مجلهٔ جنگل ایران، انجمن جنگلبانی ایران
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴، زمستان ۱۳۹۹
ص ۴۸۹-۴۶۷
مقاله پژوهشی

شناسه دیجیتال (DOI): 10.22034/ijf.2021.127786
شناسه دیجیتال (DOR): ۲۰.۱۰۰۱.۱.۲۴۲۳۴۴۳۵.۱۳۹۹.۱۲.۴.۲.۰

بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی- اقتصادی بر تخریب جنگل‌های ایران

ایرج صالح[۱*]، حامد رفیعی[۲]، سید شهاب میرباقری[۳]

[۱] دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران.
[۲] استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران.
[۳] دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران.

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۴/۱۶؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۴/۲۱)

چکیده

در این تحقیق، به‌منظور بررسی آثار متغیرهای اقلیمی- اقتصادی بر تخریب جنگل‌ها در ایران از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفهٔ توزیعی طی دورهٔ ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ استفاده شد. نتایج الگوی کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که وقفهٔ متغیر وابسته در سطح ۱۰ درصد معنادار است، با توجه به آمارهٔ بنرجی، رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها تأیید می‌شود. نتایج الگوی بلندمدت نشان می‌دهد که درآمد سرانه دارای علامت منفی و در سطح ۱ درصد معنادار بوده و متغیر توان دوم درآمد سرانه نیز دارای علامت مثبت و در سطح ۱ درصد معنادار است. به‌عبارتی رابطهٔ Uشکلی بین تخریب جنگل و درآمد سرانه وجود دارد که به‌معنای تطابق نداشتن فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس دربارهٔ تخریب جنگل‌ها در ایران است. همچنین کشش برآوردی درآمد سرانه نشان می‌دهد که با افزایش ۱ درصدی درآمد سرانه، تخریب ۴/۰۳ درصد کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه درآمد سرانه از تقسیم تولید داخلی به جمعیت به‌دست می‌آید، برای رسیدن به کمترین تخریب در رابطهٔ بین درآمد سرانه و تخریب جنگل پیشنهاد می‌شود که در تولید داخلی، به ملاحظات محیط زیستی توجه شود؛ به‌عبارتی با حسابداری سبز علاوه‌بر وارد کردن درآمد حاصل از جنگل، هزینه‌های تخریب جنگل نیز لحاظ شود. در صورت برداشت از جنگل زمینهٔ کاشت و احیای دوباره در نظر گرفته شود. سیاست‌های جمعیتی نیز بهتر است به‌سمت تناسب جمعیت با منابع سوق داده شود. متغیرهای نسبت بارندگی به دما و توان دوم نسبت بارندگی به دما به‌ترتیب دارای علامت منفی و مثبت و هر دو معنادار هستند. به‌عبارتی رابطهٔ U شکلی بین تخریب جنگل و نسبت بارندگی به دما وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی گسترده، تخریب جنگل، متغیرهای اقلیمی- اقتصادی.

مقدمه

رشد فزایندهٔ جمعیت و در پی آن تغییر الگوی زیستی در جهت افزایش مصرف محصولات سلولزی و چوبی، توسعهٔ شهرک‌های صنعتی و مسکونی، گسترش راه‌های ارتباطی و شبکه‌های برق و تلفن و لوله‌های گاز و نفت و آب، سبب کاهش کمی و کیفی جنگل در جهان و ایران شده است. بدون شک در شرایط فعلی در بسیاری از کشورهای جهان، این طرز فکر که منابع طبیعی تجدیدشونده تنها برای اهداف صنعتی و تولید چوب و پرورش دام است، به سر آمده است و به‌جای این‌گونه بهره‌برداری‌های اقتصادی، امروزه ارزش‌های زیست‌محیطی آن در نظر بوده و

* نویسندهٔ مسئول
شمارهٔ تماس: ۰۹۱۲۶۶۱۹۴۹۹
ایمیل: isaleh@ut.ac.ir

برای پهنهٔ وسیعی از کرهٔ زمین وجود این منبع به‌معنای استمرار حیات و تداوم زندگی است و نابودی آن، مرگ و نیستی جوامع بشری را سبب می‌شود (Research Institute of Forests & Rangelands, 2008). مناطق خشک و نیمه‌خشک به دلیل بارش کم، درجهٔ حرارت زیاد، تبخیر و تعرق شدید و دسترسی نداشتن به منابع آب برای اکوسیستم‌های طبیعی و همچنین شرب، صنعت و غیره با محدودیت اساسی منابع آب روبه‌روست. از این‌رو بررسی وضعیت تغییر اقلیم و آثار 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 غیره) ابتدا باید مهم‌ترین ورودی‌ها به این اکوسیستم‌ها (بارش، درجهٔ حرارت و تشعشات خورشیدی) و سپس با توجه به رابطهٔ این پارامترها با منابع مذکور، تغییرات این منابع بررسی شود (Abkar et al., 2014). در جدول ۱ تعداد دفعات و مساحت آتش‌سوزی در جنگل‌های کشور در طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۱ آورده شده است. همان‌طور که مشخص است بیشترین تعداد با ۱۴۱۳ مورد متعلق به سال ۱۳۸۹ و بیشترین تخریب با ۲۳۶۵۶ هکتار مربوط به سال ۱۳۹۱ است.

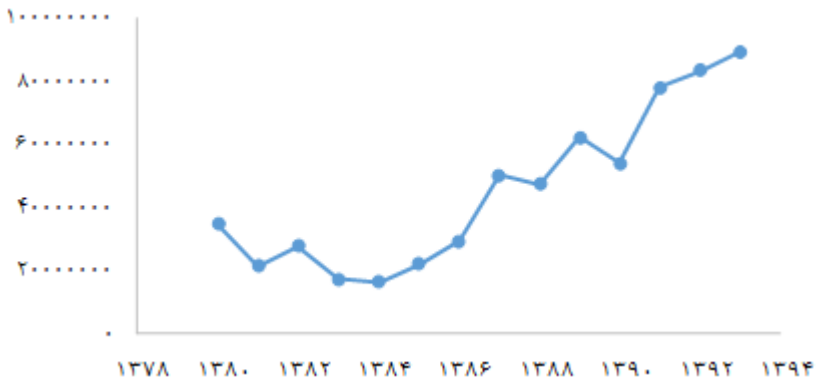
همان‌گونه که در شکل ۱ مشخص است، روند تخریب جنگل‌ها براساس اطلاعات بانک جهانی افزایشی است که بیانگر خطر جدی برای این منبع طبیعی مهم کشور و نیاز به برنامه‌های مناسب به‌منظور کاهش این روند است. در این زمینه پژوهش‌هایی نیز در داخل و خارج صورت گرفته که در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود:

Nasrnia & Ismaili (2009) به بررسی عوامل مؤثر بر جنگل‌زدایی در ایران و پنج کشور همسایه (افغانستان، پاکستان، عراق، کویت و ترکیه که از لحاظ منابع جنگلی و شرایط آب‌وهوایی مشابه ایران بودند)، تحت فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس با استفاده از داده‌های پانل پرداختند.

