

ارزیابی ارتباط کارایی اقتصادی با کارایی زیست محیطی در بخش کشاورزی ایران

قادر دشتی^{۱*}، زهرا محمدپور^۲، محمد قهرمانزاده^۱

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۲/۵ تاریخ پذیرش: ۹۹/۴/۱

۱-استاد و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

۲-فارغ التحصیل ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

*مسئول مکاتبه: E-mail: ghdashti@yahoo.com

چکیده

اهداف: این مطالعه با هدف ارزیابی ارتباط کارایی اقتصادی با کارایی زیست محیطی در بخش کشاورزی ایران صورت گرفت.

مواد و روش‌ها: در این تحقیق از روش تحلیل پوششی داده‌ها و آزمون علیت تودا-یاماموتو بهره گرفته شد. داده‌های مورد نیاز جهت انجام این مطالعه از مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و وزارت نیرو طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۷۴ جمع‌آوری گردید.

یافته‌ها: نتایج نشان داد که مقادیر متوسط کارایی اقتصادی در هر دو حالت بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس به ترتیب برابر با ۷۱ و ۹۲ درصد می‌باشد. همچنین میانگین کارایی زیست محیطی با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها ۸۸ درصد بدست آمد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان داد که متغیرهای مورد بررسی با یکبار تفاضل‌گیری مانا هستند. نتایج حاصل از علیت تودا-یاماموتو بیانگر رابطه‌ی علی یکطرفه از کارایی زیست محیطی به سمت کارایی اقتصادی است. بررسی رابطه تعادلی بلند مدت بیانگر آن است که به ازای بهبود یک درصد در کارایی زیست محیطی، مقدار کارایی اقتصادی ۰/۶۳ درصد افزایش می‌یابد.

نتیجه‌گیری: با توجه به یافته‌های تحقیق انتظار می‌رود با اجرای مقررات زیست محیطی کارایی زیست محیطی نیز بهبود یابد. این امر منجر به توسعه فناوری و افزایش بهره‌وری از منابع شود که در نتیجه آن کارایی اقتصادی بخش کشاورزی ایران بهبود می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: تحلیل پوششی داده‌ها، علیت، کارایی اقتصادی، کارایی زیست محیطی

Evaluating the Relationship between Economic and Environmental Efficiency in Iranian Agriculture Sector

Ghader Dashti¹, Zahra Mohammadpour², Mohammad Ghahremanzadeh¹

Received: February 24, 2020 Accepted: March 23, 2020

1-Prof., and Assoc. Prof., Dept. of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Iran.

2-MSc graduated of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Iran.

*Corresponding Author Email: ghdashti@yahoo.com

Abstract

Background and Objective: The goal of this study is to evaluate the relationship between economic efficiency and environmental efficiency in Iranian agriculture sector.

Materials and Methods: For this purpose, Data Envelopment Analysis (DEA) and Toda-Yamamoto causality testing methods were used. The required data for this research were collected from the statistical Center of Iran, Central Bank as well as the Ministry of Energy during 1996-2017.

Results: The results showed that mean values of economic efficiency either in constant or in variable returns to scale are 71% and 92%, respectively. The average environmental efficiency using DEA was also calculated as 88%. The results of the ADF and KPSS unit root testing methods revealed that the studied variables are stationary in one-time difference. The results of the Toda-Yamamoto causality test showed a one-way causal relationship from environmental to economic efficiency. Assessing the long run equilibrium equation demonstrated that economic efficiency was increased about 0.63% in increment of environmental efficiency by 1%.

Conclusion: According to the findings, it is expected to be improved the environmental efficiency with application of environmental laws. This is caused to be developed technology and to be growth total factor productivity which leads to be improved the economic efficiency of Iranian agriculture sector.

Keywords: Data Envelopment Analysis, Causality, Economic Efficiency, Environmental Efficiency

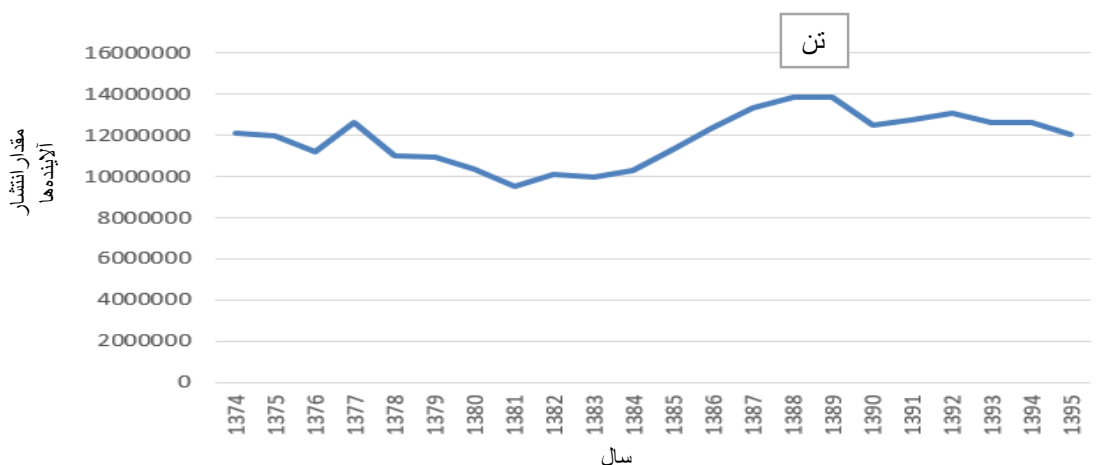
مقدمه

منابع موجود در بخش کشاورزی نسبت به گذشته شده و واحدهای کشاورزی را در روند رشد و توسعه با چالش‌های مختلفی روبه‌رو کرده است (گیتینگر ۱۹۸۵). بنابراین در جهت افزایش تولید محصولات کشاورزی، توجه به بحث کارایی در اقتصاد کشاورزی کشورهای در حال توسعه از جمله ایران از اهمیت خاصی برخوردار

