که میانگین

جدول ۳- نتایج تخمین تابع تولید کل واحدهای پرواربندی گوساله استان مرکزی

نام متغیر	نماد ریاضی	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدا	$\ln \alpha$	۵/۶۸۴	۰/۵۴۰	۱۲/۳۶۹	۰/۰۱
ظرفیت فعال واحد	$\ln X_1$	۰/۰۷۲	۰/۰۳۶	۲/۷۰۰۳	۰/۰۵
میزان آب مصرفی	$\ln X_4$	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۲/۰۰۷	۰/۰۵
میزان نیروی کار	$\ln X_5$	۰/۱۰۷	۰/۰۴۳	۲/۴۹۶	۰/۰۵
وزن زنده دام در ابتدای دوره	$\ln X_7$	-۰/۲۰۱	۰/۰۶۸	-۲/۹۷۱	۰/۰۱
میزان خوراک مصرفی	$\ln X_8$	۰/۱۰۳	۰/۰۴۵	۲/۳۱۰	۰/۰۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

کارایی فنی واحدهای پرواربندی گوساله در استان فارس برابر ۷۵ درصد بود، مغایرت دارد. از سوی دیگر، نتایج این تحقیق با نتایج تحقیقات انجام شده توسط امینی شال و همکاران (۱۳۹۱) و رفیعی و همکاران (۱۳۹۰) که در آنها میانگین کارایی فنی گاوداری‌های صنعتی شیری در جنوب استان تهران و استان گیلان به ترتیب برابر ۹۳ و ۹۷/۶ درصد تعیین شده بود و نیز نتایج گزارش شده از تحقیق Gasper و همکاران (۲۰۰۹) از کارایی فنی دامداری‌های بزرگ در اسپانیا نیز اختلاف نشان می‌دهد.

در مجموع، میزان کارایی فنی برآورد شده در این تحقیق بیانگر آن است که بهره‌برداران به طور عمده از کارایی فنی متوسط برخوردار بودند که نشان می‌دهد که فقط از نیمی از توان و ظرفیت موجود واحد، در جهت تولید مورد بهره‌برداری نموده و آن گونه که لازم است از نهاده‌های تولید به صورت بهینه استفاده نمی‌شود. پایین بودن کارایی فنی سبب هدر رفتن منابع شده و موجبات افزایش متوسط هزینه تولید را فراهم می‌نماید زیرا در صورت استفاده کارا از نهاده‌های تولید، بهره‌برداران می‌توانند با همان میزان نهاده تولید بیشتری داشته و با کاهش هزینه تولید موجبات افزایش سود خویش را فراهم نمایند.

جدول ۵ نشانگر آن است که شهرستان‌های خمین، کمیجان و زرند به ترتیب دارای بیشترین میزان میانگین کارایی فنی واحدهای پرواربندی گوساله در بین شهرستان‌های مورد مطالعه بوده‌اند. ضمن این که، نتایج حاکی از آن بود که بیشترین اختلاف بین واحدهای مورد بررسی از حیث کارایی فنی به شهرستان‌های اراک و شازند تعلق داشت. این جدول همچنین نشان می‌دهد که کمینه و بیشینه کارایی فنی کل واحدهای پرواربندی مورد مطالعه به ترتیب برابر ۲۳ و ۷۸ درصد بوده و حاکی از شکاف ۵۵ درصدی در کارایی فنی کاراترین و ناکاراترین واحد تولیدی است که در نوع خود قابل توجه می‌باشد. این میزان عیناً مطابق نتایج تحقیق ترکمانی و محمدی (۱۳۸۱) می‌باشد که طی آن اختلاف بین کمینه و بیشینه کارایی فنی پرواربندی‌های گوساله در استان فارس معادل ۵۵ درصد تعیین شد. از سوی دیگر، نتایج تحقیق نشان داد که میانگین کارایی فنی در گاوداری‌های کوچک، متوسط و بزرگ به ترتیب برابر ۰/۴۹، ۰/۴۷ و ۰/۵۰ بود. از

