تحلیل رابطه کارایی فنی با کارایی زیست محیطی در بخش کشاورزی ایران

زهرا محمدپور[۱]، قادر دشتی[۲]، محمد قهرمان‌زاده[۳]،

چکیده

جهت پاسخگویی به نیازهای غذایی فزاینده جمعیت درحال رشد، بهبود بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی به صورت یک ضرورت درآمده است. در این راستا کارایی به عنوان یکی از مولفه‌های اساسی تغییر بهره‌وری می‌تواند نقش انکارناپذیری در افزایش توان تولیدی ایفا نماید لیکن امروزه ارتقای کارایی بنگاه‌های اقتصادی، با انتشار گازهای گلخانه‌ای توام گردیده است. به همین خاطر هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه کارایی فنی با کارایی زیست محیطی در بخش کشاورزی ایران می‌باشد. برای نیل به هدف مطالعه از روش تحلیل پوششی داده‌ها و آزمون علیت تودا- یاماموتو استفاده به عمل آمد. اطلاعات و داده‌های مورد نیاز از مرکز آمار ایران ، بانک مرکزی و وزارت نیرو برای دوره زمانی سال‌های ۹۵-۱۳۷۴ جمع‌آوری شد. براساس نتایج حاصله، میانگین کارایی فنی در حالت‌های بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس به ترتیب معادل ۸۶ و ۹۵ درصد بدست آمد ضمن اینکه میانگین کارایی زیست‌محیطی ۸۸ درصد محاسبه گردید. نتایج حاصل از آزمون علیت تودا_ یاماموتو بیانگر رابطه علی یک‌طرفه از کارایی فنی به کارایی زیست‌محیطی می‌باشد بطوریکه در بلندمدت یک درصد افزایش در کارایی فنی، ۰/۳۴ درصد کارایی زیست‌محیطی را کاهش می‌دهد. بنابراین استنباط می‌شود تولید بیشتر به مفهوم ورود مقدار بیشتری از آلاینده‌ها به محیط‌زیست می‌باشد به سبب افزایش آلودگی زیست‌محیطی، کارایی زیست‌محیطی نیز در بلند مدت دچار تنزل می‌گردد. از همین‌رو بکارگیری فناوری‌هایی که همزمان در کنار افزایش تولید، آلاینده کمتری را وارد محیط‌زیست می‌کنند توصیه می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: تحلیل پوششی، علیت، کارایی فنی، کارایی زیست‌محیطی،گازهای گلخانه‌ای

۱ فارغ‌التحصیل ارشد اقتصادکشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز: Email:mohamadpor.zahra23@gmail.com

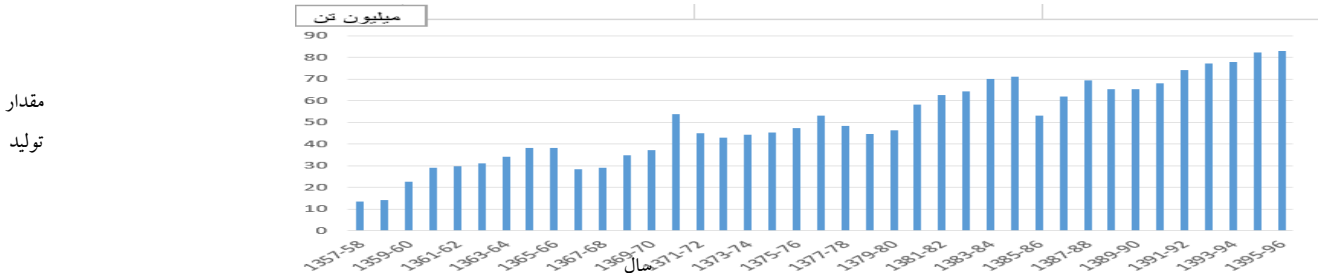
۲استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

۳دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

مقدمه

در هر کشوری بخش کشاورزی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی به شمار می‌آید که نقش مهمی در توسعه اقتصادی و استقلال جامعه دارد . درواقع تولیدات بخش کشاورزی در زمینه‌ی امنیت غذایی، ایجاد اشتغال و تأمین ارز از اهمیت زیادی برخوردار است. با توجه به افزایش جمعیت، تأمین امنیت غذایی مسئله‌ای حائز اهمیت می‌باشد. شواهد نشان می‌دهد که مقدار فعلی عرضه سرانه مواد غذایی با سطح مطلوب فاصله دارد (Kiyani,2015). از وظایف مهم دیگر بخش کشاورزی، نقش آن در تولید ناخالص داخلی است. در جهت خروج از وابستگی نفتی و به عبارتی اقتصاد نفتی، بخش کشاوزی می‌تواند نقش مهمی را ایفا کند که طبق گزارشات بانک مرکزی سهم کشاورزی از تولید ناخالص داخلی در سال‌های ۹۶-۱۳۹۰ بین ۷/۷ الی ۱۰ درصد در نوسان بوده است. همچنین نرخ رشد بخش کشاورزی طی دهه ۱۳۹۰ با وجود نوساناتی که داشته، در سال ۱۳۹۳ با مقدار ۵/۴ درصد بیش‌ترین نرخ رشد را داشته لکن در سال۱۳۹۶ به ۴/۱ درصد افت کرده است(Central Bank Iran,2018). درکنار توجه به مبحث افزایش تولید در بخش کشاورزی، بحث آلودگی‌های محیط‌زیست از جمله انتشار گازها و آلاینده‌ها مطرح است که باید در راستای حفظ محیط‌زیست و بهره‌برداری اصولی از منابع مورد توجه قرار گیرد. آلاینده‌ها در بخش کشاورزی از منابع گوناگون انتشار می‌یابند و در طی سال‌های مورد مطالعه روند صعودی را داشته است.