جدول ۱- موارد و مساحت آتش‌سوزی در جنگل‌های کشور

سال	تعداد آتش‌سوزی	مساحت (هکتار)
۱۳۶۷	۷۷	۵۴۱۰
۱۳۶۸	۹۴	۶۰۰
۱۳۶۹	۹۴	۴۱۶
۱۳۷۰	۶۷	۹۲۷
۱۳۷۵	۴۳۹	۲۸۹
۱۳۸۰	۳۶۹	۵۸۲۹
۱۳۸۲	۵۳۰	۳۱۸۴
۱۳۸۳	۴۲۸	۵۲۱۰
۱۳۸۴	۶۴۴	۲۸۳۱
۱۳۸۵	۶۱۱	۲۷۷۶
۱۳۸۶	۶۸۶	۲۷۵۲
۱۳۸۷	۶۴۵	۷۱۲۶
۱۳۸۸	۴۳۴	۲۲۷۵
۱۳۸۹	۱۴۱۳	۱۵۸۲
۱۳۹۰	۴۴۷	۹۶۹۶
۱۳۹۱	۵۰۶	۲۳۶۵۶

مأخذ: سازمان جنگل‌ها، مراتع و آبخیزداری کشور، دفتر طرح و برنامه و آمار



شکل ۱- خسارت ناشی از تخریب جنگل‌های ایران برحسب دلار

براساس نتایج، تنها متغیر جمعیت از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار بوده و دارای علامت مثبت است بدین معنا که افزایش جمعیت سبب تخریب بیشتر جنگل‌ها خواهد شد. متغیر آزادی سیاسی و مدنی اگرچه علامت موافق با انتظارات داشته، از لحاظ آماری معنادار نشده که نشان می‌دهد واکنش این کشورها به پدیدهٔ جنگل‌زدایی، ناشی از تفاوت در آزادی سیاسی و مدنی در این کشورها نیست. همچنین به‌دلیل معنی‌دار نبودن متغیر درآمد سرانه در سطح و توان دوم، نتیجه گرفته شد که منحنی کوزنتس برای مجموعهٔ شش کشور منتخب صدق نمی‌کند. Nasrnia & Ismaili (2009) عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر جنگل‌زدایی را در کشورهای منتخب و تحت فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس بررسی کردند. در این پژوهش از داده‌های مقطعی برای ۷۱ کشور که براساس گزارش‌های بانک جهانی در سال تحت بررسی دچار جنگل‌زدایی بودند، استفاده شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که افزایش جمعیت سبب تخریب جنگل شده و نرخ رشد درآمد سرانه نیز موجب کاهش تخریب در جنگل شده است. همچنین افزایش رشد نهادهایی که از طریق افزایش دموکراسی، بهبود آزادی‌های فردی و حقوق شهروندی، آزادی‌های مدنی و سیاسی را بهبود می‌بخشند، از فشار بر منابع طبیعی می‌کاهد و موجب بهبود وضعیت جنگل می‌شود. متغیر درآمد سرانه نیز از لحاظ آماری معنی‌دار نشده است که حاکی از صادق نبودن فرضیهٔ منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای بررسی‌شده است. بررسی عوامل مؤثر بر تخریب جنگل‌ها و راهکارهای ترویجی مقابله با آن در استان مازندران نشان می‌دهد که محور قرار ندادن حفظ منابع طبیعی در برنامه‌ریزی کلان و زیربنایی با میانگین ۴/۳۵، خفیف بودن میزان متخلفان در زمینهٔ منابع طبیعی (جنگل‌ها) با میانگین ۴/۲۹، قاچاق چوب با میانگین ۴/۱۷ و کمبود اعتبار برای حفظ جنگل‌ها با میانگین ۳/۸۸ بیشترین تأثیر را در تخریب جنگ‌ها داشته‌اند (Chizari et al., 2011). پژوهش Rezvani & Hashemzadeh (2013) با هدف بررسی عوامل مؤثر بر تخریب جنگل‌ها و تأثیر خروج دام از حوزهٔ ۱۴ جنگل‌های شمال کشور (فومن) نشان داد که از دیدگاه کارشناسان عواملی همچون حضور دام در جنگل، افزایش جمعیت، نبود قوانین شفاف و قابل اجرا و نبود فعالیت‌های آموزشی و ترویجی به‌ترتیب با ۹۵، ۹۰، ۷۲/۵ و ۶۰ درصد فراوانی پاسخ‌ها از مهم‌ترین عوامل تخریب جنگل هستند. براساس نظرسنجی از جنگل‌نشینان، راهکارهای اساسی برای حفاظت از جنگل‌ها، تأمین علوفهٔ دام و اشتغال پایدار در منطقه بوده و در نهایت با توجه به پاسخ جنگل‌نشینان به تأثیر اجرای طرح خروج دام از

منطقه، اجرای طرح به‌صورت معنی‌داری سبب افزایش زنده‌مانی نهال‌ها در منطقه شده است.

Farrokian & Darvishzadeh (2014) در بررسی عوامل مؤثر بر جنگل‌زدایی و نابودی تنوع زیستی که به روش مروری و گردآوری اطلاعات از منابع مختلف مرتبط با جنگل زدایی و تنوع زیستی صورت گرفت. دریافتند که جمعیت و فقر و پس از آنها دخالت انسانی، نبود برنامه‌ریزی منطقه‌ای و معرفی گونه‌های بیگانه از متغیرهای تأثیرگذار بر جنگل‌زدایی هستند.

Ldemi et al. (2015) در بررسی نقش عوامل اقتصادی-اجتماعی در تخریب زیست‌بوم جنگل‌های زاگرس منطقهٔ کاکارضا در لرستان، به شناسایی و اولویت‌بندی مهم‌ترین عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر در تخریب جنگل‌های این منطقه با استفاده از فرایند تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP) پرداخت. نتایج این بررسی نشان داد که از بین عوامل مؤثر در تخریب جنگل‌های منطقه شامل بهره‌برداری، دامداری و تغییر کاربری جنگل، بهره‌برداری از جنگل مهم‌ترین عامل تخریب این اکوسیستم‌هاست که علت آن نبود خطوط گازرسانی در منطقهٔ تحقیق و نیاز مردم محلی به برداشت چوب به‌منظور تهیهٔ سوخت بوده است. تحقیق Babazekri et al. (2017) به بررسی، شناسایی و اولویت‌بندی عوامل مؤثر در تخریب مراتع و جنگل‌ها در شهرستان دنا پرداخته است. در این تحقیق با استفاده از فرایند تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP)، عوامل مؤثر بر تخریب جنگل‌ها و مراتع بررسی شده است. نتایج این تحقیق نشان داد که نبود مدیریت قرق در میان عوامل نظارتی، حمایت اندک دولت از بخش منابع طبیعی در میان عوامل حمایتی، فساد اداری در میان عوامل اداری، جاده‌سازی در میان عوامل زیربنایی، نبود اقدامات قانونی مناسب و بهنگام در مواجهه با تصرفات غیرقانونی در میان عوامل قانونی، فقر در میان عوامل اقتصادی، و خشکسالی در میان عوامل طبیعی، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تخریب هستند.

Rafi Khan & Rafi Khan (2009) به بررسی رابطهٔ بین فقر و تخریب جنگل در سوات پاکستان پرداختند. در این تحقیق، درآمد حاصل از برداشت از جنگل (الوار، علوفه، هیزم و دیگر محصولات جنگلی) متغیر وابسته در نظر گرفته شد. نتایج این تحقیق با برآورد الگوی OLS نشان داد که رابطهٔ منفی و معنی‌داری بین درآمد خانوار از دیگر منابع و درآمد خانوار از برداشت جنگل وجود دارد؛ به این معنا که با افزایش درآمد خانوار از منابع دیگر، برداشت از جنگل کاهش می‌یابد. همچنین در برآورد الگوی 2SLS مشخص شد که رابطهٔ مثبت و معنی‌داری بین تعداد دام، سن و سطح تحصیلات با برداشت از جنگل وجود دارد.