جدول ۴- توزیع فراوانی کارایی فنی واحدهای پرواربندی گوساله به تفکیک طبقات ظرفیتی

کارایی فنی (٪)	طبقه گاوداری *							
	کوچک		متوسط		بزرگ		کل	
	فراوانی	درصد	فراوانی	درصد	فراوانی	درصد	فراوانی	درصد
۲۰-۳۰	۱	۲/۹	۰	۰	۰	۰	۱	۱
۳۰-۴۰	۶	۱۷/۱	۶	۲۰/۰	۳	۸/۱	۱۲	۱۱/۸
۴۰-۵۰	۱۳	۳۷/۱	۱۷	۵۶/۷	۲۰	۵۴/۱	۴۹	۴۸
۵۰-۶۰	۱۱	۳۱/۴	۶	۲۰/۰	۱۱	۲۹/۷	۳۱	۳۰/۴
۶۰-۷۰	۳	۸/۶	۰	۰	۱	۲/۷	۵	۴/۹
۷۰-۸۰	۱	۲/۹	۱	۳/۳	۲	۵/۴	۴	۳/۹
کل	۳۵	۱۰۰	۳۰	۱۰۰	۳۷	۱۰۰	۱۰۲	۱۰۰

* کوچک (کمتر از ۴۰ رأس)، متوسط (۴۰ تا ۷۰ رأس) و بزرگ (۷۰ رأس و بالاتر)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

اینرو به منظور مقایسه شدت و جهت رابطه بین میزان ظرفیت فعال واحدهای پرواربندی گوساله و میزان کارایی فنی از ضریب همبستگی پیرسون استفاده گردید. نتایج نشان داد که رابطه غیر معنی‌داری بین میزان ظرفیت فعال واحدهای پرواربندی و میزان کارایی فنی در واحدهای مورد مطالعه در جهت مثبت وجود دارد (r_{xy}= ۰/۰۵۹ و sig=۰/۵۵۷). به عبارت دیگر افزایش میزان ظرفیت فعّال واحدهای پرواربندی گوساله در منطقه مورد مطالعه تأثیر معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ معنی‌داری بر افزایش میزان کارایی فنی این واحدها نداشت. این امر با نتایج تحقیقات انجام شده توسط Bravo- Ureta (۱۹۸۶) و زیبایی (۱۳۷۵) که حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین ظرفیت گله و میزان کارایی فنی به ترتیب در گاوداری‌های شیری منطقه نیوانگلند امریکا و استان فارس بود، مغایرت نشان می‌دهد.

با عنایت به این که، بیمه به عنوان یکی از راهکارهای اساسی در کاهش ریسک تولید و افزایش کارایی فنی واحدهای تولیدی تلقی می‌شود، در این تحقیق به منظور بررسی رابطه بین انجام بیمه دام و کارایی فنی پرواربندی‌های مورد مطالعه از تجزیه واریانس یک طرفه استفاده گردید. نتایج این آزمون نشان داد که میزان F محاسباتی برابر ۰/۰۲۷ (Fc=۰/۰۲۷) بود. در نتیجه، رابطه معنی‌داری در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ بین بیمه نمودن دام و میزان کارایی فنی پرواربندی وجود ندارد. بر این اساس، می‌توان چنین برداشت نمود که بیمه دام فاقد تأثیر معنی‌دار بر بهبود کارایی فنی واحدهای مورد بررسی بوده است.ضمن این که، مطالعه رابطه بین بیمه دام و درآمد خالص به ازاء یک رأس دام پرواری در واحدهای مورد بررسی نیز نشانگر آن بود که میزان F محاسباتی برابر ۱/۶۳۰ بود که حاکی از عدم وجود رابطه معنی‌دار بین این دو متغیر می‌باشد.

از سوی دیگر، نتایج تحقیق نشان داد که ضریب تغییرات قیمت و وزن زنده دام در انتهای پروار به ترتیب برابر ۰/۲۶۵ و ۰/۱۴۱ بود که نشانگر بالاتر بودن نوسانات قیمت در مقایسه با عملکرد تولید می‌باشد. این امر به نوبه خود بیانگر آن است که در واحدهای پرواربندی مورد بررسی، ریسک قیمتی بیشتر از ریسک تولید بوده است. همین امر، خود توجیه مناسبی برای غیرمعنی‌دار شدن رابطه بین بیمه دام و کارایی فنی نیز می‌باشد.

این همه، نشان می‌دهد که بیمه دام به عنوان یک ابزار اصلی موجود در کاهش ریسک فعالیت پرواربندی گوساله از کارآمدی لازم برخوردار نبوده و لازم است روش‌های دیگر بیمه، همچون بیمه درآمدی که عملکرد و قیمت محصول را همزمان بیمه می‌کند (یزدانی و کیانی راد، ۱۳۸۳) را مورد بررسی و استفاده قرار داد.

