تأثیر شاخص‌های اقتصادی و محیط زیستی بر بیابان زایی ایران

احمد سلطانی ذوقی[1*]، حامد قادرزاده[2]، المیرا صیادچمنی[3]

چکیده

بیابان زایی یکی از پدیده هایی است که در دهه های اخیر محیط زیست زمین را به شدت تهدید می‌کند و ایران به عنوان کشوری که در نواحی گرمسیر کره زمین قرار گرفته است در در مقابل این پدیده به شدت آسیب پذیر است. مطالعه حاضر با استفاده از داده های سال های ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۷ میلادی جذب سایت بانک جهانی به دست آمده است اقدام به تخمین اثر گذاری شاخص های زیست محیطی و اقتصادی بر بیابان زایی در کشور با استفاده از مدل خودتوضیحی با وقفه های گسترده ARDL نموده است. نتایج نشان می دهد تمامی متغیرها دارای اثر گذاری معنی‌داری بر روی بیابان زایی در بلندمدت می باشد اما در کوتاه مدت شاخص های بیابان زایی سال های گذشته عملیات احیا و میزان بارش عوامل اثرگذار بر بیابان زایی در کشور می باشد یکی از مواردی که در این مطالعه مورد آزمون قرار گرفت منحنی محیط زیستی کوزنتس در مسئله بیابان‌زاییمی باشد. نتایج نشان می دهد که منحنی زیست محیطی کوزنتس در تقابل تولید ناخالص داخلی و بیابان‌زایی قابل تایید می باشد. نتایج نشان می دهد در بلندمدت عملیات احیا به دلایل ناشناخته دارای اثرات مثبتبر بیابان زایی می باشد. مال می‌رود اثرات روانی ناشی از فعالیت‌های مقابله بود بیابان‌زایی که موجب اهمال در مدیریت محیط زیست می گردد عاملی است که باعث گردیده تا احیای محیط زیست موجب توسعه بیابان‌ها گردد.

واژه‌های کلیدی: بیابانزایی، ایران، رشد اقتصادی، منحنی محیط زیستی کوزنتس.

[1]. ۱ بخش اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز ، ایران.
Email: ahmad_soltanizoghi@yahoo.com
[2] .دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه کردستان
[3] . دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم تحقیقات تهران

مقدمه

بیابان زایی به عنوان یک معضل بزرگ در قرن حاضر در بسیاری از کشورها پذیرفته شده است. بیابان‌زایی نتیجه از میان رفتن منابع طبیعی تجدید شونده از جمله آب‌ها زمین مراتع و جنگل ها می باشد. (احمدی ۱۳۸۷)در سالیان اخیر وضعیت نامناسب اکوسیستم ها به عنوان نشانه ای از بان‌زایی تلقی می‌گردد .کاهش اکولوژیک چه می غیرطبیعی می‌توان مختلف با و پدید آمدن بیابان‌ها گردد(اکبری وهمکاران، ۱۳۸۶). تعاریف متعددی از سوی کارشناسان برای مفهوم بیابان‌زاییارائه شده است. از جمله جامعترین این تعاریف در سال ۲۰۰۴ توسط کنوانسیون سازمان ملل متحد برای مبارزه با بیابان زایی (UNCCD) عبارت است از تخریب زمین در مناطق خشک، نیمه خشک و مناطق کوهپایه‌ای ناشی از عوامل مختلف که از جمله این عوامل می توان به تغییرات اقلیمی و فعالیت های انسانی اشاره نمود (UNCCD، ۲۰۰۴). با توجه به پیچیدگی مکانیزم بیابان زایی، شناسایی نقش دقیق متغیرها در اثرات متقابل عوامل ایجاد بیابان زایی بسیار دشوار است و ارتباط بین عوامل اقتصادی و بیابان زایی نیز همچنان با ابهام روبروست. از یک سو جمعیت به طور پیوسته رشد می کند و از سویی اقتصاد رشدی پیوسته را تجربه می‌کند، و در سی مقابل ظرفیت زمین برای تامین نیازهای انسان کاهش می یابد (Skonhoft and Solemy، ۲۰۰۱؛ سید اخلاقی و همکاران، ۱۳۹۶). در تحلیل و مدیریت این سلسله عوامل سیاست‌ها و مطالعات بسیاری به منظور درک بهتر نقش عوامل اقتصادی و جلوگیری از تهدید سیستم های زیست محیطی طراحی و اجرا شده اند (Abdelgalil and Cohen، ۲۰۰۷). پروژه MEDALUS مدل های مبتنی بر حجم فیزیکی را برای توصیف فرایندهای محیطی و تغییرات کاربری زمین در سناریوهای مختلف توسعه اقتصادی و اجتماعی (کمسیون اروپا، ۲۰۰۱b) توسعه داد. جنبه های مختلف فعالیت های اجتماعی-اقتصادی در مناطق مختلف در این مطالعات مورد استفاده قرار گرفته است، مانند کاربری زمین، آب، فرهنگ بهره‌برداری و چرای بی‌رویه‌ی دام (سید اخلاقی و همکاران، ۱۳۹۶). با این حال، تعامل میان عوامل اقتصادی و بیابان زایی به‌ویژه در ابعاد زمانی و مکانی هنوز مشخص نیست (جعفری و همکاران، ۱۳۸۳؛ سان و همکاران، ۲۰۰۶).

تا اواخر قرن بیستم بیابان زایی از کم اهمیت ترین مسائل در میان انواع مختلف بحران‌های محیط زیستی محسوب می‌گردید که آثار آن از دید بسیاری کارشناسان تنها مواردی چون شکنندگی اکوسیستم ها مانند حذف پوشش گیاهی، نوسانات آب و هوای قاره ای، توسعه‌ی خاک‌های شنی و کمبود آب، پیش بینی شده بود (اسلامیان و همکاران، ۱۳۹۴؛ وانگ و همکاران، ۲۰۰۸) امری که با بحران‌های