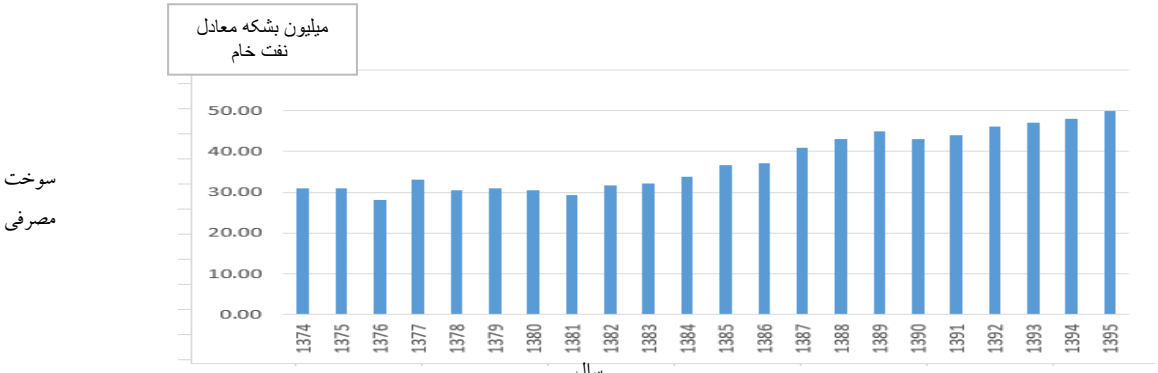
طی دهه‌های گذشته تولید محصولات کشاورزی افزایش چشمگیری را تجربه کرده است به گونه‌ای که حجم تولیدات از ۲۵ میلیون تن در سال ۱۳۵۷به ۸۷ میلیون تن در سال ۱۳۸۳ و ۱۲۰ میلیون تن در سال ۱۳۹۶ رسیده است. در این بین بیش‌ترین میزان افزایش تولید، مربوط به زیربخش زراعت بوده است. همانطوریکه که نمودار (۱) نشان می‌دهد. علی‌رغم نوسانات موجود در طی دهه‌های اخیر تولید محصولات زراعی روند صعودی قابل ملاحظه‌ای را پشت سر گذاشته است. بر اساس مطالعات صورت گرفته، گفته می‌شود بخشی از این افزایش تولید محصولات کشاورزی ناشی از بهبود کارایی واحدهای تولیدی می‌باشد. هنگامی که بهبود کارایی با بهره‌گیری ازتکنولوژی‌های مختلف صورت می‌گیرد مسئله‌ی تخریب منابع‌طبیعی و آلودگی زیست‌محیطی خود را نشان می‌دهد.



نمودار(۱). تولید محصولات زراعی ایران طی سال‌های۹۶-۱۳۵۷

منبع : وزارت جهاد کشاورزی(۱۳۹۷)

از منابع انتشار آلاینده‌ها در بخش کشاورزی می‌توان به استفاده از کود نیتراتدار، فعالیت‌های دامی، جنگل‌زدایی و مصرف سوخت فسیلی اشاره نمود. در طی این سال‌ها افزایش تولیدات کشاورزی مسلما توام با افزایش فعالیت‌های کشاورزی، مصرف کود شیمیایی و سوخت بیشتر در این بخش بوده است. همانطوری که در نمودار (۲) ملاحظه می‌شود مصرف سوخت طی سال های ۹۵-۱۳۷۴ در بخش کشاورزی روند صعودی داشته است. از آنجاییکه سوخت مصرفی بخش کشاورزی بیشتر سوخت فسیلی بوده این امر موجب ورود بیشتر آلاینده‌ها به محیطزیست گردیده که پیامد آن آلودگی محیطزیست می‌باشد.

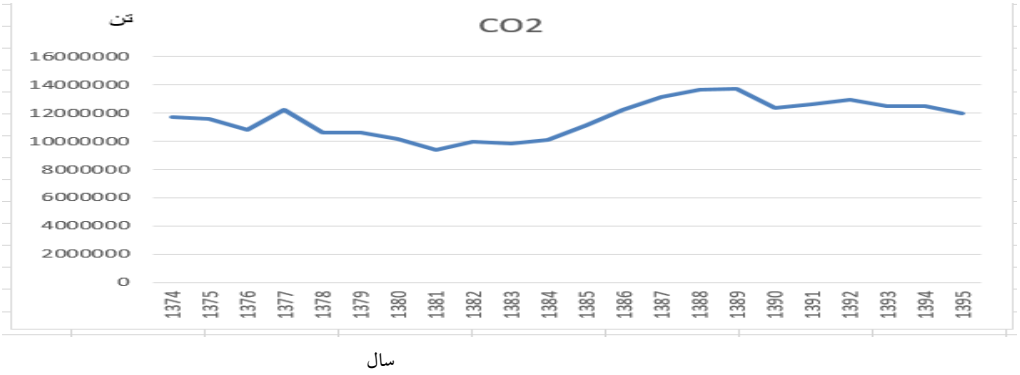


نمودار(۲). میزان سوخت مصرفی در بخش کشاورزی ایران

منبع : وزارت نیرو (۱۳۹۵)

از جمله نگرانی‌ها در زمینه‌ی تخریب زیست‌محیطی می‌توان به مواردی نظیر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران و جهان و گرم شدن کره‌ی زمین، باران‌های اسیدی، بیابانزایی، افت سطح آب‌های زیرزمینی، تخلیه منابع انرژی به‌خصوص از طریق منابع تجدیدناپذیر اشاره نمود. وجود چنین مسائلی، فعالیت‌های بخش کشاورزی و عرضه محصولات آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ایران با توجه به شرایط اقلیم خشک و نیمه

خشک، توزیع نامناسب جمعیت، رقابت بخش‌های مختلف تولید در استفاده از منابع پایه، در زمره کشورهایی قرار دارد که مسائل زیست محیطی از اهمیت مضاعفی برخوردار است(Mirhaji et al.,2015). نمودار(۳) میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن در بخش کشاورزی را طی سال‌های۹۵-۱۳۷۴ نشان می‌دهد.



