

عوامل مؤثر بر کارایی و اقتصاد مقیاس در رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری

(مطالعه موردی: طرح‌های مرتعداری در ایران)

دکتر صمد رحیمی سوره*

دکتر حسین صادقی**

تاریخ دریافت ۸۲/۵/۲۷ تاریخ تصویب ۸۳/۸/۶

چکیده

این تحقیق ضمن بررسی تطبیقی رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری در برآورد کارایی و اقتصاد مقیاس، آن را به طور موردی در سطح طرح‌های مرتعداری سه استان کشور مورد توجه قرار می‌دهد. در این طرح‌ها مراتع با هدف حفظ، اصلاح و احیا به صورت اسناد بلندمدت و قابل تمدید به مرتعداران (دامداران) واگذار می‌شود.

نتایج حاصل از رهیافت پارامتری نشان می‌دهد که: الف- ظرفیت ارتقاء و کارایی فنی در طرح‌های مرتعداری به میزان ۳۳ درصد وجود دارد؛ ب- بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس بر فرایند تولید حاکم است؛ ج- حس تعلق و احساس مالکیت و شیوه‌های بومی مدیریت و تقسیم‌بندی مراتع در پایداری آنها تأثیر مثبتی دارد؛ د- افزایش تعداد دام و تعداد بهره‌برداران (با ثبات سایر شرایط) به کاهش توان بیولوژیکی مراتع می‌انجامد؛ ه- آموزش‌های ترویجی موفق بوده‌اند. از سوی دیگر نتایج رهیافت ناپارامتری حاکی از تأیید بندهای الف (با رقم ۲۰ درصد) و ب بوده ولی در رتبه‌بندی، استان اول و دوم تغییر مکان می‌دهند.

یافته‌های بررسی تطبیقی رهیافت‌ها حاکی است که: الف- هر دو رهیافت دارای قابلیت‌های خاصی هستند؛ ب- بروز نتایج متناقض محتمل است؛ ج- به کارگیری رهیافت پارامتری در تحقیقات مربوط به بخش کشاورزی و منابع طبیعی به واسطه ویژگی‌های آنها بسیار ضروری است؛ ه- بالا بودن متوسط کارایی در رهیافت DEA-VRS نسبت به رهیافت SFA در بخش کشاورزی احتمال بیشتری دارد.

طبقه‌بندی JEL : Q12 ، R29 .

کلید واژه: کارایی فنی، تابع تولید مرزی تصادفی (SFA)، مدل آثار عدم کارایی غیرخنثی، مدل هوانگ-لیو، تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)، طرح‌های مرتعداری.

* دکترای اقتصاد منابع و ریسس گروه مطالعات اقتصادی (مرکز تحقیقات روستایی).

** دکترای اقتصاد و استادیار دانشگاه تربیت مدرس.

۱- مقدمه

محدودیت منابع و امکانات تولید از زمان‌های گذشته تا عصر کنونی که عصر اطلاعات، فرا مدرن و توسعه چشمگیر علم و فن است، همواره مطرح بوده و در آینده نیز با حدت فزونتری خود را بر شرایط اقتصادی تحمیل خواهد نمود. از این رو استفاده بهینه از امکانات و منابع در دسترس و ارتقاء کارایی، برای دستیابی به رفاه و پاسخگویی به انتظارات و نیازهای رو به رشد انسان‌های متفاوت از گذشته به یک مسأله بسیار مهم و حیاتی مبدل گشته است.

ارتقاء و بهبود بهره‌وری هم در سطح خرد - اقتصادی و هم در سطح کلان - اقتصادی (ملی و جهانی) از اهمیت شایان توجهی برخوردار است. حتی در مقوله «توسعه پایدار» نیز افزایش بهره‌وری به منظور استفاده هر چه کمتر از منابع نهاده‌ها یک عنصر کلیدی در میان عناصر سه‌گانه محسوب می‌شود. این عناصر عبارتند از: اهداف اقتصادی (رشد، عدالت، کارایی و اقتصاد سبز)، اهداف زیست‌محیطی و اهداف اجتماعی.

از آنجا که موضوع کارایی و بهره‌وری مهم‌ترین و معمول‌ترین ساز و کار برای ارزیابی و اندازه‌گیری عملکرد یک بنگاه اقتصادی به شمار می‌رود، لذا در چند دهه گذشته بررسی عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی و یا بنگاه‌ها و واحدهای اقتصادی در سطح خرد از طریق سنجش و برآورد کارایی و بهره‌وری، همواره مورد توجه محققان در رشته‌های مختلف علوم اجتماعی به‌ویژه مدیریت و اقتصاد بوده است. بدین منظور رهیافت‌ها و روش‌های متعدد و متنوعی ارائه شده است که در یک تقسیم‌بندی کلی می‌توان همه روش‌های مورد استفاده را در دو دسته یعنی پارامتری و ناپارامتری جای داد.

هدف این مقاله برآورد کارایی با استفاده از رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری و همچنین بررسی تطبیقی نتایج حاصله از دو رهیافت در سطح طرح‌های مرتعداری اجرا شده در سه استان کشور است.

طرح‌های مرتعداری، طرح‌هایی هستند که از نیمه دهه ۱۳۶۰ یکی از برنامه‌های اساسی در بخش منابع طبیعی بوده است و براساس آن، سامان عرفی

مراتع با هدف حفظ، اصلاح و احیاء مراتع به صورت اسناد بلند مدت و قابل تمدید، به مرتعداران واگذار و سرمایه‌گذاری‌هایی نیز در این عرصه‌ها توسط بخش عمومی و مشارکت خود اعضا (مرتعداران) صورت می‌پذیرد.

۲- مبانی نظری و روش‌شناسی پژوهش

۲-۱- مروری اجمالی بر مبانی نظری برآورد کارایی در روش‌های پارامتری و ناپارامتری

۲-۱-۱- تحول در پارادایم مدل سازی تولید

در ادبیات اقتصادی، یک واحد تصمیم‌ساز (DMU)^{۲۰۴} که مجموعه‌ای از نهاده‌ها را به یک یا مجموعه‌ای از ستانده‌ها تبدیل می‌کند، یک بنگاه اقتصادی و یا تولید کننده محسوب می‌شود. مفهوم تولید نیز در مباحث اقتصادی شامل طیف گسترده‌ای از یک رابطه کاملاً ساده مهندسی تا سطوح بالاتر مانند مزارع، شرکتهای خدماتی، کارخانجات و صنایع بزرگ و حتی سطح کلان - اقتصادی مانند تبدیل سرمایه و کار به تولید ناخالص داخلی^{۲۰۵} می‌شود.

برای مدل‌سازی تولید، تابع تولید به صورت تبیین رابطه‌فنی بین نهاده‌ها و ستانده‌ها در یک فرایند تولید تعریف می‌شود. در واقع تابع تولید، حداکثر ستانده(های) قابل دسترسی از بردار نهاده‌های داده شده است. در مفاهیم اندازه‌گیری کارایی معمولاً اصطلاح مرز تولید برای مفهوم تابع تولید به کار گرفته می‌شود.

در مدت زمان طولانی، پارادایم متخصصان اقتصاد سنجی در متون نظری این بود که توابع تولید، هزینه و سود را با فرض این که تولیدکنندگان به روی این توابع عمل می‌نمایند، تبیین کنند. کاب و دالاس (۱۹۲۸)، ارو و همکاران (۱۹۶۱)^{۲۰۶}، برنت و کریستنسن (۱۹۷۳)^{۲۰۷} و صاحب‌نظران بعدی به طور فزاینده‌ای توابع تولید

204- Decision Making Unit.

۲۰۵- این مفهوم از تولید، اولین بار توسط کاب و داگلاس در سال ۱۹۲۸، طی تحلیلهای تجربی از طریق توابع تولید به منظور مطالعه توزیع کارآمد بین سرمایه و نیروی کار در مبحث اقتصاد کلان به کار گرفته شد.

206- Arrow and et al. (1961).

207- Berndt and Christensen (1973).

انعطاف‌پذیر را به منظور تفسیر دقیق‌تر ساختار تولید، برآورد کرده‌اند. نرلاو (۱۹۶۳)^{۲۰۸} احتمالاً اولین کسی بوده است که نظریه دوگان را برای تخمین تابع هزینه به کار برده است و همین‌طور کریستنسن، جورجنسن ولو (۱۹۷۲)^{۲۰۹} برای اولین بار یک تابع سود انعطاف‌پذیر را مورد تخمین قرار دادند (گرین، ۱۹۹۷، ص ۸۴)^{۲۱۰}.

نکته درخور توجه این است که در هر کدام از این مطالعات و بخش عمده‌ای از مطالعات بعدی از تکنیک‌ها و اشکال مختلف حداقل مربعات استفاده شده است که فرض می‌شود جملات اخلاص به صورت متقارن با میانگین صفر توزیع شده‌اند. به عبارت دیگر، در این تکنیک‌ها فرض می‌شود تنها منبع انحراف از تابع برآورد شده، نوفه آماری^{۲۱۱} است.

به هر حال شواهد تجربی بسیاری وجود دارد که نشان می‌دهند همه تولیدکنندگان همیشه در نقطه بهینه فعالیت نمی‌کنند. از این رو، همه تولیدکنندگان در حداقل کردن استفاده از نهاده‌ها با فرض تولید مقدار ثابت محصول و سطح تکنولوژی مفروض، موفق نیستند. از این منظر، همه تولیدکنندگان از لحاظ فنی، کارایی ندارند. این تحلیل برای حالت حداقل‌سازی هزینه یا کارایی تخصیصی و حداکثرسازی سود نیز صادق است. بنابراین فرض کارا بودن همه تولیدکنندگان در مطالعات تجربی اولیه و به کارگیری حداقل مربعات معمولی در توابع سنتی تولید قبل از انجام آزمون‌های مربوطه واقع بینانه نیست.