شدید محیط زیستی پدید آمده دامنه‌ای بسیار وسیع‌تر به خود گرفته است. چرا، کشت و زرع سنتی محصولات کشاورزی درآمد خانواده‌ها را به‌خصوص در مناطق روستایی تامین می کند (قدیرنیا، ۱۳۸۳). سیستم های زیست محیطی به شدت آسیب پذیر بوده و از شدت و دامنه برداشت از نهاده ها به شدت آسیب می بیند. این در حالی است که فناوری های تولید محصولات کشاورزی در کشورهای سنتی نظیر ایران فاقد پیشرفتهای لازم بوده و بسیاری از مردم در مناطق روستایی با سطوح درآمدی پایینی وجود دارند که برای تامین معیشت خود به شدت به محیط زیست خود وابسته هستند (Fu and An، ۲۰۰۲). این پیوستگی نیازها عاملی است تا بالاترین بحران‌های زیست محیطی را در کشورهای در حال توسعه و با ساختار سنتی کشاورزی مشاهده گردد. تقاضای داخلی افزایش درآمد خانواده عاملی است تا فعالیت های بشر در سطح کره زمین و از جمله کشورهای در حال توسعه گسترش یافته و در نتیجه این رشد فعالیت‌ها جهان با بحران‌های زیست محیطی از جمله بیابان زایی مواجه گردد (Blazey، ۲۰۱۲، CCICCD، ۲۰۰۲، Ci و Yang، ۲۰۱۰، Demurger and Fournier، ۲۰۱۱، .Huang et al، ۲۰۰۹ ، لیو، ۲۰۱۲، Sjögersten و همکاران، ۲۰۱۳، سان و همکاران، ۲۰۰۶، وانگ و همکاران، ۲۰۰۸)، این امر به شدت در مناطقی با ساختار سنتی کشاورزی محتمل به نظر می‌آید.

رشد اقتصادی یکی از مهمترین عواملی است که به شکل همزمان در کنترل و گسترش بیابان‌ها موثر است (Skonhoft and Solem، ۲۰۰۱، Zilio and Recalde، ۲۰۱۱). برای چندین دهه، محققان تلاش کردند مکانیزم بیابان زایی را با عوامل موثر اقتصادی مانند کابری اقتصادی زمین‌ها، درآمد، پس انداز و سایر مولفه‌های اقتصادی بررسی کنند (.Wang et al، ۲۰۰۸). برخی محققان ادعا می کنند که بیابان زایی به طور عمده به چندین عامل تولید کشاورزی از جمله چرای بیش از حد چراگاه و بیش از حد احیا و تغییرات کاربری گسترده وابسته است (کاویانی راد، ۱۳۹۲؛ ژائو و همکاران، ۲۰۰۵). تغییرات کاربری بافت و ساختمان زمین را از بین برده و خواص شیمیایی یا فیزیکی خاک را دچار تغییر می‌کند. چرای بیش از حد دام‌ها پوشش گیاهی را از بین می برد و لایه پوسته خاک را تضعیف و نابود می‌کند. تقاضای فوری برای افزایش درآمد خانواده‌ها می‌تواند عاملی برای ایجاد مجموع موارد ذکر شده در بالا گردد تا پوشش زمین را در مناطق مختلف دچار تغییرات نماید.

با این حال، مکانیزم گسترش بیابان‌ها بسیار پیچیده است، زیرا در تحلیل نیاز است تا نقش نسبی عوامل در شرایطی مستقل ارزیابی گردد، بسیاری از محققان عوامل اقتصادی را به عنوان عامل اصلی بیابان زایی نمی پذیرند. آنها ادعا می کنند که سوابق تاریخی نشان می دهد که بیابان ها احتمالا تحت تأثیر

تغییرات آب و هوایی و فرآیندهای ژئومورفولوژیکی با روندهای خاصی در دما، خشکسالی و باد پدید امده‌اند (Hillel and Rosenzweig، ۲۰۰۲، Peters et al.، ۲۰۱۲، وانگ و همکاران، ۲۰۰۶، یانگ و همکاران، ۲۰۰۵). تفاوت دیدگاه و ورود رشته های مختلف منجر به اختلافات طولانی در مورد علت اصلی بیابان زایی (Sun و همکاران، ۲۰۰۶) گردیده است. تمرکز بر این بحث منجر به توجه به مطالعات خاص در زمینه اثرات ترکیبی عوامل گردید (Ge et al.، ۲۰۰۶، Wang et al.، ۲۰۰۸).

بسیاری از کارشناسان معتقدند که شناسایی نقش عوامل در بستر اتصال و برخورد میان عوامل مختلف بسیار مهم است. قبل از تعیین رتبه و جایگاه عوامل، نیاز است تا بر هم کنش میان عوامل هم به خوبی تشریح شود و تصویری روشن از اثرات متقابل عوامل ارائه گردد (Xiaodong و همکاران، ۲۰۱۳). برای دستیابی به این هدف، ترکیب روش های کمی برای یافتن ترکیبی پویا از فرآیندهای اکولوژیکی و اقتصادی (Wang et al.، ۲۰۰۵) در مدل های مختلف از جمله مدل های رگرسیون خطی و مدل های تحلیل مولفه ای مورد توجه قرار گرفته است (Wang et al.، ۲۰۱۲). ارتباط بین آسیب پذیری و تخریب زمین و برخی شاخص های اجتماعی-اقتصادی با مدل های رگرسیون از جمله مهمترین بررسی های انجام شده در سالیان اخیر است چرا که برخی محققان معتقدند که نقش عوامل محرک نباید به تنهایی و جداگانه مورد آزمایش قرار گیرد (Bagliani et al.، ۲۰۰۸، Saboori et al.، ۲۰۱۲) این مدل ها به دلیل اختلاف در منابع مختلف داده ها، به خصوص زمانی که اثر فضایی یا زمانی عوامل در نظر گرفته می شود، نیازمند توجه بیشتری هستند (خان و خان، ۲۰۰۹، وانگ و همکاران، ۲۰۱۲).

فقدان روش های یکپارچه موجب ناشناخته ماندن جایگاه و نقش دقیق رشد اقتصادی در بیابان زایی گردیده است. از آنجا که مدل های منحنی محیط زیستی کوزنتس (EKC) برای کشف رابطه بین تخریب محیطی و رشد اقتصادی به طور گسترده ای مورد استفاده قرار گرفته و مورد تایید بسیاری از کارشناسان قرار دارد (Ahmed and Long، ۲۰۱۲، Bagliani et al.، ۲۰۰۸) می‌تواند به عنوان مرجعی برای بهبود روش های تحقیقات بیابان زایی استفاده شوند. بنبر نظریه کوزنتس، مفهوم EKC به صورت یک رابطه U شکل معکوس بین درآمد و تخریب محیط زیست به تصویر کشیده می‌شود (Ahmed and Long، ۲۰۱۲). این یافته علاقه محققان جهان را به خود جلب کرده است و از اوایل دهه ۱۹۹۰، EKC به عنوان ملاک بسیاری از مطالعات صورت گرفته در زمینه‌ی رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست قرار گرفته است (دیندا، ۲۰۰۴، گراسمن و). در مدل های EKC، عنصر درجه دوم از عامل اقتصادی برای توصیف بهتر تغییر غیرخطی اثر عامل اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد (Cox et al.، ۲۰۱۲، David، ۲۰۰۴،). از زمان

