

محاسبه و تحلیل عوامل مؤثر در کارایی تولید  
طرحهای مرتعداری و اگذار شده (خصوصی سازی  
مراتع)  
مطالعه موردی استانهای خراسان، یزد و آذربایجان  
غربی

**دکتر صمد رحیمی سوره\* ، دکتر حسین صادقی\***

#### چکیده

این پژوهش به اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر کارایی طرحهای مرتعداری و اگذار شده به مرتعداران (خصوصی‌سازی مراتع) در سه استان کشور می‌پردازد. با عنایت به ویژگیهای حاکم بر بخش کشاورزی و منابع طبیعی به طور اعم و شرایط خاص منابع طبیعی (بالاخص مراتع) در ایران رهیافت مدل مرزی تصادفی بر دیگر رهیافتهای ترجیح داده شد. در این پژوهش دو فرم تابعی ترانسلاگ و کاب داگلاس، که

---

\* به ترتیب: عضو هیئت علمی مرکز تحقیقات روستایی وزارت جهادسازندگی (سابق) و استادیار دانشگاه تربیت مدرس  
e-mail :srsoore@yahoo.com

در دهه اخیر در پژوهشهای مشابه متداول بوده است، با استفاده از نرم افزار frontier مورد تخمین قرار گرفت. در نهایت به استناد آزمونهای صورتگرفته، فرم کاب - داگلاس برای طرحهای مرتعداری نمونه کافی تشخیص داده شد. از میان مدلهای مختلف و بر اساس آزمون فرضیه‌های صورتگرفته، مدل ناکارایی فنی غیرخنثی هووانگ و لیو (Huang & liu, 1994) انتخاب شد. کاراییهای فنی برآورد شده برای طرحهای مرتعداری در یک طیف گسترده و دامنه ۲۷ تا ۹۹ درصد و با متوسط کارایی ۶۳ درصد در سه استان کشور (۸۶ طرح مرتعداری نمونه) متغیر بود. نتایج حاکی از فزاینده بودن بازده نسبت به مقیاس در میان طرحهای مرتعداری میباشد. یافته‌های دیگر تحقیق نشان میدهد که عملکرد (تولید در هکتار) علوفه و گیاهان خشک در طرحهای مرتعداری سه استان مورد بررسی نسبت به مراتع مجاور حدود ۵۵ درصد افزایش داشته است.

#### کلید واژه‌ها :

مدل مرزی تصادفی، توابع تولید، کارایی فنی، طرحهای مرتعداری، مدل آثار ناکارایی، مدل غیر خنثی هووانگ - لیو.

#### مقدمه

مراتع کشور با وسعت ۹۰ میلیون هکتار حدود ۵۵ درصد از مساحت کشور را پوشانده است (مرکز آمار

---

اقتصادکشاورزی و توسعه، ویژه‌نامه بهره‌وری و کارایی، زمستان ۳۳  
۱۳۸۴

---

ایران، (۱۳۸۱). تردیدی وجود ندارد که این عرصه وسیع علاوه بر اینکه از جمله حیاتی‌ترین بسترهای تداوم حیات و توسعه پایدار به شمار می‌آید، شالوده اساسی برخی فعالیت‌های اقتصادی مانند کشاورزی، تولید علوفه و تغذیه دام سنی است. اما گسترش فعالیت‌های تولیدی اعم از بخش کشاورزی، منابع طبیعی و دیگر بخش‌های اقتصادی و رشد روزافزون جمعیت و تقاضا از یک سو و درهم‌ریختگی سامانه سنتی مدیریت جامع و عدم جایگزینی مناسب برای آن، وضعیت نامناسبی را در این عرصه‌ها به وجود آورده به طوری که آمارهای ارائه شده از تخریب مراتع مؤید این نکته است.

طی پانزده سال گذشته، برنامه‌ریزان و سیاستگذاران در حوزه‌های منابع طبیعی به منظور حفظ، اصلاح و احیای مراتع و ایجاد انسجام در مدیریت این منابع تجدیدپذیر، برنامه تهیه و اجرای طرح‌های مرتعداری و واگذاری درازمدت حدود عرفی مراتع به مرتعداران را طی اسنادی تحت نظارت و انجام سرمایه‌گذاری‌های بخش عمومی به اجرا گذاشتند. هدف از این پژوهش تجزیه و تحلیل برخی از ابعاد اقتصادی اجرای این برنامه‌ها در سطح مراتع سه استان کشور (خراسان، یزد و آذربایجان غربی) بوده است و شاید تعبیر بررسی برخی از ابعاد اقتصادی خصوصی‌سازی مراتع برای این پژوهش بی‌مناسبت نباشد.

این پژوهش می‌کوشد برآورد کارایی فنی طرحهای مرتعداری و تجزیه و تحلیل برخی از عوامل مؤثر در آن بپردازد، چرا که کارایی در تولید این عرصه‌ها مستقیماً مرتبط با بهره‌وری کل بخش منابع طبیعی و بخشی از فعالیتهای دامی بویژه دامداران کوچک مقیاس و سنتی می‌باشد. به‌طور کلی تحقیقات محدودی با روش مذکور در سطح مراتع کشور انجام شده است که از میان آنها می‌توان به تحقیقات سلامی (۱۳۷۹) و رحیمی (۱۳۷۷) اشاره نمود.

### مواد و روشها

#### جامعه آماری و جمع‌آوری اطلاعات

اطلاعات مربوط به این تحقیق از سه استان خراسان، آذربایجان غربی و یزد به ترتیب با عناوین استانیهای شرقی، غربی و مرکزی (با اقلیم خشک) به دست آمده است. این استانها در نقاط مختلف کشور قرار دارند، لیکن هدف این مطالعه تعمیم‌دهی نتایج و یافته‌ها به کل کشور نبوده و صرفاً به سه استان نامبرده محدود خواهد شد. با این حال با اندکی احتیاط از لحاظ شباهتهای اقلیمی و برخی ویژگیهای اقتصادی - اجتماعی می‌توان نتایج به دست آمده را به استانیهای همجوار نیز تعمیم داد.

با توجه به ماهیت طرحهای مرتعداری و نوع برنامه‌ها و عملیات به اجرا درآمده و با عنایت به

نظرات کارشناسان منابع طبیعی و مرتعداری، لازم دیده شد تا جامعه آماری تحقیق آن دسته از طرحهای مرتعداری واگذار شده را شامل شود که حداقل ۵ سال از زمان واگذاری آنها سپری شده باشد. بدین ترتیب تقریباً تمامی آثار و تحولات اقتصادی - اجتماعی و زیستمحیطی در آنها قابل مشاهده می‌شود. لذا با توجه به جمع‌آوری اطلاعات در سال ۱۳۸۱، جامعه آماری تحقیق دربرگیرنده طرحهای مرتعداری واگذار شده تا اوایل سال ۱۳۷۶ خواهد بود.

