Archive of SID

بررسی اثرات رشد اقتصادی بخش کشاورزی بر بیابان‌زایی در ایران

فرزانه گرگانی‌نژاد[۱]، حمید امیرنژاد[۲*] و مهسا تسلیمی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۸/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۶

چکیده

با گسترش بیابان‌ها، تولید مواد غذایی کاهش و منابع آب خشک می‌شوند، در نتیجه جمعیت‌ها به سمت مناطق دیگر حرکت می‌کنند. این مهاجرت‌ها با توجه به ظرفیت محدود شهرها برای ارائه امکانات و خدمات، مشکلات جدی اجتماعی اقتصادی در پی خواهد داشت. در این پژوهش، رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای بیابان‌زایی، تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی، مساحت جنگل، مجموع بارش سالانه، سرمایه‌گذاری انجام‌شده برای مقابله با بیابان‌زایی در قالب فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس و با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی داده‌های پانل (Panel ARDL) در سال‌های ۹۴- ۱۳۶۵ برای استان‌های همجوار با بیابان‌های ایران از جمله (تهران، خراسان، کرمان، یزد، اصفهان، سیستان و بلوچستان و سمنان) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج بدست آمده نشان دادند که در بلندمدت، متغیرهایی همانند سرمایه‌گذاری برای بیابان‌زدایی، مجموع بارش سالانه و سرانه مساحت جنگل‌ها اثر منفی بر متغیر بیابان‌زایی دارند. با توجه به این نتایج، پیشنهاد می‌شود برای جلوگیری از روند بیابان‌زایی در ایران اقدام‌هایی مانند افزایش سرمایه‌گذاری برای مهار بیابان‌ها و استفاده از روش‌های نوین آبیاری در بخش کشاورزی انجام شود.

طبقه‌بندی JEL: Q56, Q5, Q24, Q23, Q2

واژه‌های کلیدی: گسترش بیابان، رشد اقتصاد کشاورزی، فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس، روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی پانل.

[۱]- دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصادکشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری.

[۲]- دانشیار گروه اقتصادکشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی.

[۳]- دانشجوی دوره دکتری گروه اقتصادکشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری.

*- نویسنده مسئول مقاله: hamidamirnejad@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

پیش‌گفتار

بیابان‌زایی[1] یک نوع از تخریب زمین است که در آن زمین نسبتاً خشک به‌گونه‌ای فزاینده خشک‌تر می‌شود و به‌طور کلی ساختار اصلی، آب و هم‌چنین گیاهان و حیوانات وحشی را از دست می‌دهد که این ناشی از عوامل گوناگونی از جمله تغییرات آب و هوایی، بهره‌برداری بیش از حد خاک و فعالیت انسانی است (Zaker Esfahani, 2012). بیابان‌زایی در همه قاره‌ها به‌جز قطب جنوب رخ می‌دهد که اثرات آن در سطح محلی، ملی، منطقه‌ای و جهانی تجربه می‌شود. ۴۱ درصد از زمین را خشکی‌ها تشکیل می‌دهند که بیش از ۲ میلیارد نفر در آن زندگی می‌کنند. هم اکنون تقریباً حدود ۱۰ تا ۲۰ درصد خشکی‌ها تخریب شده‌اند (Diallo, 2008). بیابان‌زایی ناشی از ناکامی طولانی‌مدت در تقسیم تقاضا و عرضه خدمات اکوسیستم در خشکی‌ها است. فشار برای اکوسیستم‌های خشک برای ارائه خدماتی مانند غذا، علوفه، سوخت، مصالح ساختمانی و آب برای انسان و دام، آبیاری و بهداشت در حال افزایش است. این افزایش به ترکیبی از عوامل انسانی و عوامل محیطی مربوط می‌شود که این شامل عوامل غیرمستقیم مانند فشار جمعیت، عوامل اجتماعی اقتصادی و سیاسی و پدیده‌های جهانی‌شدن مانند تحریف بازارهای بین‌المللی مواد غذایی و عوامل مستمر مانند الگوها و شیوه‌های استفاده از زمین و فرآیندهای مرتبط با آب و هوا است (Jafarian & Bahrami, 2011).

باتوجه به شرایط جغرافیایی و اقلیمی ایران، بیابان‌ها هیچ‌گاه خودبه‌خود رو به گسترش نبوده، آنچه بیابان‌ها را گسترش می‌دهد رابطه‌ای است که از نظر طبیعی مناطق بیابانی با محیط پیرامون خود دارند. تخریب منابع آب، خاک و به‌ویژه پوشش گیاهی در مناطق کمربندی بیابان‌های ایران، شرایطی را فراهم آورده که بیابان‌زایی و گسترش آن را در حاشیه بیابان‌ها تشدید می‌کند. از این رو، این بخش تحت تأثیر دگرگونی‌های اجتماعی و اقتصادی حداقل یک قرن اخیر، به‌سوی وضعیتی بحرانی پیش رفته و روز به روز به وسعت آن افزوده می‌شود. بیابان‌زایی یکی از معضلات محیط‌زیستی است که چالش‌های اقتصادی، اجتماعی و بحران‌های سیاسی، بخشی از پیامدهای آن است (Kurdvani, 2007). پدیده‌ی بیابان‌زایی در ایران رو به گسترش است. وجود ریزگردها در بیش‌تر شهرها و استان‌های کشور نشان از بحرانی‌شدن این پدیده طبیعی دارد. در شرایط گرم و خشک ایران، خشکی و محدودیت بارش از ویژگی‌های جغرافیایی طبیعی کشور است. درک و شناخت دقیق به‌هنگام و مستمر فرآیندهایی که باعث خشکسالی می‌شوند، سازش با فرآیندهای طبیعی پدیدآورنده خشکسالی، کنترل و مدیریت آن و پیشگیری و مهار فرآیندهای انسانی، می‌تواند در کاهش آثار پدیده خشکسالی و به‌تبع آن بیابان‌زایی در کشور مؤثر باشد (Honardoust, 2003).