پیدایش این نظریه در جهان اقتصاد، مدل های متفاوتی از EKC به منظور توضیح بهتر و مشخص‌تر همبستگی بین متغیرهای مختلف طراحی شده است. فرم‌هایی مانند مدل مربع، مدل مکعبی، مدل لگاریتم و سایر فرم‌های ریاضی از جمله انواع مدلهای مورد استفاده در تفسیر نظریه کوزنتس می باشند که از سوی بلسیاری از کارشناسان مورد استفاده قرار گرفته است (Dinda، ۲۰۰۱). مدل های EKC به دلیل تنوع در مدلهای در دسترس و انعطاف پذیری مناسب در برابر شاخص هعای اقتصادی می تواند به ایجاد مدل های یکپارچه و با قدرت تفسیر بالا برای شناسایی نقش نسبی رشد اقتصادی در بیابان زایی کمک کند. در طرف مقابل مدل های EKC از سوی بسیاری محققان مورد انتقاد قرار گرفته است، از دید منتقدین بسیاری از تلاش ها برای پیدا کردن یک منحنی به شکل منحنیU معکوس و یا دیگر اشکال منحنی (Choumert و همکاران، ۲۰۱۳) موجب گردیده تا تحقیقات و تحلیل‌های محیط زیستی کمتر مورد توجه قرار گیرد. در حقیقت منتقدان نظریه زیست محیطی کوزنتس باور دارند که علاوه بر بسیاری از متغیرهای اقتصادی شناخته شده بی شک بسیاری از عوامل دیگر نیز وجود دارند که می‌توانند طیف گسترده ای از نتایج را پیش روی مسائل پدید آمده قرار دهند (Choumert و همکاران، ۲۰۱۳، de Freitas و Kaneko، ۲۰۱۲، Yang و همکاران، ۲۰۱۵). شور و شوق بیش از حد در تفسیر وجود یا عدم وجود منحنی به یکی از اشکال تعیین شده، در حالی که تعامل واقعی بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست به اندازه کافی توضیح داده نشده، مسئله‌ای است که ازسوی مخالفان مدل زیست محیطی کوزنتس مطرح می‌گردد.

با این حال این مدل به دلیل تفسیر هماهنگ با واقعیت در بسیاری از کشورهای توسعه یافته و قدرت پیش بینی رفتار بسیاری از کشورهای دیگر همچنان دارای جایگاه مناسبی در تحلیل‌های محیط زیستی و ارتباط پدیده های زیست محیطی و اقتصادی دارد. غالب مدل های EKC برای مسائل مربوط به آلودگی استفاده شده‌اندو تنها تعداد کمی از آنها در مورد مسائل زیست محیطی مورد استفاده قرار گرفته‌اند و به همین دلیل می‌توان انتقاد کارشناسان را ناشی از عدم آزمون این روش در مسائل زیست محیطی دانست (Ahmed and Long، ۲۰۱۲، Bagliani et al.، ۲۰۰۸، Caviglia-Harris et al.، ۲۰۰۹، Chiu، ۲۰۱۲، Damette and Delacote، ۲۰۱۲، Huang et al.، ۲۰۰۹، Mills and Waite، ۲۰۰۹). در مسائل زیست محیطی، تعامل بین انواع مختلف عوامل بسیار پیچیده است. نتایج مدل های EKC می تواند با توجه به وجود همبستگی در ابعاد زمانی یا فضایی،داریا اعتبار و حتی فاقد اعتبار باشند (Dinda، ۲۰۰۳). به عنوان مثال، رشد اقتصادی در حال حاضر می تواند تحت تأثیر آن در سال گذشته باشد و عوامل سیاسی محلی، عناصر اقلیمی و

متغیرهای ژئومورفولوژیکی می تواند به شدت تحت تأثیر آن ها در مناطق همسایه قرار گیرد. مطالعات نظری بیشتری باید برای بهبود مدل های EKC برای حل مشکلات وارده و ایرادهای موجود این مدل انجام شود (Dinda et al.، ۲۰۰۰). آنچه در این مطالعه صورت میگیرد آزمون این روش برای یکی از بزرگترین چالشهای محیط زیستی در قرن حاضر است چرا که تا به امروز، چنین روشی در تحقیقات مربوط به بیابانزایی یافت و مورد استفاده قرار نگرفته است.. ارزیابی دقیق نقش رشد اقتصادی در رشد بیابان ها با تکیه بر وجود یا عدم وجود یک منحنی روشی قابل اتکا برای تحلیل آثار پدیده های اقتصادی در بحث بیابانزایی است و به همین دلیل تجزیه و تحلیل سری زمانی و ارائه چارچوبی کامل برای مطالعه‌ی رابطه بین رشد اقتصادی و بیابان زایی امری الزامی محسوب می‌شود. مدل ARDL (Autoregressive Distributed Lag) یک تکنیک ترجیحی برای تجزیه و در مجموعه داده ها با تعداد محدودی از مشاهدات (de Freitas and Kaneko، ۲۰۱۲) است. این مدل اولین بار توسط Pesaran و Shin(1999) معرفی شد. مدل ARDL تعداد کافی وقفه را برای تصدیق فرایند تولید داده ها در یک چارچوب پویا و در جهت سازگاری (Kanjilal and Ghosh، ۲۰۱۴، Rushdi et al.، ۲۰۱۲) را استفاده می‌کند که می تواند اطلاعات کوتاه مدت و طولانی مدت را از یک مجموعه نمونه کوچک فراهم آورد، امری که در روش یوهانسونی و علیت گرنجر عاملی محدود کننده محسوب میگردید.

هدف از این مطالعه، تحلیل ارتباط بیابان زایی و رشد اقتصادی در کشور ایران برای دو دوره کوتاه و بلندمدت، با تاکید بر اثر هم افزایی متغیرهای اقلیمی و عوامل موثر دیگر است. بنابراین، هدف اصلی این مطالعه به طور خلاصه عبارت است از:

(۱) تلفیقی یکپارچه بر اساس ترکیب داده های منابع مختلف از جمله شاخص های اقتصادی و شاخص های اکولوژیکی در یک چارچوب تجزیه و تحلیل مناسب،

(۲) استخراج شاخص های اکولوژیکی؛

(۳) تخمین مدل EKC با استفاده از مدل وقفه های خود توضیحی ARDL.

