بررسی آثار متغیرهای اقلیمی ـ اقتصادی بر تخریب جنگل‌ها در ایران

ایرج صالح، سید شهاب میرباقری[1]
isaleh@ut.ac.ir

چکیده

در این مطالعه به منظور بررسی آثار متغیرهای اقلیمی- اقتصادی بر تخریب جنگل‌ها در ایران از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی گسترده (*ARDL*)، طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ استفاده شده است. نتایج برآورد الگوی کوتاه مدت نشان می‌دهد که وقفه متغیر وابسته در سطح ۱۰ درصد معنا می‌باشد و همچنین با توجه به آماره بنرجی رابطه بلندمدت بین متغیرها تایید می‌گردد. نتایج الگوی بلندمدت نشان می‌دهد که درآمد سرانه دارای علامت منفی و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد و همچنین متغیر توان دوم درآمد سرانه دارای علامت مثبت و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد به عبارتی رابطه U شکلی بین تخریب جنگل و درآمد سرانه وجود دارد و این به معنای رد فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس می‌باشد. همچنین کشش برآوردی درآمد سرانه برابر ۴/۰۳- می‌باشد یعنی با افزایش یک درصد در درآمد سرانه ۴/۰۳ درصد تخریب کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه درآمد سرانه از تقسیم تولید داخلی به جمعیت به‌دست می‌آید بنابراین برای رسیدن به مقدار مینیم تخریب در رابطه بین درآمد سرانه و تخریب جنگل پیشنهاد می‌گردد افزایش در تولید داخلی به نحوی صورت پذیرد که پیامدهای محیطزیستی در آن‌ها لحاظ گردد به عبارتی با حسابداری سبز علاوه بر وارد کردن درآمد حاصل از جنگل، هزینه‌های تخریب جنگل نیز لحاظ گردد و همچنین در صورت برداشت از جنگل زمینه کاشت و احیا دوباره در نظر گرفته شود. همچنین در زمینه جمعیت نیز سیاست‌های جمعیتی بهتر است به سمت تناسب جمعیت با منابع سوق داده شود.

طبقه‌بندی *JEL*: Q_{55}, Q_{23}

واژه‌ها کلیدی: تخریب جنگل، متغیرهای اقلیمی ـ اقتصادی، الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی گسترده

[1]. به ترتیب دانشیار و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران

مقدمه

در چند دهه اخیر فعالیت‌های اقتصادی جوامع و متعاقب آن رشد بی‌رویه صنایع و کارخانه‌ها، قطع درختان جنگل‌ها، تخریب مراتع و تغییر کاربری اراضی از عوامل اصلی افزایش گازهای گلخانه‌ای می‌باشند. افزایش گازهای گلخانه‌ای به دنبال خود تغییرات اقلیمی خصوصاً گرم شدن کره زمین را در پی خواهند داشت. بدون شک اولین و بیشترین تأثیر این پدیده بر اکوسیستم‌های طبیعی خواهد بود چراکه متغیرهای اتمسفری نظیر بارش، دما، تشعشات خورشیدی به‌عنوان ورودی‌های اکوسیستم‌های طبیعی می‌باشند و هرگونه تغییری در ورودی این متغیرها، ساختار و کارکرد اکوسیستم طبیعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در مناطق خشک و نیمه‌خشک به دلیل بارش کم، بالا بودن درجه حرارت، تبخیر و تعرق شدید و عدم دسترسی به منابع آب برای اکوسیستم‌های طبیعی و همچنین شرب، صنعت و... با محدودیت اساسی منابع آب روبرو است. از این رو بررسی وضعیت تغییر اقلیم و اثرات ناشی از آن بر منابع مختلف خصوصاً منابع طبیعی از اهمیت خاصی برخوردار است. به‌منظور بررسی اثر تغییر اقلیم بر منابع طبیعی (جنگل، مرتع، منابع آب زیرزمینی و سطحی و...) ابتدا لازم است مهم‌ترین ورودی‌ها به این اکوسیستم‌ها (بارش، درجه حرارت و تشعشات خورشیدی) مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرند و سپس با توجه به رابطه این پارامترها با منابع مذکور، تغییرات این منابع مورد بررسی قرار گیرد (آبکار،۱۳۹۱).

در مطالعه‌ی نصیرنیا و اسماعیلی (۱۳۸۷) دیگر به بررسی عوامل مؤثر بر جنگل‌زدایی در ایران و ۵ کشور همسایه افغانستان، پاکستان، عراق، کویت و ترکیه که از لحاظ منابع جنگلی و شرایط آب و هوایی مشابه ایران بودند، تحت فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس و با استفاده از داده‌های پانل و روش اثرات ثابت فردی پرداخته است. در این مطالعه متغیرهای جمعیت، درآمد سرانه و شاخص‌های آزادی سیاسی و مدنی به‌عنوان متغیرهای مستقل استفاده‌شده است. بر اساس نتایج حاصله تنها متغیر جمعیت از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و دارای علامت مثبت می‌باشد بدین معنی که افزایش جمعیت منجر به تخریب بیشتر جنگل‌ها خواهد شد. متغیر آزادی سیاسی و مدنی اگرچه علامت آن موافق با انتظارات بوده است، اما از لحاظ آماری معنادار نشده که این نشان می‌دهد که واکنش این کشورها نسبت به پدیده جنگل‌زدایی، ناشی از تفاوت در آزادی سیاسی و مدنی برای افراد این کشورها نیست. همچنین به دلیل عدم معنی‌داری متغیر درآمد سرانه در سطح و توان دوم، به این نتیجه رسیدند که منحنی کوزنتس برای مجموعه شش کشور منتخب وجود ندارد. در مطالعه‌ی نصرنیا و اسماعیلی (۱۳۸۸) که عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر جنگل‌زدایی در کشورهای منتخب و تحت فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه از داده‌های مقطعی برای ۷۱ کشور شامل ۱۴ کشور آسیایی، ۱۷ کشور آمریکای جنوبی، ۳۶ کشور آفریقایی، ۲ کشور اروپایی و ۲ کشور اقیانوسیه که بر اساس گزارش‌های بانک جهانی در سال موردبررسی دچار جنگل‌زدایی بوده‌اند، استفاده‌شده است. تمامی متغیرهای مدل به‌صورت میانگین طی دهه ۱۹۹۰ تا

۲۰۰۰ می‌باشند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که افزایش جمعیت سبب تخریب جنگل می‌گردد و همچنین نرخ رشد درآمد سرانه سبب کاهش تخریب در جنگل شده است. به علاوه نتایج نشان می‌دهند که افزایش رشد نهادهایی که از طریق افزایش دموکراسی، بهبود آزادی‌ها فردی و حقوق شهروندی، آزادی‌های مدنی و سیاسی را بهبود می‌بخشند، از فشار بر روی منابع طبیعی می‌کاهند و منجر بهبود سطح جنگل می‌گردند. همچنین متغیر درآمد سرانه از لحاظ آماری معنی‌دار نشده است که حاکی از عدم وجود فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در مورد کشورهای موردبررسی می‌باشد. در مطالعه‌ی رضوانی و هاشم‌زاده (۱۳۹۲) که منظور بررسی عوامل مؤثر در تخریب جنگل‌ها و تأثیر خروج دام از حوزه ۱۴ جنگل‌های شمال کشور (فومن) صورت گرفته است. اطلاعات موردنیاز این مطالعه با طرح پرسش‌نامه از کارشناسان اداره کل منابع طبیعی در سطح استان و اداره متبوع در شهرستان فومن (محل اجرای طرح) و ۱۳۲ خانوار که طرح را پذیرفته و پس از واگذاری زمین به همراه دام خود از جنگل خارج و در شهرک‌های جدید ساکن شدند، به دست آمده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که از دیدگاه کارشناسان عوامل چون حضور دام در جنگل، افزایش جمعیت، نبود قوانین شفاف و قابل اجرا و عدم فعالیت‌های آموزشی و ترویجی به ترتیب با ۹۵، ۹۰، ۷۲/۵ و ۶۰ درصد فراوانی پاسخ‌ها از مهم‌ترین عوامل تخریب جنگل می‌باشند. همچنین بر اساس نظرسنجی از جنگل‌نشینان راهکارهای اساسی برای حفاظت از جنگل‌ها تأمین علوفه دام و اشتغال پایدار در منطقه می‌باشد. و در نهایت با توجه به پاسخ جنگل‌نشینان به تأثیر اجرای طرح خروج دام از منطقه، اجرای طرح به‌صورت معنی‌داری باعث افزایش میزان زنده‌مانی نهال‌ها در منطقه مورد بررسی شده است. در مطالعه‌ی فرخیان و درویش-زاده (۱۳۹۳) دیگر که به بررسی عوامل مؤثر بر جنگل‌زدایی و نابودی تنوع زیستی پرداخته است. این مطالعه به روش مروری و گرداوری اطلاعات از منابع مختلف مرتبط با جنگل‌زدایی و تنوع زیستی در سال ۱۳۹۳ صورت گرفته است. نتایج حاصل نشان داد که به ترتیب اهمیت از جمله متغیرهای تأثیرگذار بر جنگل‌زدایی جمعیت و فقر می‌باشند و پس از آن‌ها دخالت انسانی , فقدان برنامه‌ریزی منطقه‌ای و معرفی گونه‌های بیگانه است.