بر اساس آمارهای ارائه شده توسط ادارات منابع طبیعی استانهای مذکور، در مجموع حدود ۲۱۲ طرح مرتعداری، جامعه آماری تحقیق را تشکیل می‌دهد. به طور کلی اطلاعات حدود نیمی از جامعه آماری از طرق مختلف جمع‌آوری شد. اما به دلیل ناقص بودن اطلاعات برخی از طرحها، در نهایت تجزیه و تحلیلها و نتایج ارائه شده به ۸۶ طرح مرتعداری در سه استان (۴۱ درصد جامعه آماری) مربوط می‌گردد (جدول ۱).

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 (نهایی)	درصد حجم نمونه از کل جامعه آماری
خراسان	۹۰	۵۱	۴۴	۴۸/۹
یزد	۵۰	۲۵	۲۱	۴۲

۲۹/۲	۲۱	۳۰	۷۲	آذربایجان غربی
۴۱	۸۶	۱۰۶	۲۱۲	جمع

مأخذ : اطلاعات تحقیق

در انتخاب نمونه‌ها تلاش گردید تا تنوع اقلیمی و پراکندگی در داخل هر استان رعایت و از انتخاب طرح‌های مرتعداری نزدیک به هم و با خصوصیات مشابه اقلیمی و وسعت برابر پرهیز شود. در مجموع طرح‌های مرتعداری ۳۵ شهرستان در سه استان یاد شده مورد توجه قرار گرفت.

از آنجا که آمار مربوط به متوسط وزن خشک گیاهان در هر هکتار در اسناد و مدارک به طور شفاف و برای همه طرح‌ها موجود نبود و از سوی دیگر درصد صحت و دقت در اطلاعات این متغیر به عنوان متغیر وابسته در تابع تولید (ستانده) بسیار حائز اهمیت بود، لذا در همه طرح‌های مرتعداری انتخاب شده اقدام به برداشتهای صحرائی و پلات اندازی‌های تصادفی به ابعاد یک مترمربع و جمع‌آوری گیاهان موجود در پلاتها و سپس خشک کردن و توزین آنها گردید. این عملیات به دست کارشناسان علوم گیاهی و مرتعداری در سه استان با دقت قابل ملاحظه‌ای انجام گردید. بدین ترتیب میانگین وزن خشک گیاهان در هر هکتار به عنوان ستانده به دست آمد.

علاوه بر جمع‌آوری اطلاعات در طرح‌های مرتعداری، آمار مربوط به متوسط وزن خشک گیاهان از مراتع شاهد

(واقع در مجاورت طرح‌های مرتعداری) با استفاده از روش مشابه مربوط به برداشتهای صحرایی طرح‌های مرتعداری انجام گرفت که نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. خلاصه اطلاعات مربوط به متغیرها و شاخصهای مورد

استفاده مرتبط با ۸۶ طرح مرتعداری نمونه

متوسط سه استان	آذربایجان غربی	یزد	خراسا ن	شرح
۲۱۸/۱	۳۷۲/۵	۷۵/۸	۲۱۵/۹	متوسط بارندگی سالانه در طرح‌های مرتعداری (میلیمتر)
۳۸/۳	۱۱/۵	۲/۶	۶۹/۳	متوسط تعداد بهره‌برداران در هر طرح (نماینده نیروی کار)
/۲ ۳۶۷۸	۶۴۷/۸	/۶ ۴۴۶۵	/۱ ۴۷۰۳	متوسط وسعت هر طرح (هکتار)
۹۶	۵۶/۳	/۵ ۱۷۱۷	۶۷/۹	متوسط مساحت مرتع به ازای هر بهره‌بردار (هکتار)
/۷ ۳۲۲۴	۳۶۳۵/۰	/۴ ۶۲۳	/۴ ۴۲۷۰	متوسط تعداد دام در هر طرح
۱/۷۲	۱/۱	۱/۶	۲/۰	متوسط تعداد یورد در هر طرح
۰/۶۱	۰/۲	۱/۱	۰/۶	متوسط تعداد دفعات حضور در سرکشی ناظر در هر ماه
۱۳/۴	۲۹/۸	۶	۹/۸	متوسط ساعت شرکت در برنامه‌های آموزشی - ترویجی
۲۱۲۹۰	۹۴۵۰	۱۰۴۸ ۵	۳۲۳۵۰	متوسط میزان وام دریافت شده در هر طرح (هزار ریال)
۸۵۱/۳	۸۲۲/۴	۳۲/۳	/۴ ۱۲۶۵	مساحت عملیات بیولوژیکی انجام شده در هر طرح (هکتار)
/۹۴ ۱۵۸	۸۱/۳	۱۸۱	۱۸۴/۳	تعداد روزهای چرا در مرتع

۷۰۶/۱	۱۳۷۱/۴	۴۳/۹	۶۷۴/۲	میانگین وزن خشک گیاهان در هر طرح مرتعداری (کیلوگرم در هکتار)
۴۵۴/۹	۶۶۶/۴	۲۸/۴	۴۸۶/۳	میانگین وزن خشک گیاهان در مراتع مجاور (کیلوگرم در هکتار)
۱۶۱/۶	۶۰۲/۸	۱۵/۵	۱۸۷/۹	افزایش تولید گیاهان در طرح مرتعداری نسبت به مراتع مجاور (درصد)
۵۵/۲	۱۰۵/۸	۵۴/۶	۳۸/۶	افزایش تولید گیاهان در طرحهای مرتعداری نسبت به مراتع مجاور (درصد)

مأخذ : اطلاعات تحقیق

### مدلسازی تخمین کارایی در طرحهای مرتعداری

#### ۱. دلایل انتخاب رهیافت پارامتری تابع تولید مرزی (SFA)

بخش کشاورزی و منابع طبیعی به لحاظ ماهیت فعالیتهای مرتبط با آن دارای ویژگیهایی است که یا در بخشهای دیگر مشاهده نمیشود و یا با درجات بسیار کمتری وجود دارد. از جمله این ویژگیها (ذاتی) میتوان به موارد زیر اشاره کرد (رحیمی سوره و همکاران، ۱۳۷۵):

- از آنجا که محصولات کشاورزی و فعالیتهای مرتبط با منابع طبیعی (مثل جنگل و مرتع) گیاهی و یا حیوانی است، لذا عرضه آنها در درجه اول به پارامترهای اقلیمی و طبیعی وابسته است.
- برخلاف ستاندههای سایر بخشها، محصولات تولیدی در بخش کشاورزی و منابع طبیعی آسیبپذیری بالایی دارند و حفظ کیفیت و خواص طبیعی آنها بسیار با اهمیت است.