روش تحقیق

منطقه مطالعه

کشور ایران شانزدهمین کشور بزرگ جهان در نیمکره شمالی، نیمکره شرقی در قاره آسیا و در قسمت غربی فلات ایران واقع شده و جزو کشورهای خاور میانه است. نصف النهار ۵ ۴۴ شرقی از غربی ترین نقطه ایران و نصف النهار ۱۸ ۶۳ شرقی از شرقی ترین نقطه ایران عبور می کند. همچنین مدار ۳ ۲۵ شمالی از جنوبی ترین نقطه ایران و مدار ۴۷ ۳۹ شمالی از شمالی ترین نقطه این کشور می گذرد. بیش از نیمی از مساحت کشور را کوه‌ها و ارتفاعات، و کمتر از ۱/۴ آن را نیز اراضی قابل کشت تشکیل داده است(کریمی پور همکاران، ۱۳۹۶).

فقط ۱۴ درصد از زمینهای ایران قابل کشت و زرع است. ۸ درصد اراضی ایران جنگل، ۵۵ درصد مراتع طبیعی و ۲۳ درصد کویر و بیابان است. حدود ۲۰۰، ۱۸۰ کیلومتر مربع از خاک ایران را جنگل‌ها پوشانده که حدود ۵۵/۵ ٪ آن مربوط به جنگل های غرب کشور است. جنگل‌های شمال کشور در حاشیه جنوبی دریایی خزر ۱۹٪، جنگل‌های پسته پراکنده در جنوب و شرق ۱۳/۳٪، جنگل‌های کوهستانی ارس ۶/۶٪ و جنگل‌های گرمسیر و کویری نیز ۵/۶٪ آن را تشکیل می‌دهد. پایه های شمالی البرز که پوشیده از درختان مختلف میباشد، بزرگترین محل کشت و کار است و در گوشه و کنار خلخال، جنوب اردبیل و نهار خوران (در جنوب گرگان) میتوان جنگلهای دوست داشتنی شمال را مشاهده کرد در مرکز ایران نیز دو بیابان وسیع به نام دشت کویر (با بیش از ۲۰۰ هزار متر مربع) و دشت لوت (۱۶۶ هزار متر مربع) قرار دارد. وجود مناطق کویری و وسیع و در حال گسترش نیاز به توجه به مسئله بیابان زایی را بیش از پیش نمایان می سازد.

مدل **EKC** برای زمین

بیابان زایی به علت تغییرات پی در پی عوامل اقلیمی و فعالیت های انسانی در مقیاس های مختلف پدید می آید. فعالیت های انسانی و تغییرات اقلیمی اثراتی متغیر و مختلف بر میزان بیابان زایی دارند. این مطالعه یک مدل EKC تعمیم یافته شامل هر دو متغیر را به شکل معادله (۱) را مورد استفاده قرار می-دهد.

$$D = f(Y, Y^2, Z)$$

که در آن D میزان بیابان زایی، Y شاخص تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی و Z نشان دهنده تمام متغیرهای توضیحی دیگر در کنار Y ، از جمله تغییرات اقلیمی و ابزارهای احیای محیط زیستی است که نقش مهمی در روند بیابان زایی دارند. ضریب Y^2 روند تغییرات درجه ۲ میان Y و D را نشان می‌دهد. استفاده از مربع یک متغیر به بررسی تاثیر روند و نرخ تغییر عامل در بیابان زایی کمک می‌کند.

در میان تمام متغیرهای اقلیمی که بر شدت روند بیابان زایی تاثیر گذار است، بارندگی، به ویژه بارندگی سالانه، به بهبود پوشش گیاهی و کاهش جا به جایی شن و ماسه کمک می کند و به طور قابل توجهی به توانبخشی محیط زیست کمک می‌کند. با بارش کم، پوشش سطحی کاهش یافته و نسبت خاک به ماسه افزایش می‌یابد. بنابراین، شاخص بارش در مدل به عنوان یک متغیر توضیحی برای نشان دادن عملکرد متغیرهای اقلیمی در نظر گرفته شده است.

ابزارها و سیاست‌های مورد استفاده با هدف احیاء، محیط زیست، زمین و پوشش را نیز تغییر می دهند که به شدت بر روند بیابان زایی تاثیر می گذارد. در نتیجه اجرای پروژه های مختلف احیاء زیست محیطی، پوشش رویشی و مساحت جنگل ها بهبود خواهد یافت. در اینجا، از وسعت منطقه جنگلی، Wt، در مدل استفاده می‌شود تا تأثیر ابزارهای احیاء و بازسازی محیط زیستی به عنوان یک متغیر توضیحی دیگر نشان داده شود.

شکل لگاریتمی معادله به دلیل جلوگیری از اختلال در واحد متغیرهای مختلف مفید خواهد بود. مدل (۲) به عنوان مدل EKC گسترش یافته برای ایران، به عنوان معادله پیشنهادی در نظر گرفته می‌شود:

$$\ln(D_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\alpha\ GDP_t) + \alpha_2 (\ln(\alpha\ GDP_t))^2 + \alpha_4 \ln(W_t) + \alpha_5 \ln(A_t) + \varepsilon_t$$

که t دوره زمانی، D_t سرانه بیابانزایی به عنوان شاخص بیابان زایی، $\alpha\ GDP_t$ تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی، W_t سرانه جنگل، (نشان دهنده شدت اکولوژیکی پروژه های احیاء محیط زیستی)، A_t بارش سالانه، و ε_t خطای استاندارد است. مقادیر ضرایب (α_i) اثرات مختلف متغیرهای توضیحی را در میزان بیابان زایی نشان می دهد.

شاخص میزان بیابان زایی Dt

به طور کلی، بیابان زایی به چهار سطح، کوچک، متوسط، شدید و بسیار شدید تقسیم بندی می‌گردد. با توجه به تعاریف استاندارد، بیابان زایی با پوشش گیاهی مرتبط است. بنابراین، دو شاخص از ویژگی های ژئومورفولوژیکی - نسبت سرزمینهای شنی و پوشش گیاهی - برای نشان دادن میزان بیابان زایی استفاده می شود. به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات ماهواره ای از شاخص‌های اعلامی بانک جهانی استفاده شده است.

شاخص شدت احیای محیط زیست Wt

ابزارها و سیاست های احیاء زیست محیطی تأثیر بسزایی در پوشش رویشی دارد (برای جنگل، مراتع) مقدار منطقه جنگلی (Wt) برای نشان دادن اجرای پروژه های بازسازی محیط زیست مورد استفاده قرار می گیرد.