ضعف در اطلاعات کافی از میزان تخریب یا مساحت جنگل‌ها و سایر منابع طبیعی در کشور عامل بسیار مهم در کمبود مطالعات در زمینه تخریب جنگل در ایران می‌باشد. از بین مطالعات صورت گرفته نیز اکثر مطالعات به‌صورت پرسشنامه‌ای بوده و عوامل مؤثر با استفاده از میزان فراوانی و سهم اولویت‌بندی شده‌اند. مطالعات اندکی که به بررسی عوامل مؤثر بر تخریب جنگل‌ها با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی پرداخته‌اند متغیرهای اقتصادی و اجتماعی را مدنظر قرار داده‌اند و متغیرهای اقلیمی همان‌طور که بیان شد با مطالعات پرسشنامه‌ای مورد بررسی قرار گرفته‌اند. به‌طورکلی عوامل مؤثر بر تخریب جنگل‌ها با توجه به مطالعات صورت گرفته، چرای دام، تعداد دام، جمعیت، کمبود اعتبارات، فقر مالی و فرهنگی و عدم آگاهی از وضعیت منابع طبیعی کشور، تغیر کاربری، خشک‌سالی، آتش‌سوزی، قاچاق چوب می‌باشد. در مطالعه‌ی ون (۲۰۰۷). که به بررسی فرضیه زیست‌محیطی

کوزنتس در استان‌های چین طی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۵ پرداخته است. در این مطالعه متغیرهای مختلفی را برای بیان تخریب محیط‌زیست در نظر گرفته‌شده است که در بررسی با متغیرهای وابسته مختلف نتایج متفاوتی به‌دست‌آمده است. فرم‌های که در این مطالعه به دست آمده به‌صورت U، U معکوس و N معکوس می‌باشد. در مطالعه‌ی رافی خان (۲۰۰۹) که به بررسی رابطه بین فقر و تخریب جنگل در سوات پاکستان پرداخته‌شده است. اطلاعات مورد نیاز این مطالعه با تکمیل ۶۰۳ پرسشنامه از خانوارهای سوات به دست آمده است و سپس با استفاده از روش *OLS* و *2SLS* به تجزیه و تحلیل پرداخته است. در این مطالعه درآمد حاصل از برداشت از جنگل (الوار، علوفه، هیزم و سایر محصولات جنگلی) به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته‌شده است. نتایج این مطالعه با برآورد الگوی *OLS* نشان می‌دهد که رابطه معنی‌دار و منفی بین درآمد خانوار و درآمد خانوار از برداشت دارد به این معنا که هر چه درآمد خانوار از سایر منابع افزایش یابد باعث کاهش برداشت از جنگل می‌گردد. همچنین در برآورد الگوی 2SLSمشخص شد که رابطه مثبت و معناداری بین تعداد دام، سن و میزان تحصیلات با برداشت از جنگل وجود دارد. آکیند (۲۰۰۹) در مطالعه خود به بررسی رابطه تخریب جنگل و توسعه اقتصادی در برزیل پرداخت. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به‌صورت سری زمانی طی سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۶ تحت یک مدل *ARDL* برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که اندازه گله دام و تراکم جمعیت روستایی به‌عنوان مهم‌ترین عوامل جنگل‌زدایی در برزیل هستند. وی در این مطالعه بررسی می‌کند که چگونه قیمت بازار جهانی گوشت گاو و سویا و توسعه کشاورزی مانند تخصیص زمین برای چرای دام و کشت سویا می‌تواند در تخریب جنگل‌های برزیل مؤثر واقع شود. نتایج این مطالعه دخالت دولت جهت کاهش جنگل‌زدایی در برزیل را مناسب‌تر از روش‌های بازار (شرکت‌های خصوصی) می‌داند. همچنین تعیین حقوق مالکیت در جنگل‌ها را یکی از عوامل مهم در حفاظت از جنگل‌ها برشمرده است. اولیویرا و آلمیدا (۲۰۱۰)، در مطالعه خود به بررسی و تعیین ارتباط بین رشد اقتصادی و تخریب جنگل در آمازون برزیل، بر اساس فرضیه کوزنتس با در نظر گرفتن همبستگی و ناهمگنی مکانی و اضافه کردن برخی متغیرهای توضیحی بر اساس ادبیات موضوع با استفاده از مدل رگرسیون وزنی جغرافیایی پرداختند. داده‌های این مطالعه برای ۷۸۲ شهر طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۶ می‌باشد. نتایج بررسی آن‌ها نشان می‌دهد که اشکال متفاوتی برای منحنی زیست‌محیطی کوزنتس حاصل‌شده است که نشان‌دهنده این است که فرضیه کوزنتس یک فرضیه عمومی نیست و در مکان‌های مختلف متفاوت است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اثرگذاری سایر متغیرها از جمله دام در جنگل، کشت سویا و چغندرقند و برداشت چوب در شهرهای مختلف، متفاوت بوده است. اکپان و چوکو (۲۰۱۱)، رابطه بین رشد اقتصادی و تنزل محیط‌زیست را برای نیجریه تحت فرضیه کوزنتس با استفاده از روش *ARDL* بررسی کرده‌اند. میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن در این مطالعه، به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده تنزل محیط زیستی بیان‌شده است. آن‌ها علاوه بر درآمد سرانه اثر هریک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات (به‌صورت سهم در تولید ناخالص

داخلی) و همچنین درجه آزادی تجاری را بر تنزل محیطزیست بررسی نمودند. نتایج مطالعه آن‌ها وجود یک رابطه بلندمدت بین تخریب محیطزیست و عوامل مؤثر بر آن را تائید می‌کند. آن‌ها فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس را در این مطالعه رد کرده و وجود یک رابطه N شکل بین تخریب محیطزیست و درآمد سرانه را تائید کردند. ضرایب بخش تولید و خدمات علاوه بر معنی‌دار بودن، علامت‌های مورد انتظار بر اساس تئوری داشتند. اما علامت متغیر سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی منفی و برخلاف انتظار به‌دست‌آمده است. همچنین رشد اقتصادی رابطه معناداری با افزایش تخریب محیطزیست هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت دارد. در مطالعه‌ی خالد و همکاران (۲۰۱۴) که به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی و تخریب جنگل در پاکستان طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳ پرداخته‌شده است. در این مطالعه میزان تخریب جنگل به‌عنوان متغیر وابسته و متغیرهای رشد اقتصادی، مصرف انرژی، باز بودن تجارت و جمعیت به‌عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته‌شده است. در این مطالعه با توجه به ماهیت داده‌ها از روش $ARDL$ استفاده‌شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای رشد اقتصادی، جمعیت و مصرف انرژی باعث افزایش تخریب جنگل و باز بودن تجاری سبب کاهش تخریب جنگل می‌گردد. در مطالعه‌ی جهان و همکاران (۲۰۱۵) که به بررسی عوامل اقتصادی اجتماعی بر کاهش مناطق جنگلی در پاکستان پرداخته است. در این مطالعه مساحت کل جنگل‌های به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص، جمعیت و تعداد دام و میزان مصرف انرژی خانوار از چوب به‌عنوان هیزم اثر مثبت و معناداری بر تخریب جنگل‌ها در پاکستان دارند. همچنین متغیر استفاده از انرژی‌های برق اثر منفی بر تخریب جنگل دارد.