واحدهای کشاورزی موجود به خصوص در کشورهای در حال توسعه با کمبود منابع و فرصت‌های محدود جهت توسعه و پذیرش تکنولوژی‌های مدرن مواجه‌اند و استفاده بی‌رویه و ناموزون از منابع در جهت افزایش تولید محصولات کشاورزی باعث محدودتر شدن

۱۳۹۴-۱۳۷۴ افزایش یافته است (وزارت نیرو، ۲۰۱۵). بنابراین با استفاده صحیح از منابع طبیعی می‌توان به حفظ محیط‌زیست و بهبود کارایی زیست‌محیطی کمک نمود. در واقع ارتباط بین اقتصاد و محیط‌زیست یک ارتباط دوسویه است. فعالیت‌های اقتصادی از منابع موجود در محیط زیست استفاده می‌کنند و در کنار تولید محصول، پسماند، ضایعات و آلاینده‌ها را نیز تولید می‌کنند که باعث آلودگی محیط‌زیست می‌شوند. بر اساس مطالب یاد شده می‌توان بیان کرد، بخش کشاورزی با دو مسئله‌ی افزایش میزان تولید و حفظ محیط‌زیست روبه‌رو است. به این مفهوم که در کنار توجه به بخش اقتصادی بایستی همزمان به بخش زیست‌محیطی از جمله به پدیده گرم شدن زمین و تغییر اقلیم که گازهای گلخانه‌ای نقش مؤثر در آن دارند توجه ویژه‌ای مبذول شود. طبق گزارشات فائو، بعد از صنایع و کارخانه‌ها، بخش کشاورزی بیشترین سهم در انتشار گازهای گلخانه‌ای دارد. در بخش کشاورزی ایران نیز انتشار گازهای گلخانه‌ای در دهه‌های اخیر روند صعودی داشته است (شکل ۱). نرخ رشد گازهای گلخانه‌ای طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۷۴ حدود ۱۶ درصد کاهش یافته است. در دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۴، حدود ۴۰ درصد افزایش یافته ضمن اینکه در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۴ کاهشی معادل ۱۶ درصد را تجربه کرده است.

است. مسئله حائز اهمیت در کنار تأمین امنیت غذایی و افزایش سهم تولیدات بخش کشاورزی از طریق افزایش کارایی که باعث رشد اقتصادی هم می‌شود این است که استفاده از نهاده‌های تولیدی در طی فرآیند رشد اقتصادی منجر به تولید ستاده‌های نامطلوب در کنار ستاده‌های مطلوب می‌گردند. ستاده‌های نامطلوب به عنوان آلاینده وارد محیط‌زیست شده و اثرات مخربی بر محیط‌زیست می‌گذارند. در جریان تولید هم در کنار ستاده‌هایی که قابل فروش هستند، ستاده‌های نامطلوبی که مصرفشان باعث کاهش مطلوبیت می‌شود، تولید می‌گردد. آلودگی خاک و آب‌های سطحی در نتیجه مصرف کودها و سموم شیمیایی و همچنین انتشار گازهای گلخانه‌ای در اتمسفر، هر دو در اثر تولید ستاده‌های نامطلوب به بار می‌آیند. در این راستا توجه به انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای ناشی از بخش‌های مختلف اقتصادی به لحاظ اثرات محلی، منطقه‌ای و جهانی از اهمیت به‌سزایی برخوردار است (آقاکثیری ۲۰۱۰). انتشار گازهای گلخانه‌ای از منابع مختلف و به‌ویژه از بخش کشاورزی یکی از عوامل اصلی آلودگی‌های زیست‌محیطی و منبع تغییرات عمده آب و هوا و تنوع زیستی محسوب می‌شود (قربانی و همکاران ۲۰۰۹). میزان انتشار آلاینده‌ها (NO_x، CH₄، SO₂، CO₂ و CO) در بخش کشاورزی طی بازه زمانی



شکل ۱- میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در بخش کشاورزی ایران طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۹۵ (وزارت نیرو، ۲۰۱۵)

