

**تحلیل اقتصادی و تعیین جیره‌های غذایی گوشتی در
واحدهای پرواربندی گوساله استان فارس:
کاربرد روش الگوسازی ایجادگزینه‌ها⁽¹⁾ (MGA)**

مهندس حمید محمدی - دکتر جواد ترکمانی

به ترتیب دانشجوی دوره دکترای اقتصاد کشاورزی -
دانشیار و رئیس بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

چکیده:

گوشت به عنوان یک ماده غذایی مهم و اساسی، اهمیت ویژه‌ای در تغذیه مردم دارد. اکثر افراد تمایل دارند قسمتی از پروتئین روزانه خود را از مصرف غذاهای گوشتی تأمین کنند. از این رو، مقدار مصرف و کیفیت گوشت به عنوان یکی از شاخصهای کلی سلامتی و توسعه اقتصادی نام برده شده است.

در سالهای اخیر تعداد قابل ملاحظه‌ای از واحدهای پرواریندی بدلیل عمدتاً اقتصادی مجبور به توقف فعالیت خود شده‌اند. مطالعه وضعیت موجود واحدهای پرورش گوساله و عوامل مؤثر بر میزان تولید و درآمد آنها می‌تواند با شناسایی و بررسی مشکلات و مسایل این واحدها آنها را در استفاده مناسب‌تر از عوامل تولید یاری نماید. لذا هدف مطالعه جاری، تحلیل اقتصادی واحدهای پرواریندی گوساله در استان فارس می‌باشد. ابتدا با استفاده از توابع تولید کاب- داگلاس و متعالی (ترانسدنتال) نحوه استفاده از نهاده‌های مختلف بررسی شد. سپس با استفاده از آزمون فیشر حداقل مربعات مقید تابع تولید مناسب انتخاب گردید. ترکیب بهینه نهاده‌های مختلف با استفاده از روش تجزیه و تحلیل نهایی مشخص شد. با استفاده از روش الگوسازی ایجاد گزینه‌ها (MGA)، با توجه به گرایش به ریسک پرواریندان، جیره غذایی مناسب انتخاب گردید. علاوه بر آن، با استفاده از تابع مرزی تصادفی، کارایی فنی واحدها تخمین زده شد. نتایج مطالعه جاری نشان داد که مهمترین عامل عدم سوددهی مناسب واحدهای پرواریندی گوساله استان فارس، عدم استفاده بهینه از مواد خوراکی است که بیش از ۶۰ درصد هزینه تولید را شامل می‌شود. جیره‌های غذایی آلترناتیو بدست آمده، بیانگر افزایش انعطاف‌پذیری مدیران واحدها انتخاب جیره غذایی است. اضافه بر آن، متوسط کارایی فنی نشان دهنده پتانسیل قابل ملاحظه واحدهای پرواریندی در افزایش بازدهی آنها است. کلمات کلیدی: تابع تولید، ریسک، مدل ایجاد گزینه، تابع مرزی تصادفی، کارایی فنی.

مقدمه

گوشت، به عنوان یک ماده غذایی مهم و اساسی، اهمیت ویژه‌ای در تغذیه مردم دارد. اکثر افراد تمایل دارند قسمتی از پروتئین روزانه خود را از مصرف غذاهای گوشتی تأمین کنند. از این رو، از مقدار مصرف و کیفیت گوشت به عنوان یکی از شاخص‌های کلی سلامتی و توسعه اقتصادی نام برده شده است (۸).

در ایران، هر خانوار شهری سالانه، به طور متوسط، $132/6$ کیلوگرم گوشت قرمز، $64/32$ کیلوگرم گوشت مرغ و $15/5$ کیلوگرم گوشت حیوانات دریایی بویژه ماهی مصرف می‌کند. این ارقام برای خانوارهای روستایی، به ترتیب، $98/24$ کیلوگرم، $21/02$ کیلوگرم و $9/5$ کیلوگرم می‌باشد (۶). پس، یک خانوار شهری، به طور متوسط، بیش از ۲ برابر گوشت مرغ و بیشتر از $8/5$ برابر گوشت حیوانات دریایی از گوشت قرمز استفاده می‌کند (۷).

از دیدگاه بودجه مصرفی نیز، هر خانوار شهری به طور متوسط ۷۷ درصد از کل بودجه مربوط به خرید انواع گوشت را به گوشت قرمز، ۱۷ درصد از بودجه را به خرید گوشت مرغ و ۶ درصد از بودجه را به گوشت ماهی اختصاص می‌دهد (۷). گفتنی است که، در برخی از سالها بیش از ۸۱ درصد از کل بودجه صرف شده برای فرآورده‌های گوشتی اختصاص به خرید گوشت قرمز داشته است (۷).