به طور کلی شواهد شفاف و روشن در خصوص شکست حداقل برخی از تولیدکنندگان برای بهینه‌سازی مورد نظر، ضرورت بازنگری در تحلیل ساختار تولید، هزینه و سود را از شکل اولیه توابع تولید سنتی به سمت و سوی توابع مرزی عیان ساخت. از این رو یک تابع تولید مرزی^{۲۱۲}، محدوده مرزی حداقل نهاده‌ها به منظور تولید محصولات مورد نظر، در سطح تکنولوژی مفروض و یا

208- Nerlove (1963).

209- Christensen, Jorgensen and Liu (1973).

210- Green, 1997, p.84.

211- Statistical noise.

212- frontier production function.

حداکثر ستانده قابل تولید با نهاده‌های داده شده را نشان می‌دهد. تولیدکنندگانی که بر روی مرز تولید عمل می‌نمایند از لحاظ فنی، کارا محسوب می‌شوند و آنهایی که در زیر تابع تولید مرزی قرار می‌گیرند، به عنوان بنگاه‌های نارکارآمد تلقی خواهند شد.

در نتیجه جمله اخلاص در توابع مرزی، ماهیت ترکیبی پیدا می‌کند. به عبارت دیگر، جمله اخلاص، ترکیبی از عنصر نوفه آماری متقارن و تصادفی سنتی و یک عنصر جدید «عدم کارایی یک طرفه» است. ترکیب این دو مؤلفه نمی‌تواند متقارن و یا میانگین صفر داشته باشد. آنها می‌بایستی چولگی (به صورت منفی در توابع مرزی تولید، سود و درآمد و مثبت در توابع مرزی هزینه) داشته و دارای میانگین‌های غیرصفر (منفی در توابع مرزی تولید، سود و درآمد و منفی در توابع مرزی هزینه) باشند (کومب‌هاکار و همکاران، ۲۰۰۳)^{۲۱۳}.

نادیده گرفتن فرض کارایی کامل در میان تولیدکنندگان و دیدگاه سنتی حاکم بر فرایند تولید و تأکید بر مرز تولید به جای متوسط آن، رویکرد اساسی تحقیق حاضر است. اما این رویکرد نیز خود در دو دسته قابل طبقه‌بندی است. دسته اول همان تحلیل فوق است که جمله اخلاص آن ترکیبی از دو مؤلفه است و از روش‌های اقتصادسنجی بهره می‌گیرد. دسته دوم رویکرد ناپارامتری است که از برنامه‌ریزی ریاضی تاسی می‌جوید و نوفه آماری و امکان آزمون فرضیه در آن در نظر گرفته نمی‌شود.

به منظور دقت در ارائه نتایج و بررسی تطبیقی دو رهیافت، اساس این پژوهش بر هر دو رهیافت پارامتری و ناپارامتری بنیاد گذاشته شده است.

۲-۱-۲- نگرشی اجمالی بر رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری در برآورد کارایی

روش‌های اندازه‌گیری در رهیافت ناپارامتری مانند روش برنامه‌ریزی ریاضی (خطی) بر مبنای مدل آماری نیستند و هیچ خاصیت آماری برای تخمین ندارند. از این رو از برخی نقطه نظرات، عدم مزیت‌های قابل توجهی دارند (گرین، ۱۹۹۷).

در این رهیافت، انحراف معیار ضرایب ارائه نمی‌شود، پس استنباط آماری میسر نیست و سازگاری تخمین‌ها و سازگاری تخمین عدم کاراییها ($-U_i$) نمی‌تواند مورد تأیید قرار گیرد.

تخمین‌های کارایی در روش‌های پارامتری از سوی خطاهای تصریح^{۲۱۴} توسط متغیرهای توضیحی مورد تهدید هستند. اما به هر حال در رهیافت پارامتری امکان استنباط آماری در مورد معنی‌داری یا بی‌معنی بودن مقادیر برآوردی وجود دارد. در رهیافت ناپارامتری ما با خطاهای تصریح مواجه نیستیم. هم‌چنین به کارگیری این رهیافت مستلزم قیمت‌های شناخته شده‌نیست. اما به هر حال عمده‌ترین نقطه ضعف روش‌های مرتبط با رهیافت ناپارامتری این است که اجازه هیچ‌گونه استنباط آماری و انجام آزمون‌های آماری مربوطه را در خصوص معنی‌داری مقادیر برآوردی کارایی یاد شده بهره‌وری کل عوامل (TFP)^{۲۱۵} نمی‌دهد. در این پژوهش روش تابع تولید مرزی تصادفی (SFPF)^{۲۱۶} به عنوان رهیافت پارامتری و تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA)^{۲۱۷} به عنوان رهیافت ناپارامتری مورد توجه واقع شدند.

به طور کلی شالوده روش‌های ناپارامتری برای اندازه‌گیری کارایی مدرن^{۲۱۸} در سال ۱۹۵۷ با انتشار مقاله‌ای به قلم فارل^{۲۱۹} بنیان نهاده شد. وی با یک رهیافت ریاضی، روش جدیدی را برای اندازه‌گیری کارایی مدرن در مقابل رهیافت پارامتری (و روش‌های اقتصاد سنجی) معرفی نمود. وی بر اساس تحقیقات دبرو (۱۹۵۱)^{۲۲۰} و کوپمنس (۱۹۵۱)^{۲۲۱} تعریف ساده‌ای از معیار کارایی یک بنگاه براساس چند نهاده‌ای ارائه کرد. در ابتدا او کارایی را مرکب از دو عنصر معرفی

214- Specification errors.
215- Total Factor Productivity.
216- Stochastic Frontier Production.
217- Data Envelopment Analysis.
218- Modern efficiency.
219- Farrell (1957).
220- Debreu (1951).
221- Koopmans (1951).

کرد. کارایی فنی (TE)^{۲۲۲}، که توانایی بنگاه برای دستیابی به حداکثر ستانده در مجموعه نهاده‌های داده شده را منعکس می‌سازد و کارایی تخصیصی (TE)^{۲۲۳} که به عنوان توانایی بنگاه به منظور استفاده از نهاده‌ها در نسبت‌های بهینه، زیر قیمت‌های خاص هر کدام تعریف می‌شود. ترکیب این دو معیار «کارایی اقتصادی کل» (TEE)^{۲۲۴} را ارائه می‌کند (کوئلی و همکاران، ۱۹۹۶^{۲۲۵}).

انواع کارایی‌های یاد شده را می‌توان بر مبنای دو هدف در ارتباط با نوع بهینه‌سازی مطرح کرد. این دو هدف عبارتند از: معیار نهاده - محور^{۲۲۶} و معیار ستانده - محور^{۲۲۷}. معیار نهاده - محور معطوف به حداقل‌سازی استفاده از نهاده‌ها با فرض ثبات ستانده (یا ستانده‌ها) و معیار ستانده - محور مربوط به حداکثر سازی ستانده با فرض ثابت بودن مقادیر نهاده یا نهاده‌ها است.

فارل (۱۹۵۷) برای دستیابی به تابع تولید مرزی در عمل پیشنهاد کرد که منحنی کارایی هم مقدار تولید محدب و شکسته خطی^{۲۲۸} (نمودار ۱) و با استناد به روش ناپارامتری و یا تابع پارامتری همچون فرم کاب - داگلاس را می‌توان از داده‌های نمونه برآورد نمود، با توجه به این که نباید هیچ مشاهده‌ای در سمت چپ یا پایین این منحنی وجود داشته باشد. او اولین بار این مفاهیم را با استفاده از داده‌های بخش کشاورزی برای ۴۸ ایالت آمریکا انجام داد.

پس از فارل، رهیافت محدب خطی شکسته^{۲۲۹} که برای تخمین تابع مرزی توسط او معرفی شد، توسط تنی چند از اندیشمندان مانند بولز (۱۹۶۶)^{۲۳۰} و آفریات (۱۹۷۲)^{۲۳۱} پی‌گیری شد. همه این قبیل تلاش‌ها در طی دو دهه پس از مقاله مشهور فارل توجهات را جلب نکرد، تا این که پس از ۲۱ سال بعد مقاله

222- technical efficiency (TE).
223- allocative efficiency (AE).
224- total economic efficiency (TEE).
225- Coelli, et al. 1996.
226- input oriented.
227- output oriented.
228- piecewise - linear convex isoquant.
229- piecewise - linear convex hull approach.
230- Boles (1966).
231- Affriat (1971).

چارنز، کوپر و رودز (CCR)^{۲۳۲} به سال ۱۹۷۸ منتشر شد. در واقع این افراد برای اولین بار DEA^{۲۳۳} را معرفی کردند. آنها ابتدا مدل مبتنی بر روش نهاده - مدار را به کار بردند که فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس (CRS)^{۲۳۴} داشت. در مقالات بعدی مانند بانکر، چارنز و کوپر (۱۹۸۴)^{۲۳۵} فرض انعطاف‌پذیرتری مانند بازدهی متغیرنسبت به مقیاس (VRS)^{۲۳۶} پیشنهاد شد.

امروزه روش DEA با بهره‌گیری از برنامه‌ریزی خطی (رهیافت ناپارامتری) یک روش مناسب برای ارزیابی عملکرد بنگاه‌های اقتصادی شناخته شده است که در آن بر پایه اطلاعات موجود، مرز کارایی به صورت تجربی برآورد می‌شود و از آنجا که در دستیابی به تابع مرزی، همه داده‌ها پوشش داده می‌شود، آن را تحلیل پوششی داده‌ها نام نهاده‌اند (چارنز و همکاران، ۱۹۸۴)^{۲۳۷}. مدل‌های متفاوت و متعددی از DEA تاکنون ارائه شده است.

در موازات ادبیات ره‌یافت ناپارامتری برای اندازه‌گیری کارایی، ره‌یافت پارامتری برآورد تابع تولید مرزی با کار آنگتر و چو در سال ۱۹۶۸ شروع شد. آنها تابع تولید خطی کاب داگلاس را پیشنهاد کردند. در این مدل جزء اخلاص تابع به عنوان جزء عدم کارایی محسوب شده و جایی برای عوامل غیرقابل کنترل و تأثیر خطاهای اندازه‌گیری وجود ندارد و به این دلیل این مدل «قطعی»^{۲۳۸} نامیده می‌شود. چرا که همه انحرافات از مرز فرض می‌شود و به عدم کارایی مرتبط است. این امر که هر خطای اندازه‌گیری و یا نقص در تصریح مدل به حساب عدم کارایی گذاشته می‌شود از انتقادات اصلی بر مدل قطعی به شمار می‌آید.