ترکیب داده ها

به دلیل مشکلات جمع آوری و پردازش اطلاعات، داده های Dt و Wt به طور مداوم پیوسته نیستند. به طور سنتی مهارت ترکیب داده ها برای تفسیر بهتر روند متغیرهای در ابعاد زمانی، از معادله (۵) استفاده می شود:

$$f(t) = f(t_1) + (f(t_2) - f(t_1))(t_2 - t_1)/(t_2 - t_1)$$

جایی که t_1 و t_2 دوره های زمانی هستند، t به یک سال داده شده بین t1 و t2 اشاره می شود، $f(t)$ نشانگر استخراج از سال t می‌باشد، مانند سرانه ناحیه سرزمین بیابانزایی و سرانه جنگل.

اعتبار سنجی مدل

هنگام برآورد رابطه بیابان زایی و علل آن، مهم است که برآوردهایی بی طرفانه و سازگار با واقعیت ارائه گردد. با این حال، برخی متغیرها وابسته به زمان هستند. در این وضعیت، معادله. (۲) نمی تواند همبستگی واقعی بین متغیر مستقل و متغیر وابسته را نشان دهد. در این شرایط نیاز است تا برخی از تجزیه و تحلیل‌ها به مدل اضافه شود. آزمون ریشه واحد برای آزمون ایستایی متغیرها استفاده می‌شود. آزمون پیشرفته Dickey Fuller (ADF) برای همه متغیرها به‌صورت معادلات(۶،۷ و۸) استفاده می شود:

$$\Delta h_t = \theta h_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \varphi_i \Delta h_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta h_t = \xi + \theta h_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \varphi_i \Delta h_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta h_t = \xi + \varphi_t + \theta h_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \varphi_i \Delta h_{t-i} + \varepsilon_t$$

h متغیر مورد آزمایش، t زمان است. فرضیه صفر، $\theta = 0$ نشان دهنده وجود ریشه واحد است و نشان می دهد که داده های سری زمانی h ناایستاست. آماره‌ی t برای آزمون پارامتر تخمینی θ محاسبه شده و با مقادیر بحرانی مقایسه می شود. اگر آمار t پایین تر از مقدار بحرانی توزیع τ باشد، فرضیه صفر عدم

ایستایی می تواند رد شود، اما اگر آن بیشتر از مقدار بحرانی توزیع τ باشد، فرضیه صفر پذیرفته می شود. از آنجا که متغیرها وابسته به زمان هستند، مدل روش خود توضیحی با وقفه های توزیعی (ARDL) برای کاهش تاثیر وابستگی به زمان و تست روابط تعادلی بلند مدت در میان داده های سری زمانی، مورد استفاده قرار می‌گیرد معادله(۹):

$$\Delta\ln(D_t) = \beta_0 + \sum_{s=1}^{p} \beta_{1s}\Delta lnD_{t-s} + \sum_{s=1}^{p} \beta_{2s}\Delta ln(\alpha\, GDP_{t-s}) + \sum_{s=1}^{p} \beta_{3s}\Delta(\ln(A\, GDP_{t-s}))^2 + \sum_{s=1}^{p} \beta_{4s}\Delta lnW_{t-s} + \sum_{s=1}^{p} \beta_{5s}\Delta lnA_{t-s} + \lambda_1 lnD_{t-1} + \lambda_2 \ln(GDP_{t-1}) + \lambda_3(\ln(GDP_{t-1}))^2 + \lambda_4 lnW_{t-1} + \lambda_5 \ln A_{t-1} + U_t$$

β0 عرض از مبدا، Ut جمله اخلال بصورت یک سری زمانی white noise ، و p ضریب متغیر مستقل است. با در نظر گرفتن ضرایب λi رابطه بلند مدت مشخص می‌گردد.

برای تجزیه و تحلیل مدل ARDL نخستین گام آزمون وجود رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته است، فرضیه صفر در این مطالعه عبارت است از: $H0: \lambda1 = \lambda2 = \lambda3 = \lambda4 = \lambda5 = 0$ اگر فرضیه صفر پذیرفته شود، به معنای عدم وجود رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته است. اگر فرضیه صفر رد شود، فرضیه جایگزین پذیرفته می شود، $H1: \lambda1 \neq 0, \lambda2 \neq 0, \lambda3 \neq 0, \lambda4 \neq 0, \lambda5 \neq 0$، و وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته تایید می‌گردد.

در ادامه نیاز است تا ازمونF برای تست وجود رابطه بلند مدت میان متغیرها انجام شود، ایتن آماره با مقادیر بحرانی که توسط Pesaran و همکاران ارائه شده مقایسه شده است. (Pesaran و Pesaran، ۱۹۹۷، Pesaran و همکاران، ۲۰۰۱). اگر مقدار F محاسبه شده بیشتر از کرانه‌ی بالای ارزش بحرانی باشد، فرض صفر رد خواهد شد و اگر مقدار محاسبه F کمتر از مقادیر کرانه‌ی پایین ارزش بحرانی باشد، فرضیه صفر قابل پذیرش است. با این حال، هنگامی که مقدار F بین دو حد مقادیر بحرانی قرار می‌گیرد، آزمون غیرقابل تحلیل در نظر گرفته می‌شود.

نکته مهم در ارتباط با استفاده از مدل (۹) به دست اوردن طول بهینه‌ی وقفه‌ها است معیارهای (Schawrtz-Bayesian (SBC و (Akaike (AIC برای انتخاب طول وقفه‌ی بهینه هر متغیر استفاده

می شود. SBC برای انتخاب حداقل وقفه و AIC برای انتخاب حداکثر طول وقفه مورد استفاده قرار می گیرد. پس از انتخاب مدل ARDL با معیارهای AIC و SBC، رابطه طولانی مدت بین متغیرها، مدل اصلاح خطا (ECM) با استفاده از معادله(۱۰) تخمین زده می‌شود.

$$\Delta \ln(D_t) = \beta_0 + \sum_{s=1}^{p} \beta_{1s} \Delta lnD_{t-s} + \sum_{s=1}^{p} \beta_{2s} \Delta ln(\alpha\, GDP_{t-s}) + \sum_{s=1}^{p} \beta_{3s} \Delta(\ln(A\, GDP_{t-s}))^2 + \sum_{s=1}^{p} \beta_{4s} \Delta lnW_{t-s} + \sum_{s=1}^{p} \beta_{5s} \Delta lnA_{t-s} + \theta . ECM_{t-1} + U_t$$

جایی که ECMt-1 اصطلاح تصحیح خطا است، که نشان دهنده سرعت تعدیل است، به عبارت دقیقتر این ضریب نشان می دهد متغیرهای کوتاه نمدت با چه سرعتی تعدیل شده و اثرات شوک های کوتاه مدت به تعادل بلند مذدت باز میگردد..