در زمینه تأثیر متغیرهای اقلیم بر تخریب جنگل مطالعات اندکی صورت گرفته است که این مطالعات نیز به‌صورت کیفی می‌باشد. در مطالعه‌ی دیوید و لاسون (۲۰۰۵) که به تغییر آب و هوا در جنوب کالاهاری پرداخته است، نتایج این مطالعه که با استفاده از تجزیه و تحلیل تصاویر TM صورت گرفته است نشان می‌دهد که کاهش بارندگی و به دنبال آن خشک‌سالی که در این زمان احتمال آتش‌سوزی بیشتر می‌گردد سبب تخریب جنگل و پوشش گیاهی در منطقه کالاهاری می‌گردد همچنین در مناطقی که تعداد دام بیشتر است فشار بر مراتع و جنگل‌ها افزایش یافته و روند تخریب را تسریع می‌بخشد. همچنین در مطالعه‌ی جونز و همکاران (۲۰۰۹) که به بررسی تأثیر افزایش دما بر جنگل‌های آمازون پرداخته است که با استفاده از تغییرات سطح جنگل‌های آمازون و دما صورت گرفته است، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش دمای جهانی بیش از ۲ درجه سانتی‌گراد سبب تخریب شدید در جنگل‌های آمازون می‌گردد که باید از این پس سیاست‌های توسعه‌ای توجه ویژه‌ای به تغییرات آب و هوا و تأثیر آن بر جنگل آمازون داشته باشد. در مطالعه‌ی گنزالس و همکاران (۲۰۱۰) که به بررسی تغییرات آب و هوا بر پوشش گیاهی جهان به‌ویژه جنگل‌ها پرداخته‌شده است و با استفاده از داده‌های تغییرات متغیرهای دما و بارندگی و پوشش گیاهی

در قرن ۲۰ به پیش‌بینی تغییرات پوشش گیاهی در قرن ۲۱ پرداخته است نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که با افزایش دما به میزان ۲/۴ تا ۴ درجه سانتی‌گراد یک‌دهم تا نیمی از پوشش گیاهی جهان آسیب ببیند که این آسیب‌دیدگی در جنگل‌های مخلوط معتدل، سوزنی‌برگ، تندرا و کوهستانی اغلب به دلیل تغییرات بالقوه در آتش‌سوزی بیشترین آسیب و جنگل‌های همیشه‌سبز پهن‌برگ گرمسیری کمترین آسیب‌پذیری را دارند.

در یک جمع‌بندی کلی از مطالعات خارجی صورت گرفته به منظور بررسی عوامل مؤثر بر تخریب جنگل می‌توان گفت که اطلاعات در مورد جنگل‌ها در حد مطلوب و در دسترس بوده است و محدودیتی از نظر اطلاعات برای مطالعات وجود ندارد. مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی مؤثر بر تخریب در مطالعات صورت گرفته جمعیت، تعداد دام، مصرف خانوار از چوب، تغییر کاربری، بیکاری، فقر اقتصادی، میزان تحصیلات و ساخت جاده بوده است. در مورد متغیرهای اقلیمی مهم‌ترین متغیرها دما و بارش می‌باشد. در ضمن مطالعات انجام شده پیرامون اثر تغییرات اقلیم بر تخریب جنگل با استفاده از مقایسه تغییرات دما، بارندگی و سطح جنگل‌ها با استفاده از تصاویر ماهواره‌ای صورت گرفته است.

حال با توجه به اهمیت جنگل، شناسایی چالش‌ها و عوامل مؤثر بر تخریب جنگل می‌تواند در امر تصمیم‌گیری برای مدیران و مجریان برنامه‌ریز جهت اتخاذ سیاست‌هایی جهت جلوگیری و کاهش تخریب جنگل در کشور موردتوجه و از اهمیت خاصی برخوردار باشد. لذا هدف پژوهش حاضر بررسی عوامل اقتصادی-اقلیمی موثر بر تخریب جنگل‌ها در ایران می‌باشد که با استفاده از نرم‌افزارهای *Microfit5* و *Excel 2013* و داده‌های سری زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ انجام گرفته است.

مواد و روش‌ها

در این تحقیق به بررسی بررسی عوامل اقتصادی-اقلیمی موثر بر تخریب جنگل‌ها در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ پرداخته شده است. با توجه به ماهیت داده‌ها و نتایج آزمون پایایی متغیرها، تعدادی از متغییرها پایا از درجه یک (I(1)) و برخی دیگر پایا از درجه صفر (I(0)) بنابراین در این مطالعه از رهیافت خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده (*ARDL*) با بهره گیری از نرم افزار *Microfit5* استفاده شده است. بدین منظور در زیر الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده توضیح داده شده است. درصورتی‌که تعدادی از متغیرها در سطح پایا و بعضی دیگر با یک‌بار تفاضل گیری پایا شوند، می‌توان برای بررسی رابطه بین متغیرها از الگوی *ARDL* بهره گرفت الگوی یادشده توانایی برآورد اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را دارد. الگوی *ARDL* تعمیم‌یافته به شرح زیر است: (نیلسون و همکاران، ۲۰۰۸).

$$\phi(L,P)Y_i = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + CW_t + U_t \qquad (i= 1,2,\ldots,k) \qquad (۱)$$

$$\phi(L,P)=1-\phi_1 L-\phi_2 L^2-\ldots-\phi_P L^P \sum jh \qquad (۲)$$

$$b_i(L,q_i)=b_{i0}+b_{i1}L+b_{i2}L^2+\ldots+b_{iq}L^q \qquad (۳)$$

در رابطه (۱) L عملگر وقفه‌ی زمانی مرتبه اول است به طوری که $LY=Y_{t-1}$، W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت، Y_i متغیر وابسته، X_{it} متغیر توضیحی، P تعداد وقفه‌هاب بهینه مربوط به متغیر وابسته وq_i $(i=1,\ldots,k)$ تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشد. همچنین برای محاسبه ضریب بلندمدت از همان مدل پویا استفاده می‌شود، ضریب بلندمدت مربوط به متغیرهای توضیحی از رابطه (۴) به دست می‌آید (تشکینی، ۱۳۸۴):

$$\hat{\theta}_i=\frac{\hat{b}_i(L,q_i)}{1-\phi(\hat{L},P)}=\frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\ldots+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\phi}_1-\hat{\phi}_2-\ldots-\hat{\phi}_P} \qquad (۴)$$

حال برای بررسی اینکه روابط بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0:\sum_{i=1}^{P}\phi_i-1\geq 0$$
$$H_1:\sum_{i=1}^{P}\phi_i-1\leq 0 \qquad (۵)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و به مجموع انحراف ضرایب مذکور تقسیم شود. کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق، از رابطه (۶) محاسبه می‌شود:

$$t=\frac{\sum_{i=1}^{P}\hat{\phi}-1}{\sum_{i=1}^{P}S\hat{\phi}_i} \qquad (۶)$$

اگر قدر مطلق کمیت بحرانی ارایه شده در سطح اطمینان مورد نظر از قدر مطلق کمیت آماره t محاسباتی کوچک‌تر باشد، فرضH_1 مبنی بر وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو پذیرفته می‌شود (بنرجی و همکاران، ۱۹۹۲) .الگوی *ARDL*، توسط پسران و شین (۱۹۹۹)، به‌منظور بررسی رابطه‌ی هم‌انباشتگی و بلندمدت بین متغیرها ارائه‌شده است. این روش، مزیت‌های زیادی نسبت به سایر روش‌ها داشته، لذا به‌طور گسترده در مطالعات تجربی