- دخالت دولتها در مسائل مختلف مرتبط با بخش به دلایل و ملاحظات تغذیه‌ای، سیاسی و غیره بسیار بالاست.
- تغییرات اقلیمی و آب و هوایی و یا آسیب‌پذیری محصولات به واسطه بیماریها و آفات فراگیر موجب ناپایداری در این بخش می‌شود.
- علی‌رغم پیشرفتهای حاصل در علم ژنتیک گیاهی و دامی، استانداردسازی محصولات کشاورزی هنوز در بسیاری از موارد در هاله‌ای از ابهام قرار دارد (Austin, 1992).
- علاوه بر ویژگیهای ذاتی فوق، خصوصیات دیگری را نیز می‌توان به شرح زیر نام برد که عمدتاً کشورهای در حال توسعه و بویژه در کشور ما حکمفرماست، به گونه‌ای که می‌توان گفت در این موارد کشورهای پیشرفته و حتی برخی از کشورهای در حال توسعه وضعیت به مراتب مناسبتری نسبت به ما دارند.
- نبود تشکلهای مناسب در میان تولیدکنندگان ؛
- خرد و کوچک مقیاس بودن بخش اعظم بهره‌برداران؛
- تسلط اقلیم خشک و نیمه خشک بر بخش وسیعی از جغرافیای کشور ؛
- وجود ضایعات غیرمعمول در چرخه تولید، فراوری و توزیع محصولات؛
- بی‌ثباتی قوانین و مقررات و تغییرات مکرر آنها؛

- وجود پدیده‌هایی مانند پدیده تار عنکبوت در عرضه محصولات و نبود سیاست‌های مکمل کارمد به منظور ممانعت از بروز نوسانات؛

- ریسک بسیار بالای سرمایه‌گذاری در فعالیتهای مرتبط با بخش کشاورزی و منابع طبیعی توسط بخش خصوصی؛  
- نبود اطلاعات و داده‌های متقن و صحیح در طول زمان.

بنا به ویژگیهای ذاتی بخش کشاورزی و منابع طبیعی پیش‌بینی می‌شود که خطاهای تصادفی داده‌ها و اطلاعات متغیرهای موجود در این بخش از سایر بخشها بیشتر باشد. از سوی دیگر بسیاری از عوامل تأثیرگذار بر تولید محصولات این بخش دارای ماهیت تصادفی و خارج از کنترل فعالان آن و سیاستگذاران می‌باشد که از مهمترین آنها می‌توان به آثار خشکسالی (در مقابل ترسالی)، آسیب‌پذیری محصولات، تغییر آب و هوا و غیره اشاره کرد.

علاوه بر خصیصه‌های ذاتی مذکور، همان‌طور که اشاره شد، بخش کشاورزی و منابع طبیعی دارای ویژگیهای دیگری است که خطای اطلاعات و آمار و تصادفی بودن بسیاری از فرایندهای تصمیم‌سازی را افزایش می‌دهد. بنابراین در تحلیل کارایی و بهره‌وری در بخش کشاورزی و منابع طبیعی در کشور می‌بایست به واقعیات فوق توجه بیشتری نمود. از آنجا که به نظر می‌رسد رهیافت پارامتری توابع تولید مرزی (SFA) برای وضعیتهایی که عوامل تصادفی و کنترل‌ناپذیری بیشتری دارند مناسبتر از

رهیافتهای ناپارامتری مانند بهره‌وری کل عوامل (TFP)<sup>۱</sup> و تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)<sup>۲</sup> باشد، لازم است در تجزیه و تحلیل‌های بهره‌وری در بخش کشاورزی و منابع طبیعی به این نکته مهم توجه لازم و کافی شود. همان‌طور که کوئلی (Coelli, 1995) نیز اشاره کرده است، رهیافت SFA برای تحلیل کارایی تولید در بخش‌هایی مناسبتر است که در آنها داده‌ها احتمالاً با مسائل خاصی مواجهند.

از آنجا که در رهیافتهای ناپارامتری کلیه انحرافات (جزء اخلاص) به ناکارایی بنگاهها نسبت داده می‌شود، فرض بر این است که هیچ عامل و متغیری خارج از کنترل بنگاه نیست و آثار تصادفی نیز وجود ندارد. بدیهی است که این مفاهیم با ویژگیهای ذاتی بخش کشاورزی و منابع طبیعی و همین‌طور وضعیت موجود در کشور ما سازگاری چندانی ندارد.

## ۲. رهیافت تابع تولید مرزی تصادفی

درمتون اقتصادی مفاهیم مختلفی برای انواع کارایی بیان شده است. اندازه‌گیری کارایی مدرن<sup>۳</sup> توسط فارل (Farrell, 1957) شروع شد. وی براساس تحقیقات دبرو (Debreu, 1951) و کوپمنز (Koopmans, 1951) تعریف ساده‌ای از معیار کارایی یک بنگاه براساس چند نهاد ارائه کرد. در

---

1. total factor productivity (TFP)  
2. data envelopment analysis (DEA)  
3. modern efficiency

ابتدا وی کارایی را مرکب از دو عنصر معرفی کرد: اول کارایی فنی که توانایی بنگاه را برای دستیابی به حداکثر ستانده در مجموعه نهاده‌های داده شده نشان می‌دهد. دوم کارایی تخصیصی<sup>۱</sup> که توانایی بنگاه در استفاده بهینه از نهاده‌ها تحت قیمتهای خاص هر یک، تعریف می‌شود. ترکیب این دو معیار «کارایی اقتصادی کل»<sup>۲</sup> را ارائه می‌کند (Coelli, 1996).

در واقع اولین ایده در مفهوم تولید مرزی توسط فارل مطرح شد. از آن زمان پیشرفتهای قابل ملاحظه‌ای در جهت بهبود و اصلاح روش‌شناسی تابع مرزی به وقوع پیوسته است.

در توابع تولید سنتی معمولاً فرض می‌شود که همه بنگاهها و مزارع به طور کارا فعالیت می‌کنند و از این نظر جزء خطا در معادله رگرسیون تابع تولید به خطاهای اندازه‌گیری و متغیرهای غیرقابل مشاهده نسبت داده می‌شود. اما در توابع مرزی این فرض کنار گذاشته می‌شود و ناکارایی بنگاهها به یک مفهوم پذیرفته شده درمی‌آید.

مدلسازی و برآورد توابع تولید مرزی تصادفی ابتدا توسط اشمیت<sup>۳</sup>، لاول و آیگنر (Aigner, Lovell and Schmidt, 1977) در سال ۱۹۷۷ و میوزن و ون دن بروئ<sup>۴</sup>

---

1. allocative efficiency  
2. total economic efficiency

(Meeusen and Van Den Broeck, 1977) در همان سال ارائه شد که از مهمترین مطالعات اقتصادی در این زمینه به شمار می‌آیند. بررسیهای کاربردی در بخش کشاورزی نیز در این زمینه عمدتاً توسط بتیس (Battese, 1992) و کوئلی (Coelli, 1995) و غیره مطرح گردید.

در دهه گذشته مدلهای متفاوتی برای تبیین آثار ناکارایی در توابع تولید مرزی معرفی شده‌اند. کومبهاکار، گوش و مک‌گوکین (Kumbhakar, Ghosh and Mc.Guckin, 1991) تابع تولید مرزی‌ای از نوع زلنر - روانکار<sup>۱</sup> شناسایی کردند که در آن فرض شده آثار ناکارایی تابع مقادیر متغیرهای توضیحی قابل مشاهده دیگر (غیر از متغیرهای گنجانده شده در تابع تولید مرزی) می‌باشد. از سوی دیگر ریفاشنایدرو استیونسن در سال ۱۹۹۱ یک مدل مرزی تصادفی را پیشنهاد نمودند که در آن آثار ناکارایی به دیگر متغیرها وابسته بوده به طوری که تابع میانگین و تغییرات تصادفی هر دو غیرمنفی بودند. هووانگ و لیو (Huang & Liu, 1994) یک تابع تولید مرزی تصادفی غیرخنثی را شناسایی کردند که آثار ناکارایی فنی بر حسب متغیرهای مختلف و شناسایی شده مربوط به واحد اقتصادی، روابط این متغیرها با نهاده‌های تولیدی گنجانده شده در تابع مرزی طراحی شده بود. بتیس و کوئلی همچنین یک تابع تولید مرزی تصادفی را پیشنهاد

---

1. Zellner - Revankar

کردند که در آن آثار ناکارایی فنی بر حسب متغیرهای توضیحی مختلف مورد برآورد قرار گرفت.