بایستی در این بخش در صورت به کار بردن نام علمی، معادل فارسی آن قبل از آن نوشته شده و نام علمی بیان شده در پرانتز انگلیسی آورده شود. به طور مثال:

نتایج و بحث

نتایج کشش‌های فرم کلی در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱- نتایج ضریب کشش و فرم کلی مدل **ARDL**

Table ۱- Tensile coefficient results and general form of ARDL model

متغیر Variable	ضریب Coefficient	خطای استاندارد Std. Error	امارهٔ t t-Statistic	احتمال Prob.
C	-5.909504	5.031153	-1.174582	0.2497
@TREND	0.009840	0.001628	6.043795	0.0000
G1(-1)*	-1.926708	0.244969	-7.865106	0.0000
G2(-1)	2.506938	0.325301	7.706520	0.0000
G3**	3.104135	1.166463	2.661151	0.0126
G4**	-0.179988	0.066705	-2.698261	0.0115
G5(-1)	-0.010555	0.006196	-1.703405	0.0992
D(G1(-1))	0.674152	0.173850	3.877782	0.0006
D(G1(-2))	0.304936	0.131717	2.315089	0.0279
D(G2)	-0.445470	0.735772	-0.605445	0.5496
D(G2(-1))	-2.755360	1.008885	-2.731095	0.0106
D(G2(-2))	-4.219603	1.088209	-3.877568	0.0006
D(G5)	0.001794	0.003197	0.561004	0.5791

D(G5(-1))	0.009723	0.003830	2.538590	0.0168
D(G5(-2))	0.004267	0.002672	1.596801	0.1212

در کوتاه مدت سطح بیابان در ۲ سال قبل در کنار میزان احیای ۳ سال گذشته و میزان بارش در طی ۲ سال پیش از سال مورد بررسی دارای اثر معنی داری بر شدت بیابانزایی در سال جاری است. نتایج نشان می دهد که میزان بیابازایی بر خلاف فرآیند احیا که فرایند ۲ سال پیش از سال مورد بررسی دارای سرریز مثبت بر سال قبل است، دارای سرریز منفی بوده و میزان بیابانزایی را در سالهای نزدیک به سال جاری تشدید می کند. نتایج نشان می دهد بر خلاف تئوری تغییرات GDP فاقد اثر معنی دار کوتاه مدت بر بیابان‌زایی است چرا که حتی در صورت کاهش سطح مراتع و جنگل‌ها برای تولید بیشتر این فرایند تا از بین رفتن زمین‌ها و تبدیل به مناطق بیابانی نیازمند طی شدن مدت زمان بالایی است. در گام بعدی نیاز است تا رابطه‌ی بلند مدت در مدل ARDL مورد بررسی قرار گیرد.

آزمون تشخیص رابطه بلندمدت

برای بررسی روابط بلندمدت از رویکرد آزمون تطبیقی متغیرها، استفاده می شود. در این رابطه از معادله (۵) استفاده می‌شود. استفاده از حداکثر وقفه‌ی بهینه به عنوان وقفه‌ی توصیه شده معیار آکایئک (AIC) و معیار بیسین شوارتز (SBC) توصیه می شود. برای معادله (۵) فرضیه صفر عدم رابطه‌ی همجمعی با شرط $\delta 1 = \delta 2 = \delta 3 = \delta 4 = \delta 5 = \delta 6 = 0$ در مقابل وجود رابطه‌ی همجمعی $\delta 1 \neq \delta 2 \neq \delta 3 \neq \delta 4 \neq \delta 5 \neq \delta 6 \neq 0$ در میان متغیرها آزمون شده است (۸). نتایج به دست آمده در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون F برای آزمون همجمعی.

Table 2: Results of the F-test for co-integration test

آزمون آماری Test Statistic	ارزش Value	سطح اطمینان Signif.	بدون وقفه I(0)	با یک وقفه I(1)
F-statistic	13.17213	10%	3.03	4.06
k	4	5%	3.47	4.57
		2.5%	3.89	5.07
		1%	4.4	5.72
Actual Sample Size	44		Finite Sample: n=45	
		10%	3.298	4.378
		5%	3.89	5.104
		1%	5.224	6.696
			Finite Sample: n=40	
		10%	3.334	4.438
		5%	3.958	5.226

نتایج به وضوح نشان می دهد که مقدار محاسبه شده‌ی آمره‌ی F چه در سطح نمونه‌های بزرگ و چه در

سطح معناداری پسران در نمونه‌های کوچک بیشتر از مقادیر بحرانی جدول به ترتیب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است. نتایج به دست آمده از تخمین و ضرائب نشان از وجود رابطه‌ی همجمعی دارد. در ادامه نیاز است تا فرم لی مدل ARDL بررسی و تحلیل گردد. نتایج آزمون رابطه بلند مدت در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳- نتایج رابطه‌ی بلند مدت ARDL

- Long-term ARDL relationship results۳Table

متغیر Variable	ضریب Coefficient	خطای استاندارد Std. Error	آماره‌ی t t-Statistic	احتمال Prob.
C	-5.909504	5.031153	-1.174582	0.2497
@TREND	0.009840	0.001628	6.043795	0.0000
G1(-1)*	-1.926708	0.244969	-7.865106	0.0000
G2(-1)	2.506938	0.325301	7.706520	0.0000
G3**	3.104135	1.166463	2.661151	0.0126
G4**	-0.179988	0.066705	-2.698261	0.0115
G5(-1)	-0.010555	0.006196	-1.703405	0.0992

در بلند مدت مقادیر سرانه بیابانزایی، سرانه‌ی جنگل به عنوان شاخص احیا و GDP و توان دوم تولیدی ناخالص داخلی از نظر آماری معنی دار هستند. نتایج به دست آمده در جدول ۴ نشان می دهد که متغیر های بیابان زایی، احیا، تولید ناخالص داخلی سرانه و توان دوم آن و میزان بارش در بلندمدت دارای اثر معنی داری بر میزان بیابان زایی است هرچند عرض از مبدا با اختلاف بسیار کمی فاقد اثر معنی دار به دست آمد اما متغیر روند دارای اثر معنی دار در بلند مدت می باشد. با این حال نتایج به دست آمده در مدل برای متغیرهای بابانزایی و احیا دارای علام‌هایی فاقد انتظار به دست آمده است. بر خلاف انتظار که انتظار علامت منفی برای متغیر احیای بوده اما ب علامت مثبت نشان می دهد که در بلند مدت فرآیند احیای موجب بدتر شدن وضعیت و افزایش سطح بیابانزایی شده است و در مقابل خود فرایند بیابانزایی در بلند مدت باعث کاهش سطح بیابانزایی گردیده است. به نظر می‌رسد تشدید بیابانزایی انگیزه مقابله و در مقابل برنامه احیا موجب کاهش توجه به امر بیابانزایی در کشور می باشد. توان دوم متغیر تولید ناخالص داخلی نیز دارای علامت منفی بوده که نشان از شکل u معکوس در مدل است. به عبارت دیگر نظریه محیط زیستی کوزنتس در این مطالعه در بلندت تایید می گردد.