مورداستفاده قرارگرفته است. استفاده از الگوهای خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده در شرایطی که متغیر موردنظر، متأثر از مقادیر گذشته خود و مقادیر جاری و گذشته‌ی سایر متغیرهاست، کاربرد دارد. همین‌طور این الگو در شرایطی که بر اساس آزمون علیت، رابطه‌ی یک‌سویه علی برقرار باشد، توصیه می‌شود. مهم‌ترین مزیت این روش، قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف‌نظر از ایستا یا ناایستا بودن از درجه‌یک می‌باشد. همچنین در این روش، علاوه بر امکان محاسبه‌ی روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه‌ی روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد. ضمن آن‌که سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره، برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل محاسبه است. همچنین این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد. افزون براین مشکل درون‌زایی به دلیل همبسته نبودن جملات اخلال در رویکرد *ARDL* بروز نمی‌کند (پسران و شین، ۱۹۹۹). شناسایی الگوهای چند متغیره (که متشکل از الگوهای خود توضیح با وقفه توزیعی و الگوی خود توضیح برداری و الگوی تصحیح خطای برداری هستند) شامل تعیین متغیرهای الگو و همچنین تعیین تعداد وقفه‌های مناسب آن‌ها هست. انتخاب اولیه متغیرهایی که باید در این الگوها وارد شوند الهام گرفته از نظریه‌های اقتصادی و مطالعات تجربی است. یک مرحله مهم در برآورد الگوی تصحیح خطای برداری، تعیین وقفه مناسب در الگوست (والترز، ۱۹۹۵). انتخاب وقفه در الگو باید به‌گونه‌ای صورت گیرد که از عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا و توزیع نرمال آن اطمینان حاصل نمود. برای تعیین تعداد وقفه مناسب ابتدا باید یک حداکثر وقفه برای آزمون در نظر گرفته شود و سپس با استفاده از آزمون *LR* و یا معیارهایی نظیر آکاییک (*AIC*) و شوارتز (*SIC*) وقفه مناسب (که خطای پیش‌بینی را حداقل می‌کند) انتخاب گردد. بر اساس نظر ایوانو و کیلیان برای الگوهایی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰، مناسب‌ترین معیار شوارتز است.

نتایج

در این قسمت از نتایج مطالعه به بررسی ایستایی متغیرهای موجود در مدل با استفاده از دو آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون پرداخته شده است. در این پژوهش به منظور بررسی عوامل اقتصادی- اقلیمی مؤثر بر تخریب جنگل‌ها در ایران، با بررسی مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج متغیرهای مؤثر بر تخریب جنگل‌ها شناسایی و از بین متغیرهای موجود، آن دسته از متغیرهایی که اطلاعات و آمار مربوط به آن‌ها در دسترس بود در مطالعه پیش رو مورد استفاده قرار گرفته است.

جدول ۱. آزمون پایایی متغیرها

متغیر	نوع آزمون	آماره برآوردی	آماره بحرانی	سطح معنی‌داری		نتیجه
درآمد سرانه	فیلیپس پرون	-۷/۰۸	-۴/۴۴	۰/۰۰۰	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
	دیکی فول تعمیم‌یافته	-۶/۱۶	-۴/۴۴	۰/۰۰۰	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
توان دوم درآمد سرانه	فیلیپس پرون	-۳/۵۵	-۳/۲۵	۰/۰۵۹	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
	دیکی فول تعمیم‌یافته	-۴/۲۳	-۳/۶۴	۰/۰۱۶	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
نسبت بارندگی به دما	فیلیپس پرون	-۲/۷۴	-۲/۶۴	۰/۰۸	با عرض از مبدأ	I(0)
	دیکی فول تعمیم‌یافته	-۲/۷۷	-۲/۶۴	۰/۰۷	با عرض از مبدأ	I(0)
توان دوم نسبت بارندگی به دما	فیلیپس پرون	-۲/۶۷	-۲/۶۳	۰/۰۹۳	با عرض از مبدأ	I(0)
	دیکی فول تعمیم‌یافته	-۲/۶۷	-۲/۶۳	۰/۰۹۳	با عرض از مبدأ	I(0)
ضریب جینی	فیلیپس پرون	-۲۰/۲۲	-۴/۴۴	۰/۰۰۰	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
	دیکی فول تعمیم‌یافته	-۸/۷۷	-۴/۴۴	۰/۰۰۰	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
تعداد دام	فیلیپس پرون	-۳/۱۸	-۳/۰۶	۰/۰۴	با عرض از مبدأ	I(1)
	دیکی فول تعمیم‌یافته	-۳/۰۸	-۲/۶۹	۰/۰۵	با عرض از مبدأ	I(1)
بیکاری	فیلیپس پرون	-۴/۲۵	-۳/۶۳	۰/۰۱۴	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
	دیکی فول تعمیم‌یافته	-۴/۲۶	-۳/۶۳	۰/۰۱۴	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
بودجه حمایتی از جنگل‌ها	فیلیپس پرون	-۵/۶۵	-۴/۴۴	۰/۰۰	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
	دیکی فول تعمیم‌یافته	-۵/۶۲	-۴/۴۴	۰/۰۰	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)

ادامه جدول ۱. آزمون پایایی متغیرها

متغیر	نوع آزمون	آماره برآوردی	آماره بحرانی	سطح معنی‌داری		نتیجه
سطح آموزش	فیلیپس پرون	-۵/۳۹	-۴/۴۴	۰/۰۰	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
	دیکی فول تعمیم‌یافته	-۵/۳۴	۴/۴۴	۰/۰۰	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد با استفاده از دو آزمون فیلیپس پرون و دیکی فولر تعمیم‌یافته ایستایی متغیرها موردبررسی قرارگرفته است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای درآمد سرانه، توان دوم سرانه، ضریب جینی، بیکاری، بودجه حمایتی از جنگل‌ها، تعداد دام و نرخ باسوادی در سطح ایستا نبوده و با یک‌بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند. همچنین متغیرهای نسبت بارندگی به دما و توان دوم نسبت بارندگی به دما با توجه به اینکه در هر دو آزمون فیلیپس پرون و دیکی فولر تعمیم‌یافته آماره برآوردی از آماره بحرانی بزرگ‌تر است بنابراین این دو متغیر در سطح ایستا می‌باشند. با توجه به نتایج جدول (۱) مبنی بر اینکه برخی از متغیرها در سطح ایستا و برخی دیگر با یک‌بار تفاضل گیری ایستا هستند بنابراین برای بررسی عوامل مؤثر بر تخریب جنگل از مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (*ARDL*) استفاده گردیده است. در ادامه به برآورد الگوی کوتاه‌مدت مدل *ARDL* شده است. همان‌گونه که نتایج جدول ۴-۶۶ نشان می‌دهد وقفه متغیر وابسته در سطح ۱۰ درصد معنادار شده است و این به معنای اجازه آزمون دولادو مستر به‌منظور وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت می‌باشد.