### ۳. مدلسازی تخمین کارایی در طرحهای مرتعداری نمونه

با توجه به مطالب پیشین، در این مطالعه برای محاسبه کارایی (از نوع کارایی فنی) و تبیین آثار ناکارایی در طرحهای مرتعداری از تابع تولید مرزی تصادفی و مدل آثار ناکارایی<sup>۱</sup> استفاده شده است. برای تخمین تابع تولید مرزی تصادفی فرمهای تابعی کاب - داگلاس و ترانسلوگ<sup>۲</sup> مورد استفاده قرار گرفت. همچنین برای مدل آثار ناکارایی، مدل مرزی تصادفی غیرخنثی<sup>۳</sup> به کار رفته است که مشابه مدل هووانگ و لیو می باشد. در این مدلسازی بعضی از متغیرهای توضیحی مدل آثار ناکارایی شامل برخی متغیرهای توضیحی تابع مرزی تصادفی و به نام «مدل مرزی تصادفی غیرخنثی» است.

فرمهای تابعی مدلهای مرزی تصادفی به کار رفته در این تحقیق کاب - داگلاس و ترانسلوگ است که در دو دهه اخیر متداولترین فرمها در تحقیقات مشابه بوده اند. از میان این دو مدل، با استناد به آزمونهای مربوط (که در این مقاله توضیح داده می شوند)، فرم تابعی کاب داگلاس برای تفسیر داده های موجود کافی تشخیص داده شد.

---

1. inefficiency effects model  
2. Translog  
3. non-neutral stochastic frontier model

شکل کلی توابع مرزی تصادفی ترانسلاگ و کاب داگلاس  
به ترتیب به شرح زیر است:

$$\ln Y_i = B_0 + B_1 D_{1i} + \sum_{j=1}^6 B_j X_{ji} + \sum_{j \leq k=1}^6 \sum_{k=1}^6 B_{jk} X_{ji} X_{ki} + V_i - U_i \quad (1)$$

$$\ln Y_i = B_0 + B_1 D_{1i} + \sum_{j=1}^6 B_j X_{ji} + V_i - U_i$$

(۲)

(i = 1, 2, ..., 86)

ساختار جمله اخلاص (خطا) در توابع مرزی متفاوت با تابع تولید سنتی حداقل مربعات معمولی (OLS) است. جزء خطا در مدل SFA به دو مؤلفه ( $U_i$  و  $V_i$ ) تقسیم می‌شود:

۱. جزء تصادفی متقارن وابسته به خطای اندازه‌گیری متغیر ستانده (مقدار تولید گیاهان در طرح مرتعداری) و سهم متغیرهای حذف شده از مدل؛

۲. متغیر تصادفی غیرمنفی وابسته به ناکارایی در تولید.

در توابع فوق  $\ln$  نشانگر لگاریتم طبیعی؛  $i$  اندیس مربوط به طرح مرتعداری؛  $\alpha$ ؛  $z$  اندیس مربوط به نهاده‌های تولیدی و دیگر متغیرهای توضیحی؛  $y_i$  تولید علوفه خشک در طرح مرتعداری به کیلوگرم؛  $X_1$  متوسط میزان بارندگی سالانه به میلی‌متر؛  $X_2$  تعداد بهره‌برداران طرح مرتعداری و نماینده نیروی کار؛  $X_3$  وسعت طرح مرتعداری به هکتار؛  $X_4$  تعداد دام موجود در

مرتج؛  $X_5$  تعداد یورد در کل طرح مرتعداری که به صورت عرفی بین مرتعداران افراز شده است؛  $X_6$  ماکزیم بین مساحت کل عملیات بیولوژیکی انجام شده در طرح (نماینده میزان سرمایه‌گذاری) (به هکتار) و  $D_1 - 1$ ؛  $X_7$  تعداد روزهای استفاده از مرتج در سال (تعداد روزهایی از سال که دام به مرتج برده می‌شود)؛  $D_1$  متغیر مجازی با مقادیر یک (انجام عملیات سرمایه‌گذاری در طرح) و صفر (عدم انجام عملیات)؛  $V_i$  نماینده متغیرها و خطاهای تصادفی است که فرض می‌شود به صورت iid (با توزیع نرمال و مستقل از یکدیگر با واریانس یکسان) هستند و دارای میانگین صفر و واریانس ناشناخته  $\sigma_v^2$  می‌باشند.  $U_i$  متغیرهای تصادفی غیر منفی است که آثار ناکارایی فنی نامیده می‌شود و مربوط به ناکارایی فنی در تولید مرتعداران می‌باشد. توزیع این متغیر تصادفی به صورت نرمال کوتاه شده (در نقطه صفر)<sup>۱</sup> با میانگین  $\mu_i$  و واریانس  $\sigma^2$  فرض شده است.

مدلسازی  $U_i$  (ناکارایی فنی) نیز که توسط هووانگ و لیو معرفی شده است، از طریق تابع زیر تعریف می‌شود. این مدل در واقع مدل عمومی و گسترش‌یافته مدل بتیس و کوئلی می‌باشد:

$$U_i = \delta_0 + \sum_{j=1}^2 \delta_j Z_{ji} + \sum_{j=3}^4 \delta_j Z_{ji}^* + W_i \quad (3)$$

1. non-negative truncated (at zero) the normal distribution



که در آن  $Z_1$  متغیر مجازی شرکت و عدم شرکت مرتعداداران در برنامه‌های آموزشی - ترویجی؛  $Z_2$  میزان مشارکت ناظرین و کارشناسان در عرصه (متوسط تعداد دفعات مراجعه در ماه)؛  $Z_3^*$  مساحت طرح مرتعداری (متغیر توضیحی که در مدل مرزی تصادفی نیز وجود دارد)؛  $Z_4^*$  مساحت کل عملیات انجام شده در طرح (متغیر توضیحی که در مدل مرزی تصادفی نیز حضور دارد)؛  $\delta$  پارامترهای ناشناخته مستلزم تخمین و  $W_i$  متغیرهای تصادفی مشاهده نشده است که فرض می‌شود به طور مستقل توزیع شده و دارای توزیع نرمال کوتاه شده با میانگین صفر و واریانس ناشناخته  $\sigma^2$  می‌باشد.