انتشار گاز دی اکسید د کربن

نمودار(۳). انتشار گاز دی‌اکسید کربن در بخش کشاورزی ایران
منبع : وزارت نیرو (۱۳۹۵)

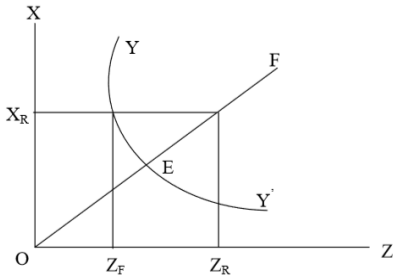
نظر به اهمیت موضوع مطالعات متعددی در خصوص رابطه انواع کارایی با یکدیگر صورت گرفته است. Ahmad et al (2016) به بررسی رابطه بلند مدت وکوتاه مدت انتشاردی‌اکسید کربن و انرژی مصرفی با رشد اقتصادی در اقتصاد هند طی دوره زمانی1971-2014 از طریق مدل اتورگرسیو با وقفه توزیعی (*ARDL*) پرداختند و از رهیافت مدل خودتصحیح برداری جهت بررسی علیت میان متغیرها استفاده کردند. نتایج نشان داد که رابطه بلند مدت بین متغیرها وجود دارد. همچنین مصرف انرژی رابطه مثبت با انتشار دی‌اکسیدکربن دارد و بین رشد اقتصادی و انتشار کربن رابطه مثبت وجود دارد. Aye et al (2017) اثر رشد اقتصادی بر انتشار دی‌اکسید کربن را برای 31 کشور در حال توسعه با استفاده از چارچوب آستانه پانل مانا بررسی کردند. بر اساس یافته‌های پژوهش در کشورهایی با رشد کم، رشد اقتصادی تأثیر منفی بر انتشار دی‌اکسید کربن دارد و بالعکس. همچنین با استفاده ازروش‌های پانل علیت، شواهدی مبنی بر رابطه معنی‌دار بین انتشار CO2، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و توسعه مالی وجود دارد. (2013) Shortal and barnez رابطه بین کارایی فنی و زیست‌محیطی مزارع لبنی در اسکاتلند را با توجه به انتشار گازهای گلخانه‌ای مطالعه کردند. برآورد کارایی فنی یک نمونه از مزارع لبنی بر اساس داده‌های نظرسنجی، با استفاده از روش تجزیه و تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)انجام گردید. نتایج نشان داد که در نمونه تحقیق، مزارع که از لحاظ فنی کارآمدتر هستند، دارای عملکرد بالاتری در تولید گازهای

گلخانه‌ای می‌باشند. Rasekhi et al (2017) ارتباط کارایی اقتصادی و کارایی زیست‌محیطی را برای کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته در بازه زمانی 2002–2012 را با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و علیت گرنجر بررسی کردند. مطابق نتایج به‌دست آمده کشورهای توسعه یافته نسبت به کشورهای در حال توسعه ازکارایی‌های زیست‌محیطی و اقتصادی بالاتری برخوردارند ضمن این که بین‌کارایی اقتصادی و کارایی زیست‌محیطی در کشورهای منتخب ارتباط مثبت دوطرفه وجود دارد. Shahnazi et al (2018) رابطه علیت میان مصرف حامل‌های انرژی، رشد اقتصادی و دی‌اکسید کربن در بخش‌های مختلف اقتصادی ایران را طی دوره زمانی 1996-2011 با استفاده از روش تودا_ یاماموتو مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از وجود رابطه علیت یک‌طرفه از مصرف حامل‌های انرژی به رشد اقتصادی در بخش کشاورزی و وجود علیت دوطرفه از متغیر رشد اقتصادی و انتشار گاز دی‌اکسیدکربن با حامل‌های انرژی در بخش حمل ونقل، خانگی، عمومی و تجاری وجود دارد.

ملاحظه می‌شود ارتباط بخش اقتصادی و بخش محیط‌زیست از جمله مسائلی است که همواره مورد اهمیت بوده است، بگونه‌ایکه سعی میگردد در کنار رشد اقتصادی مطلوب، محیط‌زیست سالمی نیز داشت. با عنایت به اهمیت افزایش کارایی فنی در فرایند توسعه اقتصادی و نیز لزوم صیانت از منابع طبیعی و محیط زیست در راستای رونق فعالیتهای کشاورزی؛ مطالعه حاضر به ارزیابی ارتباط کارایی فنی با کارایی زیست‌محیطی در بخش کشاورزی ایران می‌پردازد.

روش تحقیق

کارایی فنی به توانایی بنگاه در تولید حداکثر محصول از مجموعه معین نهاده اطلاق می‌شود. اساساً کارایی زیست‌محیطی جنبه‌ای از کارایی فنی است که روی نهاده با پیامدهای زیست‌محیطی منفی تمرکز می‌کند. درواقع کارایی زیست‌محیطی نشانگر وضعیت تولید آلایندگی از نهاده‌های تولید است (Sorvari et al.,2011). اگرچه در صورت استفاده از سطوح بالایی از نهاده‌ی زیانبار زیست محیطی، درجه‌ی بالای کارایی فنی می‌تواند با سطح نسبتاً پایینی ازکارایی زیست‌محیطی سازگار باشد. به همین ترتیب، در مقادیرکم نهاده‌ی زیانبار زیست‌محیطی، سطح پایینی از کارایی فنی با درجه‌ی بالایی از کارایی محیط‌زیست منطبق است(Reinhard,1999).



نمودار (۴). مرز تولید با نهاده‌ی X و نهاده‌ی زیانبارZ
منبع : رینهارد و همکاران (۱۹۹۹)

برای محاسبه انواع کارایی و کارایی زیست‌محیطی استفاده از رهیافت تحلیل پوششی داده‌ها[۱] (DEA) **یکی از رهیافت‌های متداول می‌باشد. تحلیل پوششی داده‌ها روشی است که در آن چندین نهاده و ستاده در فرآیند تولید مورد بررسی قرار می‌گیرد** (Charnes et al,1978.). **با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، مرز کارای تولید از طریق واحدهایی با عملکرد بالا تعیین می‌شود و با استفاده از آن کارایی هر واحد تعیین می‌شود. بهترین عملکرد واحدهای مورد ارزیابی تعیین گردیده و مرز کارای تولید را تشکیل می‌دهد. سپس کارایی هر واحد به نسبت این مرز تعیین می‌گردد** (Amadeh & rezaei,1999).

مدل‌های تحلیل پوششی داده‌ها می‌تواند نهاده‌گرا یا ستاده‌گرا باشد. در مدل‌های ستاده‌گرا هدف حداکثر کردن تولید با مقدار معینی نهاده است. در نهاده‌گرا هدف استفاده کمینه از نهاده برای سطح معینی از محصول می‌باشد. سطح پوششی مدل‌ها هم(محصول‌گرا و هم نهاده‌گرا) می‌تواند بازده ثابت نسبت به مقیاس یا بازده متغیر نسبت به مقیاس را داشته باشد.(Tsola,2011).