گوشت قرمز در بین فرآورده‌های کشاورزی با سهمی معادل $40/5$ درصد، بعد از زراعت، در مکان دوم و در بین فرآورده‌های دامی با سهمی معادل $43/5$ درصد در مکان اول قرار دارد (۸). معذالک، تقاضا برای این فرآورده، در سالهای اخیر، با افزایش جمعیت و درآمد به طور قابل توجهی افزایش یافته است (۸). این درحالی است که، در سالهای اخیر تعداد قابل ملاحظه‌ای از واحدهای پروراندی گوساله، بدلیل عمدتاً اقتصادی، مجبور به توقف فعالیتهای خود شده‌اند (۴ و ۶). عوامل فوق موجب افزایش قابل ملاحظه‌ای در شکاف بین عرضه و تقاضای گوشت قرمز و، در نتیجه، واردات سالیانه میزان متنابهی از آن شده است. بدیهی است که واردات این فرآورده نیاز به اختصاص میزان قابل ملاحظه‌ای ارز دارد (۸). مطالعه وضعیت موجود واحدهای پرورش گوساله و عوامل مؤثر بر میزان تولید و درآمد آنها می‌تواند با شناسایی و بررسی مشکلات و مسایل این واحدها آنها را در استفاده مناسبتر از عوامل تولید یاری نماید.

استان فارس با دارا بودن حدود ۱۸۰۰۰ راس گاو و گوساله اصیل، ۲۵۵۰۰ راس گاو و گوساله دورگ و ۵۰۰۰۰ راس گاو و گوساله بومی از مناطق عمده تولید فراورده‌های دامی کشور محسوب می‌گردد. میزان تولید گوشت قرمز در این استان بالغ بر ۵۸ هزار تن در سال می‌باشد (۴). معذالک، بررسیهای انجام شده نشان می‌دهد که، در سالهای اخیر، تعداد قابل توجهی از واحدهای پرواربندی مجبور به توقف فعالیت شده‌اند. به طور مثال، در سال ۷۵ بیش از ۶۵ واحد بسته شدند (۴).

کاهش تعداد واحدها، در بلندمدت، می‌تواند موجب زیانهای اقتصادی-اجتماعی فراوانی گردد. بررسی وضعیت تولیدی و اقتصادی آنها و پیشنهاد اعمال سیاست‌های مدیریتی مناسب برای افزایش کارایی این واحدها می‌تواند آنها را در تخصیص بهینه عوامل تولید یاری نماید.

با توجه به مطالب فوق، هدف اصلی مطالعه جاری تحلیل اقتصادی واحدهای پرواربندی در شهرستان مرودشت استان فارس بود. از این رو، ابتدا تابع تولید واحدهای مورد مطالعه برآورد شد و، سپس، نحوه استفاده از نهاده‌های مختلف تولید بررسی گردید. تعیین جیره غذایی مناسب گوساله‌های پرواری با توجه به عوامل مختلف از جمله نیازها، محدودیت‌ها و نحوه گرایش به ریسک مدیران واحدهای پرواربندی از دیگر اهداف خاص این مطالعه بود. افزایش بازده عوامل محدود تولید، از طریق بهبود کارایی فنی، از مباحث اساسی در افزایش بازده هر واحد اقتصادی است، لذا، کارایی فنی واحدهای پرواربندی محاسبه شد.

روش تحقیق

داده‌های مورد نیاز مطالعه جاری از نمونه‌ای شامل ۵۰ پروار بند گوساله گوشتی شهرستان مرودشت جمع‌آوری شد. اعضاء نمونه به روش نمونه‌گیری تصادفی انتخاب شدند و پرسشنامه‌ها در بهار ۷۶ تکمیل گردیدند.

به منظور بر آورد تابع تولید، از توابع کاب-داگلاس و ترانسندنتال^۱ (متعالی) استفاده گردید. تابع تولید کاب-داگلاس به صورت زیر در نظر گرفته شد:

$$Y_i = A \prod X_i^{\alpha_i} \quad (1)$$

فرم کلی تابع متعالی این مطالعه عبارت بود از:

$$Y_i = A \prod_{i=1}^n X_i^{\alpha_i} \exp \left| \sum_{i=1}^n B_i X_i \right| \quad (2)$$

که Y_i و X_i ، به ترتیب، مقدار تولید و نهاده‌های تولید و α_i و B_i پارامترهای

مدل‌های فوق هستند.

برای مقایسه توابع فوق از آزمون فیشر حداقل مربعات مقید استفاده گردید. در این آزمون توابع کاب-داگلاس و ترانسندنتال، به ترتیب، به عنوان مدل‌های مقید و غیرمقید در نظر گرفته شدند. رابطه مربوط به این آزمون را می‌توان بصورت زیر ارائه نمود:

$$F = \frac{R^2_{UR} - R^2_R / M}{1 - R^2_{UR} / N - K} \quad (3)$$

که R^2_{UR} و R^2_R ، به ترتیب، مقدار ضریب تعیین در مدل غیرمقید و مقید است. N

M و K ، به ترتیب، نمایانگر تعداد کل مشاهدات، تعداد پارامترها در مدل غیرمقید و متغیرهای اضافه شده به مدل غیرمقید است.