Akinde (2009) با بررسی رابطهٔ تخریب جنگل و توسعهٔ اقتصادی در برزیل دریافت که اندازهٔ گله و تراکم جمعیت روستایی، مهم ترین عوامل جنگل‌زدایی در برزیل است. وی مشخص کرد که قیمت بازار جهانی گوشت گاو و سویا و توسعهٔ کشاورزی مانند تخصیص زمین برای چرای دام و کشت سویا چه تأثیری در تخریب جنگل‌های برزیل دارد. نتایج این تحقیق، دخالت دولت برای کاهش جنگل‌زدایی در برزیل را مناسب‌تر از روش‌های بازار (شرکت‌های خصوصی) می‌داند. همچنین وی تعیین حقوق مالکیت در جنگل‌ها را از عوامل مهم حفاظت از جنگل‌ها برشمرده است.

Akpan & Chuku (2011) رابطهٔ بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست در نیجریه را تحت فرضیهٔ کوزنتس با استفاده از روش ARDL[1] بررسی کردند. در این پژوهش، مقدار انتشار گاز دی اکسید کربن، شاخص نشان‌دهندهٔ تنزل محیط زیستی بیان شد. آنها علاوه‌بر درآمد سرانه، اثر هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات (به صورت سهم در تولید ناخالص داخلی) و همچنین درجهٔ آزادی تجاری را بر

1. Autoregressive Distributed Lag Model

تخریب محیط زیست بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها وجود رابطۀ بلندمدت بین تخریب محیط زیست و عوامل مؤثر بر آن را تأیید می‌کند. آنها فرضیۀ زیست محیطی کوزنتس را در این پژوهش رد و وجود رابطه‌ای N شکل بین تخریب محیط زیست و درآمد سرانه را تأیید کردند. ضرایب بخش تولید و خدمات علاوه‌بر معنی‌دار بودن، علامت‌های مورد انتظار براساس تئوری داشتند، اما علامت متغیر سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی منفی و برخلاف انتظار به‌دست‌آمده است. همچنین رشد اقتصادی رابطۀ معناداری با افزایش تخریب محیط زیست هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت دارد. Khalid et al. (2014) به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی و تخریب جنگل در پاکستان طی دورۀ زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳ پرداخته شده است. در این پژوهش شدت تخریب جنگل متغیر وابسته، و متغیرهای رشد اقتصادی، مصرف انرژی، باز بودن تجارت و جمعیت، متغیر مستقل در نظر گرفته شد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که متغیرهای رشد اقتصادی، جمعیت و مصرف انرژی موجب افزایش تخریب جنگل و باز بودن تجاری سبب کاهش تخریب جنگل می‌شود.

پژوهش Jehan et al. (2015) به بررسی تأثیر عوامل اقتصادی اجتماعی بر کاهش مناطق جنگلی در پاکستان پرداخته است. در این پژوهش مساحت کل جنگل‌ها متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص، جمعیت و تعداد دام و مقدار 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. پژوهش Imai et al. (2018) به بررسی عوامل مؤثر بر تخریب جنگل در جنوب شرقی آسیا پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان داد که افزایش جمعیت با سطح جنگل رابطۀ منفی و معنی‌داری دارد، به‌طوری که افزایش جمعیت سبب کاهش سطح جنگل‌ها می‌شود. همچنین سطح جنگل‌ها با متغیرهای تولید مواد غذایی و واردات کشاورزی به‌ترتیب رابطۀ منفی و مثبت دارد. افزایش بهره‌وری سبب افزایش سطح جنگل‌ها می‌شود. نتایج این پژوهش بیانگر آن است که متغیر فقر با سطح جنگل‌ها رابطۀ منفی دارد و با افزایش فقر سطح جنگل‌ها کاهش می‌یابد.

در زمینۀ تأثیر متغیرهای اقلیم بر تخریب جنگل مطالعات اندکی صورت گرفته که کیفی بوده‌اند. پژوهش Thomas & Leason (2005) به تغییر آب‌وهوا در جنوب کالاهاری[1] پرداخته است. نتایج این پژوهش که با استفاده از تجزیه‌وتحلیل تصاویر TM صورت گرفته نشان می‌دهد که کاهش بارندگی و به‌دنبال آن خشکسالی احتمال آتش‌سوزی را افزایش می‌دهد و سبب تخریب جنگل و پوشش گیاهی در منطقۀ کالاهاری می‌شود. همچنین در مناطقی که تعداد دام بیشتر است، فشار بر مراتع و جنگل‌ها افزایش می‌یابد که روند تخریب را سرعت می‌بخشد. نتایج پژوهش Jones et al. (2009) در زمینۀ تأثیر افزایش دما بر تخریب جنگل‌های آمازون با استفاده از تغییرات سطح جنگل‌های آمازون و دما نشان می‌دهد که افزایش بیش از ۲ درجۀ سانتی‌گرادی دمای جهانی، سبب تخریب شدید جنگل‌های آمازون می‌شود که بر این اساس توصیه شده است سیاست‌های توسعه‌ای، توجه ویژه‌ای به تغییرات آب‌وهوا و تأثیر آن بر جنگل آمازون داشته باشند. Gonzalez et al. (2010) تأثیر تغییرات آب‌وهوا بر پوشش گیاهی جهان به‌ویژه جنگل‌ها را بررسی کردند و با استفاده از داده‌های تغییرات متغیرهای دما و بارندگی و پوشش گیاهی در قرن بیستم به پیش‌بینی تغییرات پوشش گیاهی در قرن بیست‌ویکم پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش دما به میزان ۲/۴ تا ۴ درجه سانتی‌گراد، یک‌دهم تا نیمی از پوشش گیاهی جهان آسیب می‌بینند که جنگل‌های

1. Kalahari

مخلوط معتدل، سوزنی‌برگ، توندرا و کوهستانی اغلب به‌دلیل تغییرات بالقوه در آتش‌سوزی، دچار بیشترین آسیب می‌شوند و جنگل‌های همیشه‌سبز پهن‌برگ گرمسیری کمترین آسیب را خواهند دید.

نتایج پژوهش دربارهٔ تغییرات پارامترهای اقلیمی و تبخیر و تعرق مرجع در ناحیهٔ رویشی زاگرس شمالی نشان می‌دهد که تغییرات روند پارامترهای اقلیمی چون بارندگی و دما و تبخیر و تعرق مرجع در منطقه معنی‌دار است و فرضیهٔ ارتباط بین تغییر پارامترهای اقلیمی و تخریب اکوسیستم‌های جنگل تا حدودی تأیید می‌شود. همچنین تغییر پارامترهای اقلیمی از عوامل تشدیدکنندهٔ خشکیدگی در جنگل‌های منطقه است (Dolatshahi et al. 2017).

تحقیق دربارهٔ اثر تغییر اقلیم بر پراکنش جغرافیایی بالقوهٔ گونهٔ راش شرقی در جنگل‌های هیرکانی ایران نشان داد که در سال ۲۰۷۰ میلادی تحت تأثیر تغییر اقلیم، مساحت رویشگاه‌های مطلوب با قطعیت زیاد در خوش‌بینانه‌ترین سناریو معادل ۷۲/۷۹ درصد و در بدبینانه‌ترین سناریو معادل ۸۹/۸۵ درصد کاهش خواهد داشت (Taleshi et al., 2018).