مدل بازده ثابت نسبت به مقیاس : در این مدل بنگاه‌هایی که بر طبق اصول حداقل هزینه (کارا) فعالیت می‌کنند، بر روی منحنی تولید همسان قرار می‌گیرند و برای آنها میزان کارایی صددرصد اعلام می‌گردد. الگوی برنامه‌ریزی خطی برای محاسبه کارایی فنی به صورت رابطه (۱) می‌باشد :

$$\max \Phi \quad st$$
$$-\Phi Y - Y\Lambda \geq 0 \qquad (۱)$$

[۱] Data Envelopment Analysis

$$XN - X\Lambda \geq 0$$
$$\Lambda \geq 0$$

که در آن، Φ مقدار کارایی، Λ یک بردار $N \times 1$ شامل اعداد ثابت می‌باشد که وزن‌های مجموعه مرجعی را نشان می‌دهد. مقدار اسکالر بدست آمده برای φ کارایی بنگاه‌ها، X و Y به ترتیب ماتریس مقدار نهاده‌ها (نیروی کار، سرمایه و انرژی) و ستاده (ارزش افزوده) را نشان می‌دهند. XI بردار مقدار نهاده‌ها و YI بردار مقدارستاده‌ها برای بنگاه Nام می‌باشد. با حل الگوی برنامه‌ریزی فوق مقدار کارایی فنی برای هر بنگاه بدست می‌آید. مدل بازده متغیر نسبت به مقیاس (VRS) با افزودن محدودیت $\sum_{n=1}^{N} \lambda = 1$ به مدل CRS، بدست می‌آید. اگر بین مقدار کارایی فنی واحد تولیدی از دو روش VRS و CRSاختلاف وجود داشته باشد نشان‌دهنده این است که واحد تولیدی با عدم کارایی مقیاس مواجه است. همچنین کارایی مقیاس از نسبت کارایی فنی در حالت بازده ثابت تقسیم بر کارایی فنی در حالت بازده متغیر بدست می‌آید. یک ویژگی مهم تحلیل پوششی داده‌ها این است که به وسیله آن می‌توان نوع بازده به مقیاس را تشخیص داد. اما مدل بازده متغیر نسبت به مقیاس مشخص نمی‌کند که آیا بنگاه در ناحیه صعودی بازده نزولی مقیاس فعالیت می‌کند. این مشکل با حل مدل غیرافزایشی نسبت به مقیاس[1] (NIRS) برطرف می‌شود. مدلNIRS از طریق جانشین کردن محدودیت $\sum_{n=1}^{N} \lambda < 1$ با $\sum_{n=1}^{N} \lambda = 1$ بدست می‌آید.

در روش تحلیل پوششی فرض بر این است که تمام نهاده‌ها و ستاده‌ها مطلوب هستند. برای اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی، در نحوه وارد کردن ستاده‌های نامطلوب در مدل مشکل وجود دارد (Dyckhoff & Allen,2000). با توجه به ادبیات نظری موجود در زمینه الگوسازی برای ستاده نامطلوب، روش‌های مختلف و رایج در این زمینه توضیح داده می‌شود. استفاده از توابع مسافت جهت‌دار ستاده‌گرا است (Chung et al,1997.)، تابعی که امکان افزایش همزمان ستاده مطلوب و کاهش ستاده نامطلوب را فراهم می‌آورد.

[1] Non Increasing Returns to Scale

توابع مسافت ستاده‌گرا (Chung et al,1997.) تابعی است که امکان افزایش همزمان ستاده مطلوب و کاهش ستاده نامطلوب را فراهم می‌آورد. فرض قابلیت حذف ضعیف بیانگر آن است که از بین بردن یا کاهش میزان تولید ستاده نامطلوب، مستلزم کاستن از تولید ستاده مطلوب است. قابلیت حذف قوی به این مفهوم می‌باشد که محصول بد را می‌توان بدون پرداخت هزینه یا کاهش تولید محصول خوب، حذف کرد (fare et al,1989). تابع مسافت ستاده گرا در رابطه (۲) ارائه شده است :

$$D(x.y.b.\mathrm{gb}\text{ ، }\mathrm{gy}) = \max\{\beta : (y.b) + (\beta gy.\beta gb) \epsilon p(x)\} \qquad (۲)$$

که در آن، X بردار نهاده‌ها، Y بردار ستاده‌های مطلوب، B بردار ستاده نامطلوب، G = (GY ،GB) نشان دهنده بردار جهت، P(X) مجموعه موجه ستاده را نشان می‌دهد. از آنجا که هدف مطالعه، حداکثر کردن تولید ستاده مطلوب و حداقل کردن ستاده نامطلوب است بردار جهت G = (Y،-B) برای به دست آوردن تابع مسافت مورد استفاده قرار می‌گیرد. الگوی برنامه ریزی خطی برای برآورد تابع فاصله تحت فرض با قابلیت حذف ضعیف و بازده متغیر به مقیاس به صورت رابطه (۳) می‌باشد (Falavigna et al,2013) :

$$\begin{aligned} &D(\mathrm{xk}\text{›}\mathrm{yk}\text{›}\mathrm{bk};\ \mathrm{yk}\text{ ›} - \mathrm{bk}) = \max\beta \\ &\textstyle\sum_{k=1}^{k} \mathrm{zkbkj} \geq (1 - \beta)\,\mathrm{Bkj} = 1.\ldots.M \\ &\textstyle\sum_{k=1}^{k} \mathrm{zkbkj} \geq (1 - \beta)\mathrm{Bkj}\ .\ j = 1.\ldots.J \\ &\textstyle\sum_{k=1}^{k} \mathrm{zkxkn} \geq \mathrm{xn}.\ n = 1.\ldots.N \\ &\mathrm{zk} \geq 0\ .k = 1.2\ldots.k \end{aligned} \qquad (۳)$$