به طور کلی بعدها رویکرد بدیلی برای حل مسأله نوفه‌ها با اقبال بیشتری مواجه شد. این روش با عنوان ره‌یافت مرزی تصادفی (SFA)^{۲۳۹} شناخته شده

232- Charnes, Cooper and Rhodes (1978).

233- Data Envelopment Analysis (DEA).

234- Constant return to scale (CRS).

235- Banker, Chanes and Cooper (1984).

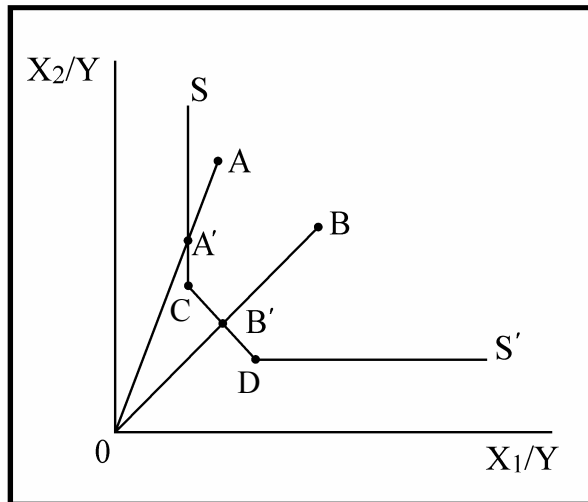
236- Variable return to scale (VRS).

237- Charnes, et al. 1984.

238- deterministic.

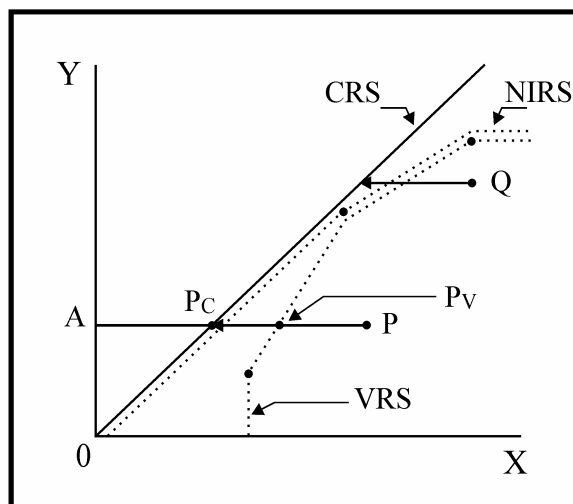
239- Stochastic frontier approach.

است.



نمودار ۱- منحنی هم مقدار شکسته محدب خطی

(با فرض دو نهاده X_1 و X_2 و یک ستانده Y)



نمودار ۲- محاسبه اقتصاد مقیاس در DEA

-----Page Break-----

تابع تولید مرزی تصادفی توسط آیگنر، لوول و اشمیت (AIS, 1977)^{۲۴۰} پیشنهاد شد و توسط ون دن بروئک و میوزن (MB, 1977) به طور مستقل از طریق این ایده که انحرافات از «مرز» تولید به طور کامل نمی‌تواند تحت کنترل بنگاه باشند، ارائه شد. فرمول‌بندی برداری تابع مرزی تصادفی در فرم کاب - داگلاس به صورت زیر است:

$$\varepsilon_i = v_i - u_i, \quad i=1,2,\dots,N, \quad \ln(y_i) = x_i\beta + v_i - u_i \quad (1)$$

که در آن y مقدار ستانده (اسکالر)، x بردار سطری لگاریتم مقادیر نهاده‌ها با ابعاد $K+1$ ، N تعداد بنگاه‌های مورد بررسی، i شماره بنگاه، $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)'$ بردار ستونی با ابعاد $K+1$ به عنوان پارامترهای ناشناخته که می‌بایستی تخمین زده شوند و u_i متغیر تصادفی غیرمنفی مربوط به عدم کارایی فنی در تولید است. در این مدل v_i خطای تصادفی است که تأثیر خطای اندازه‌گیری و دیگر عوامل تصادفی مانند آثار آب و هوا، اعتصابات، شانس و غیره بر روی ستانده همراه با اثرات متغیر نهاده‌های شناسایی نشده در تابع تولید یعنی جزء نوفه آماری دوطرفه را نشان می‌دهد. در این تابع فرض می‌شود که v_i ها متقارن و مستقل بوده و به طور یکسان توزیع شده‌اند (i.i.d) و متغیرهای تصادفی نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت، σ_v^2 ، و مستقل از u_i ها هستند. u_i ها نیز فرض شد که به صورت i.i.d بوده و متغیرهای تصادفی نیم نرمال یا نمایی هستند. از این رو ε_i یا $v_i - u_i$ نامتقارنند.

۲۴۰- در صورتی که جز، V_i یعنی خطاهای تصادفی مربوط به جمله اخلاص تابع در نظر گرفته نشود و در واقع کل جمله اخلاص صرفاً به عدم کارایی اختصاص یابد، آن را تابع تولید مرزی قطعی (deterministic production frontier model) گویند و به صورت $\exp(-u_i)$. $y_i=f(x_i; B)$ در می‌آید که جمله $\exp(u_i)$ همان کارایی فنی (TEi) خواهد بود. این تابع توسط آیگنر و چو در سال ۱۹۶۸ مطرح گردید. تابع تولید مرزی قطعی از طریق حداقل مربعات معمولی تصحیح شده (COLS) (Winston; 1957) و یا حداقل مربعات معمولی تعدیل شده (MOLS) (Afriat, 1974) نیز قابل دستیابی است.

از آنجا که جزء خطا در تابع فوق دارای دو مؤلفه است، مدل مرزی تولید مرزی تصادفی اغلب به عنوان یک مدل «خطای ترکیبی» نیز شناخته شده است (کومب‌هاکار و همکاران، ۲۰۰۳).

معمولاً برای i ها فرض می‌شود که دارای توزیع نیم‌نرمال غیرمنفی^{۲۴۱} یا نمایی^{۲۴۲} و یا نرمال منقطع^{۲۴۳} هستند.

۲-۲- مدل‌سازی در پژوهش و معرفی متغیرهای مدل

۲-۲-۱- مدل‌سازی رهیافت پارامتری (SFA)

در رهیافت پارامتری توابع مرزی تصادفی ترانسلاگ و کاب - داگلاس به شرح ذیل مورد توجه پژوهش قرار گرفتند.

(۲) (فرم ترانسلاگ)

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^6 \beta_{ji} X_{ji} + \beta_7 [\text{Max}(1 - D_{li}, X_7)] + \sum_{j \leq k=2}^8 \sum_{k=2}^8 \beta_{jk} X_{ji} X_{ki} + \beta_8 D_{li} + V_i - U_i$$

(۳) (فرم کاب - داگلاس)

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^6 \beta_j X_{ji} + \beta_7 [\text{Max}(X_7, 1 - D_{li})] + \beta_8 D_{li} + V_i - U_i$$

که در آن داریم:

\ln ، لگاریتم (در پایه عدد طبیعی)؛

i ، شماره طرح مرتعداری ($i=1, 2, 3, \dots, N$) و $N=87$ ؛

j ، اندیس نهاده‌ها؛

Y_i ، مقدار تولید علوفه خشک در طرح مرتعداری (به کیلوگرم)؛

X_1 ، لگاریتم میزان بارندگی (میلیمتر)؛

X_2 ، لگاریتم تعداد بهره‌برداران (اعضا) طرح مرتعداری؛

X_3 ، لگاریتم وسعت طرح مرتعداری (هکتار)؛

241- Normal - half normal distributions.

242- Normal - exponential distributions.

243- Truncated normal distributions.

X_4 ، لگاریتم تعداد دام اعضاء طرح؛

X_5 ، لگاریتم تعداد یورد^{۲۴۴} در طرح؛

X_6 ، لگاریتم تعداد روزهای حضور دام (تعریف دام) در مرتع؛

X_7 ، ماکزیمم لگاریتم مساحت عملیات بیولوژیکی^{۲۴۵} (هکتار)؛

D_1 ، متغیر مجازی مربوط به انجام یا عدم انجام عملیات بیولوژیکی در طرح.^{۲۴۶}

پس از شناسایی عوامل و نهاده‌های مؤثر در تولید ستانده (علوفه) در مراتع مورد نظر از طریق تابع تولید مرزی تصادفی، و به منظور بررسی عوامل مؤثر بر عدم کارایی طرح‌های مرتعداری از «مدل آثار عدم کارایی غیرخنثی»^{۲۴۷} که توسط هوانگ و لیو (۱۹۹۴) معرفی شده، استفاده می‌شود که فرم ماتریسی آن و هم‌چنین فرم استفاده شده در این پژوهش به شکل زیر است:

$$\mu_i = Z_i \delta \quad (۴) \quad \text{شکل ماتریسی مدل آثار عدم کارایی غیرخنثی (هوانگ و لیو)}$$

که در آن بردار Z_i بردار 1×4 بوده و نشانگر متغیرهای توضیحی مشاهده شده و مربوط به اثرات عدم کارایی فنی است و δ بردار 4×1 پارامترهای اسکالر ناشناخته است که می‌بایستی برآورد شوند. شکل استفاده شده در این پژوهش:

$$\mu_i = \delta_0 + \delta_1 Z_{1i} + \delta_2 Z_{2i} + \delta_3 Z_{3i}^* + \delta_4 Z_{4i}^* + W_i \quad (۵)$$

که در آن داریم:

Z_1 : وسعت طرح مرتعداری؛

Z_2 : مساحت عملیات بیولوژیکی؛

Z_3^* : نقش آموزش‌های ترویجی؛

۲۴۴- «یورد» بر اساس عرف به منطقه‌بندی و تقسیم کل طرح مرتعداری به چند قسمت اطلاق می‌شود که دامداران (مرتعداران) با توافق یکدیگر بین خود تقسیم می‌کنند. این قبیل تقسیم‌بندی‌ها در مدارک رسمی وجود ندارد.