به منظور بررسی نحوه ترکیب عوامل تولید، ابتدا، محصول نهایی توابع کاب-داگلاس و ترانسندنتال به ترتیب با استفاده از روابط ۴ و ۵ بر آورد گردید.

$$MP_{X_i} = E(Y / X) \quad (4)$$

$$MP_{X_i} = Y_i [(\alpha_i / X_i) + \beta_i] \quad (5)$$

1. Transcendental production function

که α_i و β_i ضرایب X_i در حالت لگاریتمی و خطی است. X_i و Y_i ، به ترتیب، نمایانگر مقدار نهاده و میزان تولید می‌باشند. E ، Y و X ، به ترتیب، کشش تولید، متوسط مقدار تولید و متوسط مقدار نهاده می‌باشد. سپس، با استفاده از روش تجزیه و تحلیل نهایی ترکیب بهینه عوامل تولید تعیین گردید.

جیره غذایی مناسب واحدهای پرواربندی با استفاده از روش مدلسازی ایجاد گزینه‌ها (MGA) برآورد گردید (۱۴، ۱۵، ۱۹ و ۲۰). اساس روش مدلسازی ایجاد گزینه‌ها بر این واقعیت استوار است که کلیه اهداف واحد مورد مطالعه و همچنین محدودیت‌های دنیای واقعی را نمی‌توان در قالب مدلی ریاضی منعکس کرد. لذا، این تکنیک دامنه نسبتاً وسیعی از گزینه‌ها را ایجاد می‌کند که بعضی از آنها ممکن است با اهداف تصمیم‌گیرندگان سازگاری بیشتری داشته باشد. این روش، برخلاف تکنیک‌های سنتی بهینه‌سازی که با رد کلیه جوابهای غیربهینه تنها جواب منحصر بفردی را ارائه می‌دهند، دامنه‌ای از جوابهای ممکن و نسبتاً بهینه را برای تصمیم‌گیرندگان فراهم می‌کند. در تعیین جیره غذایی مناسب، روش MGA بطور سیستماتیک ترکیبات مختلف مواد غذایی را بررسی و با یکدیگر مقایسه می‌کند و دامنه نسبتاً وسیعی از گزینه‌های قابل انتخاب را فراهم می‌آورد. سپس، این امکان وجود دارد که تصمیم‌گیرنده با توجه به عوامل مختلف از جمله گرایش به ریسک خود و همچنین شرایط اقتصادی-اجتماعی جواب مناسب را انتخاب نماید.

بدلیل فرضیات محدود کننده برنامه‌ریزی خطی از جمله یک ارزشی یا معین بودن ضرایب یا انتظارات، تکنیک مدلسازی ایجاد گزینه‌ها در سالهای اخیر مورد توجه و علاقه محققین قرار گرفته است (۱ و ۲). به باور محققین زیادی از جمله بورتن و همکاران (۱۴) و همچنین جفری و همکاران (۲۰) مدل‌سازی ایجاد گزینه‌ها الگوی بسیار مناسبی برای برنامه‌ریزی کشاورزی می‌باشد. چانگ و همکاران (۱۵) و هارینگتون و گیدلی (۱۹)، از این تکنیک در حل مسائل مربوط به طرحهای منابع آب از جمله سیستم‌های جمع‌آوری و تصفیه فاضلاب استفاده نمودند. بورتن و همکاران (۱۴) با استفاده از این تکنیک، استراتژی بازار رسانی مناسب را برای پرواربندی‌های گوساله ارائه کردند. اثرات حذف سویسید حمل و نقل غلات بر ترکیب جیره گاوهای شیری با استفاده از تکنیک MGA مورد ارزیابی جفری و همکاران (۲۰) قرار گرفت.

تکنیکهای مختلف اجرای مدل‌سازی ایجاد گزینه‌ها در منابع مختلف از قبیل گیدلی و باری (۱۸) و جفری و همکاران (۲۰)، توضیح داده شده است. به باور آنها، روش HSJ^1 مناسب‌ترین نحوه حل مسائل مدل‌سازی ایجاد گزینه‌ها است. این روش با استفاده از نرم‌افزارهای موجود حل مسائل برنامه‌ریزی ریاضی از جمله QSB^+ به سادگی قابل اجرا می‌باشد. تکنیک HSJ توسط بریل (۱۳) ابداع شد. او در سال ۱۹۸۱ از این تکنیک و با استفاده از مدل برنامه‌ریزی ریاضی گزینه‌هایی را برای بهره‌برداری از زمین ایجاد نمود. مرحله اول، در استفاده از روش HSJ تعیین جواب بهینه با توجه به تابع هدف و محدودیت‌ها است. بدین منظور می‌توان از الگوی برنامه‌ریزی ریاضی به فرم زیر استفاده نمود:

$$\begin{aligned} Z &= C' X && \text{حداقل کنید} \\ AX &\geq b && \text{مشروط به:} \\ X &\geq 0 \end{aligned}$$

که Z مقدار تابع هدف، C' بردار ضرایب تابع هدف، A بردار ضرایب عناصر غذایی موجود در هر واحد از مواد خوراکی مورد استفاده، b بردار میزان عناصر غذایی مورد نیاز و X بردار مواد خوراکی است. در مرحله بعد مقدار تابع هدف، به صورت تعدیل شده، به عنوان محدودیت وارد مدل می‌شود که می‌توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$C' X \geq (1+i) Z^* \quad (6)$$

که i میزان انحراف قابل قبول از سطح بهینه و Z^* مقدار تابع هدف بدست آمده از حل مرحله اول می‌باشد.