رابطـه‌ی بـین تـابع مسافت ستاده جهت‌دار و تابع مسافت ستاده شفارد درحضور ستاده نامطلوب را می‌توان با درنظر گرفتن بردار هادی G = (Y, B) به جای بردار هادی G = (Y,-B) مطابق رابطه (۴) بدست‌آورد :

$$D0\,(x.y.b;\ y.b) = \sup\{\beta :\ z(D0\,(x.(y.b) + \beta\,(y.b) \le 1\} \quad (۴)$$

$$= \sup\{\beta :\ (1 + \beta)\,D0\,(x.y.b) \le 1\}$$

$$= \sup\{\beta :\ \beta \le \frac{1}{D0(x.y.b)}$$

$$= \frac{1}{D0(x.y.b)} - 1$$

رابطه‌ی بین این دو را می‌توان به صورت (۵) نوشت:

$$\frac{1}{D0(x.y.b)} - 1 \quad (۵)$$

در نتیجه معادل ان برابر خواهد بود با :

$$D0(x.y.b) \quad \frac{1}{D0(x.y.b;y.b)+1} = \quad (۶)$$

(Yamoda-Toda,1995) یک روش سنجش علیت مبتنی بر الگوی VAR می‌باشد. مزیت اصلی روش تودا و یاماموتو، این است که به متغیرها اجازه داده می‌شود در مدلVAR نامانا یا حتی هم‌انباشته باشند؛ لذا، این آزمون به شرایط خاص مربوط به انباشتگی و هم‌انباشتگی متغیرهای مدل مقید نمی‌شود. آزمون تودا و یاماموتو در دو مرحله انجام می‌شود. درمرحله اول، حداکثر درجه انباشتگی سری‌های زمانی(DMAX) شناسایی و وقفه بهینه مدل VAR(K) را تعیین و سپس یک مدل VAR با درجه‌ی P = K + DMAX برآورد می‌شود. مرحله دوم، به کارگیری آزمون‌های استاندارد والد برای تشخیص معنی‌داری ضرایب K وقفه نخست مدل VAR با درجه P است. تودا و یاماموتو برای برآورد این مدل روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط(SUR[1]) را به کار گرفتند. آن‌ها نشان دادند که آماره والد دارای توزیع مجانبی X2 با درجه آزادی دو (تعداد ضرایبی که تحت فرضیه صفر برابر صفر می‌باشند.) است. بنابراین در روش تودا و

[1] Seemingly Unrelated Regression

یاماموتو برای آزمون علیت میان TE و EE، یعنی بین کارایی فنی و کارایی زیست‌محیطی، تصریح‌های (۷) و به روش SUR برآورد می‌شود :

$$EEt = a1 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta 1i \; EEt - i + \sum_{i=1}^{k+dmax} \lambda 1i \; TEt - 1 + \varepsilon 1i$$

$$TEt = a2 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta 2i TEt - i + \sum_{i=1}^{k+dmax} \lambda 2i EEt - 2 + \varepsilon 2i \quad (۷)$$

چنانچه فرضیه صفر $H0 : \Lambda 11 = \Lambda 12 = \ldots\ldots = \Lambda 1K = 0$ نتواند رد شود، TE علت EE نیست و در صورتی که این فرضیه رد شود و فرضیه مقابل پذیرفته شود آنگاه TE علت EE است. همچنین اگر فرضیه صفر $H0 : \beta 21 = \beta 22 = \beta 2K = 0$ نتواند رد شود ،آنگاهEE علت TE نیست و در صورتی که فرضیه مقابل پذیرفته شود، آنگاه EE علت TE است. به عبارت دیگر از طریق انجام این فرضیه می‌توان به نوع رابطه علیت بین کارایی فنی و زیست‌محیطی پی برد. با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده سری زمانی بودند، جهت بررسی مانایی داده‌ها از آزمون KPSS و DF-GLS به عمل آمد. داده‌های مورداستفاده جهت نیل به هدف پژوهش، شامل ارزش‌افزوده، سرمایه، نیروی‌کار و آلاینده‌های بخش کشاورزی برای دوره زمانی ۹۵-۱۳۷۴ از بانک مرکزی، مرکز آمار و ترازنامه انرژی جمع‌آوری شدند.

نتایج و بحث

نتایج استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها برای محاسبه کارایی فنی بخش کشاورزی، با فرض یک ستاده (ارزش افزوده) و سه نهاده (نیروی کار ، سرمایه و انرژی) به وسیله نرم‌افزارMAXDEA بدست آمده است (جدول(۱)). بیشترین و کمترین کارایی فنی در سال‌های مورد مطالعه در حالت بازده ثابت نسبت به مقیاس به‌ترتیب ۱۰۰ و ۷۱ درصد و میانگین آن برابر ۸۶ درصد می‌باشد. تفاوت حداقل و حداکثر کارایی بین سال‌های مورد مطالعه ۲۹ درصد می‌باشد و این نشان می‌دهد که اختلاف زیادی بین مقادیرکارایی فنی در بخش کشاورزی در سال‌های مورد مطالعه وجود دارد.

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۱) در حالت بازده ثابت نسبت به مقیاس شکاف ۱۴ درصدی در کارایی فنی سال‌های مورد مطالعه حاکی از آن است که هنوز پتانسیل زیادی برای افزایش کارایی فنی و

رسیدن به حداکثر محصول با توجه به مجموعه ثابت عوامل تولید وجود دارد. بیشترین و کمترین کارایی فنی در سال‌های مورد مطالعه در حالت بازده متغیر نسبت به مقیاس، به‌ترتیب ۱۰۰ و ۸۰ درصد و میانگین آن برابر ۹۵ درصد می‌باشد. به‌عبارت دیگر با تکیه بر نتایج رویکردDEA ، ظرفیت ارتقای کارایی در بخش کشاورزی، بدون هیچ گونه افزایشی در هزینه‌ها و به‌کارگیری نهاده‌های بیشتر تحت بازده متغیر نسبت به مقیاس، ۵ درصد برآورد می‌شود. به عبارتی با بهبود کارایی در بخش کشاورزی امکان بالقوه برای افزایش تولید و کاهش هزینه‌ها وجود دارد.

همانطور که گفته شد از آنجایی که بین کارایی فنی در مدل ثابت نسبت به مقیاس با مدل متغیر نسبت به مقیاس تفاوت وجود دارد، بنابراین عدم کارایی مقیاس وجود دارد.کارایی مقیاس هم براساس نتایج بدست آمده برای کارایی در حالت‌های CRSوVRS، برابر با ۹۱ درصد می‌باشد. این مقدار نشان‌دهنده آن است که فقط ۹ درصد عدم کارایی مقیاس وجود دارد. بدین ترتیب استنباط می‌شود که در مجموع با بهبود مقیاس تولید در بخش کشاورزی امکان افزایش تولید وجود دارد.