۲۴۵- عملیات بیولوژیکی عبارتند از: قرق مراتع، فاروژنی، کپه‌کاری، بذریاشی و کودپاشی.

۲۴۶- از آنجا که در برخی مشاهدات متغیر X_7 یعنی عملیات بیولوژیکی صفر بود، لذا جهت جلوگیری از برخی تورشها متغیر D_1 نیز در مدل گنجانده شد و متغیر X_7 هم به صورت $\text{Max}(X_7 - D_1)$ در نظر گرفته شد. این امر توسط بتیس در سال ۱۹۹۷ طی مقاله‌ای اثبات گردید (Battese, 1997).

247- non-neutral inefficiency effects model.

Z_4^* : نقش نظارت فنی؛

δ_i : پارامترهای ناشناخته که می‌بایستی تخمین زده شوند؛

W_i : متغیرهای تصادفی مشاهده نشده که فرض می‌شود به طور مستقل توزیع شده و دارای توزیع نرمال منقطع با میانگین صفر و واریانس ناشناخته σ^2 است؛
* علامت ستاره مبین متغیرهایی است که علاوه بر حضور در تابع تولید مرزی تصادفی، در مدل آثار عدم کارایی نیز حضور دارند که این امر در واقع ویژگی خاص مدل هوانگ و لیو است.

در واقع مدل فوق (هوانگ - لیو) نوعی از مدل مرزی تصادفی است که در آن آثار عدم کارایی (محاسبه شده از تابع تولید مرزی) تابعی از برخی عوامل شناسایی شده بنگاه‌ها به همراه روابط متقابل آنها با متغیرهای گنجانده شده در تابع مرزی است. در مدل استفاده شده در این پژوهش نیز دو متغیر مساحت مرتع و عملیات بیولوژیکی هم در مدل مرزی تصادفی و هم در مدل عدم کارایی فنی حضور دارند.

ثابت می‌شود که محاسبه کشش میانگین تولید نسبت به نهاده k ام در یک تابع تولید مرزی تصادفی غیرخنثی (هوانگ - لیو)^{۲۴۸} از طریق رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$\frac{\partial \ln E(Y_i)}{\partial X_k} = \beta_k - C_i \left(\frac{\partial \mu_i}{\partial X_k} \right) \quad (۶)$$

که در آن μ_i توسط رابطه ۵ تعریف می‌شود و C_i نیز از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$C_i = 1 - \frac{1}{\sigma} \left\{ \frac{\phi\left(\frac{\mu_i}{\sigma} - \sigma\right)}{\Phi\left(\frac{\mu_i}{\sigma} - \sigma\right)} - \frac{\phi\left(\frac{\mu_i}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{\mu_{it}}{\sigma}\right)} \right\} \quad (۷)$$

و ϕ و Φ به ترتیب معرف توابع توزیع و چگالی^{۲۴۹} مربوط به متغیر تصادفی

248- non-neutral stochastic frontier production function.

249- density and distribution function.

نرمال استاندارد است.

کشش میانگین ستانده نسبت به متغیرنهاده k ام در رابطه (۶) دارای دو مؤلفه است. اولین مؤلفه همان کشش سنتی ستانده مربوط به نهاده k ام می‌شود که در تابع کاب داگلاس همان ضریب β ها خواهد بود. این ضریب به کشش ستانده مرزی^{۲۵۰} اشاره دارد.

دومین مؤلفه کشش میانگین تولید مربوط به نهاده k ام جمله $-C_i \frac{\partial \mu_i}{\partial X_k}$

می‌شود که در مدل عدم کارایی غیرخنثی غیرصفر است. این جزء مبین کشش کارایی فنی^{۲۵۱} مربوط به متغیرنهاده k ام است. این عنصر در مدل مرزی تصادفی خنثی صفر خواهد بود. مؤلفه اول برای متغیرهایی که در تابع تولید بوده ولی در تابع (۵) حضور ندارند صفر بوده ولی برای متغیرهایی که در هر دو تابع حضور دارند غیرصفرند.

در محاسبه بازدهی نسبت به مقیاس، مقادیر کشش مربوط به دو نهاده وسعت طرح و مساحت عملیات بیولوژیکی از روابط ۶ و ۷ استفاده شده است.

۲-۲-۲- مدل‌سازی رهیافت ناپارامتری (DEA)

در مدل‌سازی DEA از نتایج برآورد رهیافت پارامتری (SFA) نیز بهره گرفتیم. بدین صورت که در روش DEA صرفاً نهاده‌هایی مد نظر بوده‌اند که در روش SFA معنی‌دار بوده و هم‌چنین در ناحیه سوم تولید (تئوری کلاسیک تولید) قرار نگرفتند.

با فرض یک ستانده (تولید علوفه در مرتع) و ۳ نهاده یعنی میزان بارندگی سالانه، مساحت طرح مرتعداری و مساحت عملیات بیولوژیکی فرم پوششی نهاده - مدار در مدل VRS-DEA (با فرض بازدهی متغیرنسبت به مقیاس) به صورت برنامه‌ریزی خطی زیر مورد توجه پژوهش حاضر بوده است:

$$\text{Min}_{\lambda, \theta, \text{OS}, \text{IS}} - (\text{MI}' \text{OS} + \text{KI}' \text{IS})$$

250- elasticity of frontier output.

251- elasticity of the technical efficiency.

$$st : -y_i + Y\lambda - OS = 0, \quad (8)$$

$$\theta x_i - X\lambda - IS = 0$$

$$N1' \times \lambda \leq 0, \quad \lambda \geq 0, OS \geq 0, IS \geq 0$$

که در آن OS بردار مازاد ستانده^{۲۵۲} با ابعاد $M \times 1$ و IS بردار مازاد نهاده‌ها^{۲۵۳} با ابعاد $K \times 1$ و $M1$ و $K1$ به ترتیب بردارهای یکه با ابعاد $M \times 1$ و $K \times 1$ هستند (به مفهوم مازاد^{۲۵۴} در نمودار ۲ و توضیحات مربوطه اشاره شده است). هم‌چنین در برنامه‌ریزی خطی (۸) x_i بردار نهاده‌ها در طرح مرتعداری i ام، y_i بردار ستانده در طرح i ام، X ماتریس نهاده با ابعاد ۸۷×۳ و Y ماتریس ستانده با ابعاد ۱×۸۷ است. هم‌چنین θ در این مدل معیار کارایی فنی نهاده است که مقادیر صفر تا ۱ را اختیار می‌کند. اگر θ معادل یک باشد یعنی طرح مرتعداری بر روی مرز تولید قرار دارد. بردار λ با ابعاد ۸۷×۱ وزن‌هایی است که ترکیب خطی مجموعه بنگاه‌های مرجع مربوط به بنگاه i ام را شامل می‌گردد. این مسأله برنامه‌ریزی خطی مستلزم حل ۸۷ بار است تا مقدار θ (معیار کارایی فنی) را برای هر بنگاه نمونه‌ای محاسبه و استخراج نماید.

فرم خطی شکسته تابع مرزی ناپارامتری در DEA می‌تواند مشکلاتی در اندازه‌گیری را توجیه کند. این مسأله را می‌توان با استفاده از نمودار ۲ مشاهده نمود. در این نمودار دو بنگاه C و D به دلیل قرار داشتن بر روی مرز تولید کارا می‌باشند و میزان کارایی فنی آنها به صورت به ترتیب OA' / OA و OB' / OB می‌باشد. اما نقطه‌ای مانند A' علی‌رغم قرار گرفتن بر روی مرز تولید، کارا نیست چرا که می‌توان مقدار استفاده از نهاده X_2 را به میزان CA' کاهش داد اما همچنان تولید در همان مقدار قبلی خود باقی بماند. CA' به عنوان مازاد نهاده^{۲۵۵}

252- output slacks.

253- input slacks.

254- slacks.

۲۵۵- اولین بار کوپمنس (Koopmans, 1951) تعریف دقیقتری از کارایی فنی نسبت به تعریف فارل (Farrell, 1957) ارائه داد. از دیدگاه کوپمنس یک بنگاه، تنها زمانی کارایی فنی دارد که اولاً روی مرز باشد و ثانیاً همه مازادهای مربوطه صفر باشد. در پژوهش حاضر تعریف کوپمنس نیز از طریق محاسبه مازادها مورد توجه بوده

در ادبیات اقتصاد تولید (مدرن) شناخته می‌شود. این امر به دلیل قرار گرفتن بنگاه‌ها در بخشی از تابع تولید مرزی شکسته است که موازی با محورهای افقی یا عمودی است. این مازاد از طریق برنامه‌ریزی خطی دو مرحله‌ای یا چند مرحله‌ای قابل محاسبه است. در این رویه θ یک متغیرنبوده و مقدار آن از نتایج مرحله اول به دست می‌آید.

برای بررسی اقتصاد مقیاس و نوع بازدهی نسبت به مقیاس در هر طرح مرتعداری (به تفکیک)، مدل برنامه‌ریزی خطی DEA با دو فرض ثابت نسبت به مقیاس (CRS)²⁵⁶ و متغیرنسبت به مقیاس (VRS)²⁵⁷ حل شد.

گسترش مدل CRS-DEA به VRS-DEA توسط بانکر، چارنز و کوپر در سال ۱۹۹۴ صورت گرفت. مدل VRS-DEA قادر است کارایی مقیاس²⁵⁸ و کارایی خالص²⁵⁹ را از هم تفکیک نماید. به عبارت دیگر با استفاده از حل مدل برنامه‌ریزی خطی با دو فرض CRS و VRS کارایی فنی به دو جزء کارایی خالص و کارایی مقیاس تجزیه می‌شود، به طوری که داریم:

$$TE(CRS) = TE(VRS) \times SE$$

کارایی مقیاس \times مقدار کارایی فنی با فرض VRS = مقدار کارایی فنی با فرض CRS

این مطلب را با استفاده از نمودار شماره ۲ نیز می‌توان نشان داد. بنابراین خواهیم داشت:

$$AP_C / AP = (AP_V / AP) \times (AP_C / AP_V).$$

۲-۳- وضعیت مراتع در ایران و طرح‌های مرتعداری

مراتع در ایران بیش از ۵۰ درصد مواد تغذیه‌ای دام‌های سنتی کشور را تأمین می‌کنند. تولید علوفه خشک به میزان ۲۱/۴ میلیون تن (سازمان جنگل‌ها و مراتع

است.