تابع هدف برنامه جدید با قراردادن ضرایب یک و صفر، به ترتیب، برای متغیرهای اصلی و حذف شده برنامه اولیه ایجاد گردید. این تابع که شامل متغیرهای اصلی است، باعث می‌شود که متغیرهایی که در حل قبلی غیراصلی بودند بصورت متغیرهای اصلی وارد برنامه شوند و، در نتیجه، جواب‌هائی بدست بیاید که بطور معنی‌دار ولی قابل قبولی از جواب اصلی متفاوت باشند. لذا، جواب‌هایی که در یک فاصله نسبتاً مناسب قرار می‌گیرند از طریق تشکیل تابع هدف جدید بررسی و ارزیابی می‌شوند.

کارایی فنی^۱ واحدهای پروراندی با استفاده از روش مرزی تصادفی^۲ تخمین زده شد. کارایی فنی نمایانگر توانایی یک واحد تولیدی در ایجاد حداکثر محصول قابل دسترس از

1. Hop-Skip-Jump method

مصرف مجموعه معینی از عوامل تولید است (۳ و ۱۰). لذا، تعیین کارایی فنی واحدهای اقتصادی نشان می‌دهد که تا چه اندازه این واحدها در استفاده مؤثر از عوامل مختلف تولید کارا عمل نموده‌اند. به بیان دیگر برای تامین این نوع کارایی، بهره‌بردار، با توجه به سطح تکنولوژی تولیدش، باید روی تابع تولید مرزی (حداکثر) عمل کند. از این رو، به منظور اندازه‌گیری کارایی فنی باید تابع تولید مرزی برآورد گردد (۳، ۱۱، ۱۲ و ۲۲).

روش‌های مختلف تخمین توابع مرزی توسط محققین مختلف از جمله ترکمانی و هاردکر (۲۶) معرفی و ارزیابی شده است. برای تخمین این نوع توابع، بطور کلی، می‌توان از روشهای قطعی و تصادفی استفاده نمود. در تخمین کارایی فنی با استفاده از روش قطعی یا معین، تمام اختلاف تولید واقعی واحد مورد بررسی از تولید مرزی به عوامل مدیریتی نسبت داده می‌شود و، در نتیجه، تاثیر عوامل خارج از کنترل مدیر از جمله آفات و بیماریها و عوامل جوی نادیده گرفته می‌شود. معذالک، کشاورزی فعالیتی توأم با ریسک است و تصمیم‌گیریها و فعالیتهای بهره‌برداران تحت تاثیر این پدیده قرار دارد (۲۵، ۲۶ و ۲۷). از این رو، روش مرزی تصادفی، بطور مستقل، توسط آیگنر و همکاران (۱۱)، و میوسن و واندنبروک (۲۲) برای تخمین کارایی فنی پیشنهاد شد. در این روش قسمتی از انحرافات از مرز تولید به عوامل خارج از کنترل مدیر نسبت داده می‌شود. در مطالعه جاری، کارایی فنی پرواربندهای گوساله با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی تعیین شد.

فرم کلی تابع تولید مرزی تصادفی مورد استفاده در مطالعه جاری را می‌توان بصورت زیر خلاصه نمود (۲۲):

$$Q_{it} = f(X_{it}; \beta) \exp(\varepsilon_{it}) \quad (7)$$

که Q_{it} ، تولید واحد i ام در سال t ، X_{it} بردار $m \times 1$ مقدارنهادهای تولید واحد i ام در سال t ، β بردار $m \times 1$ پارامترهای نامعلوم و ε_{it} جمله پسماند یا خطا است. در توابع مرزی تصادفی، جمله پسماند از دو جزء U_i و V_i ، به نحو زیر، تشکیل شده است. این دو جزء مستقل از یکدیگرند، که از اینرو به این نوع مدلها "مدل خطای مرکب" نیز گفته می‌شود.

$$\varepsilon_{it} = V_{it} - U_{it} \quad (8)$$

V_i جزء متقارنی است که بیانگر تغییرات تصادفی تولید، متأثر از عواملی می‌باشد که

خارج از کنترل مدیر واحد است. این جزء دارای توزیع نرمال است. پس:

$$V_i \sim N(0, \delta_v^2) \quad (9)$$

U_i دارای توزیع نرمال با دامنه یک طرفه است و مربوط به کارایی فنی واحدها

می‌باشد. بنابراین:

$$u_i \sim N(\mu, \delta_u^2) \quad (10)$$

برای واحدهایی که میزان تولید آنها بر روی تابع تولید مرزی قرار دارد، u_i برابر با صفر است. معذالک، اگر تولید واقعی واحدی زیر منحنی تولید مرزی باشد u_i بزرگتر از صفر می باشد. به بیان دیگر، u_i بیانگر تفاضل حداکثر تولید از تولید واقعی واحد در سطح معینی از مصرف نهاده ها است.