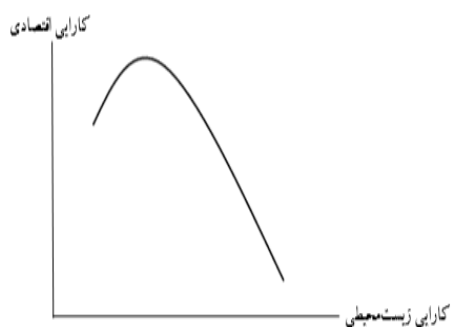
مطالعات زیادی در مورد محاسبه کارایی اقتصادی واحدهای مختلف کشاورزی و همچنین کارایی زیست‌محیطی انجام شده است و نتایج اکثر مطالعات حاکی از این است که کارایی اقتصادی در طول زمان بهبود یافته است در حالیکه در مورد کارایی زیست‌محیطی نتایج روشنی وجود ندارد. حال با توجه به اهمیت بخش اقتصاد و بخش محیط زیست و ارتباطی که بین این دو بخش وجود دارد، مسئله‌ی مهم، بررسی میزان این کارایی‌ها و همچنین ارزیابی ارتباط بین کارایی اقتصادی با کارایی زیست‌محیطی در بخش کشاورزی ایران می‌باشد. آرمن و زارع (۲۰۰۵) در بررسی رابطه علیت مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۴۶ با بکارگیری روش تودا-یاماموتو و تصحیح خطا دریافتند که رابطه علی یکطرفه از کل مصرف انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد. آشنا (۲۰۰۹) رابطه بین انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای و رشد اقتصادی را طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۰ در ایران مطالعه و نشان داد که یک علیت یکطرفه از رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی به انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت وجود دارد. راسخی و همکاران (۲۰۱۶) ارتباط کارایی اقتصادی و کارایی زیست‌محیطی را برای کشورهای مختلف در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و علیت گرنجر بررسی کردند. براساس یافته‌های تحقیق بین کارایی اقتصادی و کارایی زیست‌محیطی در کشورهای منتخب ارتباط مثبت دوطرفه وجود دارد. شهنازی و همکاران (۲۰۱۷)، رابطه علیت میان مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران را طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۸۶ با استفاده از روش تودا-یاماموتو بررسی و گزارش نمودند که رابطه علیت یکطرفه از مصرف حامل‌های انرژی به رشد اقتصادی در بخش کشاورزی وجود دارد. در خارج از کشور نیز فوجی و همکاران (۲۰۱۲) ارتباط کارایی اقتصادی و کارایی زیست‌محیطی ژاپن را با مدل خطی و درجه دو بررسی کردند. بر اساس نتایج حاصله رابطه

کارایی اقتصادی و کارایی زیست‌محیطی به شکل معکوس می‌باشد. احمد و همکاران (۲۰۱۶) رابطه انتشار دی‌اکسید کربن و انرژی مصرفی با رشد اقتصادی در اقتصاد هند را طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۱ از طریق مدل ARDL مطالعه و نشان دادند که مصرف انرژی رابطه مثبت با انتشار دی‌اکسید کربن دارد و بین رشد اقتصادی و انتشار کربن رابطه مثبت وجود دارد. آی و ادوخوا (۲۰۱۷) اثر رشد اقتصادی بر انتشار دی‌اکسید کربن را برای ۳۱ کشور در حال توسعه با استفاده از چارچوب آستانه پانل مانا بررسی و نتیجه گرفتند که رابطه معنی‌داری بین انتشار دی‌اکسید کربن و رشد اقتصادی، مصرف انرژی و توسعه مالی وجود دارد. بررسی‌های منابع بیانگر آن است که در فعالیت‌های کشاورزی نیز همانند فعالیت بخش‌های دیگر، دو بخش اقتصادی و زیست‌محیطی ارتباط تنگاتنگی با هم داشته و سیاست‌گذارانی که برای رسیدن به یک هدف اجتماعی و اقتصادی برنامه‌ریزی می‌کنند لاجرم محیط‌زیست را هم تحت تأثیر قرار می‌دهند. حال سوالی که باید برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان مطرح شود این است که چگونه می‌توان همزمان به هر دو هدف، یعنی هدف اقتصادی و هدف حفظ محیط‌زیست دست یافت؟ و آیا اساساً ارتباط معنی‌داری بین این دو وجود دارد؟ تحلیل علیت از آن جهت اهمیت دارد که اگر علیت از سمت کارایی زیست‌محیطی به سمت کارایی اقتصادی وجود داشته باشد هرگونه تصمیم و سیاست اشتباه در مورد کارایی زیست‌محیطی علاوه بر تأثیر منفی روی محیط زیست، اقتصاد را هم تحت تأثیر قرار خواهد داد و عکس آن نیز صادق خواهد بود. بر همین اساس، هدف اصلی این مطالعه ارزیابی ارتباط بین کارایی اقتصادی و کارایی زیست‌محیطی در بخش کشاورزی ایران می‌باشد.

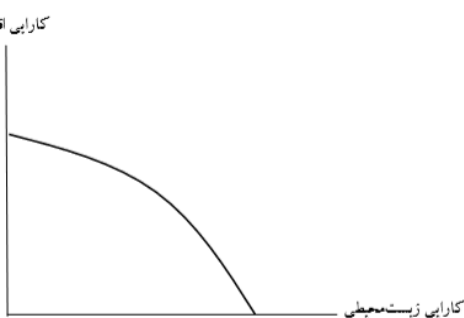
مواد و روش‌ها

کارایی به مفهوم بدست آوردن محصول به حد کافی زیاد از مجموعه مشخص نهاده‌ها می‌باشد. طبق

اقتصادی به شکل یک منحنی نزولی خواهد بود (شکل ۲)؛ دیدگاه تجدید نظر طلب: ارتباط بین کارایی اقتصادی و زیست محیطی به شکل U معکوس با سطح بهینه کارایی زیست محیطی ارائه می شود (شکل ۳). در واقع، نقطه عطف دیدگاه تجدید نظر طلب از فرضیه پورتر در سال ۱۹۹۱ و نظریه ای که پورتر و وندرلیند در سال ۱۹۹۵ داده اند می باشد. این فرضیه مبنی بر این بود که عملکرد زیست محیطی به عنوان منبعی بالقوه برای مزیت رقابتی می باشد.