باید گفت که اگر عملیات در طرح مرتعداری صورت گرفته باشد متغیر  $X_6$  وسعت عملیات بیولوژیکی انجام گرفته در طرح مرتعداری می‌باشد، در غیر این صورت (یعنی اگر هیچ عملیاتی در طرح انجام نشده باشد) مقدار آن معادل صفر می‌باشد. این امر به لحاظ نبود صفر در متغیر  $X_6$  صورت گرفته و به دلیل بی‌نهایت بودن لگاریتم عدد صفر، به صورت لگاریتم ماکزیمم دو حالت یعنی لگاریتم مساحت کل عملیات (اگر عملیات صورت گرفته باشد) و  $1-D_1$  در نظر گرفته شده است. بدین ترتیب مشاهدات صفر مربوط به طرح‌های مرتعداری بدون عملیات اصلاحی (بیولوژیکی) نیز به حساب می‌آید (Battese, 1997). عملیات بیولوژیکی صورت گرفته در

طرحها عبارتند از: قرق مراتع، فاروزنی، کپه‌کاری، بذپاشی و کودپاشی.

### آزمون فرضیه‌های مدل

فرضیه‌های مختلفی را در مدل مرزی و آثار ناکارایی می‌توان مورد آزمون قرار داد. یکی از آزمونهای آماری از طریق آزمون نسبت راستنمایی<sup>۱</sup> (LR) تعمیم‌یافت ه، به صورت زیر است (Greene, 1997):

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

(۴)

که در آن  $L(H_0)$  و  $L(H_1)$  مقادیر تابع راستنمایی تحت فرضیه صفر ( $\mu_0$ ) و فرضیه مقابل ( $H_1$ ) می‌باشد و فرض می‌شود به طور مجانبی دارای توزیع کای - دو یا توزیع کای - دو مختلط<sup>۲</sup> می‌باشد.

تخمین پارامترهای واریانس (جدول ۴) بر حسب  $\delta_s^2 = \delta^2 + \delta_v^2$  و  $\gamma = \delta^2 / \delta_s^2$  ارائه شده است که در آن  $\gamma$  سهم تغییرپذیری خاص (ناکارایی) در تشریح کل تغییرپذیری ستانده می‌باشد. اگر  $\gamma$  مساوی صفر باشد نشان می‌دهد که کل تغییرات از مرز به صورت نوفه آماری می‌باشد، در حالی که مقدار یک نشان می‌دهد که همه تغییرات به ناکارایی برمی‌گردد. به هر حال رد فرضیه صفر ( $\gamma=0$ ) نشان می‌دهد که مدل تابع تولید سنتی، که فرض کارایی

---

1. the generalised likelihood ratio test statistic  
2. mixed chi-square distribution

کامل را برای بنگاهها به همراه دارد، مدل مناسبی برای داده‌های مورد نظر نبوده و وجود ناکارایی در واحدهای نمونه پذیرفته می‌شود.

بر اساس نتایج برنامه frontier، لگاریتم تابع راست‌نمایی خطای یک طرفه<sup>۱</sup> برای مدل مرزی تصادفی برابر  $-۱۱/۰۱$  و برای روش OLS معادل  $-۲۱/۰۷$  به دست آمد که کمتر از رقم به دست آمده برای مدل مرزی تصادفی است. آماره نسبت راست‌نمایی تعمیم یافته به منظور آزمون نبود آثار ناکارایی فنی (LR) به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\lambda = LR = -2 \{-21/065 - (-11/01)\} = 20/11$$

که مقدار بحرانی براساس جدول کوده و پالم (Koodde & Palm, 1986) و با درجه آزادی معادل تعداد محدودیتهای اعمال شده (۵) برابر با  $۱۰/۳۷۱$  و بسیار کمتر از LR محاسبه شده در مدل است. از این رو فرضیه صفر یعنی نبود آثار ناکارایی با قوت بیشتری رد می‌شود (جدول ۳).

فرضیه دیگری که در مدلسازی تابع مرزی طرحهای مرتعداری با اهمیت تلقی می‌شود این است که آیا تابع کاب داگلاس در مقابل تابع ترانسلاگ برای داده‌های مورد نظر و نمونه‌های انتخابی کافی و مناسب می‌باشد یا خیر؟

برای آزمون این فرضیه مدلهای ۱ و ۲ (کاب داگلاس و ترانسلاگ) هر دو از طریق برنامه frontier جداگانه مورد تخمین قرار گرفتند. این برنامه مقادیر نسبت LR را به ترتیب برای توابع مرزی کاب - داگلاس و ترانسلاگ به ترتیب معادل  $-۱۱/۰۱$  و  $۳/۲$  محاسبه نموده است. مقدار آزمون نسبت راستنمایی تعمیم یافته یعنی رابطه ۴ به منظور آزمون فرضیه صفر  $H_0: B_{ij} = 0$  به صورت زیر محاسبه می شود :

$$LR = -۲ \{-۱۱/۰۱ - ۳/۲\} = ۱۵/۶۲$$

مقدار بحرانی توزیع کای - دو با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیتها (۲۰ یا ۲۱ ضریب متقاطع) از جدول مربوطه، در سطح معنیداری ۵ درصد برابر با  $۳۲/۶۷$  می باشد که بسیار بیشتر از LR محاسبه شده است. بنابراین فرضیه  $H_0: B_{ij} = 0$  رد نشده و از این رو فرم تبعی کاب - داگلاس برای مدل مرزی تصادفی طرحهای مرتعداری کافی و مناسب می باشد.

تخمین ML برای  $\gamma$  عدد  $۰/۹۹۹$  با خطای معیار بسیار اندک است. این نتایج با مفهوم بزرگتر از صفر بودن  $\gamma$  کاملاً سازگاری دارد. همچنین نزدیک بودن مقدار  $\gamma$  به عدد یک (یعنی حداکثر مقدار ممکن  $\gamma$ ) نشانه همگرایی بالای مدل مرزی تصادفی به سمت مدل مرزی قطعی<sup>۱</sup> است. بدین مفهوم که سهم خطاهای تصادفی در تابع تولید و نقش این نوع

---

1. deterministic frontier

خطاها در تفسیر تغییرات تولید علوفه طرحهای مرتعداری با عنایت به متغیرهای گنجانده شده در مدل پایین میباشد. این یک نتیجه جالب توجه در بخش منابع طبیعی و کشاورزی است و دلیل خاصی وجود ندارد که انتظار تکرار این نتیجه را به طور معمول در بخش کشاورزی و منابع طبیعی داشته باشیم؛ چرا که برای  $\gamma$  هر مقداری بین صفر و یک ممکن است به دست آید و در واقع مقدار آن در این دامنه کاملاً بستگی به سهم نوفه آماری و ناکارایی واحدهای مورد بررسی دارد.

با توجه به اینکه فرضیه صفر  $H_0: \gamma = 0$ ، که غایب بودن آثار ناکارایی را نشان میدهد، با قوت بیشتری (نزدیک به ۱۰۰ درصد) رد میشود، روشن است که تابع واکنش متوسط سنتی<sup>۱</sup> نماینده مناسب و کافی برای داده‌های موجود محسوب نمی‌گردد.