[1] -Desertification

www.SID.ir

Archive of SID

در سال‌های اخیر اقتصاددانان محیط زیست تلاش کرده‌اند با استفاده از شاخص‌های اقتصادی به تشریح رابطه میان بهبود کیفیت یا تخریب محیط‌زیست و رشد اقتصادی بر پایه نظریه کوزنتس بپردازند. نتیجه تلاش آن‌ها منجر به کشف رابطه‌ای U شکل معکوس بین کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی شده است که به‌دلیل شباهت این منحنی با منحنی پایه‌ای کوزنتس، به منحنی محیط‌زیستی کوزنتس [1](EKC) معروف شده است (Dizaji & Gholami Nejad, 2012). منحنی محیط‌زیستی کوزنتس، بیان می‌دارد که بین آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی رابطه وجود دارد (Chowdhury & Moran, 2012) که رابطه میان آن‌ها ممکن است خطی، U شکل، U معکوس، N شکل و یا N معکوس باشد (Canas *et al.*, 2003). در محور افقی این منحنی درآمد سرانه و در محور عمودی آن مقدار آلودگی نمایش داده می‌شود. این فرضیه بیان می‌کند که آثار محیط‌زیستی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی در مراحل اولیه رشد اقتصادی زیاد است، مقدار این تخریب در نقطه‌ای به بیشینه خود می‌رسد و پس از آن کاهش می‌یابد یا به‌بیان دیگر، کیفیت محیط زیست بهبود می‌یابد. اهمیت این فرضیه در این است که رشد اقتصادی، وسیله‌ای برای حمایت از محیط‌زیست فراهم می‌کند، نه آنکه رشد اقتصادی منجر به تخریب محیط‌زیست شود (Amirnejad & Atai, 2011). بر مبنای اطلاعات موجود در زمینه‌ی تحقیق حاضر، می‌توان به مطالعات داخلی و خارجی انجام‌شده از جمله مطالعات Akbari *et al*,(2007) Negaresh *et al* (2011)، Seyed Akhlaghi *et al*.(2017)، Mousavi *et al*.(2016)، Tabatabai'ifar *et al*.(2013)، Rigi *et al*.(2017)، Baraka *et al*.(2012)، Ge *et al*.(2016) و Wang *et al*.(2017)، اشاره کرد که در ادامه برخی از نتایج یاد شده ارائه شده است.

Tabatabai'ifar *et al*.(2013) ، شدت بیابان‌زایی دشت گرمسار را در چهار دوره زمانی و با دو معیار اقلیم و آب به‌عنوان مهم‌ترین معیارهای مؤثر در بیابان‌زایی منطقه مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده نشان داد که در میان معیارهای مورد بررسی معیار آب بیش‌ترین اثر را بر تخریب زمین و بیابان‌زایی از سال ۱۳۷۳ داشته است. Rigi et al.(2017) ، در پژوهشی به بررسی حساسیت بیابان‌زایی منطقه مک سوخته و روتک سراوان به‌عنوان یکی از کانون‌های بحرانی فرسایش به بیابان‌زایی در کشور و استان سیستان و بلوچستان پرداختند. عوامل مؤثر بر فرآیند بیابان‌زایی در این روش شامل چهار معیار کیفیت خاک، کیفیت پوشش گیاهی، کیفیت مدیریت اراضی و کیفیت اقلیم می‌باشند. یافته‌های این پژوهش نشان دادند که معیارهای کیفیت اقلیم، کیفیت مدیریت کاربری اراضی و کیفیت پوشش گیاهی مهم‌ترین اثر را در حساسیت اراضی به بیابان‌زایی بویژه در تپه‌ها و پهنه‌های ماسه‌ای فعال و کفه‌های رسی همراه با تپه‌های ماسه‌ای بارخان ایفا می‌کنند.

[1]- Environmental Kuznets Curve (EKC)

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج بدست آمده حاکی از این بود که منطقه مورد بررسی در وضعیت بحرانی قرار دارد. (2017) .Kazeminia et al، در پژوهشی با استفاده از مدل مدالوس، شدت بیابان‌زایی اراضی مناطق غربی شهر اهواز را ارزیابی کردند. از داده‌های اقلیم، پوشش گیاهی، خاک و کاربری اراضی منطقه به‌عنوان معیارهای مؤثر در تعیین شدت بیابان‌زایی استفاده شد. نتایج نشان دادند که منطقه از نظر تقسیم‌بندی‌های روش مدالوس، به‌لحاظ شدت بیابان‌زایی در چهار تیپ بحرانی کم (C1)، بحرانی متوسط (C2)، بحرانی زیاد (C3) و خیلی زیاد (C4) قرار دارد. نتایج هم‌چنین، نشان دادند که درصد کمی از منطقه در کلاس بحرانی، ۳۰ درصد در کلاس بحرانی متوسط، ۲۵ درصد در کلاس بحرانی زیاد و ۲۹ درصد در کلاس بحرانی خیلی‌زیاد قرار دارند. معیار اقلیم با مقدار شاخص ۶/۲ بیش‌ترین تأثیر را در بیابان‌زایی منطقه دارد که علت آن وزش بادهای شدید و افزایش تعداد روزهای طوفانی و گرد و غباری است. شاخص کاربری اراضی با ارزش عددی ۵/۱ کم‌ترین اثر را دارد و علت آن، غیرقابل استفاده بودن اراضی منطقه و اجرای طرح‌های بیابان‌زدایی در منطقه است. (2012) Baraka et al ، حساسیت‌پذیری زمین به بیابان‌زایی و شاخص‌های حساسیت‌های محیط‌زیستی را در اکوسیستم‌های کشاورزی به‌صورت چندزمانه (۱۹۸۴ و ۲۰۰۸) در یونان مورد ارزیابی قرار داده و بیان کردند که بر اساس مدل‌های برآوردشده به‌ترتیب دارای ۸۹ و ۷۸ درصد بیابان‌زایی بوده و از نظر تخریب پوشش گیاهی نسبتاً حساس می‌باشند. Ge et al.(2016) ، در مطالعه خود به بررسی شدت استفاده از زمین که منجر به بیابان‌زایی شنی در شمال چین می‌شود، در سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۰ از راه الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی پرداختند. نتایج بدست آمده نشان دادند که شدت استفاده از زمین در سال ۱۹۹۵-۱۹۸۰ افزایش، در سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۵ کاهش و پس از سال ۲۰۰۰ به دلیل افزایش فشارهای اجتماعی - اقتصادی و تغییرات در پوشش گیاهی، به‌آرامی افزایش پیداکرده است. Wang et al(2017)، در پژوهشی به بررسی تفاوت‌های مکانی واکنش‌های بیابان‌زدایی فرسایش بادی در سناریوهای گوناگون آب و هوایی پرداختند. نتایج تجزیه و تحلیل مطالعه آن‌ها نشان داد که تغییرات دما، بارش و رگبار هیچ سهم قابل‌توجهی در بیابان‌زایی فرسایش بادی در آسیای جنوب شرقی ندارد. در یک جمع‌بندی کلی در مورد مطالعات انجام گرفته می‌توان گفت عمده‌ی مطالعات انجام‌شده در زمینه بیابان‌زایی از طریق روش‌های زمین‌شناختی و اقلیم‌شناسی می‌باشد و در داخل کشور مطالعه‌ای بر مبنای روش‌های اقتصادی انجام نشده است. در این پژوهش پدیده بیابان‌زایی با در نظر گرفتن بُعد اقتصادی و محیط‌زیستی از راه فرضیه محیط زیستی کوزنتس مورد بررسی قرار گرفته است که از جمله نکات دارای اهمیت این پژوهش می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