256- Constant return to scale.

257- Variable return to scale.

258- Scale efficiency.

259- Pure efficiency.

در (۱۳۸۱) و ارزش بیش از ۱۰۰۰۰ میلیارد ریال آماری در ارتباط با مراتع است. حتی اگر میزان تولید علوفه خشک قابل استفاده و مجاز را در نظر بگیریم، مراتع ایران با تولید مجاز ۱۱ میلیون تن علوفه خشک (۵/۹ میلیون تن TDN) جوابگوی ۳۷ میلیون واحد دامی به مدت ۷ ماه خواهد بود (همان).

در مورد وسعت مراتع، ارقام مختلفی در زمان‌های مختلف اظهار شده است. در سال ۱۳۴۶ مساحت مراتع ۱۶ میلیون هکتار و توسط هنری پابو برآورد شده و در سال‌های ۱۳۵۱ و ۱۳۵۴ به ترتیب ۱۲۶ و ۱۰۰ میلیون هکتار توسط نیکنام و شرکت اف.ام. ای برآورد گردیده است. آخرین مساحت اظهار شده حدود ۹۰ میلیون هکتار، در سال ۱۳۷۵ اعلام شده است (برنامه ملی اقدام، ۱۳۸۱).

مقایسه اطلاعات در طی دو دهه ۷۵-۱۳۵۵ نشان می‌دهد که مساحت مراتع مربوط به وضعیت فقیر یا خیلی فقیر حدود ۲۷/۴ میلیون هکتار (۲/۷ برابر) افزایش داشته و در مقابل از وسعت مراتع خوب و متوسط کاسته شده است (سازمان جنگل‌ها و مراتع، ۱۳۸۱).

مروری بر مطالعات قبلی نشان می‌دهد که عدم تعادل دام و مرتع، تعداد زیاد بهره‌برداران، از هم پاشیدگی نظام بهره‌برداری عشایری و روستایی، رسیدن به نقطه بحرانی بهره‌برداری، عدم وجود تشکیلات و اعتبارات مناسب، بورس بازی زمین، گسترش شهرها، کارخانجات و مناطق نظامی، تبدیل مراتع به اراضی دیم کم بازده، مشکلات حقوقی و مالکیت مراتع، مشاع بودن بهره‌برداری، خشکسالی‌ها و مسائل اقلیمی از جمله تنگناهای مراتع ایران در نقاط مختلف کشور است.

تاریخچه طرح‌های مرتعداری به سال ۱۳۴۹ برمی‌گردد که با هدف تعادل دام و مرتع تصویب شد. اما بعد از آن مدتی دچار رکود شده و سپس در سال ۱۳۶۳ طرحی با عنوان تعادل دام و مرتع تدوین شد، اما به اجرا در نیامد. در سال ۱۳۶۵ تهیه طرح‌های مرتعداری به یکی از سیاست‌های اصلی سازمان جنگل‌ها و مراتع درآمد (جهاد کشاورزی، ۱۳۸۰). در قانون برنامه سوم ماده ۱۰۴ نیز موضوع تعادل دام و مرتع مجدداً تصویب و تهیه و واگذاری طرح‌های مرتعداری کماکان به عنوان اقدامات اساسی در این راستا باقی مانده است.

در اجرای طرح‌های مرتعداری واگذار شده، علاوه بر انتقال بلندمدت مالکیت و بهره‌برداری، انجام عملیات بیولوژیکی، مکانیکی و پرداخت تسهیلات بانکی نیز مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است. تولید و کشت نهال (نهالکاری)، بذرکاری و کپه‌کاری، ذخیره نزولات بیولوژیکی، تبدیل دیمزارهای کم‌بازده، کپه‌کاری و کشت مستقیم علوفه و کودپاشی به عنوان عملیات بیولوژیکی در سطح مراتع در نظر گرفته شدند. هم‌چنین عملیاتی مانند احداث آبشخور، حصارکشی، ارائه دستگاه‌های تلمبه بادی و احداث چاه مالداري به عنوان عملیات غیربیولوژیکی، در پژوهش حاضر قلمداد شده‌اند. این عملیات معمولاً با همکاری و همیاری بهره‌برداران و بخش دولتی در مراتع و استفاده از تسهیلات بانکی صورت می‌پذیرد.

۴-۲- داده‌های تحقیق و شیوه نمونه‌گیری

اطلاعات مربوط به این تحقیق از سه استان خراسان، آذربایجان غربی و یزد به عنوان استان‌های شرقی، غربی و مرکزی با اقلیم خشک گردآوری و به‌دست آمده است. در انتخاب استان‌ها سعی شد پراکندگی جغرافیایی رعایت شود. اگر چه استان‌های مورد بررسی در نقاط مختلف کشور پراکنده‌اند، لیکن هدف این پژوهش تعمیم نتایج و یافته‌ها به ۲۱ استان (غیر از استان‌های شمالی و جنوبی - ساحلی) بوده است. به طور کلی ۲۱ درصد سطح کل مراتع کشور و ۳۰ درصد مراتع خوب و ۱۷/۴ درصد از کل علوفه خشک قابل برداشت و یا مجاز در این ۳ استان وجود دارد. از لحاظ میزان بارندگی (به عنوان یک شاخص مناسب برای شرایط اقلیمی) سه استان منتخب در وضعیت‌های خوب (آذربایجان غربی)، متوسط (خراسان) و ضعیف (یزد) قرار دارند. جدول شماره ۲ حجم جامعه و نمونه آماری را نشان می‌دهد.

جامعه آماری این پژوهش طرح‌های مرتعداری واگذار شده تا سال ۱۳۷۶ است. سال ۱۳۷۶ به این دلیل انتخاب شد که حداقل ۵ سال از زمان واگذاری گذشته و تمامی تأثیرات در یک طرح کاملاً اتفاق افتاده باشد. به طور کلی تا سال ۱۳۷۶ در

۲۱ استان مورد نظر تعداد ۲۳۱۱ طرح مرتعداری واگذار و به مورد اجرا گذاشته شد. (سازمان جنگل‌ها و مراتع، ۱۳۷۸).

جدول ۱- حجم جامعه و نمونه آماری

نام استان	جامعه آماری (تعداد طرح‌های مرتعداری واگذار شده تا سال ۱۳۷۶)	تعداد طرح‌های مرتعداری مراجعه شده	حجم نمونه آماری (نهایی)	درصد حجم نمونه در هر استان
خراسان	۹۱	۵۱	۴۵	۴۹/۵
یزد	۵۰	۲۵	۲۱	۴۲
آذربایجان غربی	۷۲	۳۰	۲۱	۲۹/۲
جمع (سه استان)	۲۱۳	۱۰۶	۸۷	۴۰/۸

مأخذ: اطلاعات تحقیق

به منظور تعیین حجم نمونه، ابتدا کارایی طرح‌های مرتعداری در شماری از طرح‌های استان خراسان محاسبه و با استفاده از واریانس به‌دست آمده (۰/۰۵۱) و از طریق فرمول کوکران حجم نمونه محاسبه گردید. رقم ۷۵/۸ حجم نمونه آماری با توجه به جامعه آماری، یعنی ۲۳۱۱ طرح به‌دست آمد. در این پژوهش داده‌های ۸۷ طرح مرتعداری مورد توجه قرار گرفته است.

متغیروابسته در توابع تولید مرزی به «میزان تولید علوفه خشک» است. این نوع اطلاعات در ادارات منابع طبیعی و پرونده‌های طرح‌ها موجود نبود. از این رو در این پژوهش به منظور محاسبه این متغیر اقدام به عملیات برداشت صحرایی و پلات اندازه‌یهای تصادفی شده و سپس در شرایط دمایی مناسب و آزمایشگاهی خشک و توزین گردید. بدین منظور این عملیات در هر طرح، در سه بخش یعنی قرق، مساحت عملیات بیولوژیکی (احیاء شده) و بقیه وسعت طرح (احیاء نشده) به طور جداگانه صورت پذیرفت و متوسط موزون میزان تولید علوفه خشک این سه

بخش اندازه‌گیری و به عنوان متغیروابسته در نظر گرفته شد.^{۲۶۰} هم‌چنین به منظور مقایسه میزان تولید در طرح‌های مرتعداری و در مراتع مجاور (بدون هیچ‌گونه عملیات)، عملیات برداشتهای صحرایی نیز در مراتع مجاور صورت پذیرفت.

برای اندازه‌گیری و به دست آوردن متغیرهای توضیحی از پرسشنامه‌های سر مرتعدار، اعضاء طرح، اسنادی و ناظر طرح استفاده گردید. تعداد پرسشنامه‌های تکمیل شده در هر دسته در جدول ۳ خلاصه شده است.

جدول ۲- تعداد پرسشنامه‌های تکمیل شده (نهایی) به تفکیک نوع پرسشنامه و استان

استان	اسنادی	سرمرتعدار (مدیر عامل طرح)	مرتعدار (عضو طرح)	ناظر فنی طرح	جمع
خراسان	۴۳	۴۵	۱۳۰	۳۸	۲۵۶
یزد	۲۱	۲۱	۳۲	۲۱	۹۵
آ - غربی	۲۶	۲۱	۴۴	۱۵	۱۰۶
جمع	۹۰	۸۷	۲۰۶	۷۴	۴۵۷

۳- نتایج

۳-۱- رهیافت پارامتری

نتایج تخمین همزمان تابع مرزی تصادفی و مدل آثار عدم کارایی (هوانگ - لیو) با استفاده از نرم‌افزار FRONTIER 4.1 در جدول ۴ خلاصه شده است. بخش اول نتایج شامل تابع مرزی با ۸ ضریب است. قسمت دوم به مدل آثار عدم

^{۲۶۰}- مسئولیت انجام عملیات میدانی بر عهده مشاورین فنی طرح در سه استان (آقای مهندس خاکی در استان یزد و آقای مهندس قائمی در آذربایجان غربی) و به سرپرستی آقای دکتر توکلی (عضو هیأت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان خراسان) انجام پذیرفت.