فرضیه صفر بعدی به آزمون گنجاندن مدل آثار ناکارایی (مدل هووانگ و لیو) در مدل مرزی مربوط میشود. این فرضیه نیز با استفاده از آزمون نسبت راستنمایی تعمیم‌یافته (GLRT) انجام شده است. مقدار لگاریتم راستنمایی در مدل مرزی تصادفی، که در آن ضرایب  $\delta$  همگی صفر می‌باشند ( $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ )، برابر

با  $-۱۸/۸۹$  می‌باشد که از طریق آزمون یاد شده عبارت است از:

$$\lambda = LR = -۲ \{-۱۸/۸۹ - (-۱۱/۰۱)\} = ۱۵/۷۶$$

از آنجا که مقدار بحرانی توزیع کای - دو با سطح  $\alpha = ۰/۰۵$  (۹۵ درصد اطمینان) با درجه آزادی ۴ (تعداد  $\delta$  ها در مدل آثار ناکارایی) برابر با  $۹/۴۹$  یعنی کمتر از مقدار محاسبه شده می‌باشد، لذا فرضیه مناسب نبودن مدل ناکارایی و صفر بودن همزمان  $\delta$  ها رد می‌شود.

جدول ۳. آزمون فرضیه‌های نسبت راستنمایی تعمیم یافته  
برای پارامترهای توابع تولید مرزی تصادفی مربوط به طرحهای

مرتعداری نمونه در سه استان کشور

فرضیه	تابع لگاریتم راستنمایی	مقدار مجرا نی $\alpha=0/05$	$\lambda$	تصمیم
$H_0: B_{jk}=0$ $J \leq k=1,2,3,4$	$-11/01$ در کاب داگلاس $3/2$ در ترانسلاگ	** $32/67$	$15/62$	$H_0$ پذیرفته می‌شود.
$H_0: \gamma=0$	$-21/07$ در OLS $-11/01$ در SFA	* $10/371$	$20/11$	$H_0$ رد می‌شود.
$H_0:$ $\delta_1=\delta_2=\delta_3=\delta_4=0$	$-18/89$ در حالت وجود $\delta$ ها $-11/01$ در حالت نبود $\delta$ ها	** $9/49$	$15/76$	$H_0$ رد می‌شود.

\* این مقدار از جدول کوده و پالم به دست آمده است.  
\*\* این مقادیر بحرانی مربوط به توزیع کای - دو می‌باشد.

### نتایج تجربی

#### ۱. برآورد مدل مرزی تصادفی و مدل ناکارایی فنی

پارامترهای مدل مرزی تصادفی (مدلهای ۱ و ۲) به طور  
همزمان از انتخاب مدل ۲ (مدل آثار ناکارایی) در  
برنامه frontier-4.1 (Coelli,1996) با استفاده از روش حداکثر  
راستنمایی<sup>۱</sup> برآورد گردید. نتایج برآورد مدل مرزی

1. maximum like lihood

تصادفی کاب داگلاس (مدل انتخاب شده برای تحلیل) در جدول ۴ آمده است.

در خصوص علائم ضرایب متغیرها، به لحاظ نظری، انتظار بر این است که ضریب متغیرهایی مانند بارندگی، تعداد بهره‌برداران، وسعت طرح و مساحت عملیات بیولوژیکی مثبت و ضریب متغیر تعداد روزهای چرای دام در عرصه مراتع منفی باشد. همچنین در مورد ضریب متغیر تعداد دام، در وضعیت موجود مراتع ایران انتظار منفی بودن آن می‌رود. اما متخصصان منابع طبیعی و مراتع در مواردی بویژه در شرایط نبود دام در مرتع معتقدند که حضور دام (تا نقطه اشباع) در مراتع می‌تواند به افزایش تواناییهای تولید علوفه منجر شود.

جدول ۴. نتایج تخمین همزمان تابع مرزی و مدل آثار

ناکارایی (مدل هووانگ - لیو)

نام متغیر	پارا	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنیداری
(تابع مرزی)					
ثابت	$\beta_0$	۳/۵۹	۰/۵۹۷	-۶/۰۲	۰/۰۰۰
متوسط بارندگی	$\beta_1$	-	۰/۱۱۴	۱۴/۸۵	۰/۰۰۰
تعداد	$\beta_2$	۱/۶۹	۰/۰۵۹	۱/۳۷	-
بهره‌برداران	$\beta_3$	+	۰/۰۴۰	۲۸/۹۵	۰/۰۰۰
وسعت طرح	$\beta_4$	۰/۰۸	۰/۰۴۹	-۳/۴۱	۰/۰۰۰
تعداد دام	$\beta_5$	+	۰/۰۱۶	۹/۹۱	۰/۰۰۰
تعداد یورد در	$\beta_6$	۱/۱۷	۰/۰۳	۴/۳۸	۰/۰۰۰
هر طرح	$\beta_7$	+	۰/۰۶	-۲/۲۷	۰/۰۲۵



			۰/۱۷ - ۰/۱۶ + ۰/۱۴ + ۰/۱۴ -		مساحت عملیات بیولوژیکی تعداد روزهای حضور دام در مرتع
۰/۰۰۰ - - ۰/۰۰۰ ۰/۰۰۰	-۳/۶۰ ۰/۹۸ -۰/۰۲ ۸/۱ ۴/۳	۰/۴۸ ۰/۱۳ ۰/۱۲ ۰/۰۵ ۰/۱۴	۱/۷۴ - ۰/۱۲ + /۰۰۲ -۰ +۰/۴ ۰/۶۰ -	$\delta_0$ $\delta_1$ $\delta_2$ $\delta_3$ $\delta_4$	(مدل آثار ناکارایی) ثابت آموزشهای ترویجی میزان مشارکت کارشناسان مساحت طرح مساحت عملیات بیولوژیکی
	۵/۰۱ /۹ ۲۳۷۰۱۴ - -	۰/۳۵ ۰/۰۰۰ - -	۰/۱۷ /۹۹۹ ۰ ۱۱/۰ - /۱۱ ۲۰	$\delta_s^2$ $\gamma$ - - -	(پارامترهای واریانس) sigma-squared gamma log likelihood LR test

## ۲. نتایج تخمین کاراییهای فنی

کاراییهای برآورد شده برای هر یک از طرحهای مرتعداری با استفاده از مدل مرزی تصادفی در جدول ۵ آمده است. ارقام کارایی برآوردشده طرحها اختلاف

نسبتاً فاحشی را در دامنه ۰/۲۷ تا ۰/۹۹ به نمایش گذاشته است.

میانگین کارایی طرحهای مرتعداری نمونه ۰/۶۳ می‌باشد. این میزان میانگین کارایی از وجود زمینه‌های لازم برای ارتقای کارایی در طرحهای مرتعداری تا میزان ۳۷ درصد حکایت می‌کند. همچنین میانگین کارایی در استان خراسان ۶۰/۴، استان یزد ۵۴/۹ درصد و استان آذربایجان غربی ۷۶/۷ درصد بوده است.