ضعف اطلاعات دربارهٔ شدت تخریب یا مساحت جنگل‌ها و دیگر منابع طبیعی در کشور، از عوامل بسیار مهم کمبود مطالعات در زمینهٔ تخریب جنگل در ایران است. از بین مطالعات صورت‌گرفته نیز بیشتر مطالعات به‌صورت پرسشنامه‌ای بوده و عوامل مؤثر با استفاده از میزان فراوانی و سهم اولویت‌بندی شده‌اند. مطالعات اندک دربارهٔ بررسی عوامل مؤثر بر تخریب جنگل‌ها با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی، متغیرهای اقتصادی و اجتماعی را مدنظر قرار داده‌اند و متغیرهای اقلیمی همان‌طور که بیان شد با مطالعات پرسشنامه‌ای بررسی قرار شده‌اند. به‌طور کلی عوامل مؤثر بر تخریب جنگل‌ها با توجه به مطالعات صورت‌گرفته، چرای دام، تعداد دام، جمعیت، کمبود اعتبارات، فقر مالی و فرهنگی و ناآگاهی از وضعیت منابع طبیعی کشور، تغییر کاربری، خشکسالی، آتش‌سوزی و قاچاق چوب است.

در جمع‌بندی کلی از مطالعات خارجی صورت‌گرفته در زمینهٔ بررسی عوامل مؤثر بر تخریب جنگل می‌توان گفت که اطلاعات در مورد جنگل‌ها در حد مطلوب در دسترس بوده است و محدودیتی از نظر اطلاعات برای مطالعات وجود نداشته است. مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی مؤثر بر تخریب در مطالعات صورت‌گرفته، 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 هستند. در ضمن تحقیقات دربارهٔ اثر تغییرات اقلیم بر تخریب جنگل با استفاده از مقایسهٔ تغییرات دما، بارندگی و سطح جنگل‌ها با استفاده از تصاویر ماهواره‌ای صورت گرفته است.

با توجه به اهمیت جنگل از نظر اقتصادی، زیست‌محیطی و تفریحی برای انسان، شناسایی چالش‌ها و عوامل مؤثر بر تخریب جنگل، در سیاستگذاری مدیران و مجریان برنامه‌ریز برای جلوگیری و کاهش تخریب جنگل در کشور از اهمیت خاصی برخوردار است. هدف پژوهش حاضر، بررسی عوامل اقتصادی- اقلیمی مؤثر بر تخریب جنگل‌ها در ایران است که با استفاده از نرم‌افزارهای Microfit5 و Excel 2013 و داده‌های سری زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ انجام گرفته است.

مواد و روش‌ها

منطقهٔ پژوهش

در این تحقیق به بررسی عوامل اقتصادی- اقلیمی مؤثر بر تخریب جنگل‌ها در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ پرداخته شده است. جنگل های ایران از نظر مدیریتی به دو گروه جنگل‌های شمال و جنگل‌های خارج از شمال تقسیم می‌شوند. جنگل‌های شمال به تمام ناحیه رویشی هیرکانی و خزری اطلاق می‌شود، و جنگل‌های خارج از شمال نیز

در ۴ ناحیه رویشی دیگر قرار دارند. همچنین با استفاده از مطالعات صورت گرفته لیستی از متغیرهای مهم و اثر گذار بر تخریب جنگل مشخص گردید و سپس داده های متغیرهایی که اطلاعات آن‌ها برای کشور موجود بود، از منابع اطلاعاتی متفاوت که در ادامه مطرح شده‌اند، استخراج گردید. سپس با استفاده از آزمون ایستایی متغیرها، الگوی سری زمانی خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) از بین سایر روش‌های اقتصاد سنجی انتخاب شد، که در ادامه به تشریح این مدل پرداخته شده است.

شیوهٔ اجرای پژوهش

با توجه به ماهیت داده‌ها و نتایج آزمون پایایی متغیرها، تعدادی از متغیرها پایا از درجهٔ یک ((I(1)) و برخی دیگر پایا از درجهٔ صفر ((I(0)) هستند، بنابراین در این پژوهش از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) و نرم‌افزار Microfit5 استفاده شده است.

در صورتی که تعدادی از متغیرها در سطح پایا و بعضی دیگر با یک بار تفاضل‌گیری پایا شوند، می‌توان برای بررسی رابطهٔ بین متغیرها از الگوی ARDL استفاده کرد. الگوی یادشده توانایی برآورد اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را دارد. الگوی ARDL تعمیم‌یافته طبق روابط ۱، ۲ و ۳ به‌شرح زیر است: (Nielsen et al., 2009).

(رابطهٔ ۱)

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

(i= 1,2,…,k)

(رابطهٔ ۲)

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

(رابطهٔ ۳)

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

در رابطهٔ ۱، L عملگر وقفهٔ زمانی مرتبهٔ اول است به‌طوری که $LY = Y_{t-1}$، W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفهٔ ثابت، Y_i متغیر وابسته، X_{it} متغیر توضیحی، P تعداد وقفه‌های بهینهٔ مربوط به متغیر وابسته و q_i (i=1,…,k) تعداد وقفه‌های بهینهٔ مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی است. همچنین برای محاسبهٔ ضریب بلندمدت از همان مدل پویا استفاده می‌شود، ضریب بلندمدت مربوط به متغیرهای توضیحی از رابطهٔ ۴ به‌دست می‌آید (Tashkini, 2005).

(رابطهٔ ۴)

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

حال برای بررسی اینکه روابط بلندمدت حاصل از این روش کاذب است یا خیر، فرضیهٔ زیر طبق رابطه ۵ آزمون می‌شود:

(رابطهٔ ۵)

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

فرضیهٔ صفر بیانگر نبود هم‌انباشتگی یا رابطهٔ بلندمدت است، زیرا شرط گرایش رابطهٔ پویای کوتاه‌مدت به‌سمت تعادل بلندمدت آن است که مجموع ضرایب کمتر از ۱ باشد. برای اجرای آزمون مورد نظر باید عدد ۱ از مجموع ضرایب با وقفهٔ متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف ضرایب مذکور تقسیم شود. کمیت آمارهٔ t لازم برای اجرای آزمون یادشده از رابطهٔ ۶ محاسبه می‌شود:

(رابطهٔ ۶)

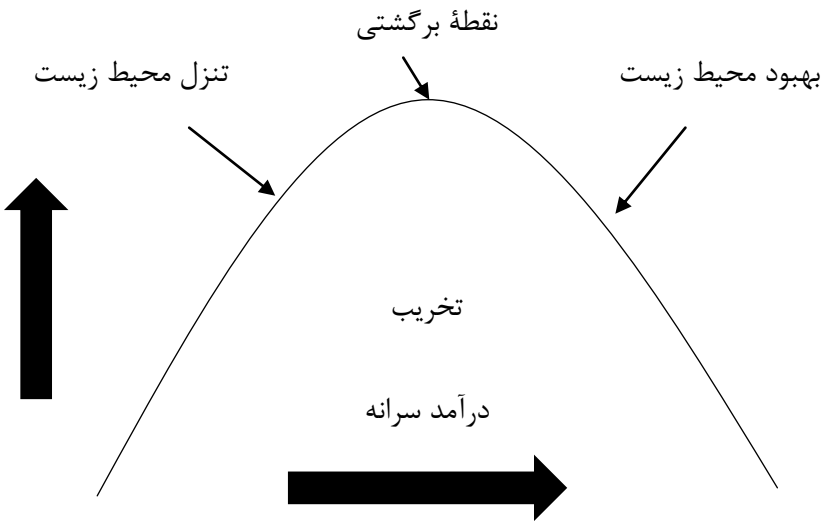
$$t = \frac{\sum_{i=1}^{P} \hat{\phi} - 1}{\sum_{i=1}^{P} S\hat{\phi}_i}$$