شکل ۲- ارتباط کارایی زیست محیطی و کارایی اقتصادی (دیدگاه سنتی)



شکل ۳- ارتباط بین کارایی زیست محیطی و کارایی اقتصادی (دیدگاه تجدید نظر طلب)

(رابطه ۱) $\max \varphi$

s.t

$$- \varphi y + Y\lambda \geq 0$$

$$x_n - X\lambda \geq 0$$

$$\lambda \geq 0$$

در رابطه فوق φ مقدار کارایی، λ یک بردار $N \times 1$ شامل اعداد ثابت می باشد که وزن های مجموعه مرجعی را نشان می دهد. مقدار اسکالر بدست آمده برای φ کارایی بنگاه ها، X و Y به ترتیب ماتریس مقدار نهاده ها (نیروی کار، سرمایه و انرژی) و ستاده (ارزش افزوده) را نشان می دهند. X_i بردار مقدار نهاده ها و Y_i بردار مقدار ستاده ها برای بنگاه m می باشد. الگوی برنامه ریزی فوق براساس بازده ثابت نسبت به مقیاس (CRS) در نظر گرفته شده است. CRS زمانی مناسب است که بنگاه ها در

تقسیم بندی فارل (۱۹۵۷)، سه نوع کارایی فنی، اقتصادی و تخصیصی وجود دارد که کارایی اقتصادی دارای مفهوم جامع تری می باشد. کارایی زیست محیطی را می توان به عنوان نسبت حداقل استفاده بالقوه به بالفعل نهاده های زیانبار زیست محیطی تعریف کرد. واگنر و همکاران (۲۰۰۲) در کل دو دیدگاه در مورد ارتباط کارایی اقتصادی با کارایی زیست محیطی را بیان نموده است: الف) دیدگاه سنتی: کارایی زیست محیطی بالا مطابق با کارایی اقتصادی پایین و بالعکس می باشد که در این دیدگاه ارتباط کارایی زیست محیطی و کارایی

استفاده از رهیافت تحلیل پوششی داده ها (DEA)

برای محاسبه کارایی اقتصادی و کارایی زیست محیطی یکی از رهیافت های متداول می باشد. DEA یک روش برنامه ریزی خطی است که فارل (۱۹۵۷) الگوی اولیه آن را بیان کرد. در مدل مذکور بنگاه هایی که بر طبق اصول حداقل هزینه (کارا) فعالیت می کنند روی تابع تولید یکسان قرار می گیرند و برای آنها میزان کارایی صد درصد اعلام می گردد. از مزیت روش تحلیل پوششی داده ها، امکان به کارگیری نهاده ها و ستاده های گوناگون حتی با وجود مقیاس اندازه گیری متفاوت و عدم نیاز به شکل تابع توزیع تعیین شده، مانند روش های رگرسیون آماری و یا شکل صریح تابع تولید می باشد. الگوی برنامه ریزی خطی برای محاسبه کارایی به صورت رابطه (۱) می باشد:

وجود دارد که از روش تابع مسافت ستاده‌گرایی جهت‌دار استفاده به عمل آمد. توابع مسافت ستاده‌گرا (چونگ و همکاران، ۱۹۹۷) 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 (فیر و همکاران، ۱۹۸۹). تابع مسافت ستاده‌گرا در رابطه (۲) ارائه شده است.

$$D(x, y, b; g_y, g_b) = \max\{\beta: (y, b) + (\beta g_y, \beta g_b) \in p(x)\} \quad (\text{رابطه ۲})$$

که در آن، x بردار نهاده‌ها، y بردار ستاده‌های مطلوب، b بردار ستاده نامطلوب، $g = (g_y, g_b)$ 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، لذا بردار جهت $g = (y, -b)$ برای به دست آوردن تابع مسافت مورد استفاده قرار می‌گیرد. الگوی برنامه‌ریزی خطی برای برآورد تابع مسافت تحت فرض با قابلیت حذف ضعیف و بازده متغیر به مقیاس به صورت رابطه (۳) می‌باشد (فالوینگا و همکاران، ۲۰۱۳):

$$EE = \frac{1}{1+\beta} \quad (\text{رابطه ۴})$$

آزمون علیت با رویکرد تودا و یاماموتو

تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) یک روش سنجش علیت مبتنی بر الگوی VAR می‌باشد. مزیت اصلی روش تودا و یاماموتو این است که به متغیرها اجازه داده می‌شود در مدل VAR 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. در مرحله اول، حداکثر درجه انباشتگی سری‌های زمانی (d_{max}) شناسایی و وقفه بهینه مدل VAR (k) را تعیین و سپس یک مدل VAR با درجه‌ی $P = k + d_{max}$ برآورد می‌شود.

وضعیت بهینه خود عمل کنند اما عواملی چون رقابت ناقص و محدودیت منابع مالی باعث می‌شود واحد تولیدی نتواند در مقیاس بهینه عمل کند. مدل بازده متغیر نسبت به مقیاس (VRS) با افزودن محدودیت $\sum_{n=1}^N \lambda = 1$ به مدل CRS، بدست می‌آید.

در روش تحلیل پوششی فرض بر این است که تمام نهاده‌ها و ستاده‌ها مطلوب هستند. برای اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی جهت وارد کردن ستاده‌های نامطلوب در مدل مشکل وجود دارد (دیدخوف و آلن، ۲۰۰۱). با توجه به ادبیات نظری موجود در زمینه الگوسازی برای ستاده نامطلوب، روش‌های مختلفی

در آن، x بردار نهاده‌ها، y بردار ستاده‌های مطلوب، b بردار ستاده نامطلوب، $g = (g_y, g_b)$ 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، لذا بردار جهت $g = (y, -b)$ برای به دست آوردن تابع مسافت مورد استفاده قرار می‌گیرد. الگوی برنامه‌ریزی خطی برای برآورد تابع مسافت تحت فرض با قابلیت حذف ضعیف و بازده متغیر به مقیاس به صورت رابطه (۳) می‌باشد (فالوینگا و همکاران، ۲۰۱۳):

$$D(x_k, y_k, b_k; y_k, -b_k) = \max \beta \quad (\text{رابطه ۳})$$

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^k z_k y_{km} &\geq (1 + \beta) y_{km}, m = 1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^k z_k b_{kj} &\geq (1 - \beta) b_{kj}, j = 1, \dots, J \\ \sum_{k=1}^k z_k x_{kn} &\geq x_n, n = 1, \dots, N \\ z_k &\geq 0, k = 1, 2, \dots, k \end{aligned}$$