نتایج تحلیل توصیفی نشانگر بالا بودن نسبی میانگین سنی و سابقه شغلی پرواربندان گوساله در استان مرکزی بود. لذا با هدف حفظ و افزایش تولید در این عرصه، پیشنهاد می‌شود سازمان جهاد کشاورزی استان در صدور مجوز تأسیس پرواربندی گوساله در این منطقه ، اولویت را به جوانان به ویژه فارغ‌التحصیلان در رشته‌های مرتبط دهد. از سوی دیگر، با توجه عدم وجود رابطه معنی‌دار بین ظرفیت فعال واحد پرواربندی و میزان کارایی فنی لازم است متولیان امر جهت افزایش تولید گوشت گوساله بر استفاده از دانش و فنآوری‌های نوین و ساماندهی واحدهای تولیدی با هدف افزایش کارایی فنی واحدها تأکید نماید.

با عنایت به نتایج تحقیق، واحدهای پرواربندی مورد بررسی در مجموع از کارایی فنی متوسطی برخوردار بودند به نحوی که میانگین کارایی فنی این واحدها معادل ۴۹/۲ درصد بود. پایین بودن نسبی میزان کارایی فنی واحدهای مورد بررسی را می‌توان ناشی از عوامل مختلف مدیریتی و اقتصادی حاکم بر پرواربندی گوساله تلقی نمود. از جمله این موارد می‌توان به عدم تأمین خوراک متناسب و متوازن برای همه دام‌ها خصوصاً دام‌های ضعیف در گله، نداشتن برنامه و جیره غذایی مناسب، نوسانات شدید قیمت نهاده‌ها و محصول تولیدی، عدم امکان بهره‌مندی از نظارت و کنترل علمی بر فرآیند تولید به دلیل قرار گرفتن ۶۵ درصد گاوداری‌ها در طبقات کوچک و متوسط از حیث ظرفیت دام موجود و نیز نبود و یا کمبود انگیزه‌های درآمدی لازم به منظور استفاده از فنآوری‌های جدید تولید و بسیاری دیگر از عوامل جستجو کرد.

بدیهی است که در صورت فراهم شدن شرایط مذکور و بر پایه نتایج این تحقیق، پرواربندی‌های مورد بررسی قادر خواهند بود که با استفاده از نهاده‌های تولید موجود، میزان تولید خود را بیش از ۵۰ درصد افزایش دهند. برای دستیابی به این هدف لازم است اصول صحیح پرواربندی دام به بهره‌برداران آموزش داده شده و منابع مالی لازم به منظور بازسازی و نوسازی واحدهای تولیدی به ویژه در واحدهای پرواربندی با کارایی فنی کمتر تأمین گردد. از سوی دیگر، با در نظر گرفتن این نکته که هدف هر فعالیت اقتصادی، کسب منفعت می‌باشد، ضروری است که نسبت به قیمت‌گذاری صحیح محصول تولیدی اقدام و از نوسانات شدید قیمت نهاده‌های تولید به ویژه خوراک به نحو مقتضی جلوگیری شود. چنانچه اینهمه تحقق یابد می‌توان با همین منابع موجود و با ارتقاء کارایی فنی این واحدها، ظرفیت تولید گوشت گوساله در منطقه مورد مطالعه را به نحو چشمگیری افزایش داد.

در مجموع، در کشور ما عوامل و فاکتورهای بسیاری در زنجیره تولید تا مصرف گوشت قرمز مؤثر می‌باشند که از حیث منشاء تأثیر می‌توان آنها را به دو دسته شامل عوامل بیرونی که غالباً ساختاری بوده و عوامل درونی یا محتوایی که عمدتاً کارکردی هستند، تقسیم‌بندی نمود. اغلب عوامل ساختاری به خارج از محیط تولید باز می‌گردند که برخی از آنها به دلیل ناکارآمدی و عدم برنامه‌ریزی صحیح در طراحی الگوی مناسب تولید و توزیع، در حلقه‌های مختلف این زنجیره، به مرور زمان