از آن جایی که ایران در کمربند خشک دنیا قرار دارد و دو سوم وسعت آن در قلمرو مناطق خشک واقع شده و به عبارتی یک چهارم وسعت ایران را بیابان فراگرفته است (Moradi *et al*., 2008) و برهم‌کنش مناطق کویری با مناطق اطراف آن تأثیر مستقیم بر گسترش بیابان‌زایی دارد. در مورد دو کویر لوت و مرکزی و مناطق احاطه‌کننده آن‌ها می‌توان به استان‌های اصفهان، تهران، خراسان، سمنان، سیستان و بلوچستان، کرمان و یزد اشاره کرد. یکی از دلایل انتخاب این استان‌ها برای بررسی پدیده بیابان‌زایی هم‌جواری آن‌ها با این دو کویر است. مساحت کویر لوت و مرکزی ایران به‌ترتیب ۳۶۰۰۰۰ و ۶۰۰۷۷۰ کیلومتر مربع است که کویر لوت معادل ۲۲ درصد و کویر مرکزی ۳۶ درصد از مساحت کشور را در بر می‌گیرند. استان‌های همجوار با این دو کویر از جمله استان اصفهان با مساحت ۱۰۷۰۴۵ کیلومتر مربع که ۳۰ درصد آن را مناطق بیابانی کویر مرکزی تشکیل می‌دهد. استان تهران با مساحت ۱۸۹۶۵ کیلومتر مربع که ۱۶/۴ درصد آن را مناطق بیابانی کویر مرکزی در بر می‌گیرد. استان سمنان با مساحت ۹۷۴۹۱ کیلومتر مربع که ۵۵ درصد آن مناطق بیابانی کویر مرکزی شامل می‌شود. استان یزد دارای مساحت ۷۲۱۵۶ کیلومتر مربع از شمال دارای مناطق بیابانی کویر مرکزی و از جنوب دارای مناطق بیابانی کویر لوت است که مساحتی در حدود ۵۸/۸ درصد آن را در بر می‌گیرد. استان خراسان که دارای مساحت ۳۰۳۵۱۳ کیلومتر مربع که از شمال دارای مناطق بیابانی کویر مرکزی و در جنوب مناطق بیابانی کویر لوت را در بر می‌گیرد که دارای مساحت بیابانی ۵۰ درصدی است. استان کرمان با مساحت ۱۸۰۷۲۶ که هم جوار با کویر لوت است و مساحت مناطق بیابانی آن بالغ بر ۳۴ درصد است. استان سیستان و بلوچستان دارای مساحت ۱۸۷۰۵۲ کیلومتر مربع که ۳۱/۷ درصد آن را مناطق بیابانی کویر لوت در بر می‌گیرد (Dashtkian & Khosroshahi, 2009). از آنجایی که مناطق کویری خود به خود رو به گسترش نیستند و یکی از علت‌های افزایش بیابان‌ها علاوه بر عوامل طبیعی، عوامل انسانی است که می‌تواند به نوع ارتباط بین مناطق همجوار با مناطق کویری باشد. در این مطالعه افزون بر عوامل طبیعی، عوامل انسانی نیز در روند بیابان‌زایی در ایران مورد بررسی قرار گرفته است.

مواد و روش‌ها

بمنظور بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیر بیابان‌زایی با تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی و دیگر متغیرهای توزیعی از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی پانل استفاده شده است. در آمار و اقتصادسنجی، مجموعه داده‌های پانلی شامل مشاهداتی برای چندین بخش (خانوار، بنگاه و ...) هستند که در طی زمان‌های گوناگون گردآوری شدند؛ یعنی یک مدل داده‌های پانل حاوی اطلاعاتی در زمان و مکان است که شامل (N) مؤلفه در (T) دوره زمانی است

www.SID.ir

Archive of SID

(Gujarati, 2013). اگر تعداد مشاهدات زمانی برای تمام مؤلفه‌های موجود در پانل یکسان باشد، به آن پانل متوازن گفته می‌شود، اما درصورتی‌که مشاهدات مفقوده‌ای برای تعدادی از مؤلفه‌ها وجود داشته باشد، پانل نامتوازن نامیده می‌شود. در این پژوهش برای بررسی مانایی جمعی[۱] متغیرها از آزمون‌های ایم، پسران و شین (IPS)، لوین، لین و چو (LLC)، و آزمون فیشر (ADF) استفاده شد. فرض صفر در آزمون ایستایی داده‌های پانل وجود ریشه واحد بین مقاطع است. انجام آزمون هم‌انباشتگی برای پی‌بردن به رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها انجام می‌شود و سپس برای انجام آزمون همگنی در ادبیات اقتصادسنجی به‌گونه معمول از آزمون F لیمر[۲] استفاده می‌شود. این آزمون برای تعیین اینکه آیا مدل به‌صورت وجود عرض از مبدأ جداگانه برای هریک از مقاطع[۳](PANEL)، یا عدم وجود عرض از مبدأ جداگانه برای هریک از مقاطع [۴](POOLED)، مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگر بعد از انجام آزمون F، فرضیه H_0 در مقابل H_1 رد شود و مشخص می‌شود که باید از مدل با عرض از مبدأ جداگانه برای هر مقطع استفاده کرد (داده‌های پانلی). برای بررسی وجود هم‌جمعی آزمون‌های گوناگونی از جمله آزمون کائو[۵]، آزمون پدرونی[۶] و آزمون فیشر[۷] وجود دارد. از آنجایی که در بین متغیرها، هم‌انباشتگی از درجه یک وجود دارد و با توجه به ناهمگنی، از آزمون هم‌انباشتگی معرفی‌شده توسط پدرونی (۲۰۰۱) استفاده می‌شود، این آزمون امکان وجود ناهمگنی در عرض از مبدأ و شیب معادله هم‌انباشتگی را فراهم می‌کند. آزمون هم‌انباشتگی پدرونی امکان بررسی اثرات ثابت خاص و هم‌چنین، روندهای معین را فراهم می‌سازد. پدرونی هفت آماره گوناگون را در دو گروه متمایز برای بررسی آزمون فرض مبتنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی در مدل‌های پانل ناهمگن معرفی کرد (Salimifar & Dehnavi, 2009).