در رابطه فوق، x یک ماتریس $N \times K$ از نهاده‌ها شامل نیروی کار، سرمایه و انرژی می‌باشد. Y یک ماتریس $M \times K$ از ستاده‌ی مطلوب که ارزش افزوده را دربرمی‌گیرد. b یک ماتریس $J \times K$ از ستاده‌های نامطلوب، شامل CH_4 ، SO_2 ،

فرضیه صفر برابر صفر می‌باشند) است. بنابراین در روش تودا و یاماموتو برای آزمون علیت میان CE و EE، یعنی بین کارایی اقتصادی (CE) و کارایی زیست محیطی (EE) تصریح‌های (۵) و (۶) به روش SUR برآورد می‌شود:

$$EE_t = a_1 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{1i} EE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \lambda_{1i} CE_{t-1} + \varepsilon_{1i} \quad (\text{رابطه ۵})$$

$$CE_t = a_2 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{2i} CE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \lambda_{2i} EE_{t-2} + \varepsilon_{2i} \quad (\text{رابطه ۶})$$

نتایج و بحث

مطابق جدول (۱)، میانگین ارزش افزوده بخش کشاورزی در طی دوره مورد مطالعه ۳۴۴۷۰۹/۴۵ میلیارد ریال بوده است. همچنین میانگین سرمایه در بخش کشاورزی ۶۰۱۳۹۸/۷۷ میلیارد ریال و کمترین مقدار، ۲۷۰۴۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۴ و بیشترین مقدار ۹۰۲۳۶۵ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۵ می‌باشد. مصرف انرژی با میانگین ۳۷/۴۵ میلیون بشکه معادل نفت خام روند صعودی را تجربه کرده است. استفاده از نیروی کار نیز با نوساناتی همراه بوده بطوریکه کمترین میزان آن مربوط به سال ۱۳۶۷ و بیشترین مقدار مربوط به سال ۱۳۹۱ و به ترتیب برابر ۳۲۲۶۰۷ نفر و ۴۶۷۰۶۱۶ نفر بوده است. میانگین دستمزد نیروی کار برابر ۱۷۱۴۲۲ ریال بوده که بیشترین آن در سال ۱۳۹۳ حدود ۲۳۶۶۴۹ ریال می‌باشد. متوسط نرخ بهره ۱۴/۳۲ درصد توسط گزارش بانک مرکزی گزارش گردیده است. در میان آلاینده‌ها هم CO₂ با میانگین ۱۱۶۶۸۴۲۱ تن بیشترین مقدار انتشار را داشته است، سپس SO₂ با میانگین ۶۴۰۵۵ تن، بیشترین انتشار را دارا می‌باشد.

مرحله دوم، به کارگیری آزمون‌های استاندارد والد برای تشخیص معنی داری ضرایب k وقفه نخست مدل VAR با درجه P است. تودا و یاماموتو برای برآورد این مدل روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط^۱ (SUR) را به کار گرفتند. آن‌ها نشان دادند که آماره والد دارای توزیع مجانبی X² با درجه آزادی دو (تعداد ضرایبی که تحت

چنانچه فرضیه صفر $H_0: \lambda_{11} = \lambda_{12} = \dots = \lambda_{1k} = 0$

نتواند رد شود، CE علت EE نیست و فرضیه مقابل پذیرفته شود آنگاه CE علت EE است. همچنین اگر فرضیه صفر $H_0: \beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{2k} = 0$ نتواند رد شود، آنگاه EE علت CE نیست و در صورتی که فرضیه مقابل پذیرفته شود، آنگاه EE علت CE است. به عبارت دیگر از طریق انجام این فرضیه می‌توان به نوع رابطه علیت بین کارایی اقتصادی و زیست محیطی پی برد. با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده سری زمانی بودند، جهت بررسی مانایی داده‌ها از آزمون‌های KPSS و Df-Gls استفاده گردید. داده‌های مورد استفاده جهت نیل به هدف پژوهش، شامل ارزش افزوده، سرمایه، نیروی کار و آلاینده‌های بخش کشاورزی برای بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۴ از مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و وزارت نیرو جمع‌آوری شدند.

¹ Seemingly Unrelated Regression

جدول ۱- توصیف آماری متغیرهای تحقیق در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۴

متغیر	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
ارزش افزوده بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۳۴۴۷۰۹/۴۵	۲۴۴۰۱۰	۵۱۵۰۰۸	۸۴۶۲۶/۱۷
سرمایه بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۶۰۱۳۹۸/۷۷	۲۷۰۴۰۰	۹۰۲۳۶۵	۲۲۶۰۵۰/۷۸
انرژی بخش کشاورزی (میلیون بشکه معادل نفت خام)	۳۷/۴۵	۳۷	۵۰	۷/۰۸
نیروی کار بخش کشاورزی (نفر در سال)	۳۷۱۸۴۱۰/۵۴	۳۲۲۶۰۳۷	۴۶۷۰۱۶	۴۶۶۷۳۸/۳۴
نرخ بهره (درصد)	۱۴/۳۲	۱۲	۱۸	۱/۴۰
قیمت انرژی (ریال)	۷۰۴/۸۶	۱۰۰	۲۷۴۸	۶۹۳/۵۵
دستمزد بخش کشاورزی (ریال)	۱۷۱۴۲۲	۱۱۵۴۴۰	۲۳۶۶۴۹	۳۶۳۷۵/۴۴
CO ₂ (تن)	۱۱۶۶۸۴۲۱/۸	۹۳۸۳۷۷۷	۱۳۷۱۸۰۶۳	۱۲۷۴۰۰۶/۱۷
NO _x (تن)	۶۱۸۰۱	۴۳۴۸۳	۷۲۳۶۵	۷۰۵۰/۶۶
SO ₂ (تن)	۶۴۰۵۵	۴۴۷۹۵	۸۲۶۶۷	۸۲۲۲/۸۳۳
CO (تن)	۱۸۰۵۷	۹۵۹۴	۲۸۵۴۵	۴۵۲۴
CH ₄ (تن)	۵۱۶/۸۲	۱۶۱/۰۷	۳۳۴	۸۲۱