Archive of SID

شـــکل گرفته‌اند. بدیهی است که بخشی از عدم حصول کارایی فنی واحدها با این دســـته از عوامل مرتبط می‌باشند. به عنوان نمونـــه و با توجه به نتایج ایـــن تحقیق، ایجاد بازارهایی که به صورت تخصصـــی و فنی به عرضه دام ابتدای پـــروار بپردازد، می‌تواند تا حـــد قابل توجهی بر کارایی فنـــی واحدهای مورد مطالعه بیافزاید. این امر به نوبه خود به این دلیل است که تحقیق حاضر نشان داد که انتخاب مناسب وزن زنده دام ابتدای پروار و طول دوره می‌تواند بر میزان کارایی واحدها بسیار مؤثر باشد. از سوی دیگر، عوامل کارکردی و فنی در واحدهای تولیدکننده نیز بر کمیت و کیفیت گوشـــت تولیدی و کارایی این واحدها تأثیرگذار اســـت که از مهمترین آنهـــا ویژگی‌های اجتماعی و اقتصـــادی پرواربند، نوع مدیریت و میـــزان اطلاع و آگاهی او از حرفه پرواربندی اســـت. هر چند در ایـــن تحقیق، برخی از عوامل کیفی نظیـــر نحوه خوراک دادن بـــه دام، توزین دام و استفاده از مشـــاوره کارشناس دامپروری یا دامپزشکی از تأثیر معنی‌داری بر میزان کارایی برخوردار نبود ولی به لحاظ کمی، واحدهایی که در آنها اصـــول فنی و علمی به نحو مطلوب‌تری رعایت می‌شدند، از کارایی فنی بیشتری نیز برخوردار بودند.

منابع مورد استفاده

۱- آقایی، ک. (۱۳۸۲) اندازه گیری بهره وری و کارایی تولید فولاد، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.

۲ـ آمارنامه کشـــاورزی ســـال ۱۳۸۸. (۱۳۸۹) جلد دوم، دفتر آمار و فنـــاوری اطلاعات، معاونت برنامه‌ریـــزی و اقتصادی ، وزارت جهاد کشاورزی، ۲۴۵ ص.

۳- اردوخانـــی، م. (۱۳۸۸) بررســـی نقش مدیریـــت دامپروری در بهبود بهره وری تولید شـــیر در گاوداری های صنعتی استان تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد در مدیریت واحدهای دامپروری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ورامین.

۴- اصفهانی، س. م. ج. و خزاعی، ج. (۱۳۸۹) بررسی عوامل مؤثر بر کارایی مرغداران استان خراسان جنوبی. تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۲، شماره ۴، ص ۱۶۵-۱۸۰.

۵- امینی شال، س. ه.، یزدانی، ا. ر.، چیذری، ا. ح. و اعلایی بروجنی، پ. (۱۳۹۱) اندازه‌گیری کارایی مزارع صنعتی پرورش گاو شـــیری با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها: مطالعه موردی جنوب استان تهران. تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۴، شماره ۱، ص ۱۰۵-۱۲۰.

۶- پیمـــان، س. ح. (۱۳۷۴) بهره‌وری و مصداق‌ها، تهران.ســـازمان اقتصادی کوثر، چاپ اول، ص ۳۱.

۷- ترکمانی، ج. و محمدی، ح. (۱۳۸۱) بررســـی کارایی فنی عوامل تولید در واحدهای پرواربندی گوســـاله. مطالعه موردی در اســـتان فارس. اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۷، ص ۳۷-۵۲.

۸- ترکمانی، ج. و موســـوی، س. ن. ا. (۱۳۹۰) بررســـی اثرات بیمه محصولات زراعی بر کارایی تولید و مدیریت ریســـک در کشاورزی: مطالعه موردی در استان فارس. تحقیقات اقتصاد کشاورزی ، جلد ۳، شماره ۱، ص ۱-۲۶.

۹- رســـتم پور کازرانی، ب. (۱۳۸۸) مطالعه روش های مدیریتی در پرواربندی و بازده لاشـــه دامهای پـــرواری بومی (کردی) در منطقه ورامین، پایان‌نامه کارشناسی ارشد در مدیریت واحدهای دامپروری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ورامین.

۱۰- رفیعی، ح.، حیدری خورمیزی، س. س. و گنج خانلو، م. (۱۳۹۰) بررسی بهره‌وری کل عوامل تولید و محاسبه کارایی و بازدهی مقیاس در گاوداری‌های صنعتی تولیدکننده شـــیر (مطالعه موردی: اســـتان گیلان. تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد۳، شماره ۴، ص ۱۱۵-۱۳۰.