کارایی (عوامل مؤثر بر عدم کارایی) با ۵ ضریب و قسمت پایینی جدول به پارامترهای واریانس، مقدار تابع لگاریتم راستنمایی مدل و آزمون نسبت راستنمایی اختصاص دارد.

بر مبنای نتایج برآورد کارایی فنی هر طرح مرتعداری در رهیافت پارامتری SFA، متوسط کارایی فنی ۸۷ طرح مرتعداری مورد بررسی، عدد ۶۷ درصد را نشان می‌دهد. بنابراین ظرفیت ارتقاء کارایی در این طرح‌ها (نسبت به کارآمدترین طرح در نمونه مورد بررسی) تا ۳۳ درصد قابل افزایش است.

جدول ۳- نتایج تخمین همزمان تابع مرزی تصادفی و مدل آثار عدم کارایی غیرخنثی

(مدل هووانگ - لیو)

نام متغیر	پارامتر	تخمین پارامتر (ضریب)	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
(تابع مرزی)					
ثابت		۰/۶۱۲	۰/۲۸۷	۱۲/۵۷	۰/۰۰۰
متوسط بارندگی سالانه	β_0	۱/۷۵	۰/۱۱۷	۱۴/۹۹	۰/۰۰۰
تعداد بهره‌برداران	β_1	-۰/۰۴۱	۰/۵۷۷	-۰/۷۱	---
وسعت طرح	β_2	۰/۶۷۰	۰/۰۵۴۸	۱۲/۲۴	۰/۰۰۰
تعداد دام	β_3	-۰/۰۱۹۱	۰/۶۳۵	-۰/۳	---
تعداد یورد در هر طرح	β_4	۰/۲۸۸	۰/۲۲۵	۱۲/۸۳	۰/۰۰۰
تعداد روزهای حضور دام در مرتع	β_5	۰/۰۵۶	۰/۴۷۶	۱/۱۸۵	---
مساحت عملیات بیولوژیکی	β_6	۰/۲۸۷	۰/۴۹۶	۵/۷۹	۰/۰۰۰
مدل آثار عدم کارایی - غیرخنثی)					
ثابت	δ_0	۰/۶۱۴	۰/۰۶۵۷	۹/۳۴	۰/۰۰۰
وسعت طرح	δ_1	-۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۲۳	-۲/۱۲	۰/۰۲۵
مساحت عملیات بیولوژیکی	δ_2	-۰/۰۰۱۷۶	۰/۰۰۲۸	-۲/۸۳	۰/۰۰۰
آموزش‌های ترویجی	δ_3	-۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۷۶	-۱/۷۷	۰/۰۵

نقش ناظر				
---	-۰/۵۲۸	۰/۱۴۸	-۰/۰۷۸	
(پارامترهای واریانس)				
۰/۰۰۰	۴/۵۵۳	۰/۰۴۵۶	۰/۲۰۷۷	σ_s^2
۰/۰۰۰	۸۳۱۳۷/۷	۰/۰۰۰۰۱۲	۰/۹۸۳۲	γ
	-	-	۵/۵۳۶۵	-
	-	-	۲۳/۹۰	-
				Sigma - squared gamma Log likelihood LR test

نتایج برآورد سهم واریانس عدم کارایی (σ^2) در تشریح کل واریانس ستانده (σ_3^2) که با $\gamma = \frac{\sigma^2}{\sigma_s^2}$ نشان داده می‌شود، نشان می‌دهد که مقدار γ نزدیک به یک (۰/۹۸) بوده و خطای معیار آن بسیار کوچک و نزدیک به صفر (۰/۰۰۰۰۱) است. لذا حکایت از معنی‌داری در سطح اطمینان نزدیک به ۱۰۰ درصد دارد. این نتایج حاکی از این است که تغییرات پسماندها به طور بسیار چشمگیری به موجب آثار عدم کارایی، u_i ، بوده و سهم خطای تصادفی، v_i بسیار کوچک‌تر است. این مقدار از γ نشان از همگرایی مدل مرزی تصادفی به سمت مدل مرزی قطعی^{۲۶۱} در نمونه مورد بررسی است. این یک نتیجه جالب توجه در بخش منابع طبیعی و کشاورزی است، چرا که نقش خطاهای تصادفی در تابع تولید بسیار پایین بوده و معمولاً در بخش کشاورزی و منابع طبیعی که با عدم قطعیت فراوانی مواجه هستند، این مقدار از γ تا حدودی دور از انتظار می‌نماید. این امر نشان می‌دهد که متغیرهای گنجانده شده در تابع تولید به میزان قابل توجهی توانسته است عوامل طبیعی را کنترل و خطاهای تصادفی را کاهش دهد.

آزمون فرضیه‌های مدل با استفاده از آزمون نسبت راستنمایی تعمیم یافته (GLRTS)^{۲۶۲} صورت گرفته است. صورت کلی این آزمون به شکل زیر است (گرین، ۱۹۹۷):

$$LR = -2 \{ \text{Ln}[L(H_0) / L(H_1)] \} = -2 \{ \text{Ln}[L(H_0)] - \text{Ln}[L(H_1)] \} \quad (9)$$

که در آن $L(H_0)$ و $L(H_1)$ مقادیر تابع راستنمایی تحت فرضیه صفر (H_0) و

261- deterministic frontier.

262- Generalized Likelihood Ratio Test Statistic.

فرضیه مقابل (H_1) بوده و فرض می‌شود به طور مجانبی دارای توزیع کای - دو (χ^2) یا توزیع کای - دو مختلط^{۲۶۳} است.

نتایج محاسبه لگاریتم تابع راستنمایی خطای یک طرفه برای مدل مرزی و روش OLS و انجام آزمون فوق نشان می‌دهد که فرضیه صفر یعنی عدم وجود آثار عدم کارایی رد می‌شود. یعنی تابع تولید کلاسیک سنتی برای نمونه مورد بررسی مناسب نبوده و می‌بایست تابع مرزی تصادفی برای این داده‌ها برآورد شود. هم‌چنین آزمون فرم تابعی مناسب برای مدل با استفاده از آزمون فوق حاکی از عدم رد فرضیه $H_0: B_{ij} = 0$ بوده و در نتیجه فرم تابع کاب - داگلاس برای مدل مرزی تصادفی طرح‌های مرتعداری کافی و مناسب است.^{۲۶۴}

هم‌چنین برای مناسبت تبیین عوامل مؤثر بر عدم کارایی و آزمون مناسب بودن مدل هووانگ - لیو به منظور تعیین متغیرهای مؤثر در عدم کارایی آزمون نسبت LR حاکی از رد شدن فرضیه صفر $H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ است. لذا مدل هووانگ - لیو نیز مدل مناسبی برای نمونه مورد بررسی محسوب می‌شود.

نتایج محاسبه کشش تولید نهاده‌ها و بازدهی نسبت به مقیاس (ضریب اقتصاد مقیاس)، RTS، در جدول زیر خلاصه شده است:

جدول ۴- کشش متوسط تولید نهاده‌ها و ضریب اقتصاد مقیاس (مدل SFA - هووانگ لیو)

نهاده	بازدهی	تعداد بهره‌داران	وسعت طرح	تعداد دام	تعداد یورد	تعداد روزهای جاری دام	مساحت عملیات بیولوژیکی	ضریب اقتصاد مقیاس (RTS)
ضریب کشش	۱/۷۵	-۰/۰۴۱	۰/۶۶۵۷	-۰/۰۱۹	۰/۲۸۸	۰/۰۵۶	۰/۲۸۷	۲/۹۸

263- Mixed Chi-square distribution.

۲۶۴- بدین منظور تابع مرزی تصادفی در فرم‌های تابعی ترانسلاک و کاب - داگلاس به طور کامل برآورد شده و لگاریتم تابع راستنمایی برای هر دو مدل محاسبه و سپس آزمون مورد نظر صورت پذیرفت.

								تولید
--	--	--	--	--	--	--	--	-------

۲-۳- نتایج رهیافت ناپارامتری DEA

نتایج مدل تحلیل پوششی داده‌ها، DEA، با فرض یک ستانده (تولید علوفه طرح مرتعداری) و ۳ نهاد متداول یعنی میزان بارندگی، مساحت طرح و عملیات بیولوژیکی با استفاده از برنامه‌ریزی خطی معرفی شده در رابطه (۸) به‌وسیله نرم‌افزار DEAP.2 به‌دست آمده است. این مدل هم‌چنین برای دو حالت CRS (بازدهی ثابت نسبت به مقیاس) و VRS (بازدهی متغیر) به منظور تجزیه کارایی کل به کارایی خالص و کارایی مقیاس به کار گرفته شد.

براساس نتایج به‌دست آمده، میانگین کارایی طرح‌های مرتعداری در سه استان مورد بررسی حدود ۸۰ درصد است. به عبارت دیگر با تکیه بر نتایج رهیافت ناپارامتری ظرفیت ارتقاء کارایی در این طرح‌ها بدون هیچ‌گونه افزایشی در هزینه‌ها و به کارگیری نهاده‌های بیشتر در حدود ۲۰ درصد برآورد می‌شود. این ظرفیت نسبت به رهیافت پارامتری SFA، ۱۳ درصد کمتر نشان می‌دهد. مقایسه میانگین کارایی در دو حالت CRS و VRS حاکی از اختلاف ۴۰ درصدی است. پس می‌توان گفت که میزان کارایی مقیاس در طرح‌های مرتعداری چشمگیر است. جدول ۵ به طور واضح نشانگر اختلاف کارایی در دو حالت DEA-VRS و DEA-CRS خواهد بود.