جدول ۲. برآورد الگوی کوتاه‌مدت *ARDL(1,1,1,0,0,0,0,1,1,1)*

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
وقفه تخریب جنگل	-۰/۱۹۳	۰/۰۸۶	-۲/۲۶	۰/۰۷۴
درآمد سرانه	-۰/۲۵	۰/۰۶۲	-۴/۰۲	۰/۰۱۰
وقفه درآمد سرانه	-۰/۱۴	۰/۰۶۳	-۲/۲۶	۰/۰۷۳
توان دوم درآمد سرانه	$۱/۱۰ \times ۸۴^{-۵}$	$۵/۱۰ \times ۲۱^{-۶}$	۳/۵۳	۰/۰۱۷
وقفه توان دوم درآمد سرانه	$۱/۱۰ \times ۲۵^{-۵}$	$۵/۱۰ \times ۴۸^{-۶}$	۲/۲۸	۰/۰۷۱
تعداد دام	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۱/۸۰	۰/۱۳۱
نسبت بارندگی به بارندگی	-۲/۲۴	۲/۶۰	-۰/۸۶	۰/۴۲۸
توان دوم نسبت بارندگی به دما	۱/۷۳	۰/۷۹	۲/۱۸	۰/۰۸۱
ضریب جینی	-۶۹/۵۳	۱۲۶/۲۴	-۰/۵۵	۰/۶۰۵
بیکاری	۶/۰۲	۱/۸۳	۳/۲۹	۰/۰۲۲
وقفه بیکاری	-۱/۵۲	۱/۳۶	-۱/۱۱	۰/۳۱۶
سطح آموزش	-۴/۲۵	۱/۸۲	-۲/۳۴	۰/۰۶۶
وقفه سطح آموزش	-۷/۶۲	۱/۹۱	-۳/۹۸	۰/۰۱۱
بودجه حمایتی از جنگل‌ها	$۱/۱۰ \times ۲۳^{-۵}$	$۳/۱۰ \times ۴۸^{-۶}$	۳/۵۳	۰/۰۱۷
وقفه بودجه حمایتی از جنگل‌ها	$۵/۱۰ \times ۵۱^{-۶}$	$۲/۱۰ \times ۴۶^{-۶}$	۲/۲۴	۰/۰۷۵
عرض از مبدأ	۲۰۶۲/۹	۳۰۱/۳۹	۶/۸۴	۰/۰۰۱
سال آتش‌سوزی	۴۸/۷۱	۵/۹۶	۸/۱۷	۰/۰۰۰
زمان	۱۶/۳۹	۲/۷۹	۵/۸۶	۰/۰۰۲

R-Squared= 0.99393

F-statistic = 48.11291 [0.000]
Durbin's h-statistic= -0.28230 [0.778]

منبع: یافته‌های مطالعه

همان‌گونه که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد وقفه متغیر وابسته در سطح ۱۰ درصد معنادار شده است و این به معنای اجازه آزمون دولادو مستر به‌منظور وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت می‌باشد.

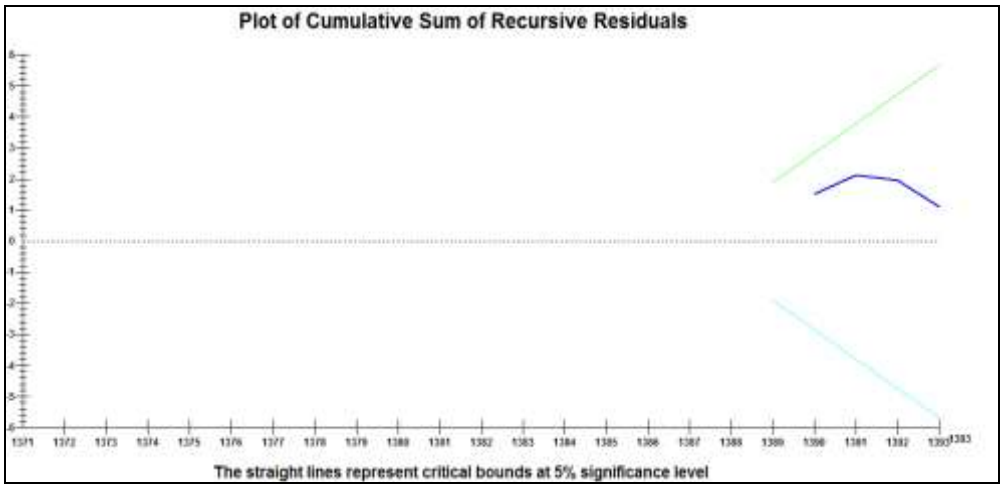
در ادامه به بررسی فروض کلاسیک در الگوی برآوردی پرداخته‌شده است که نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۳) بیانگر عدم وجود مشکلات مختلف کلاسیک در نتایج می‌باشد. نتایج آزمون نرمال بودن اجزای اخلال بیانگر آن است که اجزای اخلال در الگوی مورد نظر از توزیع نرمال تبعیت می‌نمایند زیرا با توجه به آماره LM فرض صفر مبنی بر نرمال بودن جز اخلال پذیرفته می‌شود. لذا آماره‌های Tو F در الگوی برآوردی از اعتبار مناسبی برخوردارند. همچنین نتایج آزمون خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس نیز بیانگر آن است که در الگوی برآوردی همبستگی سریالی اجزای اخلال و همسانی واریانس وجود نداشته و از این جهت نیز فروض کلاسیک در نتایج برآوردی برقرار می‌باشند.

جدول ۳. آزمون‌های فروض کلاسیک الگو

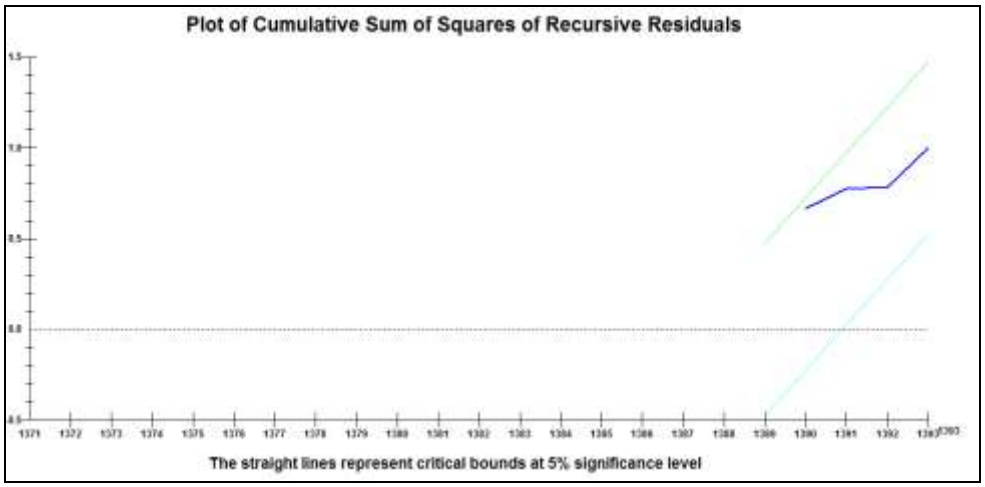
متغیرها	آماره LM	سطح معنی‌داری
خودهمبستگی	۰/۱۸۴	۰/۶۶۸
فرم تابعی	۰/۹۷۳	۰/۳۲۴
نرمال بودن جزای اخلال	۰/۱۲۵	۰/۹۳۹
ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۲	۰/۹۹۰

منبع: یافته‌های مطالعه

برای اطمینان از ثبات ساختاری مدل، از آزمون‌هان *CUSUM* و *CUSUMSQ* را که منعکس کننده ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی هستند، انجام شده است .این آزمون که توسط براون و همکاران (۱۹۷۵) ارائه گردیده است بیان می‌کند پارامترهای تخمین زده شده در یک سری زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است به عدم تشخیص صحیح منجر شوند. لذا انجام آزمون ثبات پارامتری ضروری به نظر می‌رسد. برای این منظور از آزمون مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (*CUSUM*) و آزمون مجموع مجذور پسماند تجمعی بازگشتی(*CUSUMSQ*) استفاده شده است. اگر نمودارهای ارائه شده داخل فاصله اطمینان ۹۵ درصد باشند، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد و اگر نمودارها از فاصله اطمینان بیرون زده باشند یا به عبارتی فاصله اطمینان را قطع کرده باشند، فرضیه صفر را می‌توان رد کرد.