جدول(۱). نتایج برآوردکارایی فنی به روشDEA

سال	بازده ثابت نسبت به مقیاس(CRS)	بازده متغیرنسبت به مقیاس(VRS)	کارایی مقیاس(SCALE)	بازده غیرافزایشی نسبت به مقیاس(NIRS)
۱۳۷۴	۱	۱	۱	۰/۹۹
۱۳۷۵	۰/۸۶	۰/۹۷	۰/۸۹	۰/۹۷
۱۳۷۶	۰/۸۴	۱	۰/۸۴	۰/۹۶
۱۳۷۷	۰/۹	۱	۰/۹۰	۱
۱۳۷۸	۰/۸۳۷	۰/۹۸	۰/۸۵	۰/۹۳
۱۳۷۹	۰/۸۳	۰/۹۷	۰/۸۶	۰/۹۲
۱۳۸۰	۰/۸۱	۰/۹۷	۰/۸۴	۰/۸۸
۱۳۸۱	۰/۹۳	۱	۰/۹۳	۰/۹۸
۱۳۸۲	۰/۸۷۸	۰/۹۷	۰/۹۱	۰/۹۶
۱۳۸۳	۰/۸۶	۰/۹۶	۰/۹۰	۰/۹۱
۱۳۸۴	۰/۸۸	۰/۹۷	۰/۹۱	۰/۹۴
۱۳۸۵	۰/۹۱	۰/۹۸	۰/۹۳	۰/۹۳
۱۳۸۶	۱	۱	۱	۱
۱۳۸۷	۰/۸۸	۰/۹۵	۰/۹۳	۰/۶۵
۱۳۸۸	۰/۸۵	۰/۹۵	۰/۸۹	۰/۶۷
۱۳۸۹	۰/۸۵	۰/۹۵	۰/۸۹	۰/۶۸
۱۳۹۰	۰/۷۱	۰/۸	۰/۸۹	۰/۶۶
۱۳۹۱	۰/۷۵	۰/۹	۰/۸۳	۰/۶۷
۱۳۹۲	۰/۸۱	۰/۸۹	۰/۹۱	۰/۶۹
۱۳۹۳	۰/۸۵	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۷۲
۱۳۹۴	۰/۹۱	۱	۰/۹۱	۰/۷۴
۱۳۹۵	۱	۱	۱	۱
میانگین	۰/۸۶	۰/۹۵	۰/۹۱	۰/۸۵
حداقل	۰/۷۱	۰/۸۰	۰/۸۳	۰/۶۵
حداکثر	۱	۱	۱	۱
انحراف‌معیار	۰/۰ ۷۲۶۵	۰/۰ ۴۸۵۰	۰/۵۰	۰/۱ ۳۱ ۲۲۵

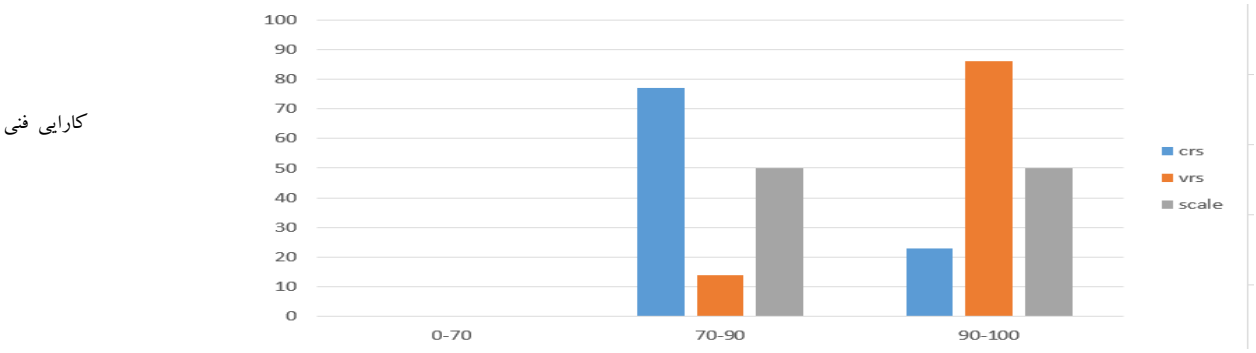
از آنجاییکه مقدار کارایی فنی در حالت بازده متغیر به مقیاس با مقدار کارایی تحت بازده غیرافزایشی به مقیاس برابر نیست، لذا استنباط می‌شود در بخش کشاورزی بازده صعودی نسبت به مقیاس وجود دارد. بازده صعودی به مقیاس به این معنی است که پس از تعدیل بهینه تمامی نهاده‌ها، هزینه متوسط هر واحد تولیدی می‌تواند به وسیله افزایش اندازه بنگاه، کاهش یابد و می‌تواند تأثیر مثبتی بر کارایی فنی بخش کشاورزی در صورت ثابت ماندن سایر شرایط داشته باشد. همچنین در اکثر سال‌های مورد مطالعه بازده صعودی نسبت به مقیاس وجود دارد که نشان می‌دهد افزایش یک درصدی در نهاده‌ها، منجر به افزایش بیش از یک درصد در تولید بخش کشاورزی می‌شود.

جدول(۲). توزیع فراوانی انواع کارایی فنی بخش کشاورزی ایران به روشDEA

	کارایی تحت فرض CRS		کارایی تحت فرض VRS		کارایی مقیاس	
درصد کارایی	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد
۷۰-۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۹۰-۷۰	۱۷	۷۷/۳	۳	۱۳/۷	۱۱	۵۰
۱۰۰-۹۰	۵	۲۲/۷	۱۹	۸۶/۳	۱۱	۵۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه در نمودار(۱) ملاحظه می‌شود بیشترین تعداد،۷۷/۳ درصد کارایی فنی تحت بازده ثابت نسبت به مقیاس در بخش کشاورزی ایران در بازه ۹۰-۷۰ درصد می‌باشد. ۸۶/۳ درصد از کارایی فنی تحت بازده متغیر به مقیاس در بازه ۱۰۰- ۹۰ درصد قرار دارد که بیشترین تعداد کارایی فنی در بخش کشاورزی را شامل می‌شود. کارایی مقیاس نیز به طور مساوی یعنی ۵۰ درصد در بازه ۹۰-۷۰ و ۵۰ درصد دیگر در بازه ۱۰۰-۹۰ درصد قرار دارد.