اگر قدر مطلق کمیت بحرانی ارائه‌شده در سطح اطمینان مورد نظر از قدر مطلق کمیت آمارهٔ t محاسباتی کوچک‌تر باشد، فرض H_1 مبنی بر وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای الگو پذیرفته می‌شود (Banerjee et al., 1992). الگوی ARDL، توسط Pesaran & Shin (1999) به‌منظور بررسی رابطهٔ هم‌انباشتگی و بلندمدت بین متغیرها ارائه‌شده است. این روش، مزیت‌های زیادی بر روش‌های دیگر دارد، از این‌رو به‌طور گسترده در مطالعات تجربی کاربرد یافته است. استفاده از الگوهای خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده در شرایطی که متغیر مورد نظر، متأثر از مقادیر گذشتهٔ خود و مقادیر جاری و گذشتهٔ سایر متغیرهاست، کاربرد دارد. همین‌طور این الگو در شرایطی که براساس آزمون علیت، رابطهٔ یکسویهٔ علّی برقرار باشد، توصیه می‌شود. مهم‌ترین مزیت این روش، قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف‌نظر از ایستا یا ناایستا بودن از درجه یک است. همچنین در این روش، علاوه‌بر امکان محاسبهٔ روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبهٔ 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 به‌نسبت بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد (Pesaran et al., 2001). افزون‌بر این مشکل درون‌زایی به‌دلیل همبسته نبودن جملات اخلال در رویکرد ARDL بروز نمی‌کند (Pesaran & Shin, 1999). شناسایی الگوهای چندمتغیره (متشکل از الگوهای خودتوضیح با وقفهٔ توزیعی و الگوی خودتوضیح برداری و الگوی تصحیح خطای برداری) شامل تعیین متغیرهای الگو و همچنین تعیین تعداد وقفه‌های مناسب آنهاست. انتخاب اولیهٔ متغیرهایی که باید در این الگوها وارد شوند الهام‌گرفته از نظریه‌های اقتصادی و مطالعات تجربی است. مرحلهٔ مهم در برآورد الگوی تصحیح خطای برداری، تعیین وقفهٔ مناسب در الگوست (Walter, 1995). انتخاب وقفه در الگو باید به‌گونه‌ای صورت گیرد که از نبود خودهمبستگی بین جملات خطا و توزیع نرمال آن اطمینان حاصل شود. برای تعیین تعداد وقفهٔ مناسب ابتدا باید حداکثر وقفه برای آزمون در نظر گرفته شود و سپس با استفاده از آزمون LR یا معیارهایی مانند آکاییک[1] (AIC) و شوارتز[2] (SIC) وقفهٔ مناسب (که خطای پیش‌بینی را حداقل می‌کند) انتخاب شود. شایان ذکر است که مناسب‌ترین معیار برای الگوهایی با حجم نمونهٔ کمتر از ۱۲۰، معیار شوارتز بیزین است (Ivanov & Kilian, 2005).

پژوهش حاضر برمبنای فرضیهٔ نظریه زیست‌محیطی کوزنتس انجام گرفته است. براساس این فرضیه، رابطهٔ بین تخریب محیط زیست و درآمد سرانه به‌صورت U معکوس است که در ادامه به‌طور مختصر به این نظریه پرداخته شده است. تا اوایل دههٔ ۱۹۹۰ بیشتر اقتصاددانان بر این عقیده بودند که نابرابری درآمد و ثروت، انگیزه لازم برای انباشت سرمایه و رشد اقتصادی را فراهم می‌آورد. در این زمینه نظرهای متعددی بیان شده که معروف‌ترین آنها نظریهٔ کوزنتس است که در سال ۱۹۵۵ بیان شد (Kuznets, 1955). براساس این نظریه در مراحل توسعهٔ اقتصادی، نابرابری درآمد نخست افزایش می‌یابد و پس از ثابت ماندن در سطح معینی، به‌تدریج کاهش خواهد یافت. این الگو بعداً به منحنی وارون کوزنتس معروف شد. کوزنتس، توسعهٔ اقتصادی را فرایند گذار از اقتصاد سنتی به اقتصاد نوین در نظر گرفته است. بعد از کوزنتس و در سال‌های اخیر تعدادی از اقتصاددان علاقه‌مند به محیط‌زیست با استفاده از تئوری کوزنتس و به‌کار بردن این تئوری در زمینهٔ محیط زیست، چارچوب تئوری زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) را ایجاد کردند (Panayotou, 1993). این تئوری ارتباط بین رشد و تخریب محیط زیست

1. Akaike information criterion
2. Schwarz information criterion

(آلودگی آب، آلودگی هوا، جنگل‌زدایی و دیگر موارد تخریب منابع طبیعی) را بیان می‌دارد.



شکل ۲- منحنی محیط زیستی کوزنتس

شکل ۲ رابطهٔ بین تخریب جنگل و درآمد سرانه را نشان می‌دهد. همچنین دیگر متغیرهای مدل براساس مطالعات صورت‌گرفته در زمینهٔ تخریب جنگل استخراج و با توجه به اهمیت آنها در تخریب جنگل‌ها و دسترسی به اطلاعات هر متغیر، در الگو استفاده شدند. به‌منظور دستیابی به اهداف پژوهش، اطلاعات لازم از سایت World Bank، سازمان هواشناسی کشور، سایت بانک مرکزی، آمارنامهٔ جهاد کشاورزی و سازمان جنگل‌ها، مراتع و آبخیزداری کشور در سال‌های ۱۳۷۰تا ۱۳۹۳ استخراج شد. متغیر وابسته در این پژوهش تخریب جنگل[1] برحسب میلیون دلار است. براساس تعریف جهانی، برداشت از منابع جنگل (به‌ویژه چوب) فراتر از رشد طبیعی آن، تخریب جنگل خوانده می‌شود.

نتایج

در ابتدا به مقایسهٔ برنامه‌های توسعه از نظر تأثیر بر کاهش تخریب جنگل‌ها پرداخته شده است. برای این منظور ابتدا با آزمون لون[2] همسانی واریانس بررسی شده و در صورت همسانی واریانس از آزمون توکی[3] برای مقایسه استفاده می‌شود؛ در غیر این صورت از آزمون تام هان[4] استفاده می‌شود. نتایج آزمون لون در جدول ۲ آورده شده است. همان‌طور که نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد، فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس را نمی‌توان رد کرد، بنابراین برای مقایسهٔ برنامه‌های توسعه از آزمون توکی استفاده می‌شود.

در ادامه ابتدا با استفاده از آزمون ANOVA مشخص می‌شود که آیا در حالت کلی بین برنامه‌های توسعه در کاهش تخریب جنگل تفاوت معناداری وجود دارد یا خیر که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است. با توجه به نتایج جدول ۳ فرض صفر را نمی‌توان پذیرفت، بنابراین در بین برنامه‌ها در حالت کلی تفاوت وجود دارد.