واریانس اجزای جمله خطا تابع مرزی تولید را می توان، با توجه به رابطه شماره ۸، به صورت زیر تعریف نمود:

$$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \quad (11)$$

باتیس و کورا (۱۰)، برای تعیین کارایی فنی پارامتر γ را معرفی نمودند:

$$\gamma = [\sigma_u^2 / \sigma^2] = [\sigma_u^2 / \sigma_v^2 + \sigma_u^2] \quad (12)$$

اگر $\gamma = 0$ باشد، این امر مبین آن است که تمام تغییرات تولید و اختلافات بین واحدها مربوط به عواملی است که از کنترل مدیر خارج است و، در نتیجه، کارایی فنی غیر قابل مشاهده است. در این حالت روش حداقل مربعات معمولی بر روش حداکثر راستنمایی^۱ (ML) ارجحیت دارد. در غیر این صورت، بخشی از جمله پسماند مربوط به عوامل تحت کنترل مدیر است و می توان کارایی فنی را از روش حداکثر راستنمایی محاسبه نمود. کارایی فنی مربوط به واحدهای پروار بندی با استفاده از رابطه زیر و با کمک نرم افزار FRONTIER 4.1 (۱۶) برآورد گردید.

$$TE = \exp \left[-E \left(\frac{u_i}{\varepsilon_i} \right) \right] \quad (13)$$

رابطه بین u_i و u_{it} را می توان به نحو زیر نشان داد (۱۴):

$$u_{it} = \eta u_i = \{ \exp [-\eta(t - T)] \} u_i \quad (14)$$

که η ، t و T ، به ترتیب، روند کارایی فنی در طول زمان، تعداد دوره های زمانی و تعداد سالهای مورد مطالعه است. با اعمال فرضها و محدودیت هایی در مورد رابطه فوق می توان مدل های مختلفی را ارائه نمود و متغیرهای مربوطه را با استفاده از روش حداکثر راستنمایی (ML) تخمین زد. اگر $\eta = 0$ باشد، میزان کارایی در طول زمان ثابت است. در صورتی که $\mu = 0$ گردد مدل پیت و لی حاصل می شود که نمایانگر توزیع نرمال یکطرفه

برای این جزء جمله اخلاص است (۱۲). در صورتی، که علاوه بر μ و σ ، γ نیز صفر باشد، همانطوریکه قبلاً ذکر شد، کارایی فنی غیر قابل مشاهده است. کلیه حالات فوق با بسته نرم‌افزاری 4.1 FRONTIER برآورد گردید. برای تعیین مدل مناسب از روش آزمون حداکثر راستنمایی تعمیم یافته استفاده شد. بدین منظور، χ^2 (کای اسکور) محاسباتی با χ^2 جدول مربوطه مقایسه گردید. دلیل استفاده از این آزمون آن بود که به کارگیری آزمون t ، به علت تقریبی بودن انحراف معیار ضرایب بدست آمده، اطمینان بخش نیست. کارایی فنی واحدهای پروار بندی مورد مطالعه، با توجه به نتیجه حاصل از آزمون فیشر حداقل مربعات مقید، با استفاده از تابع تولید مرزی متعالی تخمین زده شد.

نتایج و بحث

نتایج حاصل از برآورد توابع تولید کاب-داگلاس و متعالی، به ترتیب، در روابط شماره ۱۵ و ۱۶ ارائه شده است:

$$\begin{aligned} \text{Ln}Q &= -3.7 + 0.808 \text{Ln} X_1 + 0.106 \text{Ln} X_2 & (15) \\ t & \quad (-5.32) \quad (18.67) \quad (1.74) \\ R^2 &= 0.92 \quad F = 259.75 \quad D.W. = 2.15 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & 5.07 + 0.79\text{Ln} X_1 + 0.25\text{Ln} X_2 - 0.34 X_2 \\ (16) \\ t & \quad (-4.89) \quad (18.53) \quad (2.56) \quad (-1.86) \\ R^2 &= 0.93 \quad F = 184.5 \quad D.W. = 2.07 \end{aligned}$$

مقادیر F محاسباتی توابع کاب-داگلاس و متعالی برآورد شده، در سطح یک درصد، به ترتیب، ۲۵۹/۷۵ و ۱۸۴/۵ بود که، در نتیجه، فرضیه عدم ارتباط متغیرهای مستقل و وابسته رد شد. اضافه بر آن، سطح معنی دار شدن متغیرها در هر دو تابع در سطح ۵ درصد برآورد شد. مقدار ضریب تعیین R^2 نشان داد که در توابع کاب-داگلاس و متعالی، به ترتیب، ۹۲٪ و ۹۳٪ تغییرات متغیر وابسته بوسیله متغیرهای موجود در مدل توجیه می‌گردد. معذالک، با استفاده از آزمون فیشر حداقل مربعات مقید، مشخص گردید تابع متعالی، در مقایسه با تابع کاب-داگلاس، برآورد بهتری است. نتیجه حاصل از آزمون فیشر حداقل مربعات مقید را می‌توان به نحو زیر نشان داد:

$$F = [(0.93 - 0.92)] / [(1 - 0.93) / (41)] = 5.8 \quad \text{Sig. } F = 4.04$$

در تابع متعالی، متغیر مواد غذایی بیشترین ضریب را به خود اختصاص داده است. این امر نمایانگر اهمیت جیره غذایی در تولید این محصول است. اضافه بر آن، رابطه مربوط به کشش تابع متعالی مورد بررسی ($E = 0.25 - 0.34 X_2$) و همچنین ضرایب مربوط به متغیر هزینه مواد بهداشتی و دارویی نمایانگر استفاده بیش از حد و، در نتیجه، عدم تخصیص بهینه این نهاده است.