نتایج تجزیه کارایی و محاسبه اقتصاد مقیاس در جدول زیر خلاصه شده است:

جدول ۵- کارایی در مدل CRS-DEA و VRS-DEA و اقتصاد مقیاس (کارایی مقیاس)

کارایی مقیاس (SE) VRS-DEA	کارایی خالص در مدل VRS-DEA (کارایی مدیریت)	کارایی در مدل CRS DEA	مدل

متوسط سه استان	۰/۴۰۳	۰/۷۹۸	۰/۴۹۱
خراسان	۰/۴۲۴	۰/۷۸۳	۰/۵۲۸
یزد	۰/۰۹۲	۰/۷۶۴	۰/۱۲۱
آ - غربی	۰/۶۷۱	۰/۸۶۴	۰/۷۸۲

در این پژوهش برای محاسبه کارایی در روش DEA از تعریف کوپمنس^{۲۶۵} استفاده شده است. به عبارت دیگر هم انتقال مازاد نهاده‌ها^{۲۶۶} (AC) در نمودار (یک) و هم انتقال شعاعی^{۲۶۷} (AA') در نمودار یک) مورد برآورد قرار گرفته و در نهایت مازاد و یا استفاده بیش از حد مطلوب از نهاده‌ها محاسبه گردید. نتایج این محاسبات در جدول شماره ۶ آمده است:

جدول ۶- متوسط میزان به کارگیری بیش از نیاز نهاده‌ها در هر طرح مرتعداری به تفکیک استان (رهیافت DEA-VRS)

نهاده‌ها	متوسط سه استان		استان خراسان		استان یزد		استان آ - غربی	
	نسبت به کل *	مقدار	نسبت به کل *	مقدار	نسبت به کل *	مقدار	نسبت به کل *	مقدار
بارندگی (میلیمتر)	۱	۴۳	۱/۲	۵۳	۰/۴	۱۸	۵/۸	۲۵۳
عملیات بیولوژیکی (هکتار)	۱	۴۱۰	۰/۱۶	۶۴۰	۰	۰	۰/۸	۳۲۳
مساحت طرح (هکتار)	۱	۱۴۲۰	۱/۲	۱۷۴۰	۱/۵	۲۰۶۰	۰/۱	۱۱۰

* منظور از این شاخص، نسبت متوسط استفاده اضافی هر نهاده در هر طرح مرتعداری به متوسط کل سه استان می‌باشد.

265- Koopmans. T.C (1961).

266- slack movements.

267- radial movements.

نتایج مقایسه متوسط کارایی در دو رهیافت پارامتری (SFA) و ناپارامتری (DEA) به تفکیک استان‌های مورد بررسی و متوسط سه استان در جدول ۷ خلاصه شده است.

جدول ۷- مقایسه متوسط کارایی در دو رهیافت پارامتری و ناپارامتری (SFA و DEA) (درصد)

استان	سه استان	استان خراسان	استان یزد	استان آ - غربی
رهیافت DEA-CRS	۰/۴۰۳	۰/۴۲۴	۰/۰۹۲	۰/۶۹۲
رهیافت DEA-VRS	۰/۷۹۸	۰/۷۸۳	۰/۷۶۴	۰/۸۶۴
رهیافت SFA	۰/۶۷	۰/۶۹	۰/۶۲	۰/۶۷

به منظور آزمون متفاوت بودن متوسط کارایی در طرح‌های مرتعداری استان‌های مورد بررسی از آزمون کروسکال - والیس^{۲۶۸} و من - ویتنی^{۲۶۹} به ترتیب برای مقایسه سه استان و مقایسه دو به دو استان‌ها استفاده شد. نتایج نشان داد که همگی مقایسه‌ها در سه روش SFA، DEA-VRS و DEA-CRS در سه استان و همچنین مقایسه‌های دوبه‌دوی استان‌ها غیراز دو مورد، در سطح احتمال ۹۵ درصد و بیشتر معنی‌دار بوده است. به طور کلی می‌توان گفت نتایج این آزمون‌ها معنی‌دار بودن اختلاف متوسط کارایی در استان‌های مورد بررسی را تأیید می‌کنند.

268- Kruskal - Wallis.

269- Mann - Whitney.

۴- نتیجه‌گیری و بحث

۴-۱- نتیجه‌گیری روش شناختی

- مقدار کارایی در رهیافت ناپارامتری با تصریح VRS همواره بیشتر از تصریح CRS است. نتایج تجربی حاصل از پژوهش کاملاً سازگار با این نتیجه نظری است.
- اگر چه دو رهیافت نتایج نسبت مشابهی در مورد بازدهی نسبت به مقیاس، RTS، ارائه کردند، اما الزاماً در همه بررسی‌ها این‌گونه نخواهد بود. روش DEA قادر است RTS هر طرح (بنگاه) را به طور جداگانه محاسبه و ارائه کند.
- رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری (DEA و SFA) در مورد میزان کارایی الزاماً نتایج یکسانی را دربرندارند.
- در فعالیت‌های بخش کشاورزی و منابع طبیعی بزرگتر بودن مقدار کارایی در روش DEA با تصریح VRS (تحدب مرز تولید) نسبت به رهیافت پارامتری (SFA) احتمال بیشتری دارد. نتایج تجربی پژوهش موید این نکته است.
- بروز نتایج متناقض در مورد میزان کارایی در دو رهیافت براساس گروه‌های دسته‌بندی شده (مانند تفکیک استان‌ها در این پژوهش) کاملاً محتمل است.
- اگر اختلاف میزان کارایی بین گروه‌های مورد بررسی (سه استان در این پژوهش) کمتر باشد، حساسیت دو رهیافت در مورد رتبه‌بندی (اولویت‌گذاری) بین گروه‌ها افزایش می‌یابد و بالعکس.
- برای انتخاب رهیافت مناسب و کارآمد از میان رهیافت‌های موجود، پاسخ مشخص و ثابت‌شده‌ای بر مبنای مبانی نظری وجود ندارد. لذا هر پژوهشگر می‌بایستی بر مبنای پژوهش موردی و براساس نوع فعالیت و داده‌های در دسترس، به‌گزینه رهیافت مناسب مبادرت نماید.
- انتخاب دو رهیافت و مقایسه نتایج آنها می‌تواند قوت و اطمینان بیشتر به یافته‌ها ببخشد.
- اگر در پژوهشی صرفاً یک رهیافت مد نظر قرار گیرد، با توجه به ویژگی‌های ذاتی بخش کشاورزی و منابع طبیعی (غیرقابل کنترل بودن برخی عوامل، وجود

خطاهای تصادفی بیشتر نسبت به سایر بخش‌ها و تأثیرپذیری از عوامل محیطی و جغرافیایی و...) و با عنایت به شرایط موجود در کشور ما، به نظر می‌رسد رهیافت پارامتری (SFA) نسبت به رهیافت‌های ناپارامتری مانند DEA ارجحیت داشته باشد (رحیمی‌سوره ۱۳۸۳).

۲-۴- نتیجه‌گیری در مورد مراتع مورد بررسی

- ظرفیت افزایش کارایی (فنی) تولید در طرح‌های مرتعداری بین ۲۰ تا ۳۰ درصد وجود دارد.
- میزان بارندگی عامل مهمی در توان بیولوژیکی و تولید علوفه مراتع است. ضریب کشش جزیی ستانده این نهاده، ۱/۷۵ بیشتر از بقیه نهاده‌هاست. به عبارت دیگر به ازای افزایش یک میلی‌متر بارندگی سالانه، تولید علوفه در هر طرح مرتعداری ۱/۷۵ تن افزایش می‌یابد. اما برای ارتقاء کارایی طرح‌ها صرفاً افزایش بارندگی، بدون تغییر در عوامل دیگر و مدیریت این منابع، کارساز نخواهد بود.
- بازدهی نسبت به مقیاس در طرح‌های مرتعداری مورد بررسی صعودی بوده و این نتیجه در هر دو رهیافت یکسان بوده است.
- با فرض ثابت بودن سایر شرایط، کاهش در تعداد بهره‌برداران به افزایش در تولید منجر می‌شود. یعنی به ازای افزایش یک بهره‌بردار در هر طرح مرتعداری، تولید علوفه به میزان ۴۰ کیلوگرم کاهش یافته است. این یافته منتج از منفی بودن کشش جزیی تعداد بهره‌بردار در هر طرح است.
- به ازای افزایش یک هکتار به مساحت طرح مرتعداری، میزان تولید علوفه ۰/۷ تن در هر طرح افزایش می‌یابد. هم‌چنین افزایش مساحت از عوامل مؤثر در ارتقاء کارایی به شمار می‌آید.
- ضریب کشش جزیی تعداد دام منفی است. یافته‌ها حاکی از فزونی تعداد دام و فشار بر مراتع است. افزایش هر رأس دام سبک، از تولید سالانه علوفه در هر طرح، ۱۰ کیلوگرم می‌کاهد.
- تعداد یورد افراز شده از متغیرهای معنی‌دار و مؤثر در تولید است. به نظر

می‌رسد افزاز در مراتع که بر مبنای عرف هر منطقه و توسط خود مرتعداران صورت می‌گیرد، تأثیر مناسبی در احساس مالکیت داشته و مدیریت اصولی و همکاری دامداران را تقویت کرده است. به ازای افزایش یک یورد در هر طرح مرتعداری، حدود ۰/۳ تن، علوفه سالانه افزایش می‌یابد.

□ عملیات بیولوژیکی صورت گرفته نقش مثبت و مهمی هم در میزان تولید و هم در ارتقای کارایی تولید مراتع دارد. ضریب برآوردی نشان می‌دهد به ازای هر هکتار از این عملیات (بذرپاشی، کپه‌کاری، کودپاشی، قرق، نهال‌کاری و فاروژنی) میزان تولید در هر طرح ۳ تن افزایش می‌یابد. نتایج مدل آثار عدم کارایی نشان می‌دهد که این متغیر تأثیر مثبتی در ارتقاء کارایی دارد.

□ مجموعه عملیات و هزینه‌های غیربیولوژیکی، اثرات معنی‌داری در افزایش تولید یا ارتقاء کارایی نداشته‌اند. به نظر می‌رسد از آنجا که این گونه هزینه‌ها (احداث آبشخور، حصار کشی، سیم خاردار و...) عمدتاً در راستای فعالیت دامداری بوده است، لذا انتظار نمی‌رود که اثر مثبت و معنی‌داری در افزایش تولید علوفه داشته باشند.