1. Forest depletion
2. Levene’s Test
3. Tukey
4. Tum Hun

جدول ۲- نتایج آزمون همسانی واریانس

آمارهٔ لون	سطح معنی‌داری
۱/۹۷	۰/۱۳۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- نتایج مقایسهٔ کلی تأثیر برنامه‌های توسعه بر تخریب جنگل

فرض صفر	آمارهٔ برآوردی	سطح معنی‌داری
تفاوت بین برنامه‌های توسعه وجود ندارد	۵/۵۸	۰/۰۰۳***

***، ** و * به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه به بررسی تفاوت بین برنامه‌های توسعه به‌صورت جزئی پرداخته شده که نتایج آن در جدول ۴ آورده شده است. همان‌طور که نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد، برنامهٔ سوم توسعه نسبت به برنامهٔ اول، و برنامهٔ چهارم نسبت به برنامه‌های اول و دوم بهترند و برنامه‌های دیگر تفاوت معنی‌داری ندارند. همچنین سال‌هایی که برنامهٔ توسعه وجود نداشته، نسبت به سال‌های دارای برنامه نیز تفاوت معناداری ندارند. بنابراین هرچند در طی برنامه‌ها روند مثبتی برای کاهش تخریب جنگل وجود داشته، در حالت کلی برنامه‌ها در کاهش تخریب موفق عمل نکرده‌اند.

ایستایی متغیرهای موجود در مدل با استفاده از دو آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون بررسی شد. در این پژوهش به‌منظور بررسی عوامل اقتصادی- اقلیمی مؤثر بر تخریب جنگل‌ها در ایران، با بررسی مطالعات صورت‌گرفته در داخل و خارج، متغیرهای مؤثر بر تخریب جنگل‌ها شناسایی و از بین آنها، متغیرهایی که اطلاعات و آمار مربوط به آنها در دسترس بود در پژوهش استفاده شد. همان‌گونه که نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد، با استفاده از دو آزمون فیلیپس پرون و دیکی فولر تعمیم‌یافته، ایستایی متغیرها بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای تخریب جنگل، درآمد سرانه، توان دوم سرانه، ضریب جینی، بیکاری، بودجهٔ حمایتی از جنگل‌ها، تعداد دام و نرخ باسوادی ایستا نیستند و با یک بار 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، آمارهٔ برآوردی از آمارهٔ بحرانی بزرگ‌تر است، این دو متغیر در سطح ایستا هستند. با توجه به نتایج جدول ۵ مبنی بر اینکه برخی از متغیرها در سطح ایستا و برخی دیگر با یک بار تفاضل‌گیری ایستا هستند، برای بررسی عوامل مؤثر بر تخریب جنگل از مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شده است.

در ادامه به برآورد الگوی کوتاه‌مدت مدل ARDL پرداخته و نتایج در جدول ۶ آورده شده است. همان‌گونه که نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد، وقفهٔ متغیر وابسته در سطح ۱۰ درصد معنادار شد که به‌معنای اجازهٔ آزمون دولادو مستر به‌منظور وجود یا نبود رابطهٔ بلندمدت است.

در ادامه به بررسی فروض کلاسیک در الگوی برآوردی پرداخته شد که نتایج در جدول ۷ بیانگر نبود مشکلات مختلف کلاسیک در نتایج است.

جدول ۴- نتایج مقایسهٔ اثر دوبه‌دو برنامه‌های توسعه بر تخریب جنگل

		تفاوت میانگین	سطح معنی‌داری	کرانهٔ پایین	کرانهٔ بالا
سال‌های بدون برنامه	برنامهٔ اول	۲۵/۷۵	۰/۴۴۶	-۷۸/۸۳	۲۷/۳۳
	برنامهٔ دوم	۲۶/۳۳	۰/۵۳۷	-۷۴/۹۸	۲۲/۳۱
	برنامهٔ سوم	۱۱/۷۰	۰/۹۷۰	-۳۶/۹۴	۶۰/۳۵
	برنامهٔ چهارم	۲۴/۰۲	۰/۶۲۷	-۲۴/۶۲	۷۲/۶۷
	برنامهٔ پنجم	۸/۹۷	۰/۹۹۲	-۴۱/۳۸	۵۹/۳۳
برنامهٔ اول	سال‌های بدون برنامه	۲۵/۷۵	۶/۴۴	-۲۷/۳۳	۷۸/۸۳
	برنامهٔ دوم	-۰/۵۸	۰/۹۹۸	-۴۳/۰۴	۴۱/۸۸
	برنامهٔ سوم	۳۷/۴۵	۰/۱۰۳	-۵/۰۱	۷۹/۹۱
	برنامهٔ چهارم	۴۹/۷۷**	۰/۰۱۶	۷/۳۰	۹۲/۲۳
	برنامهٔ پنجم	۳۴/۷۲	۰/۱۸۰	-۹/۶۸	۷۹/۱۳
برنامهٔ دوم	سال‌های بدون برنامه	۲۶/۳۳	۰/۵۳۷	-۲۲/۳۱	۷۴/۹۸
	برنامهٔ اول	۰/۵۸	۰/۹۹۸	-۴۱/۸۸	۴۱/۸۸
	برنامهٔ سوم	۳۸/۰۳**	۰/۰۴	۱/۲۵	۷۹/۹۱
	برنامهٔ چهارم	۵۰/۳۵***	۰/۰۰۴	۱۳/۵۷	۹۲/۲۳
	برنامهٔ پنجم	۳۵/۳۰	۰/۰۸۹	-۳/۶۹	۷۹/۱۳
برنامهٔ سوم	سال‌های بدون برنامه	-۱۱/۷۰	۰/۹۷۰	-۶۰/۳۵	۳۶/۹۴
	برنامهٔ اول	-۳۷/۴۵	۰/۱۰۳	-۷۹/۹۱	۵/۰۱
	برنامهٔ دوم	-۳۸/۰۳**	۰/۰۴۰	-۷۴/۸۱	-۱/۲۵
	برنامهٔ چهارم	۱۲/۳۱	۰/۸۸۹	-۲۴/۴۵	۴۹/۰۹
	برنامهٔ پنجم	-۲/۷۲	۰/۹۷۹	-۴۱/۷۳	۳۶/۲۸
برنامهٔ چهارم	سال‌های بدون برنامه	-۲۴/۰۲	۰/۶۲۷	-۷۲/۶۷	۲۴/۶۲
	برنامهٔ اول	-۴۹/۷۷**	۰/۰۱۶	-۹۲/۲۳	-۷/۳۰
	برنامهٔ دوم	-۵۰/۳۵***	۰/۰۰۴	-۸۷/۱۳	-۱۳/۵۷
	برنامهٔ سوم	-۱۲/۳۱	۰/۸۸۹	-۴۹/۰۹	۲۴/۴۵
	برنامهٔ پنجم	-۱۵/۰۴	۰/۸۱۹	-۵۴/۰۵	۲۳/۹۶
برنامهٔ پنجم	سال‌های بدون برنامه	-۸/۹۷	۰/۹۹۲	-۵۹/۳۳	۴۱/۳۸
	برنامهٔ اول	-۳۴/۷۲	۰/۱۸	-۷۹/۱۳	۹/۶۸
	برنامهٔ دوم	-۳۵/۳۰	۰/۰۸۹	-۷۴/۳۱	۳/۶۹
	برنامهٔ سوم	۲/۷۲	۰/۹۷۹	-۳۶/۲۸	۴۱/۷۳
	برنامهٔ چهارم	۱۵/۰۴	۰/۸۱۹	-۲۳/۹۶	۵۴/۰۵

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵- آزمون پایایی متغیرها

متغیر	نوع آزمون	آمارهٔ برآوردی	آماره بحرانی	سطح معنی‌داری		نتیجه
تخریب جنگل	فیلیپس پرون	-۷/۲۰***	-۴/۴۹	۰/۰۰۰	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
	دیکی فول تعمیم‌یافته	-۷/۲۱***	-۴/۴۹	۰/۰۰۰	با عرض از مبدأ و ترند	I(1)
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)
بودجهٔ 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)
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)