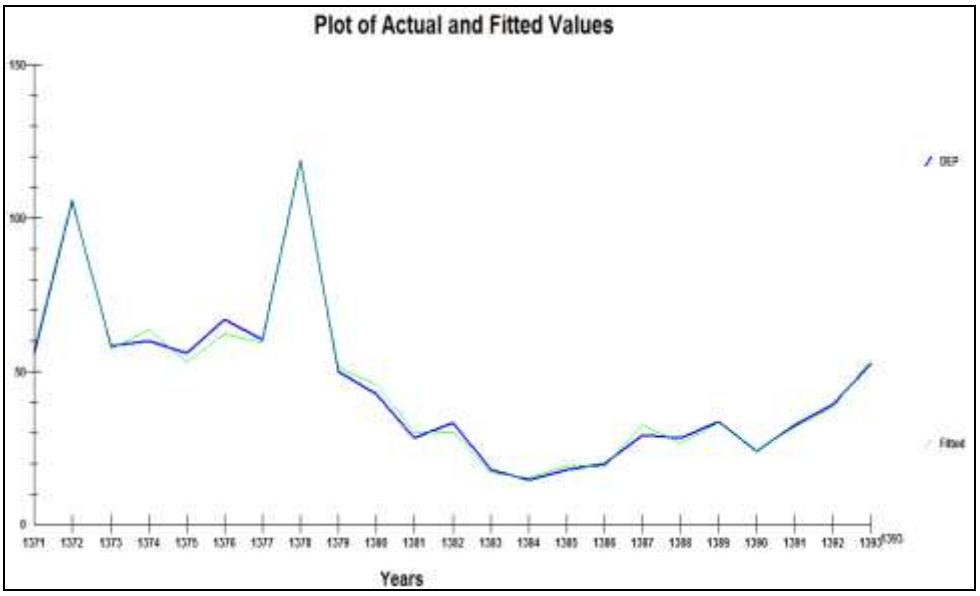


شکل۱. آزمون شکست ساختاری **CUSUM**



شکل ۲. آزمون شکست ساختاری **CUSUMQ**

همانطور که از شکل‌های (۱) و (۲) مشخص است هر دو نمودار در بین دو خطی می‌باشند که ناحیه بحرانی را در سطح خطای ۵ درصد نشان می‌دهد، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که مدل از ثبات ساختاری برخوردار است و رابطه بلندمدت پایدار خواهد بود و همچنین پایداری ضرایب برآورد شده مورد تأیید قرار می‌گیرد.



شکل ۳. خوبی برازش الگو

همانگونه که در شکل (۳) مشاهده می‌گردد مدل به میزان قابل قبولی توانسته متغیر وابسته (میزان تخریب جنگل) را توضیح دهد.

برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به‌صورت زیر عمل نمود: در مرحله اول با توجه به رابطه ۱-۴، ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی، آزمون می‌شود. در این رابطه برای مجموع ضرایب برآوردی مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته در الگوی کوتاه‌مدت، رابطه زیر آزمون خواهد شد:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{n} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{n} \delta_{\hat{\beta}_i}} = \frac{(-0/193 - 1)}{0/086} = -13/87$$

که در آن $\widehat{\beta}_i$ ضریب برآوردی برای وقفه متغیر وابسته و $\delta_{\hat{\beta}_i}$ خطای استاندارد ضریب مورد نظر می‌باشد. با مقایسه آماره t محاسباتی و بحرانی دولادومستر می‌توان به وجود یا عدم وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای الگو پی‌برد. با توجه به مقدار t محاسباتی که برابر است با (۱۳/۸۷-) و بزرگ‌تر از t بحرانی است. لذا وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها اثبات می‌شود که در ادامه مدل بلندمدت برآورد گردیده است.

همچنین علاوه بر آزمون دولادو مستر از آزمون کرانه نیز برای وجود رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت نیز استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون عدم وجود رابطه بلندمدت است که اگر آماره برآوردی بین دو کران بالا و پایین قرار گیرد فرض صفر پذیرفته شده و به معنای عدم وجود رابطه بلندمدت می‌باشد.

جدول۴. تست کرانه برای وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت

مقدار برآوردی	سطح معناداری	کرانه بالا	کرانه پایین
۱۹/۸۴	۱ درصد	۳/۹۳	۲/۷۹
	۲/۵ درصد	۳/۶	۲/۵۲
	۵ درصد	۳/۳۳	۲/۳
	۱۰ درصد	۳/۰۲	۲/۰۵

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۴) مقدار برآوردی در محدوده کران بالا و پایین آزمون قرار نگرفته است. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود.

جدول۵. برآورد الگوی بلندمدت

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
درآمد سرانه	-۰/۱۶	$۴/۱۰ \times ۴۷^{-۲}$	-۳/۶۰۹***	۰/۰۰۰
توان دوم درآمد سرانه	$۱/۱۰ \times ۲۴^{-۵}$	$۳/۱۰ \times ۹۲^{-۶}$	۳/۱۸۳***	۰/۰۰۱
نسبت بارندگی به دما	-۴۴/۵۴	۲۰/۶۰	-۲/۱۲۶**	۰/۰۳۱
توان دوم نسبت بارندگی به دما	۷/۹۱	۴/۰۹	۱/۹۳*	۰/۰۵۳
ضریب جینی	-۴۹/۲۹	۱۸۴/۴	-۰/۲۶۷	۰/۷۸۹
تعداد دام	$۷/۱۰ \times ۷۳^{-۴}$	$۵/۱۰ \times ۰۸^{-۴}$	۱/۵۲۳	۰/۱۲۸
بیکاری	۰/۲۲	۱/۲۳	۰/۱۸	۰/۸۵۷
بودجه حمایتی از جنگل‌ها	$-۳/۱۰ \times ۱۷^{-۶}$	$۱/۱۰ \times ۴۳^{-۶}$	-۲/۲۱**	۰/۰۲۷
سطح آموزش	-۳/۳۸	۰/۸۵۵	-۳/۹۵***	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۷۸۰/۹۷	۱۲۰/۰	۶/۵۱***	۰/۰۰۰
متغیر مجازی	۵۳/۳۳	۹/۸۴	۵/۴۲***	۰/۰۰۰
زمان	۵/۱۵	۱/۰۹	۴/۶۸***	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق (*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح درصد۱۰، ۵ درصد و ۱ درصد)

همان‌طور که نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد درآمد سرانه دارای علامت منفی بوده و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد و همچنین متغیر توان دوم درآمد سرانه دارای علامت مثبت بوده و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد به عبارتی رابطه U شکلی بین تخریب جنگل و درآمد سرانه وجود دارد و این به معنای وجود رابطه‌ی عکس فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس می‌باشد. به عبارتی در مراحل اولیه رشد به ظرفیت‌هایی غیر از منابع طبیعی توجه شده است که دلیل آن وجود ضرفیت‌های خالی در سایر بخش‌های اقتصادی می‌باشد اما در مراحل بالای رشد به دلیل وجود محدودیت منابع در بخش‌های مختلف فشار بر روی منابع طبیعی از جمله جنگل‌ها افزایش یافته است. منابع طبیعی بر مبنای اقتصادی به عنوان ثروت‌های ملی تلقی می‌گردد بر این اساس، لازم است اصل ثروت حفظ و درآمد ناشی از آن جهت دست‌یابی به رشد اقتصادی بالاتر مصرف گردد. همچنین متغیرهای نسبت بارندگی به دما و توان دوم نسبت بارندگی به دما به ترتیب دارای علامت منفی و مثبت هستند و هر دو معنادار می‌باشند. به عبارتی رابطه U شکلی بین تخریب جنگل نسبت بارندگی به دما وجود دارد. همچنین متغیر بودجه حمایتی از جنگل و نرخ باسوادی دارای علامت منفی بوده و هر دو متغیر معنی‌دار هستند. به عبارتی با افزایش بودجه حمایتی و یا نرخ باسوادی افراد جامعه از تخریب جنگل‌ها در کشور کاسته می‌شود. هرچند متغیرهای تعداد دام و بیکاری معنی‌دار نشده‌اند اما علامت مثبت آن‌ها مطابق انتظار بوده است.