گروه نخست آزمون‌های مشهور به درون‌بُعدی است که عوامل زمانی رایج را در نظر می‌گیرد. این آزمون‌ها از راه ترکیب‌نمودن ضرایب خودرگرسیون در بین مقاطع، برای آزمون‌های گوناگونی که روی جزء خطا برآورد شدند، بدست می‌آیند. گروه دیگر، آزمون میان‌بُعدی نام دارد که امکان ناهمگنی بین سطوح را فراهم می‌سازد و بر مبنای میانگین‌گیری از ضرایب تخمین انفرادی برای هر مقطع به‌دست می‌آیند. بر این اساس هفت آماره‌ای که پدرونی برای آزمون هم‌انباشتگی پانل بکار برد عبارتند از: گروه نخست آماره آزمون‌های درون‌بُعدی: آماره پانل v، آماره پانل p از نوع

1- Common Unit Root
2- Limer Test
3- Common Effect
4- Uncommon Effect
5- Kao
6- Perdoni
7- Fisher

www.SID.ir

Archive of SID

فیلیپس‌پرون، آماره پانل t از نوع فیلیپس- پرون، آماره پانل از نوع دیکی‌فولر تعمیم‌یافته، گروه دوم آماره‌های آزمون میان‌بُعدی: آماره‌های p فیلیپس‌پرون گروهی، آماره‌های t فیلیپس‌پرون گروهی و آماره‌های دیکی‌فولر تعمیم‌یافته گروهی. آماره‌های درون‌بُعدی گروه نخست که شامل چهار آماره است، مبتنی بر برآوردگرهایی است که به‌طرز کارآیی، ضریب خودهمبستگی را در بین مقاطع گوناگون ادغام می‌کند تا از این راه آزمون ریشه‌واحد، بر روی پسماندهای حاصل از تخمین صورت گیرد. از سوی دیگر، فرض صفر آماره‌های درون‌بُعدی در مورد عدم وجود هم‌انباشتگی بر اساس برآوردگرهایی است که به‌سادگی میانگین ضرایب برآورد شده را به‌صورت فردی در محاسبات لحاظ می‌کنند. آزمون فرض صفر برای هر دو گروه از آماره‌ها مبتنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی است (Salimifar & Dehnavi, 2009). بنابراین، در این پژوهش برای اثبات کاذب‌نبودن رگرسیون، آزمون هم‌انباشتگی پدرونی انجام شده است. اکنون این پرسش مطرح است که استفاده از بین روش‌های اثرات ثابت[1] یا اثرات تصادفی[2] کدام صحیح‌تر است؟ برای بررسی این موضوع یعنی برای تصمیم‌گیری در مورد انتخاب بین دو شیوه اثرات ثابت یا اثرات تصادفی از آزمون هاسمن[3] استفاده می‌شود.

ازجمله مزایای داده‌های پانلی می‌توان به این نکات اشاره کرد که پژوهشگران می‌توانند از داده‌های پانلی برای مواردی که مسائل را نمی‌توان صرفاً به‌صورت سری زمانی یا برش‌های مقطعی بررسی کرد، بهره گیرند. تلفیق داده‌های سری زمانی با داده‌های مقطعی نه تنها می‌تواند داده‌هایی سودمند را برای تخمین مدل‌های اقتصادسنجی فراهم آورد بلکه بر مبنای نتایج بدست‌آمده می‌توان استنباط‌های سیاست‌گذاری درخور توجهی نیز به‌عمل آورد. داده‌های پانلی حاوی داده‌های بیش‌تر، تنوع گسترده‌تر و هم‌خطی کم‌تر میان متغیرها بوده و در نتیجه کارآتر می‌باشند. درحالی‌که در سری‌های زمانی هم‌خطی بیش‌تری را بین متغیرها می‌توان مشاهده کرد. با توجه به این‌که داده‌های پانلی ترکیبی از سری‌های زمانی و مقطعی است، بُعد مقطعی موجب اضافه‌شدن تنوع زیادی شده و در نتیجه برآوردهای معتبرتری را می‌توان انجام داد. تعداد مشاهدات به (NT) افزایش یافته که منجر به برآوردهای کارآتری از متغیرها می‌شود. این امر را می‌توان در محاسبه واریانس جامعه مشاهده کرد. در داده‌های سری زمانی این واریانس به‌صورت ($\sigma^2=\sigma2/N-K$) محاسبه می‌شود، ولی در داده‌های پانلی به‌صورت ($\sigma^2=\sigma2/NT-N-K$) قابل محاسبه است. چون مخرج کسر دومی بزرگ‌تر از کسر اولی است، پس واریانس داده‌های پانلی کم‌تر بوده و بنابراین، تخمین کارآتری خواهد داشت. داده‌های پانلی امکان طراحی الگوهای رفتاری پیچیده‌تری را فراهم می‌کنند

[1] -Fixed Effect
[2] -Random Effect
[3] -Hausman Test

www.SID.ir

Archive of SID

و امکان بیش‌تری را برای شناسایی و اندازه‌گیری اثراتی فراهم می‌کنند که با اتکای صرف به آمارهای مقطعی یا سری زمانی به‌سادگی قابل شناسایی نیستند (Gujarati, 2013).

استفاده از روش‌های سنتی اقتصادسنجی در مطالعات تجربی مبتنی بر فرض مانایی متغیرهاست. بررسی‌های انجام‌شده در این زمینه نشان‌دهنده آن است که در مورد بسیاری از سری‌های کلان اقتصادی این فرض برقرار نیست و اغلب متغیر نامانا هستند؛ بنابراین، بر اساس نظریه هم‌انباشتگی در اقتصادسنجی ضرورت دارد تا اثر مانایی و نامانایی متغیرها اطمینان حاصل شود. در مطالعات تجربی برای بررسی پایایی متغیرها به‌طور معمول از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[1](ADF) و یا فیلیپس- پرون[2](PP) استفاده می‌شود، اما چنانچه شکل داده‌ها به‌صورت پانل باشد باید از آزمون لوین، لین و چو[3](LLC) استفاده نمود (Nouferesti,1999). در این مطالعه به‌دلیل مزایای استفاده از داده‌های پانل و رسیدن به نتیجه دقیق و مطمئن‌تر از الگوی خودرگرسیون داده‌های پانل به‌صورت رابطه (۱) استفاده شد.