جدول ۵. کاراییهای فنی برآورد شده برای طرحهای

مرتعداری

شماره طرح مرتعداری	کارایی فنی	شماره طرح مرتعداری	کارایی فنی	شماره طرح مرتعداری	کارایی فنی
۱	۰/۶۵	۳۰	۰/۸۳	۵۹	۰/۴۷
۲	۰/۶۶	۳۱	۰/۷۹	۶۰	۰/۵۲
۳	۰/۹۹	۳۲	۰/۴۶	۶۱	۰/۵۸
۴	۰/۵۸	۳۳	۰/۴۲	۶۲	۰/۳۸
۵	۰/۸۹	۳۴	۰/۵۸	۶۳	۰/۶۶
۶	۰/۲۷	۳۵	۰/۶۴	۶۴	۰/۹۹
۷	۰/۳۵	۳۶	۰/۴۴	۶۵	۰/۶۸
۸	۰/۵۱	۳۷	۰/۶۶	۶۶	۰/۷۳
۹	۰/۴۲	۳۸	۰/۶۲	۶۷	۰/۶۸
۱۰	۰/۴۲	۳۹	۰/۶۴	۶۸	۰/۷۸
۱۱	۰/۶۴	۴۰	۰/۲۹	۶۹	۰/۷۳
۱۲	۰/۶۲	۴۱	۰/۵۸	۷۰	۰/۷۳
۱۳	۰/۹۴	۴۲	۰/۲۷	۷۱	۰/۹۹
۱۴	۰/۴۰	۴۳	۰/۹۹	۷۲	۰/۹۹
۱۵	۰/۴۱	۴۴	۰/۷۶	۷۳	۰/۶۹

۰/۷۶	۷۴	۰/۳۵	۴۵	۰/۳۶	۱۶
۰/۹۳	۷۵	۰/۵۵	۴۶	۰/۳۹	۱۷
۰/۸۸	۷۶	۰/۴۶	۴۷	۰/۹۹	۱۸
۰/۶۹	۷۷	۰/۳۱	۴۸	۰/۹۶	۱۹
۰/۶۸	۷۸	۰/۴۲	۴۹	۰/۷۰	۲۰
۰/۷۸	۷۹	۰/۳۴	۵۰	۰/۹۴	۲۱
۰/۷۷	۸۰	۰/۹۱	۵۱	۰/۶۳	۲۲
۰/۶۲	۸۱	۰/۶۱	۵۲	۰/۴۶	۲۳
۰/۸۱	۸۲	۰/۹۹	۵۳	۰/۴۳	۲۴
۰/۴۹	۸۳	۰/۴۱	۵۴	۰/۲۶	۲۵
۰/۸۰	۸۴	۰/۲۷	۵۵	۰/۴۴	۲۶
۰/۷۸	۸۵	۰/۶۰	۵۶	۰/۸۳	۲۷
۰/۷۹	۸۶	۰/۴۷	۵۷	۰/۴۸	۲۸
-	-	۰/۵۶	۵۸	۰/۹۹	۲۹

#### خلاصه نتایج و بحث

در تابع تولید مرزی تصادفی با فرم تابعی کاب - داگلاس آثار ناکارایی بر حسب متغیرهای وسعت مرتع، مساحت عملیات بیولوژیکی، ساعات حضور مرتعداران در کلاسهای آموزشی - ترویجی و میزان حضور کارشناسان و ناظرین برای ۸۶ طرح مرتعداری نمونه در سه استان خراسان، آذربایجان غربی و یزد با استفاده از برنامه FRONTIER تخمین زده شد. متغیرهای توضیحی مربوط به تابع تولید مرزی تصادفی عبارت بودند از: متوسط سطح بارندگی سالانه، تعداد بهره‌برداران (دامداران) در هر طرح مرتعداری، وسعت طرح، تعداد دام موجود در مرتع، تعداد یورد در هر طرح (افراز شده بر مبنای عرف منطقه)، مساحت کل عملیات بیولوژیکی و تعداد روزهای حضور دام در مرتع در طول سال.

نتایج آزمونهای آماری در خصوص مدلسازی و فرم تابعی مدل مرزی نشان می‌دهد که :

۱. تابع تولید واکنش سنتی نماینده کافی و مناسبی برای طرحهای مرتعداری نمونه نیست؛

۲. فرم تابعی کاب - داگلاس برای داده‌های تحقیق کافی و مناسب می‌باشد؛

۳. استفاده از مدل ناکارایی فنی از نوع غیر خنثی (مدل هووانگ و لیو) معنی‌دار است.

بر مبنای داده‌های تحقیق و نتایج به دست آمده از تخمین و آزمونهای مربوط به مدل تحقیق می‌توان به موارد و یافته‌های زیر اشاره کرد :

- متوسط کارایی فنی در ۸۶ طرح مرتعداری (در سه استان) ۶۳/۲ درصد برآورد گردید. این رقم نشان می‌دهد که برنامه‌ریزان و مجریان بخش منابع طبیعی کشور می‌توانند امیدوار باشند که با همکاری مرتعداران و با اجرای برنامه‌ها و اعمال مدیریت اصولی در زمینه‌های مختلف، کارایی در این طرحها به میزان حدود ۳۷ درصد قابل ارتقا است.

- از نظر بالا بودن کارایی فنی طرحها، رده‌بندی سه استان مورد مطالعه عبارت است از:  
 ۱- آذربایجان غربی (با متوسط کارایی ۷۶/۷ درصد)، ۲- خراسان (با متوسط کارایی ۶۰/۴ درصد) و ۳- یزد (با متوسط کارایی ۵۴/۹ درصد).

- مثبت بودن ضریب مساحت مرتع در مدل مرزی حاکی از این است که با افزایش مساحت مرتع، میزان تولید نیز افزایش پیدا می‌کند. اما نتیجه مهمتر را می‌توان از ضریب همین متغیر در بخش دوم مدل یعنی مدل آثار ناکارایی باز یافت. از آنجا که علامت ضریب این متغیر در مدل آثار ناکارایی مثبت است، پس افزایش مساحت مرتع به کاهش کارایی در نمونه‌ها انجامیده، ضمن اینکه با احتمال نزدیک به ۱۰۰ درصد معنی‌دار است. بنابراین به منظور ارتقای کارایی تولید در مراتع می‌بایستی متوسط مساحت و تعداد دامداران در واگذاری طرحهای مرتعداری کاهش یابد. به عبارت دیگر اگر بتوان طرحهایی را که با وسعت و تعداد دامداران بسیار زیاد واگذار شده است در قالب دو یا سه طرح مرتعداری (با ثابت بودن سایر شرایط) واگذار کرد، امیدمی‌رود که میزان کارایی در تولید مراتع ارتقا یابد.

- افزایش متغیرهای تعداد روزهای حضور دام در مرتع و تعداد دام در مرتع به طور معنی‌داری منجر به کاهش تولید گیاهان در مراتع می‌شود.

- افزایش تعداد بهره‌برداران که می‌تواند نماینده نیروی کار در طرحها باشد، اگر چه ضریب مثبت دارد، معنی‌دار نیست. از این رو به نظر می‌رسد افزایش تعداد بهره‌برداران الزاماً مترادف با افزایش افرادی

نیست که می‌توانند با نیروی کار خود منجر به بهبود وضعیت مراتع شوند.