مدل اصلاح خطا

نتایج پویای مدل تصحیح خطا در جدول ۴ گزارش شده است. علامت ضریب اصلاح ECM منفی و معنی-دار است. مقدار بالاتر از ECM در تئوری نشان از روند بسیار سریع اصلاح است. اما در این مطالعه این میزان حداقل در کوتاه مدت نباید بزرگتر از یک باشد چرا که اصلاح روند سریع ی ندارد. از نتایج اینگونه برداشت می‌شود که مقدار ECM ضریب تغییر بیابانزایی از کوتاه مدت به سوی بلند مدت است و در کمتر از یک سال سالانه ۱۰۰ درصد انحراف پدید آمده اصلاح می‌گردد.

جدول ۴ نتایج مدل اصلاح خطا.

Table 4- Error correction model results

متغیر Variable	ضریب Coefficient	خطای استاندارد Std. Error	آماره‌ی t t-Statistic	احتمال Prob.
C	-5.909504	0.682891	-8.653651	0.0000
@TREND	0.009840	0.001168	8.425799	0.0000
D(G1(-1))	0.674152	0.155290	4.341250	0.0002
D(G1(-2))	0.304936	0.118453	2.574319	0.0154
D(G2)	-0.445470	0.599760	-0.742747	0.4636
D(G2(-1))	-2.755360	0.935887	-2.944117	0.0063
D(G2(-2))	-4.219603	0.995133	-4.240240	0.0002
D(G5)	0.001794	0.002296	0.781281	0.4410
D(G5(-1))	0.009723	0.002461	3.951168	0.0005
D(G5(-2))	0.004267	0.002173	1.963218	0.0593
CointEq(-1)*	-1.926708	0.222559	-8.657072	0.0000

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مجموع نتایج نشان می دهد بیابان زایی در کشور تحت تأثیر بسیاری از عوامل می‌تواند تشدید گردد بدین منظور در این مطالعه و بر اساس مشاهدات دو پیشنهاد اساسی ارائه می گردد:

در گام نخست مطالعات مشاور با استفاده از تعداد بیشتری از متغیرها صورت پذیرد این امر به دلیل کمک به شناخت عوامل موثر بر بیابان زایی در کشور بسیار کارساز خواهد بود

در گام دوم نیاز است تا نسبت به اثرات القایی ناشی از شاخص‌های غیر از شاخص‌های اقتصادی و زیست محیطی توجه شود آنگونه که به نظر می‌رسد وجود اثرات روانی و جامعه شناسی و فرهنگی در مسئله بیابان زایی در کشور به شدت به چشم می خوردقالب سیاست‌های کشور ندارم مسیر مقابله با بیابان‌زایی بلکه در مسیر برخورد با نارضایتی ها یا فشارهای اجتماعی صورت می‌گیرد امری که موجب می گردد برنامه‌ریزی های زیست محیطی کشور بر اساس واقعیت های موجود که بر اساس برداشت های ذهنی از مسئله های زیست محیطی صورت گیرد.

انتظار می رود با افزایش تعداد متغیر ها و ورود متغیر هایی که در مطالعات پیشین کمتر به آنها اشاره شده است دوره اصلاح شکل های زیست محیطی افزایش یافته و پایداری زیست محیطی در دوره های طولانی مدت تر حاصل شود امری که در این مطالب با واقعیت تطابق نداشته ولی انتظار می رود در

صورت افزایش تعداد متغیرهای مورد بررسی و توجه به فرایند های جهان واقع با واقعیت تطابق بیشتری یابد.

منابع

احمدی، حسن. (۱۳۷۷). ژئومورفولوژی کاربردی، ج ۲، فرسایش بادی، انتشارات دانشگاه تهران، ص ۵۷۰.

اسلامیان, قربانی, رفیعی, حامد, و مصباح زاده. (۱۳۹۴). برآورد میزان مشارکت و تمایل به پرداخت جوامع محلی جهت حفظ و احیای مناطق بیابانی (منطقهٔ مورد مطالعه: منطقهٔ نصرآباد، شهرستان آران و بیدگل). *مرتع و آبخیزداری*, *۷۰*(۳), ۵۸۱-۵۹۲.

اکبری, مرتضی, کریم زاده, حمیدرضا, مدرس, رضا, چکشی, بهاره. (۱۳۸۶). ارزیابی و طبقه بندی بیابان‌زایی با فناوری سنجش از دور و سیستم اطلاعات جغرافیایی (مطالعه موردی : منطقه خشک شمال اصفهان .(*تحقیقات مرتع و بیابان ایران* , ۲۴(۲)؛۱۲۴-۱۴۲.

سیداخلاقی, سیدجعفر, میری سلیمان, سیدجواد, نعمتی, امین. (۱۳۹۶). شناسایی مولفه‌های اقتصادی-اجتماعی موثر بر موفقیت مجریان در اجرای طرح‌های مشارکتی مقابله با بیابان‌زایی در استان سیستان و بلوچستان .*تحقیقات مرتع و بیابان ایران*.

کریمی پور یدالله، عبدی عطاالله، افراخته حسن، متقی افشین، خدائی بهرامعلی. ارزیابی نقش گردشگری بر همگرایی واحدهای سیاسی- فضایی ایران و آذربایجان. نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی. ۱۳۹۶; ۱۷ (۴۵) :۱۳۹-۱۶۳

یوسفیان, م، ۱۳۹۸، بررسی عوامل موثر طبیعی و انسانی در ایجاد بیابان زایی و چالش های پیش رو، *ششمین همایش ملی گیاهان دارویی طب سنتی وکشاورزی ارگانیک*، همدان-مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی ومنابع طبیعی استان همدان، انجمن علمی پژوهشی دانش پژوهان بوعلی سینا - مرکز تحقیقات آموزش کشاورزی ومنابع طبیعی استان همدان.

Abdelgalil, E.A., Cohen, S.I., 2007. Economic development and resource degradation: conflicts and policies. Socio Econ. Plan. Sci. 41, 107–129.