$$logD_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log GDP_{it} + \alpha_2 \log GDP_{it}^2 + \alpha_3 \log F_{it} + \alpha_4 \log R_{it} + \alpha_5 \log I_{it} + \varepsilon_t$$
$$t = 1,2,3,....,29 \qquad i = 1,2,3,...,7 \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)؛ D: سرانه بیابان‌زایی (هکتار)؛ GDP: تولید ناخالص داخلی سرانه بخش کشاورزی (میلیون ریال)؛ F: سرانه مساحت جنگل (هکتار)؛ R: مجموع بارش سالانه (میلی‌متر)؛ I: سرمایه‌گذاری‌های سرانه انجام‌شده برای مهار بیابان‌ها (میلیون ریال)؛ $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$: ضرایب مدل؛ و : εجز خطا می‌باشد. متغیرهای موجود برای تحلیل الگوی (۱) بر مبنای احتمال تأثیر و برهم کنش متغیرها و هم‌چنین وجود منابع آماری و داده‌های مناسب انتخاب شدند. متغیرهای انسانی و طبیعی تأثیرگذار بر بیابان‌زایی می‌توانند بر این روند مؤثر باشند. برای متغیرهای طبیعی از مجموع بارش سالانه و برای متغیرهای انسانی از متغیرهای سرانه سرمایه‌گذاری برای مقابله با بیابان‌زایی و سرانه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی است، یکی از روش‌های مقابله با بیابان‌زایی کاشت نهال و جنگل‌کاری بوده از این رو از سرانه مساحت جنگل استفاده شده است. با توجه بر مرور مطالعات گذشته بیش‌ترین عواملی که در مورد بیابان‌زایی مورد بررسی قرار گرفته، عوامل طبیعی است، ولی در این پژوهش سعی شده افزون‌بر عوامل طبیعی، عوامل انسانی مورد نیز بررسی قرار گرفت. هدف مشخص‌کردن بررسی تأثیرگذاری متغیرهای طبیعی و انسانی بر روند بیابان‌زایی در مناطق مورد مطالعه است. داده‌های آماری مورداستفاده در

[1] -Augmented Dickey Fuller (ADF)
[2]- Philips – Peron (PP)
[3]- Levin, Lin & Chu (LLC)

www.SID.ir

Archive of SID

این پژوهش از داده‌های بانک مرکزی ایران، سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران، سازمان هواشناسی و هم‌چنین داده‌های مربوط به بیابان‌زایی توسط عکس‌های ماهواره‌ای طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴-۱۳۶۵ تهیه شده است. داده‌های بیابان‌زایی توسط نرم افزار ARCMAP و مدل به وسیله بسته نرم‌افزاری Eviews برآورد شده است.

بحث و نتایج

براساس جدول ۱ که نتایج آزمون ایستایی نشان می‌دهد، متغیرهای سرانه بیابان‌زایی، سرانه سرمایه‌گذاری برای مقابله با بیابان‌زایی و مجذور سرانه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی در سطح و متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی، مجموع بارش سالانه و سرانه مساحت جنگل در تفاضل مرتبه نخست ایستا شدند. به‌بیان دیگر، متغیرهای سرانه بیابان‌زایی، سرانه سرمایه‌گذاری برای مقابله با بیابان‌زایی و مجذور سرانه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی دارای درجه انباشتگی (۰) I و متغیرهای سرانه‌ی تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی، مجموع بارش سالانه و سرانه مساحت جنگل دارای درجه انباشتگی (۱) I بودند. با توجه به این‌که برخی از متغیرها در سطح و برخی دیگر با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شدند، برای اطمینان از قابلیت استفاده متغیرها در مدل، از آزمون هم‌جمعی تلفیقی[1] استفاده شد. زیرا در داده‌های پانلی در صورت وجود هم‌جمعی میان متغیرها نیازی به ایستاکردن داده‌ها نیست و اگر آزمون ایستایی برای متغیرها رد شود برای استفاده از متغیرها باید آزمون هم‌جمعی انجام شود. بنابراین، در شرایطی می‌توان به نتایج اعتماد کرد که متغیرها هم‌جمع باشند (Rahmani, 2006).

[1]- Panel Cointegration Test

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی داده‌های پانل.

Table 1 - The results of stationary test of panel data

متغیرها Variables	دیکی فولر تعدیل‌یافته فیشر Augmented Dickey Fuller Fisher	سطح احتمال Probability	ایم، پسران و شین Im Pesaran Shin	سطح احتمال Probability	لوین، لین و چو Levin Lin Chu	سطح احتمال Probability
سرانه بیابان‌زایی Desertification per capita	43.25	0.001*	-3.64	0.000*	-1.71	0.0001*
سرانه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی GDP per capita of the agriculture sector	0.70	0.001*	5.14	0.975	1.96	0.0001*
تفاضل مرتبه نخست سرانه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی The First Difference of GDP per capita of the agriculture sector	77.50	0.000*	-7.30	0.000*	-5.73	0.000*
مجذور سرانه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی Squared GDP per capita of the agriculture sector	77.75	0.000*	-7.32	0.000*	-5.82	0.000*

www.SID.ir

Archive of SID

سرانه مساحت جنگل Forest area per capita	0.996	3.792	0.99	4.46	0.996	2.243
تفاضل مرتبه نخست سرانه مساحت جنگل The First Difference of Forest area Per capita	0.000*	58.34	0.029***	-5.58	0.000*	-1.9
سرانه سرمایه‌گذاری برای مهار بیابان‌ها investments Per capita to combat deserts	0.000*	52.28	0.00*	-5.011	0.0001*	-4.77
مجموع بارش سالانه Total annual rainfall	0.098***	21.12	0.05***	-1.386	0.08***	-1.6
تفاضل مرتبه نخست مجموع بارش سالانه The First Difference of Total annual rainfall	0.000*	52.28	0.00*	-1.386	0.0001*	-1.6

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research Findings

*و**و***؛ به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

*, **, ***; respectively, significance is at the level of 1, 5 and 10%

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج آزمون هم‌انباشتگی در جدول ۲ آمده است. بر اساس آماره‌های هفت‌گانه پدرونی که در جدول ۲ ارائه شده است و با توجه به نتایج آزمون‌ها، اگر دست‌کم چهار آماره فرض صفر مبتنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی را رد کند، می‌توان گفت که رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد (Pedroni,1999).

جدول ۲- آزمون هم‌انباشتگی پدرونی.

Table 2- Pedroni Cointegration test

ضریب Coefficient	سطح احتمال Probability	آزمون Test
-0.936	0.825	آماره پانلv V- Statistic Panel-(v)
-0.5908	0.277	آماره پانل roh Panel- rho-Statistic (roh)
-3.389	0.000*	آماره پانل PP Panel -pp-Statistic (pp)
-1.835	0.0332**	آماره پانل ADF Panel- ADF-Statistic (ADF)
0.272	0.392	آماره-rho – گروهی Group- rho-Statistic (rho)
-3.739	0.000*	آماره-گروهی PP Group- PP-Statistic
-1.924	0.027**	آماره گروهی -ADF Group- ADF-Statistic

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research Findings

* و**؛ به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱و ۵ درصد است.

*, **; respectively, significance is at the level of 1, 5%

در استفاده از الگوی داده‌های پانل، پیش از برآورد الگو، افزون‌بر انجام آزمون ریشه‌واحد و هم‌انباشتگی، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن نیز بسیار مهم است. چرا که در برآورد الگو به روش

www.SID.ir

Archive of SID

داده‌های پانل، پرسش اصلی این است که باید اثرات گروهی در برآورد الگو در نظر گرفته شود یا نه؟ بر این اساس و برای بررسی این موضوع دو آزمون بالا انجام و نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است

جدول ۳- آزمون اثرات ثابت F لیمر.