نمودار(۱). توزیع فراوانی انواع کارایی CRSوVRS در بخش کشاورزی ایران بازه‌های مختلف

نتایج حاصل از محاسبه تابع مسافت و کارایی زیست‌محیطی در جدول(۳) ارائه شده است. طبق محاسبات مقدارتابع مسافت برای سال۱۳۷۴،۱۳۷۶،۱۳۷۷،۱۳۸۱،۱۳۸۶،۱۳۹۴و۱۳۹۵صفر می‌باشد. مقدار کارایی زیست‌محیطی یک به‌دست آمده که نشان می‌دهد در این سال‌ها ناکارایی زیست‌محیطی وجود ندارد و بقیه سال‌ها با ناکارایی زیست‌محیطی مواجه هستند. میانگین کارایی زیست‌محیطی در طی

سال‌های مورد مطالعه ۸۸ درصد محاسبه شده است، کمترین مقدار کارایی زیست‌محیطی، ۷۹ درصد مربوط به سال۱۳۹۱ می‌باشد، یعنی در این سال مقدار بیشتری آلاینده با توجه به سطح نهاده‌ها، تولید شده است.

اگر کارایی زیست‌محیطی در سال‌های مورد مطالعه، برابر یک باشد بر این اساس نمی‌توان محصول خوب را افزایش داده و در عین حال محصول بد و استفاده از نهاده‌ها را کاهش داد. از این رو هزینه فرصت تبدیل از حالت قابلیت حذف قوی به قابلیت حذف ضعیف سال‌هایی که در این نواحی قرار گرفته‌اند صفر یا ناچیز می‌باشد. درنتیجه، از لحاظ زیست‌محیطی کاملاً کارا بودن به این مفهوم است که مقررات زیست‌محیطی روی تکنولوژی تولید تأثیرگذار نخواهد بود. کوچک‌تر از یک بودن کارایی زیست‌محیطی واحد تولیدی، بیانگر وجود هزینه فرصت برای تبدیل فوق می‌باشد. این هزینه فرصت یا به صورت درصدی از محصول خوب که باید از دست داد تا قابلیت حذف ضعیف کم شود تعریف می‌شود؛ یا به این صورت که چه میزان نهاده برای حذف کردن محصول بد باید مورد استفاده قرار گیرد، تعریف می‌شود. این مقدار برابر است با (1-EE). مثلاً در سال ۱۳۹۱، حدود ۲۱ درصد باید از محصول خوب(ارزش افزوده) را از دست داد تا محصول بد (گازها) حذف شود یا باید حدود ۲۱ درصد از نهاده را مصرف نمود تا محصول بدحذف گردد. در جدول(۴) ملاحظه می‌شود که ۴۵/۵ درصد از کارایی زیست‌محیطی در بازه۹۰-۷۰ درصد و ۵۴/۵ درصد در بازه ۹۰-۱۰۰ درصد قرار دارند. بدین‌ترتیب کارایی زیست‌محیطی در هیچ سالی کمتر از ۷۰ درصد بدست نیامده است.

جدول (۳). نتایج تابع مسافت و کارایی زیست‌محیطی بخش کشاورزی

سال	تابع مسافت	کارایی زیست‌محیطی	سال	تابع مسافت	کارایی زیست‌محیطی
۱۳۷۴	۰	۱	۱۳۸۵	۰/۰۵	۰/۹۰
۱۳۷۵	۰/۱۲	۰/۸۸	۱۳۸۶	۰	۱
۱۳۷۶	۰	۱	۱۳۸۷	۰/۲۴۴	۰/۸۰
۱۳۷۷	۰	۱	۱۳۸۸	۰/۰۵	۰/۹۰
۱۳۷۸	۰/۰۹	۰/۹۱	۱۳۸۹	۰/۱۷۰	۰/۸۵
۱۳۷۹	۰/۱۲	۰/۸۸	۱۳۹۰	۰/۲۸۴	۰/۷۷
۱۳۸۰	۰/۱۵	۰/۸۶	۱۳۹۱	/۱۹۲	۰/۷۹
۱۳۸۱	۰	۱	۱۳۹۲	۰/۲۴	۰/۸۰
۱۳۸۲	۰/۱۰۱	۰/۹۰	۱۳۹۳	۰/۲۵	۰/۸۱
۱۳۸۳	۰/۱۲	۰/۸۸	۱۳۹۴	۰	۱
۱۳۸۴	۰/۱۰	۰/۹۰	۱۳۹۵	۰	۱
			میانگین		۰/۸۸
			حداقل		۰/۷۷
			حداکثر		۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول(۴). توزیع فراوانی کارایی زیست‌محیطی بخش کشاورزی ایران به روش DEA

درصد کارایی	تعداد	درصد
۹۰-۷۰	۱۰	۴۵/۵
۱۰۰-۹۰	۱۲	۵۴/۵

جدول(۵) نتایج آزمون والد را نشان می‌دهد. در صورتی که متغیر EE وابسته و TE متغیر تاثیرگذار باشد آماره والد برابر ۸/۳۰۸۴ و احتمال آن ۰/۰۱۶ بوده در نتیجه فرضیه H0 رد می‌شود. لذا می‌توان نتیجه گرفت کارایی فنی علت کارایی زیست‌محیطی است. در صورتی که TE متغیر وابسته وEE متغیر تاثیرگذار باشد اماره والد ۲/۰۲۱۶و احتمال آن ۰/۳۶۴بوده که در نتیجه فرضیه H0 رد نمی‌شود. از اینرو کارایی زیست‌محیطی علت کارایی فنی نیست. در کل نتایج بیانگر وجود یک رابطه علی یک‌طرفه از کارایی فنی به کارایی زیست‌محیطی است. افزایش تولید در بخش کشاورزی باعث استفاده بیشتر از نهاده انرژی شده و با توجه به اینکه سوخت مصرفی بخش کشاورزی بیشتر فسیلی می‌باشد باعث ورود آلاینده‌های بیشتری به محیط‌زیست می‌شود. علاوه بر مصرف انرژی، استفاده از نهاده‌های دیگر مثل کود

نیترات یا افزایش تولیدات دامی و عوامل دیگری نیز در کنار افزایش تولید باعث افزایش انتشار آلاینده‌ها می‌شود که در کل باعث افزایش آلودگی محیط‌زیست و کاهش کارایی زیست‌محیطی می‌شود.

جدول(۵). نتایج علیت تودا - یاماموتو میان EE و TE

متغیر وابسته	متغیر تاثیرگذار	آماره والد	سطح معنی داری(*)
EE	TE	۸/۳۰۸۴	۰/۰۱۶
TE	EE	۲/۰۲۱۶	۰/۳۶۴

(* معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد) ماخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه، نتیجه بررسی چگونگی تأثیر متغیرهای کارایی فنی و کارایی زیست محیطی بریکدیگر در جدول(۶) ارائه شده است.