جدول ۶. محاسبه کشش متغیرها

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
درآمد سرانه	-۴/۰۳	$۴/۱۰ \times ۴۷^{-۲}$	-۳/۶۰۹***	۰/۰۰۰
نسبت بارندگی به دما	-۰/۱۳	۲۰/۶۰	-۲/۱۲۶**	۰/۰۳۱
ضریب جینی	-۰/۴۲	۱۸۴/۴	-۰/۲۶۷	۰/۷۸۹
تعداد دام	۱/۰۸	$۵/۱۰ \times ۰۸^{-۴}$	۱/۵۲۳	۰/۱۲۸
بیکاری	۰/۰۶	۱/۲۳	۰/۱۸	۰/۸۵۷
بودجه حمایتی از جنگل‌ها	-۰/۲	$۱/۱۰ \times ۴۳^{-۶}$	-۲/۲۱**	۰/۰۲۷
نرخ باسوادی	-۵/۸۹	۰/۸۵۵	-۳/۹۵***	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق(** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵ درصد و ۱ درصد)

همان‌طور که نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد با افزایش یک درصد در درآمد سرانه، نسبت بارندگی به دما، نرخ باسوادی و بودچه حمایتی از جنگل‌ها به ترتیب ۴/۰۳، ۰/۱۳، ۵/۸۹ و ۰/۲ درصد از تخریب جنگل‌ها در ایران کاسته می‌شود.

جدول ۷. برآورد ضریب تصحیح خطا

متغیر	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییرات وقفه درآمد سرانه	-۰/۱۳	۰/۰۲	-۶/۹۹	۰/۰۰
تغییرات وقفه توان دوم درآمد سرانه	$۱/۱۰ \times ۰۱^{-۵}$	$۱/۱۰ \times ۶۵^{-۶}$	۶/۱۲	۰/۰۰
تغییرات وقفه ضریب جینی	۱۶/۳۳	۲۶/۶۵	۰/۶۱	۰/۵۴
تغییرات وقفه تعداد دام	$-۷/۱۰ \times ۱۲^{-۴}$	$۱/۱۰ \times ۱۲^{-۴}$	۶/۳۴	۰/۰۰
تغییرات وقفه بودجه حمایتی از جنگل	$-۱/۱۰ \times ۳۰^{-۶}$	$۳/۱۰ \times ۲۲^{-۷}$	-۴/۰۵	۰/۰۰
تغییرات وقفه نسبت بارندگی به دما	-۳۵/۷۵	۲/۵۳	-۱۴/۱۲	۰/۰۰
تغییرات وقفه توان دوم نسبت بارندگی به دما	۶/۳۸	۰/۴۸	۱۳/۳۲	۰/۰۰
تغییرات وقفه بیکاری	۱/۷۱	۰/۲۹	۵/۸۴	۰/۰۰
تغییرات سطح آموزش	-۱/۴۵	۰/۱۸	-۸/۰۳	۰/۰۰
تغییرات وقفه ضریب ثابت	۰/۶۴	۰/۰۸	۷/۸۹	۰/۰۰
تغییرات وقفه آتش‌سوزی	۷۱/۳۷	۶/۵۱	۱۰/۹۷	۰/۰۰
زمان	۰/۲۲	۰/۰۵	۴/۴۸	۰/۰۰
وقفه ضریب تصحیح خطا	-۰/۵۸	۰/۰۸	-۷/۲۲	۰/۰۰
R-SQUARE=0/95 DURBIN-WATSON = 2.1553				

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد الگوی ضریب تصحیح خطای برداری که در جدول(۷) آورده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود ضریب تصحیح خطای برداری دارای علامت منفی بوده و در سطح یک درصد معنادار است به عبارت دیگر اگر شوکی به متغیر وابسته وارد شود حدوداً دو سال طول می‌کشد تا اثر آن شوک تعدیل شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اینکه ضریب درآمد سرانه در سطح منفی و علامت توان دوم این متغیر مثبت است فرضیه منحنی محیط-زیستی کوزنتس رد می‌گردد و رابطه بین تخریب جنگل و درآمد سرانه در ایران به‌صورت U می‌باشد که این نتیجه با مطالعات ون لانتز (۲۰۰۲)، که به بررسی وجود یا عدم وجود فرضیه کوزنتس در تخریب جنگل‌های کانادا طی سال‌های ۱۹۷۵-۱۹۹۹ پرداخته بود و ون (۲۰۰۷)، که به بررسی فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در استان‌های چین طی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۵ پرداخته بود زمانی که متغیر تخریب را میزان فاضلاب صنعتی را در نظر گرفته بود یکسان است. همچنین نقطه مینیمم این رابطه برابر ۶۴۵۱/۶ می‌باشد و میانگین درآمد سرانه ایران برحسب دلار برابر ۴۹۴۴/۴ می‌باشد به عبارت دیگر قبل از نقطه مینیمم قرار دارد. همچنین کشش برآوردی درآمد سرانه برابر ۴/۰۳- می‌باشد یعنی با افزایش یک درصد در درآمد سرانه ۴/۰۳ درصد تخریب کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه درآمد سرانه از تقسیم تولید داخلی به جمعیت به‌دست می‌آید بنابراین برای رسیدن به مقدار مینیم تخریب در رابطه

بین درآمد سرانه و تخریب جنگل پیشنهاد می‌گردد افزایش در تولید داخلی به نحوی صورت پذیرد که پیامدهای محیط‌زیستی در آن‌ها لحاظ گردد به عبارتی با حسابداری سبز علاوه بر وارد کردن درآمد حاصل از جنگل، هزینه-های تخریب جنگل نیز لحاظ گردد و همچنین در صورت برداشت از جنگل زمینه کاشت و احیا دوباره در نظر گرفته شود. همچنین در زمینه جمعیت نیز سیاست‌های جمعیتی بهتر است به سمت تناسب جمعیت با منابع سوق داده شود.

همچنین رابطه بین تخریب جنگل با نسبت بارندگی به دما به‌صورت U می‌باشد که نقطه مینیمم این رابطه برابر ۲/۸ می‌باشد و میانگین نسبت بارندگی به دما طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ برابر ۲/۷ یعنی قبل از نقطه مینیمم قرار دارد. همچنین کشش برآوردی نسبت بارندگی به دما برابر ۰/۱۳- می‌باشد یعنی با افزایش یک درصد در نسبت بارندگی به دما ، به میزان ۰/۱۳ درصد تخریب جنگل کاهش می‌یابد. البته با توجه به اینکه تغییر در متغیرهای اقلیمی تا حدودی از دسترس خارج است اما می‌توان مقدار مینیم را به‌عنوان یک میزان بحرانی در نظر گرفت و در سال‌هایی که نسبت بارندگی به دما از آن مقدار بیشتر شد اقداماتی جهت به حداقل رساندن این تخریب در نظر گرفته شود. البته در سال‌های اخیر تکنولوژی بارورسازی ابر در کشور در حال اجرا می‌باشد بنابراین میزان بارورسازی ابرها به‌گونه‌ای باشد که از بروز باران‌های سیل‌آسا جلوگیری شود.

از دیگر متغیر معنی‌دار مدل میزان بودجه حمایتی از جنگل‌ها می‌باشد که کشش این متغیر برابر ۰/۲- است به عبارتی با افزایش یک درصدی در بودجه حمایتی از جنگل‌ها ۰/۲ درصد تخریب جنگل‌ها کاهش می‌یابد. بنابراین پیشنهاد می‌گردد که بودجه‌های حمایتی از جنگل افزایش یافته و همچنین میزان قابل توجهی از بودجه مصوب تخصیص یابد زیرا در سال ۹۱ حدود ۳۲ درصد و در سال ۹۳ حدود ۵۷ درصد از بودجه مصوب تخصیص یافت.

متغیر نرخ آموزش نیز با کششی معادل ۵/۸۹- یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار مدل است که با افزایش یک درصد در نرخ آموزش به میزان ۵/۸۹ درصد تخریب جنگل‌ها کاهش می‌یابد. با توجه به اهمیت آموزش و افزایش سطح سواد در بسیاری از زمینه‌های اجتماعی، اقتصادی و محیط‌زیستی، افزایش نرخ باسوادی هدف‌دار به‌منظور افزایش حس اهمیت به منابع طبیعی از همان دوران ابتدایی می‌تواند تأثیر بسزایی در کاهش تخریب جنگل داشته باشد.