Table 3- The F limer Fixed effect test

آزمون اثرات ثابت The fixed effect test	درصد احتمال Probability	آماره آزمون Test statistic	درجه آزادی Degree of freedom
آزمونF F test	0.000*	649.72	6.198
آزمون $\varkappa^2$ $\varkappa^2$test	0.051**	636.21	6

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research Findings

* و**؛ به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱و ۵ درصد است

*, **; respectively, significance is at the level of 1, 5%

بر اساس نتایج آزمون همگنی (جدول ۳)، با توجه به معنی‌داری آماره F در سطح یک درصد، برابری عرض از مبدأها، رد می‌شود. در برآورد الگو لازم است اثرات گروهی در نظر گرفته شود و مدل به‌صورت پانل برآورد شود. پس از اطمینان از پانل‌بودن داده‌ها لازم است اثرات ثابت یا تصادفی‌بودن داده‌ها از راه آزمون هاسمن بررسی شود. نتایج آزمون هاسمن در جدول ۴ قابل مشاهده است.

جدول ۴- آزمون اثرات تصادفی هاسمن.

Table 4- The hausman random effects test

آزمون اثرات تصادفی The random effect test	درصد احتمال Probability	آماره آزمون Test statistic	درجه آزادی Degree of freedom
آزمون هاسمن The Hausman	0.0994***	9.252	5

مأخذ: یافته‌های پژوهش Source: Research Findings

*** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد است.

***; significance is at the level of 10%

www.SID.ir

Archive of SID

پس از بررسی درجه ایستایی متغیرها و هم‌چنین، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن، بمنظور برآورد الگو در چارچوب الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی داده‌های پانل ابتدا لازم است تا با استفاده از آماره‌های اکائیک [۱] (AIC)، شوارتز بیزین [۲](SCB) و یا حنان کوئین [۳] (HQ) تعداد وقفه‌های بهینه مدل تعیین و پس از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گیرد. در شرایطی که هدف برآورد الگوی خودرگرسیونی باشد، معیار شواتزبیزین بهترین ملاک برای انتخاب وقفه الگو خواهد بود (Salami & Jahangard, 2009). با توجه به برتری معیار شواتز-بیزین نسبت به سایر معیارها، برای انتخاب وقفه‌ی بهینه مدل از این معیار استفاده شد. الگوی پویای داده‌های پانل مؤلفه‌های مؤثر بر بیابان‌زایی در استان‌های مورد مطالعه در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵ – نتایج ضرایب کوتاه‌مدت برآورد شده الگوی پویا (۳،۳،۳،۳،۳،۱) Panel ARDL

Table 5 – The results of estimated short-run coefficient of dynamic pattern of Panel ARDL (3, 3, 3, 3, 3, 1)

متغیرها Variables	درصد احتمال Probability	آماره t t statistics	خطای استاندارد Standard error	ضریب Coefficient
ضریب جزء خطا The error correction	0.058***	-1.91	0.054	-0.014
تفاضل مرتبه نخست سرانه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی The first difference of GDP per capita of the agriculture sector	0.140	1.48	0.046	0.068
تفاضل مرتبه نخست سرانه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی با یک وقفه The first difference of GDP per capita of the agriculture sector with one lag	0.990	0.008	0.047	0.0003

[1]- Akaike Information Criterion (AIC)
[2]- Schwarz Bayesian Criterion (SBC)
[3] -Hannan Quinn Criterion (HQC)

www.SID.ir

Archive of SID

تفاضل مرتبه نخست سرانه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی با دو وقفه The first difference of GDP per capita of the agriculture sector with two lags	0.939	-0.075	0.021	-0.001
تفاضل مرتبه نخست سرانه مجذور تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی The first difference of GDP per capita of the agriculture sector with one lag	0.216	-1.24	0.034	-0.043
تفاضل مرتبه نخست سرانه مجذور تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی با یک وقفه The first difference of Squared GDP per capita of the agriculture sector with one lag	0.560	0.58	0.03	0.017
تفاضل مرتبه نخست سرانه مجذور تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی با دو وقفه The first difference of Squared GDP per capita of the Agriculture sector with two lags	0.965	-0.043	0.023	-0.001
تفاضل مرتبه نخست سرانه مساحت جنگل The first difference of Forest area Per capita	0.000*	5.213	0.134	0.698
تفاضل مرتبه نخست سرانه مساحت جنگل با یک وقفه The first difference of Forest area Per capita with one lag	0.987	-0.015	0.123	-0.001

www.SID.ir

Archive of SID

تفاضل مرتبه نخست سرانه مساحت جنگل با دو وقفه The first difference of Forest area Per capita with two lags	0.519	-0.064	0.011	-0.072
تفاضل مرتبه نخست سرانه سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده برای مهار بیابان‌ها The first difference of investments Per capita to combat deserts	0.921	0.11	0.002	0.0002
تفاضل مرتبه نخست سرانه سرمایه‌گذاری برای مهار بیابان‌ها با یک وقفه The first difference of investments Per capita to combat deserts with one lag	0.640	-0.95	0.003	-0.001
تفاضل مرتبه نخست سرانه سرمایه‌گذاری برای مهار بیابان‌ها با دو وقفه The first difference of investments Per capita to combat deserts with two lags	0.340	-0.95	0.003	-0.003
تفاضل مرتبه نخست مجموع بارش سالانه The first difference of Total annual rainfall	0.249	-1.157	0.006	0.007
تفاضل مرتبه نخست مجموع بارش سالانه با یک وقفه The first difference of Total annual rainfall with one lag	0.671	-0.42	0.005	-0.002

www.SID.ir

Archive of SID

تفاضل مرتبه نخست مجموع بارش سالانه با دو وقفه The first difference of Total annual rainfall with two lags	0.127	-1.53	0.006	-0.009
عرض از مبدأ The intercept	0.813	-0.236	0.014	-0.003

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research Findings

*و**و***؛ به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

*, **, ***; respectively, significance is at the level of 1, 5 and 10%.

همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، به‌جز مساحت سرانه جنگل در کوتاه‌مدت، تمامی متغیرها از لحاظ آماری معنی‌دار نشدند. با توجه به نتایج این جدول، در مورد عوامل تأثیرگذار در کوتاه‌مدت در داده‌های پانل از میان متغیرهای تحت بررسی، تنها متغیر تأثیرگذار متغیر سرانه جنگل می‌باشد که با ضریب منفی از لحاظ آماری معنی‌دار است یعنی کاهش سرانه مساحت جنگل باعث افزایش سرانه بیابان‌زایی در استان‌های مورد مطالعه شده است. ضریب جزء خطا (COINTEQ01) که برابر ۰/۰۱۴- برآورد شده است که نشان‌دهنده سرعت تعدیل رابطه کوتاه‌مدت به رابطه بلندمدت معادل یک صدم در سال می‌باشد. نتایج مربوط به برآورد ضرایب بلندمدت الگو در جدول ۶ آمده است.

جدول ۶- برآورد ضرایب بلندمدت مدل بیابان‌زایی (۳،۳،۳،۳،۳،۱) Panel ARDL

Table 6 - The estimated long run coefficients of Desertification model of Panel ARDL (3,3,3,3,3,1)

متغیرها Variables	درصد احتمال probability	آماره t t statistic	خطای استاندارد Standard error	ضریب Coefficient
تولید ناخالص داخلی سرانه بخش کشاورزی GDP per capita of the Agriculture sector	0.0000*	9.87	0.028	0.281
مجذور تولید ناخالص	0.0000*	-4.75	0.029	-0.140

www.SID.ir

Archive of SID

داخلی سرانه بخش کشاورزی Squared GDP per capita of the Agriculture sector				
سرانه مساحت جنگل Forest area Per capita	0.0000*	-7.717	0.093	-0.179
سرمایه‌گذاری‌های سرانه انجام‌شده برای مهار بیابان‌ها investments Per capita to combat deserts	0.0000*	-4.34	0.012	-0.055
مجموع بارش سالانه Total annual rainfall	0.0000*	-5.17	0.017	-0.0909

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research Findings

*؛ معنی‌داری در سطح ۱ درصد است.

*; significance is at the level of 1 %

با توجه به نتایج جدول ۶، در بلندمدت متغیرهای سرانه سرمایه‌گذاری برای مقابله با بیابان‌زایی (I)، مجموع بارش سالانه (R) و سرانه‌ی مساحت جنگل (F) با علامت منفی تأثیر معنی‌داری بر سرانه بیابان‌زایی در استان‌های مورد مطالعه داشته است. منفی‌بودن ضریب متغیرهای سرانه مساحت جنگل، سرانه سرمایه‌گذاری برای مقابله با بیابان‌زایی و مجموع بارش سالانه نشان‌دهنده رابطه معکوس این متغیرها با متغیر بیابان‌زایی در بلندمدت است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود بیش‌ترین اثرگذاری برای گسترش بیابان‌ها در بلندمدت نیز کاهش سرانه مساحت جنگل می‌باشد. در مورد رابطه بلندمدت در الگوی بیابان‌زایی، ضریب متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه بخش کشاورزی ۰/۲۸ و مثبت بدست آمده است؛ علامت مثبت این ضریب نشان می‌دهد که رشد اقتصادی بخش کشاورزی استان‌ها و به موجب آن افزایش تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی همراه با ایجاد و تشدید بیابان‌زایی است، ضریب متغیر لگاریتم مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه بخش کشاورزی برابر با ۰/۱۴- بیان می‌کند وضعیت بیابان‌زایی در استان‌های مورد مطالعه، پس از

www.SID.ir

Archive of SID

عبور از نقطه بازگشت منحنی محیط‌زیستی، با رشد اقتصادی بخش کشاورزی در مسیر نزولی قرار می‌گیرد. با توجه به α_1 ضریب GDP و α_2 ضریب GDP^2 منحنی محیط‌زیستی کوزنتس در بلندمدت تأیید می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

طی دو دهه اخیر، ارتباط میان سطح توسعه‌یافتگی جوامع و مقدار دستیابی به استانداردهای - محیط‌زیستی و به تعبیری رعایت ملاحظات محیط‌زیستی در کانون توجه پژوهشگران قرار گرفته است؛ این موضوع در حوزه اقتصاد نیز با رویکردی خاص مورد توجه بوده و می‌باشد. یکی از موضوع‌های که در این حوزه مطالعات گوناگونی را به‌خود اختصاص داده، ارتباط میان سطح درآمد جوامع و انتشار آلودگی‌هاست که موضوع اساسی فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس می‌باشد. این منحنی یک رابطه تجربی برای نشان‌دادن ارتباط میان انتشار آلودگی و رشد اقتصادی می‌باشد که در صورت تأیید تجربی آن می‌توان چنین استنباط کرد که افزایش درآمد در یک جامعه، ساز و کارهایی را فعال می‌کند که بتدریج انتشار آلودگی حاصل از مراحل اولیه رشد اقتصادی را پاک کرده و از شدت آن می‌کاهد. در این پژوهش، برای رسیدن به اهداف پژوهش و بدست‌آوردن نتایج، از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی داده‌های پانل استفاده شد. همان‌گونه که از نتایج پژوهش نمایان است بیش‌ترین متغیر تأثیرگذار بر بیابان‌زایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت عامل انسانی کاهش سرانه مساحت جنگل (جنگل‌زدایی) می‌باشد با افزایش سرمایه‌گذاری‌ها برای کاشت نهال‌ها و درختچه‌های سازگار با شرایط اقلیمی و محیط‌زیستی مناطق کویری و بیابانی می‌توان با جنگل‌زدایی مقابله کرد. هم‌چنین، برای جلوگیری از تخریب اراضی کشاورزی در حواشی کویر و مناطق بیابانی می‌توان از راه توسعه‌ی فرهنگ و حفظ پوشش گیاهی، حفاظت از خاک، افزایش سطح زندگی روستاییان از راه ایجاد شغل‌های دیگر به‌جز کشاورزی، ایجاد اشتغال در زیربخش‌های کشاورزی، ایجاد شرایط مناسب کشاورزی برای هر منطقه از جمله حمایت از کشت‌های دیمی متناسب با مناطق کویری، افزایش سرمایه‌گذاری‌های مناسب جهت احیای زمین‌های قابل احیا در مناطق بیابانی و کویری اقداماتی صورت پذیرد.