استفاده از روش تحلیل نهایی نشان داد که واحدهای مورد مطالعه مواد غذایی را بیش از حد بهینه مصرف می‌کنند و از آنجایی که بیش از ۶۰ درصد هزینه جاری واحدهای پروراندی مربوط به هزینه خوراک می‌باشد اقدام به تعیین جیره‌های غذایی بالانس شده

گردید. در تعیین این جیره غذایی گرایش به ریسک مدیران واحدهای پروار بندی نیز با استفاده از روش مدلسازی ایجاد گزینه‌ها (MGA) در نظر گرفته شد. از این رو، ابتدا با توجه به محدودیت‌های مختلف از جمله ماده خشک، پروتئین، انرژی رشد و نگهداری، کلسیم و فسفر جیره‌های غذایی بالانس شده تعیین گردید و سپس، گزینه‌های قابل انتخاب از جیره‌های غذایی برای گوساله‌های پرواری با وزن‌های مختلف، با توجه به مواد غذایی موجود در منطقه و همچنین نحوه گرایش به ریسک مدیران برای انحراف ۵ درصد از سطح بهینه مشخص گردید (جداول ۱ و ۲). وزن گوساله‌ها در طول دوره شش ماهه پروار بندی، به‌طور متوسط، دوپست تا چهار صد کیلوگرم بود. لذا در مدل اولیه سه جیره غذایی برای این گوساله‌ها مشخص گردیده است که هر یک برای دو ماه و، در نتیجه، یک سوم اضافه وزن ایجاد شده در طول دوره پروار بندی می‌باشد (جدول ۱).

جدول ۱- جیره‌های غذایی بهینه گوساله‌های ۲۰۰ و ۳۵۰ و ۴۰۰ کیلوگرمی (روزانه)

مواد غذایی	گوساله‌های ۲۰۰ کیلوگرم	گوساله‌های ۳۵۰ کیلوگرم	گوساله‌های ۴۰۰ کیلوگرم
جو	-	-	-
تفاله چغندر قند	۰/۲۶	-	-
سبوس	۱/۰۱	۱/۷۲	۲
یونجه خشک	۱/۳۶	۱/۹۳	۲/۵۴
کنستانتره	-	۰/۶۲	۱/۲۲
سیلوی ذرت	-	-	-
نان خشک	۰/۵۴	۱/۲۷۱	۱/۰۷۱
هزینه (تومان)	۱۱۶/۲۹	۱۹۳/۸۱	۲۴۶/۸۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول ۱، جیره های غذایی با حداقل کردن هزینه های هر کیلوگرم مواد غذایی شامل جو، سبوس، تفاله چغندر قند، کنسانتره، ذرت سیلویی و نان خشک و با توجه به محدودیت های فیزیولوژیکی هر گروه از گوساله های پرواری مورد مطالعه تعیین شده است.

مقایسه هزینه جیره های غذایی متعادل با جیره های غذایی مورد استفاده در واحدهای پروار بندی نشان داد که استفاده از جیره های غذایی پیشنهادی می تواند، به طور متوسط، هزینه های جاری واحدهای پروار بندی را حدود ۵۶ درصد کاهش دهد. علاوه بر آن، تحلیل حساسیت جیره های غذایی بدست آمده به تغییر در قیمت مواد غذایی می تواند راهنمایی مناسب برای اتخاذ سیاستهای قیمت گذاری در واحدهای پروار بندی گوساله باشد.

جدول ۲ نمایانگر گزینه های مختلف و ممکن جیره های بهینه برای گوساله های گروه های مختلف وزنی است. این جیره، با توجه به نحوه گرایش مدیران واحدهای پروار بندی و همچنین مواد غذایی موجود در منطقه و با تغییر ضرایب تابع هدف جدید در سطح ۵ درصد و همچنین وارد کردن تابع هدف تعدیل شده به صورت محدودیت بدست آمد. بدین ترتیب که، جیره غذایی MGA_1 با حداقل کردن هزینه هر کیلوگرم مواد غذایی تفاله چغندر، سبوس، نان و یونجه خشک، جیره غذایی MGA_2 با حداقل کردن قیمت هر کیلوگرم سبوس، نان و یونجه خشک و جیره غذایی MGA_3 با حداقل کردن هزینه هر کیلوگرم تفاله چغندر قند، نان خشک و سبوس برای گوساله های ۲۵۰ کیلوگرم ایجاد شد. اضافه بر آن، جیره های غذایی MGA_4 و MGA_5 با حداقل کردن قیمت هر کیلوگرم سبوس، نان و یونجه خشک و کنسانتره برای گوساله های ۳۵۰ کیلوگرم و جیره های غذایی MGA_6 و MGA_7 با حداقل نمودن هزینه هر کیلوگرم سبوس، نان و یونجه خشک، کنسانتره و تفاله چغندر قند برای گوساله های ۴۰۰ کیلوگرم تعیین گردید. بدین ترتیب، این امکان فراهم آمده تا مدیران واحدهای پروار بندی، با توجه به سلیقه و خصوصیاتشان در رابطه با ریسک از بین مواد خوراکی رایج در منطقه، جیره غذایی مناسب را انتخاب نمایند.