***، ** و * به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶- برآورد الگوی کوتاه‌مدت ARDL (1,1,1,0,0,0,0,1,1,1)

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
وقفهٔ تخریب جنگل	-۰/۱۹۳*	۰/۰۸۶	-۲/۲۶	۰/۰۷۴
درآمد سرانه	-۰/۲۵	۰/۰۶۲	-۴/۰۲	۰/۰۱۰
وقفهٔ درآمد سرانه	-۰/۱۴	۰/۰۶۳	-۲/۲۶	۰/۰۷۳
توان دوم درآمد سرانه	$۱/۸۴\times۱۰^{-۵}$	$۵/۲۱\times۱۰^{-۶}$	۳/۵۳	۰/۰۱۷
وقفهٔ توان دوم درآمد سرانه	$۱/۲۵\times۱۰^{-۵}$	$۵/۴۸\times۱۰^{-۶}$	۲/۲۸	۰/۰۷۱
تعداد دام	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۱/۸۰	۰/۱۳۱
نسبت بارندگی به دما	-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
وقفهٔ بیکاری	-۱/۵۲	۱/۳۶	-۱/۱۱	۰/۳۱۶
سطح آموزش	-۴/۲۵	۱/۸۲	-۲/۳۴	۰/۰۶۶
وقفهٔ سطح آموزش	-۷/۶۲	۱/۹۱	-۳/۹۸	۰/۰۱۱
بودجهٔ حمایتی از جنگل‌ها	$۱/۲۳\times۱۰^{-۵}$	$۳/۴۸\times۱۰^{-۶}$	۳/۵۳	۰/۰۱۷
وقفهٔ بودجهٔ حمایتی از جنگل‌ها	$۵/۵۱\times۱۰^{-۶}$	$۲/۴۶\times۱۰^{-۶}$	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]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷- آزمون‌های فروض کلاسیک الگو

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون نرمال بودن اجزای اخلال بیانگر آن است که اجزای اخلال در الگوی مورد نظر از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند، زیرا با توجه به آمارهٔ LM فرض صفر مبنی بر نرمال بودن جزء اخلال پذیرفته می‌شود. از این‌رو آماره‌های T و F در الگوی برآوردی از اعتبار مناسبی برخوردارند. نتایج آزمون خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس نیز بیانگر آن است که در الگوی برآوردی همبستگی سریالی اجزای اخلال و همسانی واریانس وجود ندارند و از این جهت نیز فروض کلاسیک در نتایج برآوردی برقرارند.

برای اطمینان از ثبات ساختاری مدل، از آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ استفاده شد. این آزمون‌ها منعکس‌کنندهٔ ثبات در ضرایب تخمینی در طول دورهٔ مورد بررسی هستند. این آزمون که توسط براون و همکاران (۱۹۷۵) معرفی شده، بیان می‌کند که پارامترهای تخمین‌زده‌شده در یک سری زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است به تشخیص نادرست منجر شوند. از این‌رو اجرای 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 شد. اگر نمودارهای ارائه‌شده داخل فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد باشند، فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد و اگر نمودارها از فاصلهٔ اطمینان بیرون زده باشند یا به‌عبارتی فاصلهٔ اطمینان را قطع کرده باشند، فرضیهٔ صفر را می‌توان رد کرد.

همان‌طور که از شکل‌های ۳ و ۴ مشخص است، هر دو نمودار در بین دو خطی هستند که ناحیهٔ بحرانی را در سطح خطای ۵ درصد نشان می‌دهد، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت مدل از ثبات ساختاری برخوردار است و رابطهٔ بلندمدت پایدار خواهد بود و پایداری ضرایب برآوردشده نیز تأیید می‌شود.

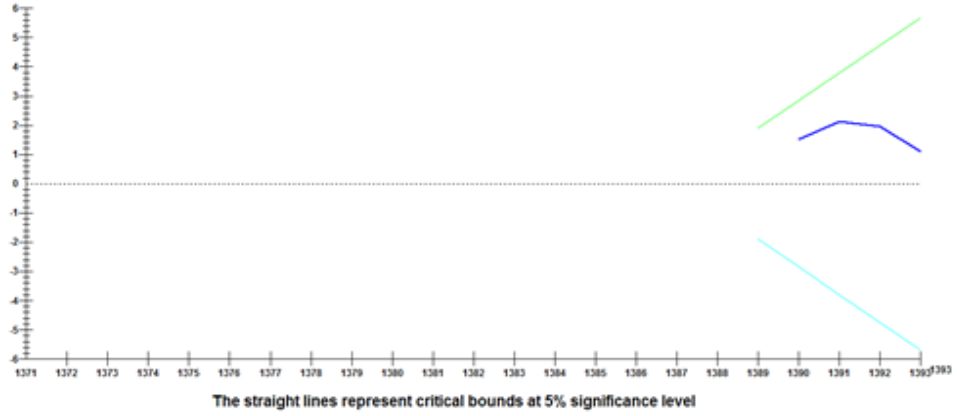
همان‌گونه که در شکل ۵ مشاهده می‌شود، مدل تا حد قابل قبولی توانسته متغیر وابسته (میزان تخریب جنگل برحسب میلیون دلار) را *توضیح* دهد.

برای تخمین رابطهٔ بلندمدت می‌توان از روش دومرحله‌ای به‌صورت زیر عمل کرد: در مرحلهٔ اول با توجه به رابطهٔ زیر، ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی، آزمون می‌شود. در این رابطه برای مجموع ضرایب برآوردی مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته در الگوی کوتاه‌مدت، رابطهٔ زیر آزمون خواهد شد:

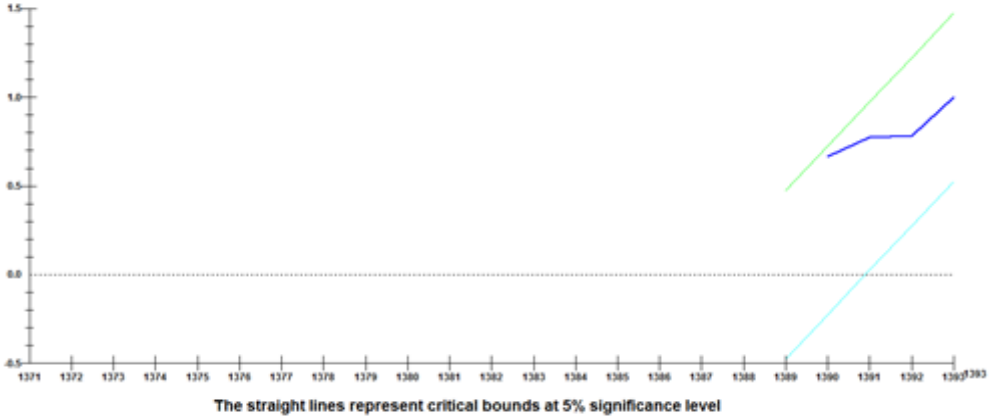
$$t = \frac{\sum_{i=1}^{n} \widehat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{n} \delta_{\widehat{\beta}_i}} = \frac{(-0/193 - 1)}{0/086} = -13/87$$

$\widehat{\beta}_i$ ضریب برآوردی برای وقفهٔ متغیر وابسته و $\delta_{\widehat{\beta}_i}$ خطای استاندارد ضریب مدنظر است. با مقایسهٔ آمارهٔ t محاسباتی و بحرانی دولادومستر می‌توان به وجود یا نبود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. با توجه به مقدار t محاسباتی که برابر با ۱۳/۸۷- و بزرگ‌تر از t بحرانی است، وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها اثبات می‌شود؛ از این‌رو در ادامه مدل بلندمدت برآورد شده است.