- افزایش متوسط بارندگی منجر به افزایش تولید در مرتع می‌شود، اما در اینکه بتواند به ارتقای کارایی فنی در مراتع یاری رساند جای تردید وجود دارد. به عبارت دیگر به نظر می‌رسد که افزایش بارندگی هنگامی می‌تواند در کارایی تولید تأثیر چشمگیری داشته باشد که همراه با افزایش در متغیرهایی مانند عملیات بیولوژیکی و کاهش تعداد دام و مدت چرا باشد.

- افزایش تعداد یورد که در هر طرح و منطقه به صورت عرفی صورت می‌گیرد در افزایش تولید علوفه تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. از این رو به نظر می‌رسد افزایش در طرح‌های مرتعداری به صورت یوردهای مختلف و در نتیجه کاهش تعداد بهره‌برداران در هر یورد به تقویت حس مالکیت انجامیده و موجب مدیریت بهتر عرصه‌های منابع طبیعی (مراتع) شده است.

- آموزش‌های ترویجی مرتعداران، که با ضریب مثبت در مدل آثار کارایی ظاهر شده، به معنی تأثیر منفی در ارتقای کارایی می‌باشد. اما با توجه به انحراف معیار این متغیر، معنی‌داری آن تأیید نگردید. به نظر می‌رسد تأثیرپذیری این نوع آموزشها منوط به تجدیدنظر در چگونگی و شیوه‌های آموزش و دیگر نکات باشد. از این

رو لازم است متخصصان در این باره مطالعات تکمیلی انجام دهند.

- میانگین وزن خشک گیاهان در هر هکتار از طرحهای مرتعداری نسبت به مراتع کاملاً مجاور در سه استان خراسان، یزد و آذربایجان غربی به ترتیب ۴۲، ۵۵ و ۱۰۵ درصد افزایش داشته است. این رقم در مجموع سه استان به طور متوسط ۵۷ درصد بوده است. این امر حاکی از گرایش طرحهای مرتعداری به سمت بهبود در زمینه تولید علوفه می‌باشد. اما باید تحقیقات مرتبط با اثربخشی و کارایی در هزینه‌ها و سرمایه‌گذاری طرحهای مرتعداری و تحلیل هزینه - فایده آنها به موازات این تحقیقات مورد توجه قرار گیرد.

- عملکرد تولید علوفه خشک در هر هکتار از طرحهای مرتعداری سه استان مورد بررسی ۱۶۱ کیلوگرم بیشتر از مراتع مجاور بوده است.

- پارامتر بازده نسبت به مقیاس مقدار بزرگتر از واحد را نشان می‌دهد. این مسئله مبین بازده نسبت به مقیاس فزاینده است.

- تعمیم نتایج و یافته‌های این تحقیق به هر سه استان توجیه پذیر است و به نظر می‌رسد تعمیم‌دهی برخی نتایج به برخی استانهای همجوار با در نظر گرفتن شباهتهای اقلیمی و با احتیاط لازم امکان‌پذیر باشد. اما تعمیم نتایج این تحقیق به کل کشور به هیچ‌وجه

توصیه نمی‌شود و لازم است به منظور امکانپذیر شدن تعمیم‌پذیری یافته‌ها، تحقیقات مشابهی در سایر استانها صورت پذیرد.

### سیاسگزار

عملیات میدانی به منظور برداشتهای صحرائی و تکمیل پرسشنامه‌های اقتصادی - اجتماعی تحقیق توسط محققین مراکز تحقیقات منابع طبیعی و امور دام و گروه تحقیقات روستایی در سه استان انجام یافته است که اسامی مسئولین این مراحل عبارتند از : استان خراسان : مهندس ثنائی - دکتر توکلی؛ استان یزد : مهندس خاکی، استان آذربایجان غربی : مهندس کریمزاده و مهندس قائمی. در ضمن کارشناسان دیگری نیز در سه استان همکاری کرده‌اند. همچنین دکتر توکلی مشاوره فنی همه استانها را بر عهده داشته‌اند که بدینوسیله از همه بزرگواران تشکر و قدردانی می‌شود.

### منابع

۱. رحیمی سوره، ص، ع. آقا علی‌نژاد، ع. جزاعی، ع. کریمزاده (۱۳۷۵)، صنایع تبدیلی غذایی کشاورزی، مرکز تحقیقات و بررسی مسائل روستایی، تهران.



۲. رحیمی، هدایت الله (۱۳۷۷)، تعیین کارایی اقتصادی طرح‌های مرتعداری اجرا شده و مقایسه آن با سایر مراتع، مرکز تحقیقات منابع طبیعی و امور دام استان فارس، شیراز.

۳. سلامی، حبیب‌اله (۱۳۷۹)، تعیین اندازه مطلوب واحدهای مرتعداری با استفاده از شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۲: ص. ۳۵-۵۰.

۴. مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور (۱۳۸۰) تهران.

5. Ainger, D., K. Lovell and P. Schmidt (1977), Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, *Journal of Econometrics*, 6:21-37.

6. Austin, E.J. (1992), Agroindustrial project analysis, *World Bank*, Washington.

7. Battese, G. and T. Coelli (1992), Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to Paddy Farmers in India, *Journal of Productivity Analysis*, 3, 1/2: 69-153.

8. Battese, G.E. (1992), Frontier production functions and technical efficiency: A Survey of Empirical applications in agricultural economics, *Agricultural Economics*, 7:185-208

9. Battese, G.E. (1997), A note on the estimation of Cobb - Douglas production functions when some explanatory variable have zero valuse, *Journal of Productivity Analysis*, 3, 1/2,69-153..
10. Coelli, T. (1996), 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, Australia.
11. Coelli, T., D.S. P. Rao, G. E. Battese (1998), An introduction to efficiency and productivity analysis, Kluwer Academic Pub. USA.
12. Coelli, T. (1995), Estimators and hypothesis test for stochastic frontier function: A MonteCarlo analysis, *Journal of Productivity Analysis*, 6:68-247.
13. Deberu, G. (1951), The coefficient of resource utilization, *Econometrica*, 19:92-273.
14. Farrel, M. (1957), Measurement of productive efficiency, *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, General. 120, part 3: 253-81.
15. Greene, W.H. (1980), Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions, *Journal of Econometrics*, 13: 27-56.
16. Greene, W.H. (1997), *Econometric analysis*, Third Edition, NewYork: Prentic-Hall.
17. Huang, C.J., and J. T. Liu (1994), Estimation of a non-neutral stochastic frontier production function, *Journal of Productivity Analysis*, 4: 171-80.

18. Kodde, D.A., and F.C. Palm (1986), Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions, *Econometrica*, 54: 48-1243.
18. Koopmans, T. (1951), An analysis of production as an efficient combination of activities, Activity analysis of production and allocation,
19. Koopmans, T., ed., Cowles Commission For Research in Economics, Monograph 13 (Wiley, New York).
20. Kumbhaker, S.C., S. Ghosh and J.T. McGuckin (1991), A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in U.S. dairy farms, *Journal of Business and Economic Statistics*, 9:279-86.
21. Meeusen, W. and J. Van Den Broeck (1944), Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error, *International Economic Review*, 18: 435-44.
-