نتایج استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها برای محاسبه کارایی اقتصادی بخش کشاورزی با فرض یک ستاده (ارزش افزوده) و سه نهاد (نیروی کار، سرمایه و انرژی) به وسیله نرم‌افزار MAXDEA بدست آمده است (جدول ۲). نتایج نشان داد که میانگین کارایی اقتصادی در حالت بازده ثابت نسبت به مقیاس و در حالت بازده متغیر نسبت به مقیاس به ترتیب برابر ۷۱ و ۹۱ درصد

می‌باشد. دامنه تغییرات کارایی اقتصادی بین بهترین و بدترین سال به دلیل تفاوت در هزینه‌های تولید ۲۶ درصد می‌باشد و نشان‌دهنده اختلاف قابل توجه در بخش کشاورزی طی سال‌های مورد مطالعه از لحاظ کسب سود می‌باشد.

جدول ۲- نتایج کارایی اقتصادی در بخش کشاورزی ایران

پارامترهای آماری	CRS	VRS
میانگین	۰/۷۱	۰/۹۱
حداقل	۰/۵۰	۰/۷۴
حداکثر	۱	۱
انحراف معیار	۰/۱۲۶۴	۰/۰۸۲۰

در بازه ۱۰۰-۹۰ درصد قرار دارد که بیشترین تعداد کارایی اقتصادی در بخش کشاورزی را شامل می‌شود.

مطابق جدول (۳) بیشترین میزان کارایی اقتصادی یعنی ۵۹ درصد تحت بازه ثابت به مقیاس در بخش کشاورزی ایران در بازه ۷۰-۰ درصد می‌باشد. همچنین ۷۲/۸ درصد از کارایی اقتصادی تحت بازه متغیر به مقیاس

جدول ۳- توزیع فراوانی کارایی اقتصادی در بخش کشاورزی ایران

کارایی اقتصادی				
تحت فرض VRS		تحت فرض CRS		درصد کارایی
تعداد	درصد	تعداد	درصد	
۰	۰	۵۹	۱۳	۰-۷۰
۲۷/۲	۶	۳۲	۷	۹۰-۷۰
۷۲/۸	۱۶	۹	۲	۱۰۰-۹۰

بیشتری آلاینده با توجه به سطح نهاده‌ها تولید شده است. اگر کارایی زیست محیطی در سال‌های مورد مطالعه برابر یک باشد بر این اساس نمی‌توان محصول خوب را افزایش داد و در عین حال محصول بد و حتی 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. در نتیجه، از لحاظ زیست محیطی کاملاً کارا بودن به این مفهوم است که مقررات زیست محیطی روی تکنولوژی تولید تأثیرگذار نخواهد بود.

نتایج حاصل از محاسبه تابع مسافت و کارایی زیست محیطی در جدول (۴) خلاصه شده است. طبق محاسبات مقدار تابع مسافت برای سال‌های ۱۳۷۴، ۱۳۷۶، ۱۳۷۷، ۱۳۸۱، ۱۳۸۶، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ صفر می‌باشد. مقدار کارایی زیست محیطی یک به دست آمده که نشان می‌دهد در این سال‌ها کارایی زیست محیطی صفر درصد بوده است ولی برای بقیه سال‌ها ناکارایی زیست محیطی مشاهده گردید. میانگین کارایی زیست محیطی در طی سال‌های مورد مطالعه ۸۸ درصد محاسبه شده است، کمترین مقدار آن ۷۹ درصد مربوط به سال ۱۳۹۱ می‌باشد که نشان می‌دهد در این سال مقدار

جدول ۴- نتایج تابع مسافت و کارایی زیست محیطی بخش کشاورزی ایران

سال	تابع مسافت	کارایی زیست محیطی	سال	تابع مسافت	کارایی زیست محیطی
۱۳۷۴	۰	۱	۱۳۸۵	-/۰.۵	-/۰.۹۰
۱۳۷۵	-/۱۲	۰/۸۸	۱۳۸۶	۰	۱
۱۳۷۶	۰	۱	۱۳۸۷	-/۲۴	-/۸۰
۱۳۷۷	۰	۱	۱۳۸۸	-/۰.۵	-/۰.۹۰
۱۳۷۸	-/۰.۹	۰/۹۱	۱۳۸۹	-/۱۷	-/۸۵
۱۳۷۹	-/۱۲	۰/۸۸	۱۳۹۰	-/۲۸	-/۷۷
۱۳۸۰	-/۱۵	۰/۸۶	۱۳۹۱	-/۱۹	-/۷۹
۱۳۸۱	۰	۱	۱۳۹۲	-/۲۴	-/۸۰
۱۳۸۲	-/۱۰	۰/۹۰	۱۳۹۳	-/۲۵	-/۸۱
۱۳۸۳	-/۱۲	۰/۸۸	۱۳۹۴	۰	۱
۱۳۸۴	-/۱۰	۰/۹۰	۱۳۹۵	۰	۱
			میانگین		۰/۸۸
			حداقل		۰/۷۷
			حداکثر		۱

نتایج آزمون KPSS در جدول (۵) ارائه شده است. با توجه به جدول، مقدار آماره‌ی آزمون برای هر دو متغیر CE و EE در سطح متغیرها بزرگتر از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر مانایی رد شده و نشان می‌دهد که هر دو متغیر

در سطح نامانا هستند. با توجه به اینکه در تفاضل مرتبه اول مقدار آماره محاسبه شده برای هر دو متغیر کمتر از مقدار بحرانی می‌باشد، لذا هر دو متغیر مانا هستند.