در نهایت، با توجه نتایج بدست‌آمده از برآورد الگوی این مطالعه، پیشنهاد می‌شود برای مقابله با بیابان‌زایی در ایران افزون بر روش‌های مرسوم کنترل بیابان اعم از نهال‌کاری، بذرپاشی، قرق و امثال آن که تاکنون به‌کار گرفته شده، از رویکرد و مدیریت هوشمند برای کنترل و مدیریت بیابان‌زایی در کشور استفاده شود. توجه به معیشت، اشتغال، آموزش، آگاهی و رفاه ساکنان که در این مناطق زندگی می‌کنند برای حفاظت و صیانت از جنگل و مرتع و آب در کنار روش‌های فنی و

www.SID.ir

Archive of SID

علمی، مشارکت مردم در طرح‌های گوناگون نیازمند رویکرد جدید و مدبرانه است. هم‌چنین، پیشنهاد می‌شود در بخش کشاورزی (از آنجا که بیشترین سهم را در مصرف آب دارد) از روش‌های نوین آبیاری در جهت صرفه‌جویی در آب استفاده شود. بر اساس تجارب کشورهای جهان مدیریت و کنترل بهینه‌ی بیابان و بیابان‌زایی و توجه به ابعاد فنی و انسانی، مهم‌ترین راهکار اساسی برای توسعه‌ی پایدار است. تخریب زمین، آب، جنگل و مرتع بدون کنترل آن حیات انسانی و جانوری را به خطر خواهد انداخت زیرا دیگر نه مکانی مناسب برای زندگی خواهد بود، نه آب و غذایی برای حیات. بنابراین، ضروری است بیابان‌زایی مدیریت شود. سخن آخر اینکه بیابان یک داشته‌ای است که اگر درست مدیریت شود می‌تواند خلق فرصت‌های درآمدی، اشتغال و درآمد ارزی را برای کشور به‌همراه داشته باشد.

Refrences

- Akbari M., Karimzadeh, H. & Moddares, R. (2007). Evaluation and classification of desertification in Mashhad plain. *Journal of Rangeland and Desert Research in Iran*, 2 (14): 142-124. (In Persian)
- Amirnejad H. & Atai, K. (2011). *Economic valuation of environmental resources*. Sari University of Agricultural Sciences and Natural Resources, Ava Masih Publishing. (In Persian)
- Baraka, K., Chandra, M., Sekaran, D. & Barak, K. (2012). Sensitivity of land to desertification and environmental sensitivity indices in agricultural ecosystems (1984 and 2008) in the region of Boustan, Greece. *Ecological Economics*, 834-837.
- Canas, A., Ferrao, P. & Conceicao, P. (2003). A new environmental Kuznets cure? Relationship between direct material input and income per capita: Evidence from Industrialized countries. *Ecological Economics*, 46: 217-229.
- Chowdhury, R. R. & Moran, E. F. (2012). Turning the Cure: A critical review of Kuznets approaches. *Applied Geography*, 32: 3-11.
- Dashtkian K. and Khosroshahi M. (2009) Identification of plant types in desert areas of Yazd province. *Journal of Range and Desert Research*, (11) 4: 408-383. (In Persian)
- Diallo, H. A. (2008). *United Nations Convention to Combat Desertification (UNCCD)*. In The Future of Drylands. Springer, Dordrecht.
- Dizaji M. and Gholami Nejad S. (2012). Economic growth, human development and water pollution caused by economic activities in selected countries of the world. *Journal of Applied Economics*, 3 (11). (In Persian)
- Gujarati, D. (2013). *Basics of econometrics*. Volume 2, Ninth Edition, University of Tehran Press. (In Persian)

www.SID.ir

Archive of SID

- Ge, X., Dong, K., Luloff, A. E., Wang, L. & Xiao, J. (2016). Impact of land use intensity on sandy desertification: An evidence from Horqin Sandy Land, China. *Ecological Indicators*, 61: 346-358.
- Honardoust. (2003). Evaluation of desertification and presentation of regional model in Gonbad Dashli Bron plain. Master Thesis, Gorgan University. (In Persian)
- Jafarian, V. & Bahrami, M. (2011). *Familiarity with the principles and objectives of the Convention against Desertification.* Forests, Rangelands and Watershed Management Organization, Ministry of Jihad Agriculture, Jelveh Printing, Tehran. (In Persian)
- Kazeminia, A.R. Rangzan, K. & Mahmoudabadi, M. (2017). Investigating the intensity of desertification using the Modalus model. *Journal of Remote Sensing and Natural Geographic Information System*, 2 (27): 111-126. (In Persian)
- Kurdvani P. (2007). *Dry areas Volume 1: Climatic characteristics, causes of drought and water issues*. Tehran University Press. (In Persian)
- Moradi H., Fazelpour M., Sadeghi H. & Hosseini Z. (2008). Desertification in the Khomein region. *Journal of Rangeland and Desert Research*, 15 (1): 1-12. (In Persian)
- Mousavi S., Vali, A., & Ranjbar Fordoye, A. (2016). Climate Modelling of Desertification in Haj Ali Gholi Playa. *Journal of Rangeland and Desert Research*, 23(3): 499-515. doi: 10.22092/ijrdr.2016. 107607 (In Persian)
- Negaresh, H. Fallahian Firouzabad, H. & Khosravi M. (2011). The Analysis of Climatical Abnormalities Influencing on Desertification Process in Khezer Abad Region of Yazd. *Journal of Geography and Environmental planning*, 22(43):69-94. (In Persian)
- Nouferesti, M. (1999). Unit root and co-integration in econometrics. Rasa Cultural Services Institute, First Edition, Tehran. (In Persian)
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1): 653-670.
- Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and statistics*, 83(4): 727-731.
- Rahmani M. (2006). Business formation in the Central Asian region. *Journal of Research and Marketing*, 236: 38-213. (In Persian)
- Rigi M., Anwar Zehi M., and Mohammadi M. (2017). Sensitivity assessment of desert areas. *Journal of Water and Soil Research*, 24 (4): 287-293. (In Persian)
- Salami H. & Jahangard H. (2009). Modeling time series to forecast households consumption of apple and orange in Iran. *Agricultural Economics and Development*, 17(67):117-134. (In Persian)

www.SID.ir

Archive of SID

- Salimifar A., & Dehnavi J. (2009). Study of the Kuznets environmental curve in OECD countries using data panel analysis. *Journal of Knowledge and Development*, 29: 200-181. (In Persian)
- Seyed Akhlaghi S., Miri Soleyman S., & Nemati A. (2017). Identify socio-economic factors affecting on the success anchors in the implementation participatory combating desertification projects in Sistan Baluchistan province. *Journal of Rangeland and Desert Research*, 24(2):348-359. doi: 10.22092/ijrdr.2017.111891 (In Persian)
- Tabatabai'ifar A., Zahtabian Gh., & Nazari A. (2013). Desert monitoring in Garmsar plain. *Journal of Range and Watershed Management*, 3: 427-439. (In Persian)
- Wang, X., Hua, T., Lang, L., & Ma, W. (2017). Spatial differences of aeolian desertification responses to climate in arid Asia. *Global and Planetary Change*, 148: 22-28.
- Zaker Esfahani, A. (2012). Combating with Desertification Process by an emphasis on Capabilities of Desert Areas (Case Study: Isfahan Province). *Journal of Environmental Studies*, 38(3): 155-164. doi: 10.22059/jes.2012.29157 (In Persian)

www.SID.ir