۱۱- زیبایی، م. (۱۳۷۵) بررســـی تأثیر مجموعه سیاست های اتخاذ شده در فاصله سالهای ۶۹ تا۷۲ بر کارایی فنی واحدهای تولید شیر اســـتان فارس. مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد د کشاورزی ایران. دانشکده کشاورزی دانشگاه سیستان و بلوچستان، ص ۲۸۸-۳۰۲.

۱۲- صبوحی، م. (۱۳۷۴) تعیین کارایی فنی واحدهای گاو شـــیری استان فارس، پایان نامه کارشناسی ارشد در رشته اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز.

۱۳- طالبی، م. ع. (۱۳۸۶) بررســـی وضعیت پرواربندی گوسفند در اســـتان چهار محال و بختیاری، مرکز تحقیقات کشـــاورزی و منابع طبیعی اســـتان چهارمحال وبختیاری، مؤسسه تحقیقات علوم دامی کشور.

۱۴- فیض‌آبـــادی، ی. و یزدانـــی، س. (۱۳۸۸) تعیین اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید در صنعت مرغداری: مطالعه موردی شهرستان سبزوار. تحقیقات اقتصاد کشاورزی ، جلد ۱، شماره ۳، ص ۶۳-۷۵.

۱۵- مشایخی، س.، نفیسی، م.، افشـــار، م. و سهرابی، ش. (۱۳۸۸) بررســـی کارایی فنی در مرغداریهای گوشتی استان تهران. فصلنامه پژوهشهای علوم دامی، شماره ۱۰، ص ۳۷-۴۴.

۱۶- یزدانی، س. و کیانی‌راد، ع. (۱۳۸۳) بیمه درآمدی الگویی جدید در مدیریت ریســـک محصولات بخش کشاورزی. اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۴۷، ص ۴۷-۶۷.

17-Bravo-Ureta, B. E. (1986) Technical efficiency measures for dairy farms based on a probabilistic frontier function model. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 34: 399-415.

18-Ezeh, C. I., Anyiro, C. O., & Chukwu, J. A. (2012) Technical efficiency in poultry broiler production in Umuahia capital territory of Abia state, Nigeria. *Greener Journal of Agricultural Sciences,* 2(1): 1-7.

19-Faostat. (2007) Commodity Balances. Accessed 14 October 2012 at http://faostat.fao.org/614/site.

20-Faostat. (2010). Production data. Accessed 19 October 2012 at http://faostat.fao.org/569/site.

21-Farrell, M. j. (1957) The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society.* Series A (General), 120(3): 253-281 .

22-Gasper, P., Mesias, F. J., Escribano, M., & Pulido, F.

Archive of SID

www.SID.ir

(2009) Assessing the technical efficiency of extensive livestock farming systems in Extremadura Spain. *Livestock Science*, 121: 7-14.

23-Greene, W. H. (1980) Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. *Journal of Econometrics*, 13: 27-56.

24-Gujarati, D. N. (2003) Basic Econometrics. 4th ed., McGraw-Hill Higher Education, pp. 217, 222.

25-Hardaker, J. B., Huirbe, R. B. M., & Anderson, J. R. (2004) Coping with risk in agriculture. *CAB International,* New York, USA.

26-Jeffrey, S. R. (1992) Efficiency in milk production: A Canada- U. S. comparison. *Canadian Journal of Agricultural Economics,* 40(4): 653-662.

27-Richmond, J. (1974) Estimating the efficiency of production. *International Economic Review*, 15: 515- 521.

28-Roberts, M. C., Goodwin, B. K. & Coble, K. (1998) *Measurement of price risk in revenue insurance*: Implication of distributional assumption. Paper presented at the AAEA summer meeting in Salt Lake city.

29-Tauer, L. W. (2001) Efficiency and competitiveness of the small New York dairy farm. *Journal of dairy Science,* 84 (11): 25730-2576.

30-Tauer, L. W. & Belbase, K. P. (1987) Technical efficiency of New York dairy farms. *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics,* 16 (1): 10-16.

31-Timmer, C. P. (1971) Using a probabilistic frontier production function to measure technical efficiency, *Journal of Political Economy*, 79(4): 776-794.

32-Turvey, C. G. & Zaho, J. (1999) *Parametric and non-parametric crop yield distribution and their effects on all-risk crop insurance premium*. Working paper WP99/05, Department of Agricultural Economics and Business, University of Guelph, Ontario, Canada.

Archive of SID