Ahmed, K., Long,W., 2012. Environmental Kuznets Curve and Pakistan: an empirical analysis. Proc. Econ. Financ. 1, 4–13.

Bagliani, M., Bravo, G., Dalmazzone, S., 2008. A consumption-based approach to Environmental Kuznets Curves using the ecological footprint indicator. Ecol. Econ. 65, 650–661.

Blazey, P., 2012. Approaches to increasing desertification in Northern China. Chin. Econ. 45, 88–101.

Caviglia-Harris, J.L., Chambers, D., Kahn, J.R., 2009. Taking the "U" out of Kuznets: a comprehensive analysis of the EKC and environmental degradation. Ecol. Econ. 68, 1149–1159.

CCICCD, 2002. China National Report on the implementation of the United Nation's convention to combat desertification.

Chiu, Y.-B., 2012. Deforestation and the Environmental Kuznets Curve in developing countries: a panel smooth transition regression approach. Can. J. Agric. Econ. 60,177–194.

Choumert, J., CombesMotel, P., Dakpo, H.K., 2013. Is the Environmental Kuznets Curve for deforestation a threatened theory? A meta-analysis of the literature. Ecol. Econ. 90, 19–28.

Ci, L., Yang, X., 2010. Desertification and its control in China. Cox, A., Collins, A., Woods, L., Ferguson, N., 2012. A household level environmental Kuznets curve? Some recent evidence on transport emissions and income. Econ. Lett. 115, 187–189.

Damette, O., Delacote, P., 2012. On the economic factors of deforestation: what can we learn from quantile analysis? Econ. Model. 29, 2427–2434.
David, I.S., 2004. The rise and fall of the Environmental Kuznets Curve. World Dev. 32, 1419–1439.
de Freitas, L.C., Kaneko, S., 2012. Is there a causal relation between ethanol innovation and the market characteristics of fuels in Brazil? Ecol. Econ. 74, 161–168.
Démurger, S., Fournier,M., 2011. Poverty and firewood consumption: a case study of rural households in northern China. China Econ. Rev. 22, 512–523.
Dinda, S., 2001. A note on global EKC in case of CO2 emission. Economic Research Unit. Dinda, S., 2003. Economic growth with environmental and physical capital: a convergence approach. Mimeo.
Dinda, S., 2004. Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. Ecol. Econ. 49, 431–455.
Dinda, S., Coondoo, D., Pal,M., 2000. Air quality and economic growth: an empirical study. Ecol. Econ. 34, 409–423.
European Commission, 2001b. Mediterranean desertification and land use 1991–1999.
Fu, Z., An, Z., 2002. Study of aridification in northern China. Earth Sci. Front. 271–275.
Ge, X., LI, Z., NI, J., 2006. Quantitatively analysis on agricultural production and its sustainability in Horqin area. J. Desert Res. 5, 009.
Hai, C., Ma, L.,Wang, X., Li, L., 2002.Main factors analysis about soil desertification in typical section of interlock area of farming and pasturing: the case of Zhangbei County, Bashang area of Heibei Province. Geogr. Res. 21, 543–550.
Hai, C.-X., Fu, J.-S.,Wang, X.-M., 2003. Influence of climate change and anthropogenic activity on soil erosion and desertification in Fengning county, Hebei Province. J. Arid Land Resour. Environ. 17, 69–76.
Hillel, D., Rosenzweig, C., 2002. Desertification in relation to climate variability and change. Adv. Agron. 77, 1–38.
Huang, Q., Rozelle, S.,Wang, J., Huang, J., 2009.Watermanagement institutional reform: a representative look at northern China. Agric. Water Manag. 96, 215–225.
Kanjilal, K., Ghosh, S., 2014. Income and price elasticity of gold import demand in India: empirical evidence from threshold and ARDL bounds test cointegration. Resour. Policy 41, 135–142.
Khan, S.R., Khan, S.R., 2009. Assessing poverty–deforestation links: evidence from Swat, Pakistan. Ecol. Econ. 68, 2607–2618.
Kuznets, P., Simon, P., 1995. Economic growth and income inequality. Am. Econ. Rev. 45, 1–28.
Mills, J.H., Waite, T.A., 2009. Economic prosperity, biodiversity conservation, and the environmental Kuznets curve. Ecol. Econ. 68, 2087–2095.
Pesaran, M.H., Pesaran, B., 1997.Working with Microfit 4.0: interactive econometric analysis. Oxford University Press.
Pesaran, M.H., Shin, Y., 1999. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge UniversityPress, Cambridge.
Pesaran,M.H., Shin, Y., Smith, R.J., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. J. Appl. Econ. 16, 289–326.
Peters, D.P.C., Yao, J., Sala, O.E., Anderson, J.P., 2012. Directional climate change and potential reversal of desertification in arid and semiarid ecosystems. Glob. Chang. Biol. 18, 151–163.
Rushdi, M., Kim, J.H., Silvapulle, P., 2012. ARDL bounds tests and robust inference for the long run relationship between real stock returns and inflation in Australia. Econ. Model. 29, 535–543.
Saboori, B., Sulaiman, J.B., Mohd, S., 2012. An empirical analysis of the environmental Kuznets curve for CO2 emissions in Indonesia: the role of energy consumption and foreign trade. Int. J. Econ. Financ. 4, p243.

Sjögersten, S., Atkin, C., Clarke, M.L., Mooney, S.J., Wu, B., West, H.M., 2013. Responses to climate change and farming policies by rural communities in northern China: a report on field observation and farmers' perception in dryland north Shaanxi and Ningxia. Land Use Policy 32, 125–133.
Skonhoft, A., Solem, H., 2001. Economic growth and land-use changes: the declining amount of wilderness land in Norway. Ecol. Econ. 37, 289–301.
Sun, D., Dawson, R., Li, B., 2006. Agricultural causes of desertification risk inMinqin, China. J. Environ. Manag. 79, 348–356.
UNCCD, 2004. Preserving our common ground. UNCCD 10 years on. United Nations Convention to Combat Desertification, Bonn, Germany.
Wang, T., Wu, W., Xue, X., Sun, Q., Chen, G., 2004. Study of spatial distribution of sandy desertification in North China in recent 10 years. Sci. China Ser. D Earth Sci. 47, 78–88.
Wang, X., Chen, F.H., Dong, Z., Xia, D., 2005. Evolution of the southern Mu US desert in north China over the past 50 years: an analysis using proxies of human activity and climate parameters. Land Degrad. Dev. 16, 351–366.
Wang, X., Chen, F., Hasi, E., Li, J., 2008. Desertification in China: an assessment. Earth Sci. Rev. 88, 188–206.