جدول(۶) نتایج برآورد رابطه بلندمدت کارایی فنی با کارایی زیست‌محیطی

متغیر	ضریب برآورد شده	آمارهT
عرض از مبدأ	۰/۳۰	۶/۷۰
TE	-۰/۳۴	-۱/۸۴

(*معنی داری در سطح ۱۰ درصد) ماخذ: یافته‌های تحقیق

مشاهده می‌شود که افزایش کارایی فنی تأثیر منفی بر کارایی زیست‌محیطی دارد. به ازای افزایش یک درصدی کارایی فنی، ۰/۳۴ درصد کارایی زیست‌محیطی کاهش می‌یابد. می‌توان گفت تولید بیشتر به مفهوم ورود مقدار بیشتری از آلاینده‌ها به محیط‌زیست می‌باشد به سبب افزایش آلودگی زیست‌محیطی، کارایی زیست‌محیطی نیز در بلند مدت دچار تنزل می‌گردد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مقدار ارزیابی شده کارایی فنی نشان داد که در تعدادی از سال‌ها بخش کشاورزی کارا نبوده به طوریکه امکان بهبود عملکرد فنی با عوامل تولید و فناوری‌های حاضر وجود دارد. از این‌رو برنامه‌ریزی در راستای استفاده بهتر از ظرفیت‌های موجود به منظور افزایش تولید به عنوان راه حل اولیه مطرح است. استفاده از تکنولوژی نوین و مناسب با بخش کشاورزی، گسترش اموزش و ترویج یافته‌های نوین تحقیقاتی توصیه می‌شود. توجه به بازده نسبت به مقیاس برای سال‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد که در اکثر سال‌ها بخش کشاورزی دارای بازده صعودی نسبت به مقیاس قرار می‌باشد و پتانسیل بالایی جهت افزایش تولید دارد. پیشنهاد می‌شود امکانات و آموزش‌های لازم جهت افزایش مقیاس تولید در بخش کشاورزی در اختیار کشاورزان قرارا گیرد. در مطالعه حاضر آلاینده‌های انتشار یافته از انرژی مصرفی بخش کشاورزی مدنظر بود با در نظر گرفتن آلاینده‌های انتشار یافته از منابع دیگر در کشاورزی مثل استفاده از کود نیترات و افزایش تولیدات دامی و سایر عوامل می‌توان گفت که در کنار افزایش تولید بیشتر، مسلما آلاینده بیشتری هم وارد محیطزیست می‌شود. یعنی افزایش تولید در بخش کشاورزی باعث می‌شود که مقدار آلاینده بیشتری تولید شده و باعث آلودگی محیطزیست شود. از آنجاییکه تلاش برای حفظ محیطزیست به رشد و توسعه اقتصادی نیز کمک می‌کند و آلاینده‌های انتشار یافته در بخش کشاورزی از طریق مصرف انرژی فسیلی می‌باشد، بنابراین کاهش مصرف منابع و انرژی‌های تجدیدناپذیر فسیلی می‌تواند باعث حفظ محیطزیست شود.

منابع

Ahmad A, Zhao Y, Shahbaz M, Bano S, Zhang S. and Wang S and Liu Y. (2016) Carbon emission, energy consumption and economic growth : An aggregate and disaggregate analysis of the Indian economy.

Amadeh,h. and rezaei, A.(2012)Measuring enviromental efficiency using the global efficiency model of indivisible and undesirable global output in the electricity generation sector of regional [pwer companies. Quarterly Journal and Economics Energy. 30:125-154. (In Persian).

Aye, G. and Edoja, P. (2017) Effect of economic growth on CO2 emission in developing countries: Evidence from a dynamic panel threshold model. General & Applied Economics | Research Article. 11:1-22 .

Charne, A. and Cooper، WW .and Rhodes، E. (1978) Measuring the efficiency of decision Making Units. European Journal of Operational Research. 2:429-444.

Chung، Y. and Fare ،R. and Grosskopf ،S. (1997) Productivity and undesirabel outputs. A direstional distanc function approach. Journal of Enviromental Management. 51: 229-240 .

Central Bank Iran (CBI). (2018) < www. amar.org>

Dyckhof, H. and Allen، K. (2000) Measuring ecological efficiency with data envelopment analysis. Eur. J. Oper. Res. 132: 312–325.

Falavigna، G. Manello, A. and Pavone, S. (2013) Environmental efficiency, productivity and -public funds: the case of the italian agricultural industry. Journal of Agricultural Systems. 121: 73-80.

Fare، R .and Grosskop، S .(1998) Shadow pricing of good and bad commodities. American Journal of Agricultural Economics .80: 584-590.

Kianie,A.(2015) Investigating the food security situation in Iran and the world. Second National Conference on Medicinal Plants and Sustainable Agriculture.2:1-11. (In Persian).

Mirhaji,h and Khojasteh, m and Abbasfard, M.(2015) Study of enviromental effects of wheat in Marvdasht region of Iran.Journal of Natural Enviromental.2:223-232. (In Persian).

Rasekhi, S. Shahraz, M. Sheidaee, Z. Jafari, M. and Dehgan, z. (2016) Releationship economic efficiency and enviromental efficiency: a way for devloped and developing countries. Quarterly Journal and Economics policy. 78:31-56. (In Persian).

Reinhar, S. Knox Lovell، C. and Thijssen، G. (1999)Econometric estimation of technical and environmental efficiency: an application to dutch dairy farms. American Journal of Agricultural Economics. 81: 44-60.

Shahnazi, R. Hadian, E. and Jargani, L. (2017) An investigation of energy consumption, economic growth and co2 emission in the Iranian economic sectors. Quarterly Journal of Economic Growth and Development. 28: 51-70. (In Persian).

Shortall، OK. And Barnes ،AP. (2013) Greenhouse gas emissions and the TEchnical efficiency of farmers. Journal of Ecological Indicators. 29: 478-488.

Sorvari, J. Porvari, P. and Koskel, S. (2011) Survey on the environmental efficiency assessment methods and indicators. Mmea Research Report .22:247-257Energy Policy. 96:113-143.

Tsola, E. (2011) Performance assessment of mining operations using nonparametric .production analysis: A bootstrapping approach in DEA. Resources Policy. 36:159-167.