□ تسهیلات بانکی اثر معنی‌داری در تولید علوفه و پایداری مراتع نداشته است. به نظر می‌رسد از آنجا که این متغیر هم همواره برای تقویت تأمین و امکانات دامداری مصرف شده است، لذا اثرات قابل توجهی نداشته است.

□ نقش آموزشهای ترویجی و ناظر فنی در کارایی تولید طرح‌ها مثبت بوده، اما ضریب نقش ناظر در سطح مطلوبی معنی‌دار نیست. به نظر می‌رسد در مورد ناظرین علاوه بر ضرورت داشتن تخصص مربوطه، می‌بایستی آموزشهای لازم در مورد چگونگی انتقال یافته‌های جدید و تلفیق آن با فرهنگ و دانش بومی مرتعداران و همچنین روش‌های مشارکتی مانند ارزیابی مشارکتی روستایی (PRA) به آنان داده شود.

□ کارایی در طرح‌های استان‌های خراسان و آذربایجان غربی به طور متوسط بیشتر از استان یزد بوده است. اما در مورد مقایسه دو استان خراسان و آذربایجان غربی هر کدام از رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری نتایج متفاوتی در برداشته‌اند.

□ تجزیه کارایی به دو جزء، کارایی خالص و کارایی مقیاس نشان داد که کارایی خالص در سه استان به طور متوسط ۸۰ درصد و کارایی مقیاس ۴۹ درصد برآورد است. عدم کارایی موجود در طرح‌های مرتعداری ناشی از عدم فعالیت در مقیاس بهینه (با رقم ۵۱ درصد) بیشتر از عدم کارایی در مدیریت سایر عوامل تولید، یعنی عدم کارایی فنی خالص (با رقم ۲۰ درصد) است.

□ در طرح‌های مورد بررسی در سه استان، میانگین به کارگیری بیش از اندازه مطلوب در مورد عملیات بیولوژیکی به طور متوسط ۴۱۰ هکتار بوده است. به عبارت دیگر با استفاده کارآمد از منابع و عوامل تولید، میزان تولید علوفه فعلی می‌تواند با کاهش ۴۱۰ هکتار عملیات بیولوژیکی به ازای هر طرح نیز به دست آید. انجام این عملیات در استان یزد کارآمدتر از دو استان دیگر بوده است.

□ یافته‌های مربوط به مازاد و استفاده مطلوب از بارندگی نشان می‌دهد که مازاد آن در استان یزد کمترین و در استان آذربایجان غربی بیشترین مقدار را داشته است. لذا ضرورت بهینه‌سازی استفاده از آن در استان‌های با بارش بالاتر (مثل آذربایجان غربی) بیشتر احساس می‌شود. به هر حال استفاده اصولی از نزولات جوی در همه استان‌های کشور با توجه به خشک یا نیمه‌خشک بودن سرزمین ایران ضروری است، اما مسأله‌ای که لازم است براساس یافته‌های طرح بر آن تأکید شود این است که با افزایش میزان بارندگی سالانه (با فرض ثبات سایر شرایط) عدم استفاده بهینه از این نهاده نیز افزایش می‌یابد. برخی از اقداماتی که می‌تواند در این مورد مؤثر باشند عبارتند از: مهار و ذخیره‌سازی نزولات و هم‌چنین دقت در نوع و چگونگی عملیات بیولوژیکی و اجرای عملیات مکانیکی و پشتیبان به مانند آنچه که در مقوله آبخیزداری صورت می‌گیرد.

□ یافته‌ها در مورد بارندگی هم چنین نشان می‌دهد که مدیریت آن در استان یزد اصولی‌تر از دو استان دیگر به ویژه استان آذربایجان غربی بوده است.

□ تخصیص مناسب منابع مالی مابین اقدامات مختلف و پشتیبانی‌های آموزشی، ترویجی و فنی بدون تردید به استفاده مطلوب‌تر از امکانات می‌انجامد.

□ به استناد برداشت‌های صحرائی و اندازه‌گیری میزان تولید علوفه در

طرح‌های مرتعداری و مراتع مجاور آنها می‌توان نتیجه گرفت که اجرای طرح‌های مرتعداری (خصوصی سازی مراتع) در راستای هدف افزایش تولید علوفه و ارتقاء پایداری مراتع، موفق بوده است. نتایج نشان می‌دهد تولید علوفه در این طرح‌ها نسبت به مراتع مجاور (که طرح مرتعداری در آنها انجام نشده است) به طور متوسط ۵۵/۲ درصد افزایش داشته است.

□ نتایج حاصله نشان می‌دهند که مسأله مالکیت و حس مالکیت در مراتع از عناصر بسیار مهم در مدیریت و بهره‌برداری بهینه از مراتع محسوب می‌شود. هر نوع سیاست یا اقدامی که به تقویت این حس یاری نماید، در پایداری این منابع تأثیرات به‌سزایی از خود برجای می‌نهد.

فهرست منابع

- ۱- رحیمی‌سوره، صمد، برآورد کارایی و اقتصاد مقیاس در رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری. رساله دکتری دانشگاه تربیت مدرس، ۱۳۸۳.
- ۲- رحیمی‌سوره، ص، ع. آقا علی نژاد، ع. خزاعی، ع. کریم‌زاده، «صنایع تبدیلی غذایی کشاورزی»، تهران، مرکز تحقیقات و بررسی مسایل روستایی، ۱۳۷۵.
- ۳- سازمان جنگل‌ها، مراتع و آبخیزداری، «برنامه ملی اقدام - مقابله با بیابان‌زایی و تعدیل اثرهای خشکسالی»، تهران، انتشارات مؤسسه توسعه روستایی، ۱۳۸۱.
- ۴- سازمان جنگل‌ها، مراتع و آبخیزداری، گزارش عملکرد سازمان، سال‌های مختلف.
- ۵- مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، سال‌های مختلف.
- ۶- وزارت جهاد کشاورزی، آمارنامه کشاورزی سال ۱۳۸۰ (جلد اول)، تهران، ۱۳۸۱.
- ۷- وزارت جهاد کشاورزی، آمارنامه کشاورزی سال ۱۳۸۰ (جلد دوم)، تهران، ۱۳۸۱.
- 8- Afriat, S., "Efficiency Estimation of Production Functions," *International Economic Review*, 1972, 13, 3, PP.568-598.
- 9- Aigner, D.J., C.A.K Lovell and P. Schmidt, "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models" *Journal of Econometrics*, 1977, 6, 21-37.
- 10- Arrow, K.J., H.B. Chenery, B. S. Minhas, and R. M. Solow, "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency," *Review of Economics and Statistics*, 1961, 63.3. (August), 225-50.
- 11- Banker, R.D., A. Charnes and W.W. Cooper, "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment

- Analysis", *Management Science*, 1984, 30, 1078-1092.
- 12- Battese, G. E., "A Note on the Estimation of Cobb-Douglas Production Functions when Some Explanatory Variable have Zero Values", *Journal of Productivity Analysis*, 1997, 3, 1/2, 153-69.
 - 13- Battese, G. and S.S, Broca, "Functional Forms of Stochastic Frontier Production Functions and Models for Technical Inefficiency Effects: A Comparative Study for Wheat Farmers in Pakistan", *Journal of Productivity Analysis*, 1999, 8, 395-414.
 - 14- Berndt, E. R. and L. R. Christensen, "The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures, and Labor in U.S. Manufacturing 1929-1968," *Journal of Economics*, 1973, 1:1(March), 81-114.
 - 15- Boles, J. N., "Efficiency Squared – Efficient Computation of Efficiency Indexes," Proceedings of the Thirty Ninth Annual Meeting of the Western Farm Economics Association, 1996, 137-42.
 - 16- Charnes, A., W.W. Cooper and E. Rhodes, "Measuring the Efficiency of Decision Making Units", *European Journal of Operational Research*, 1978, 2, 429-441.
 - 17- Christensen, L. R., D. W. Jorgensen, and L. J. Lau, "Transcendental Logarithmic Production Frontiers," *Review of Economics and Statistics*, 1973, 55:1 (February), 28-45.
 - 18- Cobb, C.W, and Douglas, P.H., A Theory of Production, *American Economic Review*, 1928, 18, Supplement, 139-165.
 - 19- Coelli, T.J., "A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Frontier Production Function Estimation", CEPA Working Paper 96/07, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, 1996a.
 - 20- Coelli, T.J., "A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program", CEPA Working Paper 96/08 Department of Econometrics, University of New England, Armidale, 1996b.
 - 21- Coelli, T.J., and S. Perelman, "A Comparison of Parametric and Non-parametric Distance Functions: With Application to European Railways", CREPP Discussion Paper no. 96/11, University of Liege, Liege, 1996b.
 - 22- Debreu, G., "The Coefficient of Resource Utilization," *Econometrica*, 1951, 19:3, (July), 273-92.
 - 23- Farrell, M.J., "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, CXX*, Part 3, 1957, 253-290.
 - 24- Green, W., "Frontier Production Functions", in Handbook of Applied Econometrics (Volum II: Microeconomics), Hashem Pesaran, M. and Schmidt, P., Blackwell Pub. Ltd., USA, 1997, 81-166.
 - 25- Huang, C.J., and J.T. Liu, "Estimation of a Non-neutral Stochastic

- Frontier Production Function", *Journal of Productivity Analysis*, 1994, 4, 171-80.
- 26- Koopmans, T.C., "An Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities", in T.C. Koopmans, (Ed.) *Activity Analysis of production and Allocation*, Cowles Commission for Research in Economics Monograph No. 13, Wiley, New York, 1951.
- 27- Kumbhaker, S.C. and C.A.K. Lovell, *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, U.S.A, 2003.
- 28- Meeusen, W. and J. van den Broeck, "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error", *International Economic Review*, 1977, 18, 435-444.
- 29- Nerlove, M., "Returns to Scale in Electricity Supply" in *Measurement in Economics*, Christ, C. ed. (Stanford University Press, Stanford), 1963.
- 30- Winsten, C., "Discussion of Mr. Farrell's Paper," *Journal of the Statistical Society*, 1957, Series A, General, 120, pp.282-284.