جدول ۵- نتایج آزمون ریشه KPSS (در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها)

نام متغیر	سطح متغیر	تفاضل مرتبه اول
	آماره محاسبه شده	کمیت بحرانی
CE	۰/۶۱۹	۰/۴۶۳
EE	۰/۴۷۳	۰/۴۶۳
	آماره محاسبه شده	کمیت بحرانی
	۰/۱۰۵	۰/۱۴۶
	۰/۰.۳۸۳	۰/۱۴۶

(اعداد مربوط به کمیت بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد)

علیت تودا-یاماموتو میان کارایی زیست محیطی و کارایی اقتصادی با تعداد ۲ وقفه ($k+d_{max}=1+1=2$) مورد استفاده قرار گرفت.

نتایج آزمون والد در جدول (۶) تنظیم شده است و نشان می‌دهد در صورتی که متغیر EE وابسته و CE متغیر تأثیرگذار باشد، آماره والد برابر ۳/۲۴۱۴ و احتمال

برای آزمون علیت تودا-یاماموتو به اطلاعاتی در مورد درجه‌ی پایایی متغیرها و وقفه‌ی بهینه نیاز وجود دارد. با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون KPSS (تفاضل مرتبه اول) ماکزیمم درجه‌ی انباشتگی متغیرهای الگو یک است. همچنین مطابق با معیار شوارتز و آکائیک طول وقفه بهینه برابر یک است. بنابراین، برای بررسی رابطه

زیست محیطی علت کارایی اقتصادی محسوب می‌گردد. درکل، نتایج بیانگر وجود یک رابطه علی یک‌طرفه از کارایی زیست محیطی به کارایی اقتصادی است که با یافته‌های راسخی و همکاران (۲۰۱۶) همسو می‌باشد.

آن $0/198$ است در نتیجه فرضیه H_0 رد نمی‌شود و کارایی اقتصادی علت کارایی زیست محیطی نمی‌باشد. در صورتی که CE متغیر وابسته و EE متغیر تأثیرگذار باشد آماره والد $4/4095$ و احتمال آن $0/110$ است بدین ترتیب فرضیه H_0 رد می‌شود و کارایی

جدول ۶- نتایج علیت تودا - یاماموتو میان EE و CE

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	آماره والد	احتمال
EE	CE	۳/۲۴۱۴	۰/۱۹۸
CE	EE	۴/۴۰۹۵	۰/۱۱۰

و بهبود کارایی زیست محیطی شده است. مخصوصاً در مورد کشورهای در حال توسعه نظیر ایران، با توجه به اینکه از ظرفیت بالایی برای بهبود کارایی زیست محیطی برخوردار هستند، لذا قرار گرفتن آنها در سطوح بالاتر رشد همراه با افزایش اطلاعات و اجرای قوانین زیست محیطی در فرآیند تولید، استفاده از تکنولوژی‌های برتر، منجر به بهبود عملکرد اقتصادی و افزایش کارایی اقتصادی شده است. به عبارت دیگر، ارتقای کارایی زیست محیطی، افزایش کارایی اقتصادی را به همراه خواهد داشت. مطالعات فوجی و همکاران (۲۰۱۲) و راسخی و همکاران (۲۰۱۶) رابطه بین کارایی اقتصادی و زیست محیطی را به صورت معکوس بیان کرده است. همچنین مطالعات آشنا (۲۰۰۹)، شهنازی و همکاران (۲۰۱۷)، بگوم و همکاران (۲۰۱۴) و سنتنتس (۲۰۱۵) نیز رابطه بین بخش اقتصادی و زیست محیطی را به صورت علیت یک‌طرفه و دو طرفه نشان داده است.

در ادامه، بررسی چگونگی تأثیر متغیرهای کارایی اقتصادی و کارایی زیست محیطی بر یکدیگر مطابق جدول (۷) نشان داد که در بلندمدت کارایی زیست محیطی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کارایی اقتصادی دارد، به طوریکه به ازای بهبود یک درصد در کارایی زیست محیطی، کارایی اقتصادی $0/63$ درصد بهبود می‌یابد. به عبارتی با بهبود وضعیت تولید آلاینده‌ها و افزایش کارایی زیست محیطی، کارایی اقتصادی نیز افزایش یافته است. همچنین، اجرای قوانین و مقررات زیست محیطی و متعاقباً افزایش کارایی زیست محیطی منجر به تشویق توسعه فناوری و بهبود بهره‌وری از منابع و افزایش رقابت بنگاه‌ها شده که نتیجه آنها بهبود کارایی اقتصادی در بخش کشاورزی ایران در بازه زمانی سال ۱۳۹۵-۱۳۷۴ شده است. می‌توان چنین نتیجه گرفت که برای دوره مطالعاتی، وضع مقررات و اعمال صحیح‌تر ابزارهای نظارتی سبب ایجاد انگیزه‌های اقتصادی قوی‌تر برای ترویج فعالیت‌های زیست محیطی