جدول ۲- جیره‌های غذایی آلترناتیو با توجه به گرایش به ریسک مدیران واحدهای پرواربندی

مواد غذایی	MGA ₁ *	MGA ₂ *	MGA ₃ *	MGA ₄ **	MGA ₅ **	MGA ₆ ***	MGA ₇ ***
جو	-	-	-	-	-	-	-
تفاله چغندر	-	۱/۳	-	۰/۰۵	-	۰/۰۱۶	-
سبوس	-	-	-	۱/۳۷	۰/۱۳	۲	۱/۹۵
یونجه خشک	۱/۱۱۸	-	۱/۲	۲/۰۶	۱/۶۷	۲/۵	۲/۵۳
کنستانته	۲/۳۴	۱/۶۹	۱/۹۴	-	۲/۶۴	۱/۲۳	۱/۲۶
سیلوی ذرت	-	۱/۶	-	-	-	-	-
نان خشک	-	-	۰/۴۹	۲/۵	۰/۹	۱/۰۵	۱/۰۷
هزینه (تومان)	۱۲۲/۱۰۴	۱۲۲/۱۰۴	۱۲۲/۱۰۴	۲۰۳/۴۹	۲۰۳/۴۹	۲۵۹/۱۵	۲۵۹/۱۵

ماخذ: یافته های تحقیق

*، ** و ***، به ترتیب، مربوط به گوساله های ۲۰۰، ۳۵۰ و ۴۰۰ کیلوگرم است.

نتایج حاصل از تخمین کارایی فنی واحدها، با استفاده از تابع مرزی تصادفی متعالی، به روش حداکثر راستنمایی در جدول ۳ ارائه شده است. برای تخمین پارامترهای تابع مرزی تصادفی، ابتدا فرضیه‌های $\mu = 0$ و $\mu = \gamma = 0$ ، به ترتیب، در قالب مدل‌های فوق تخمین زده شد که μ و γ ، به ترتیب، بیانگر میانگین جملات اخلاص و نسبت واریانس جمله اخلاص به واریانس کل می‌باشد. سپس، با استفاده از آزمون نسبت حداکثر درستنمایی تعمیم یافته، بهترین مدل انتخاب شد (جدول ۳). نتایج ارائه شده در جدول ۳ نشان می‌دهد که در مورد فرضیه $\mu = \gamma = 0$ ارزش کای اسکور (χ^2) محاسباتی بیشتر از کای اسکور (χ^2) جدول است و، در نتیجه، این فرضیه پذیرفته نشده است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که روش حداکثر درستنمایی به روش حداقل مربعات معمولی، برای تخمین تابع تصادفی مرزی، ترجیح داده می‌شود. اضافه بر آن، قسمتی از تفاوت بین واحدهای پرواربندی در اثر عوامل مدیریتی است و کارایی فنی پرواربندهای گوساله قابل اندازه‌گیری است. در حالی که، مدل مربوط به فرضیه $\mu = 0$ ، به دلیل آنکه ارزش کای اسکور (χ^2) محاسبه شده آن از ارزش جدول کمتر است،

پذیرفته شده است. این امر نمایانگر آنستکه کارایی فنی واحدها دارای توزیع نرمال یک طرفه مثبت هستند. لذا، قسمتی از تفاوت بین کارایی فنی واحدهای مورد مطالعه در اثر عوامل مدیریتی است و، در نتیجه، بهترین مدل جهت تخمین کارایی فنی واحدهای پروار بندی مورد مطالعه مدل $\mu = 0$ است (۳).

توزیع فراوانی کارایی فنی واحدهای پروار بندی مورد مطالعه در جدول ۴ ارائه شده است. همانطوریکه مشاهده می شود، متوسط کارایی فنی این واحدها $61/20$ درصد است که نمایانگر توان قابل ملاحظه این واحدها در افزایش تولید و سوددهی در اثر استفاده مناسبتر از نهادهای موجود می باشد. بهبود نحوه مدیریت این واحدها، بویژه استفاده از جیره غذایی مطلوب، می تواند فاصله بین بهره برداریهای کارا و غیر کارا را به میزان قابل ملاحظه ای کاهش دهد. در این رابطه استفاده از روش های برنامه ریزی، از جمله مدلسازی ایجاد گزینه ها، می تواند راهنمای مناسبی باشد.