همچنین متغیر مجازی که در مدل آورده شده و در سطح یک درصد نیز معنی‌دار است نشان دهنده‌ی دو سال، ۷۲ که در ماده ۳۴ قانون حفاظت از جنگل‌ها که در سال ۱۳۴۸ تصویب‌شده، مقرر می‌دارد «هرکسی که منابع ملی (جنگل یا مرتع) را تا آن زمان تغییر کاربری داده، می‌تواند طبق شرایطی تحت تملک خود درآورد». متأسفانه، این ماده‌قانونی در سال ۱۳۷۲ برای تخلف‌هایی که تا سال ۶۵ انجام‌گرفته بود، طبق شرایطی تمدید شد و همچنین سال ۷۶ در کشور ایران، ۹۰۰ فقره آتش‌سوزی در جنگل‌ها و مراتع اتفاق افتاد، می‌باشد. بنابراین پیشنهاد می‌گردد در برخی قوانین تجدیدنظر گردد و قوانین متناسب و در راستای حفظ این سرمایه ملی تصویب گردد و از هرگونه

اعمال‌نظر شخصی در قوانین جلوگیری گردد. در ضمن آتش‌سوزی به‌عنوان یک عامل مهم در تخریب جنگل می‌باشد زیرساخت‌های مواجه با این پدیده از قبل مهیا شود تا در صورت بروز اقدامات مهار آتش سریع صورت گیرد و گفتنی است برخی از استان‌های غرب کشور از حداقل امکانات برای مهار آتش برخوردارند و از آنجایی که هر سال آتش‌سوزی سبب تخریب جنگل‌ها به‌ویژه جنگل‌های منطقه زاگرس می‌گردد وجود ابزار مهار آتش از الزامات آن مناطق می‌باشد.

متغیرهای چون تعداد دام و نرخ بیکاری هرچند معنادار نشده‌اند اما علامت این متغیرها مثبت و مطابق انتظار بوده است.

منابع

۱- آبکار، ع. (۱۳۹۱) اثر تغییر اقلیم بر منابع طبیعی در مناطق خشک و نیمه‌خشک با استفاده از مدل‌های ریزمقیاس نمایی آماری (مطالعه موردی استان کرمان) طرح پژوهشی، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی کرمان.

۲- تشکینی، ا. (۱۳۸۴) اقتصاد سنجی کاربردی به کمک *Microfit*، انتشارات دیباگران، چاپ اول، تهران. ص ۳۰۳.

۳- رضوانی، م و هاشم‌زاده، ف. (۱۳۹۲) بررسی عوامل مؤثر در تخریب جنگل و تأثیر خروج دام از حوزه ۱۴ جنگل‌های شمال کشور (فومن)، پژوهش‌های علوم و فناوری چوب و جنگل، جلد ۲۰، شماره۳، ۱۲۵ تا ۱۳۸.

۴- فرخیان, ف و درویش زاده، ل. (۱۳۹۳) بررسی عوامل مؤثر بر جنگل‌زدایی و نابودی تنوع زیستی، کنفرانس بین‌المللی توسعه پایدار، راهکارها و چالش ها با محوریت کشاورزی، منابع طبیعی، محیط‌زیست و گردشگری، تبریز، دبیرخانه دائمی کنفرانس بین‌المللی توسعه پایدار، راهکارها و چالش ها.

۵- نصرنیا، ف و اسماعیلی، ع. (۱۳۸۷) بررسی جنگل‌زدایی در ایران و کشورهای همسایه، اقتصاد کشاورزی، جلد ۳، شماره۱، ۱۷ تا ۳۱.

۶- نصرنیا، ف و اسماعیلی، ع. (۱۳۸۸) عوامل اقتصادی-اجتماعی موثر بر جنگل‌زدایی کشورهای منتخب، علوم آب و خاک (علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی)، سال سیزدهم، شماره ۴۸، ۳۶۷ تا ۳۷۴.

۷- والترز، ا. (۱۹۹۵) اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، (۱۳۸۶)، چاپ اول، تهران، دانشگاه امام صادق.

8- Akinde, A. (2009) Tropical deforestation and economic development: evidence from Brazil. (Master's thesis). Environmental Economics, University of York.

9- Akpan, U, F and Chuku, A. (2011) Economic growth and environmental degradation in Nigeria beyond the environmental Kuznets curve, MPRA paper No. 3241.

10- Banerjee, A., J.J. Dolado, and R. Master. (1992) On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity, Bank of Spain, Working Paper, No. 9302. Pp. 46-53.

11- David. S. G Thomas and Leason. H. C. (2005) Dunefield activity response to climate variability in the southwest Kalahari, Geomorphology, Volume 64, Issues 1–2. Pp.117– 132.

12- Gonzalez, P., Neilson, R. P., Lenihan, J. M. and Drapek, R. J. (2010) Global patterns in the vulnerability of ecosystems to vegetation shifts due to climate change. Global Ecology and Biogeography, (Global Ecol . Biogeogr). Vol. 19, Pp. 755–768.

13- Jehan, N. Nazir, N and Hussain, A. (2015). Forest depletion and socio economic factors: a comparative analysis of forest areas in Pakistan. Global Advanced Research Journal of Social Science (GARJSS) Vol. 4(1) pp. 18-22.

14- Jones, C., Lowe, J., Liddicoat, S., & d Betts, R. (2009) Committed terrestrial ecosystem changes due to climate change. Nature Geoscience. Volume 2, Issue 7, Pp.484 – 487.

15- Khalid .A, Shahbaz. M, Qasim. A, Long. W. (2014).The linkages between deforestation, energy and growth for environmental degradation in Pakistan, Ecological Indicators, NO. 49, Pp. 95-103.
16- Nielsen. M, Smit. J, and Guillen, J. (2008) Market Integration of Fish in Europe, Journal of Agricultural Economics, Vol. 60, Pp. 367–385.
17- Oliveira, R. C and Almeida, E. (2010). Deforestation in the Brazilian Amazonia and spatial heterogeneity, a local environmental Kuznets curve approach.
18- Pesaran, M. and Y. Shin (1999) An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Counteraction Analysis, in Strom, S. ed. Econometrics and Economic Theory in the 20th century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Cambridge: Cambridge University Press.
19- Rafi Khan, Shaheen And Rafi Khan. Shahrukh. (2009).Assessing poverty–deforestation links: Evidence from Swat, Pakistan. Ecological Economics, No. 68, Pp. 2607–2618.
20- Van, L. (2000) Is there an environmental Kuznets Curve for clearcutting in Canadian forests? Journal of forest economics, No. 8, Pp. 199-212.
21- Wen, C. (2007) Economic growth and the environment in China, annual conference on development and change in Cape Town.

Investigating the effects of climatic and economic variables on forest degradation in Iran

Abstract

In this study, some variables were stationary at the level and some of them were stationary with a first difference. Thus, we use the Autoregressive Distribution Lag Model (ARDL) with using the data during the period 1991 to 2014. The results of the short-term pattern estimation show that the dependent variable is significant at 10% level, and according to Banerjee statistics, the long-term relationship between the variables is confirmed. Long-term results indicate that per capita income has a negative sign and is significant at the 1% level. As well as the square of the per capita income variable has a positive sign and is significant at the 1% level. In other words, there is a U-shape between forest degradation and per capita income, which means rejecting Kuznets's environmental hypothesis. The elasticity of the estimated per capita income is 4.03, i.e. with a one percent increase in per capita income, the degradation of the forest will be decreased by 4.03 percent. Thus, with the purpose of achieving the minimum amount of destruction in the relationship between per capita income and forest degradation, it is suggested that the increase in domestic production is made in such a way as to take consideration environmental consequences. In other words, in green accounting, on top of considering the forest income, be considered the forest degradation costs. Also, in the case of harvesting of the forest, the replanting and restoration should be considered. Finally, it is suggested that demographic policies should be geared towards proportionate populations with resources.

JEL Classification: Q_{55}, Q_{23}

Keywords: Deforestation, Climate-economic variables, Autoregressive distribution Lag Model