جدول ۷- نتایج برآورد رابطه بلندمدت کارایی اقتصادی با کارایی زیست محیطی

متغیر	ضریب برآورد شده	آماره t
عرض از مبدأ	۰/۳۱	۲/۰۵
EE	۰/۶۳	۳/۹۲

نتیجه گیری کلی

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 متناسب با بخش کشاورزی، گسترش آموزش و ترویج یافته‌های نوین تحقیقاتی توصیه می‌شود. توجه به بازده نسبت به مقیاس برای سال‌های مورد مطالعه نشان داد که در اکثر سال‌ها بخش کشاورزی دارای بازده صعودی نسبت به مقیاس می‌باشد و پتانسیل زیادی جهت افزایش تولید دارد. پیشنهاد می‌شود امکانات و آموزش‌های لازم جهت افزایش مقیاس تولید در بخش کشاورزی در اختیار کشاورزان قرار گیرد. از آنجایی که تلاش برای حفظ محیط زیست 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. با توجه به اینکه مطابق یافته‌های تحقیق، علیت از کارایی زیست‌محیطی به کارایی اقتصادی می‌باشد لذا انتظار می‌رود با اتخاذ تمهیدات لازم و

بهره‌گیری از تکنولوژی‌هایی که میزان آلاینده‌گی را در محیط‌زیست کاهش می‌دهند در راستای بهبود کارایی اقتصادی گام برداشت. چنین برمی‌آید اتخاذ تدابیر لازم برای کاهش آلاینده‌ها سبب می‌شود که وضعیت محیط‌زیست به شکل محسوس بهبود یافته و لذا کارایی زیست‌محیطی نیز ارتقا پیدا کند. به واسطه همین امر بستر مناسبی برای پرداختن به فعالیت‌های تولیدی بخش کشاورزی فراهم می‌شود، یعنی افزایش کارایی اقتصادی برآیند بهبود کارایی فنی و تخصیصی می‌باشد. بدین مفهوم که هرچه بتوان از پتانسیل و منابع موجود در تولید بهتر استفاده شود، کارایی فنی بهبود می‌یابد ضمن اینکه تخصیص اصولی منابع محدود ضمن کمک به کاهش هزینه تولید، در نهایت افزایش کارایی تخصیصی را به دنبال خواهد داشت. نتیجه اینکه بخاطر همین بهبودها در مجموع کارایی اقتصادی وضعیت مطلوب‌تری پیدا می‌کند. با توجه به داده‌های موجود، این مطالعه به شکل کلان برای بخش کشاورزی کشور انجام شد، لیکن توصیه می‌گردد برای داشتن تصویری واقع‌بینانه از کارایی اقتصادی و کارایی زیست‌محیطی و ارتباط بین این دو مطالعات مشابه برای هر کدام از زیربخش‌های کشاورزی شامل زراعت، باغبانی و دامپروری انجام پذیرد تا با اطمینان بیشتری بتوان از نتایج حاصله در سیاستگذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌ها بهره گرفت.

منابع مورد استفاده

- Aghakasiri P. 2010. Estimation of shadow price of (NO₂) pollutants in power plant of Iran. Thesis of Allameh Tabatabaiei. (In Persian).
- Ahmad A, Zhao Y, Shahbaz M, Bano S, Zhang S, Wang S and Liu Y. 2016. Carbon emission, energy consumption and economic growth: An aggregate and disaggregate analysis of the Indian economy. *Energy Policy*, 96: 113-143.
- Arman A and Zare R. 2005. An investigation of Granger-causal relationship between energy consumption & economic growth in Iran (1967-2002). *Iranian Economic Research*, 7: 117-144. (In Persian).
- Ashena M. 2010. The relationship between pollutant gas emissions (like CO₂ and SO₂) and economic growth. Thesis of Ferdowsi Mashhad University. (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*, 11: 1-22.

- Chung Y, Fare R, and Grosskopf S. 1997. Productivity and undesired outputs. A directional distance function approach. *Journal of Environmental Management*, 51: 229-240.
- Dyckhoff H and Allen K. 2001. Measuring ecological efficiency with data envelopment analysis (DEA). *European Journal of Operational Research*, 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 Grosskopf S. 1998. Shadow pricing of good and bad commodities. *American Journal of Agricultural Economics*, 80: 584-590.
- Farrel MJ. 1957. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)* 120: 253-290.
- Fujii H, Iwata k, Kaneko S, and Managi S. 2012. Corporate environmental and economic performances of Japanese manufacturing firms: Empirical study for sustainable development. *Business Strategy and the Environment*, 22: 187-201.
- Gittinger, JP. 1985. Economic analysis of agricultural projects. Unnumbered series; no. UNN 76. Washington, DC: World Bank.
- Ghorbani M, Darijani A, Kochaki A and Matlabi M. 2009. Estimation of environmental costs of greenhouse gas emission in dairy farms in Mashhad. *Agricultural Economics and Development*, 51(8): 43-63. (In Persian).
- Rasekhi S, Shahraz M, Sheidaee Z, Jafari M and Dehgan Z. 2016. Relationship economic efficiency and environmental efficiency: a way for developed and developing countries. *Quarterly Journal and Economics Policy*, 78(24): 31-56. (In Persian).
- Reinhard S, Lovell CAK 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(7): 51-70. (In Persian).
- Wagner M, Van Phu N, Azomahou T and Wehrmeyer W. 2002. The relationship between the environmental and economic performance of firms: an empirical analysis of the European paper industry. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 9: 133-146.