جدول ۳- آزمون نسبت حداکثر راستنمایی تعمیم یافته جهت انتخاب مدل مناسب

تصمیم	X^2 جدول	X^2 محاسباتی	فرضیه H_0
پذیرش	۳/۸۴	۱/۶۳	$\mu = 0$
عدم پذیرش	۵/۹۹	۱۰/۹۳	$\mu = \gamma = 0$

ماخذ : یافته های تحقیق

جدول ۴- توزیع فراوانی اعضا نمونه مورد مطالعه در سطوح مختلف کارایی فنی

سطوح کارایی فنی (%)	تعداد واحدها	درصد واحدها
کمتر از ۴۰	۳	۶
مساوی یا بیشتر از ۴۰ و کمتر از ۶۰	۱۶	۳۲
مساوی یا بیشتر از ۶۰ و کمتر از ۸۰	۲۷	۵۴
بیشتر از ۸۰	۴	۸
حداقل		۱۱
حداکثر		۹۹
دامنه		۸۸
میانه		۶۱/۲

ماخذ: یافته‌های تحقیق

منابع

۱. ترکمانی، ج. (۱۳۷۵ الف). استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی توأم با ریسک در تعیین کارایی بهره‌برداران کشاورزی. مجله علوم کشاورزی ایران، شماره (۴): ۹۵-۱۰۴.
۲. ترکمانی، ج. (۱۳۷۵ ب). دخالت دادن ریسک در برنامه‌ریزی اقتصاد کشاورزی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۵(۳): ۱۱۳-۱۳۰.
۳. ترکمانی، ج. (۱۳۷۶). بررسی وضعیت تولید و صادرات پسته ایران و جهان و تعیین کارایی فنی پسته‌کاران: کاربرد تابع تولید مرزی تصادفی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۲۰(۴): ۱۵۹-۱۸۰.
۴. جهاد سازندگی استان فارس (۱۳۷۶). آمار دام استان فارس. معاونت امور دام جهاد سازندگی، شیراز.
۵. درخشان، م. (۱۳۷۴). اقتصادی سنجی تک معادلات با فروض کلاسیک. انتشارات سمت، تهران.
۶. سازمان تحقیقات کشاورزی (۱۳۶۸). گزارش اقتصاد کشاورزی، وزارت کشاورزی، تهران.
۷. مرکز آمار ایران (۱۳۷۰). الگوی مصرف و درآمد خانواده‌های شهری و روستایی کشور. تهران.
۸. مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی (۱۳۷۰). بازار جهانی گوشت قرمز شماره ۱۸، انتشارات بازار جهانی کالا، تهران.
9. Adesina, A.A. and Sander, J.H. (1991), "Peasant farmer behavior and cereal technologies stochastic programming analysis in Niger", *Agricultural Economics* 95: 21-28.
10. Battese, G.E., and Corra, G.S. (1977), "Estimation of a production frontier model with application to the pastoral zone of Eastern Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics* 21:169-179.
11. Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (1977), "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models", *Journal of Econometrics* 6(1): 21-37.
12. Battese, G.E., Malik, S.J., and Gill, M.A. (1996), "An investigation of technical inefficiencies of production of wheat

- farmers in four districts of Pakistan”, *Journal of Agricultural Economics* 47(1): 37-49.
13. (1979), “The use of optimization models in public-sector planning”, *Management Science* 25:413-422.
 14. Burton, R.O., Gidley, J.S., Baker, B.S. and Reda-Wilson, K.J. (1987), “Nearly optimal linear programming solution: some conceptual issues and a farm management application”, *American Journal of Agricultural Economics* 69: 813-818.
 15. Chang, S., Brill, E.D., Jr and Hopkins, L.D. (1982, “Use of mathematical models to generate alternative solutions to water resource planning”, *Water Resource Research* 18: 58-64.
 16. Coelli, T.J. (1994), “A guide to FRONTIER version 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation”, Armidale, Australia.
 17. Forsund, F.R., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P.(1980), “A survey of frontier production function and of their relationship to efficiency measurement”, *Journal of Econometrics* 13: 5-25.
 18. Gidley, J.S. and Bari, M.F. (1986), “Modelling to generate alternatives”, In: M. Karamouz (Ed.), *Water Forum 86*, New York, pp. 366-374.
 19. Harrington, J.J. and Gidley, J.S. (1985), “The variability of alternative decisions in a water resources planning problem”, *Water Resource Research* 21: 1831-1840.
 20. Jeffrey, S.R., Gibson, R.R. and Famminow, M.D. (1992), “Nearly optimal linear programming as a guide to agricultural planning”, *Agricultural Economics* 8(1):1-19.
 21. Kutaula, S.S. (1993), “Application of frontier technology to wheat crop grown on reclaimed soils”, *Indian Journal of Agricultural Economics* 48(2): 226-236.
 22. Meeusen, W. and J. Von den Brook (1977), “Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error”, *International Economic Review* 18:435-444.
 23. Stevenson, R.E. (1980), “Likelihood function for generalized stochastic frontier estimation”, *Journal of Econometrics* 13:57-66.
 24. Torkamani, J. (1996a), “Decision criteria in risk analysis: An application of stochastic dominance with respect to a function”, *Iran Agricultural Research* 15(1):1-18.

25. Torkamani, J. (1996a), "Measuring and incorporating attitudes toward risk into mathematical programming models: The case of farmers in Kavar district, Iran", *Iran Agricultural Research* 15(2):187-201.
26. Torkamani, J. and Hardaker, J.B. (1996), "Study of economic efficiency of Iranian farmers: Application of stochastic programming", *Agricultural Economics* 14(2):73-83.
27. Tranvo, H.S., Coelli, T.G. and Fleming, E. (1993), "Analysis of the technical efficiency of state rubber farm in Vietnam", *Agricultural Economics* 9: 183-201.