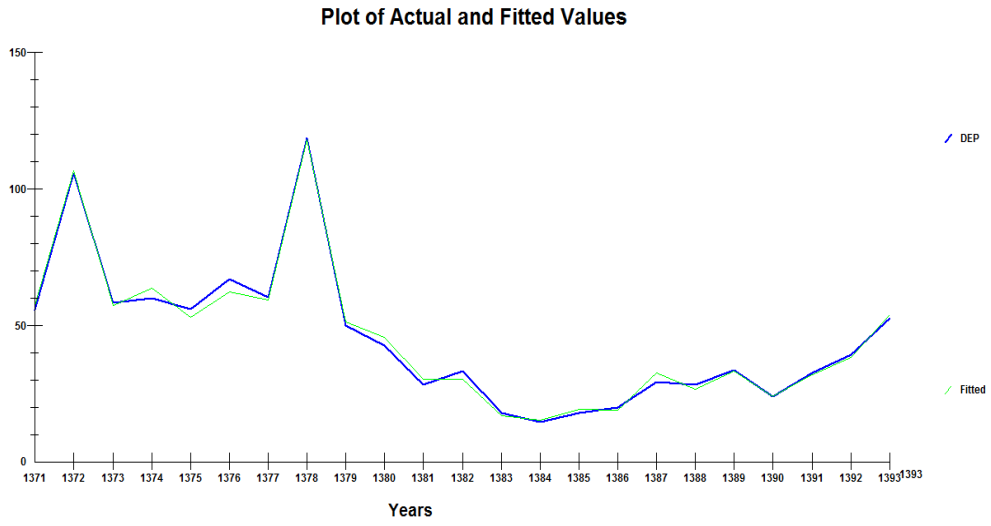
علاوه‌بر آزمون دولادو مستر از آزمون کرانه برای وجود رابطهٔ بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده شد. فرضیهٔ صفر این آزمون بیانگر نبود رابطهٔ بلندمدت است که اگر آمارهٔ برآوردی بین دو کران بالا و پایین قرار گیرد، فرض صفر پذیرفته می‌شود که به‌معنای نبود رابطهٔ بلندمدت است. با توجه به نتایج جدول ۸، مقدار برآوردی در محدودهٔ کران بالا و پایینِ آزمون قرار نگرفت؛ بنابراین فرض صفر مبنی بر نبود رابطهٔ بلندمدت رد می‌شود.



شکل ۳- آزمون شکست ساختاری CUSUM



شکل ۴- آزمون شکست ساختاری CUSUMQ



شکل ۵- خوبی برازش الگو

جدول ۸- آزمون کرانه برای تعیین وجود یا نبود رابطهٔ بلندمدت

مقدار برآوردی	سطح معنی‌داری (درصد)	کرانهٔ بالا	کرانهٔ پایین
۱۹/۸۴	۱	۳/۹۳	۲/۷۹
	۲/۵	۳/۶	۲/۵۲
	۵	۳/۳۳	۲/۳
	۱۰	۳/۰۲	۲/۰۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد، درآمد سرانه دارای علامت منفی بوده و در سطح ۱ درصد معنی‌دار است و متغیر توان دوم درآمد سرانه نیز دارای علامت مثبت بوده و در سطح ۱ درصد معنادار است. به‌عبارتی رابطهٔ U شکلی بین تخریب جنگل و درآمد سرانه وجود دارد که به‌معنای وجود رابطهٔ عکس فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس است. به‌عبارتی در مراحل اولیهٔ رشد به ظرفیت‌هایی غیر از منابع طبیعی توجه شده که دلیل آن وجود ظرفیت‌های خالی در دیگر بخش‌های اقتصادی است، اما در مراحل پیشرفتهٔ رشد به‌دلیل وجود محدودیت منابع در بخش‌های مختلف فشار بر منابع طبیعی از جمله جنگل‌ها افزایش یافته است. منابع طبیعی از نظر اقتصادی ثروت ملی تلقی می‌شوند. بر این اساس، باید اصل ثروت حفظ شده و درآمد ناشی از این سرمایه برای دستیابی به رشد اقتصادیِ بیشتر مصرف شود. همچنین متغیرهای نسبت بارندگی به دما و توان دوم نسبت بارندگی به دما به‌ترتیب دارای علامت منفی و مثبت هستند و هر دو به‌ترتیب در سطح ۵ و ۱۰ درصد معنادارند. به‌عبارتی رابطهٔ Uشکلی بین تخریب جنگل و نسبت بارندگی به دما وجود دارد. همچنین متغیر بودجهٔ حمایتی از جنگل و نرخ باسوادی دارای علامت منفی هستند و هر دو به‌ترتیب در سطح ۵ و ۱ درصد معنی‌دارند. به‌عبارتی با افزایش بودجهٔ حمایتی یا نرخ باسوادی افراد جامعه، از تخریب جنگل‌های کشور کاسته می‌شود. متغیرهای تعداد دام و بیکاری معنی‌دار نشده‌اند، اما علامت مثبت آنها مطابق انتظار بوده است.

همان‌طور که نتایج جدول ۱۰ نشان می‌دهد، با افزایش ۱ درصد در درآمد سرانه، نسبت بارندگی به دما، نرخ باسوادی و بودجهٔ حمایتی از جنگل‌ها، به‌ترتیب ۴/۰۳، ۰/۱۳، ۵/۸۹ و ۰/۲ درصد از تخریب جنگل‌ها در ایران کاسته می‌شود که به‌ترتیب در سطح ۱، ۵، ۱ و ۵ درصد معنادارند و همچنین متغیرهای ضریب جینی، تعداد دام و بیکاری معنی‌دار نشده‌اند.

نتایج برآورد الگوی ضریب تصحیح خطای برداری در جدول ۱۱ آورده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود ضریب تصحیح خطای برداری دارای علامت منفی بوده و در سطح ۱ درصد معنادار است و مقدار آن ۰/۵۸- است. به‌عبارت دیگر اگر شوکی به متغیر وابسته وارد شود، در حدود دو سال طول می‌کشد تا اثر آن تعدیل شود.

جدول ۹- برآورد الگوی بلندمدت

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
درآمد سرانه	-۰/۱۶***	۴/۴۷×۱۰$^{-۲}$	-۳/۶۰۹	۰/۰۰۰
توان دوم درآمد سرانه	۱/۲۴×۱۰$^{-۵}$***	۳/۹۲×۱۰$^{-۶}$	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	۷/۷۳×۱۰$^{-۴}$	۵/۰۸×۱۰$^{-۴}$	۱/۵۲۳	۰/۱۲۸
بیکاری	۰/۲۲	۱/۲۳	۰/۱۸	۰/۸۵۷
بودجهٔ حمایتی از جنگل‌ها	-۳/۱۷×۱۰$^{-۶}$**	۱/۴۳×۱۰$^{-۶}$	-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

***، ** و * به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰- محاسبهٔ کشش متغیرها

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
درآمد سرانه	-۴/۰۳***	۴/۴۷×۱۰$^{-۲}$	-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	۵/۰۸×۱۰$^{-۴}$	۱/۵۲۳	۰/۱۲۸
بیکاری	۰/۰۶	۱/۲۳	۰/۱۸	۰/۸۵۷
بودجهٔ حمایتی از جنگل‌ها	-۰/۲**	۱/۴۳×۱۰$^{-۶}$	-۲/۲۱	۰/۰۲۷
نرخ باسوادی	-۵/۸۹***	۰/۸۵۵	-۳/۹۵	۰/۰۰۰

***، ** و * به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۱- برآورد ضریب تصحیح خطا

متغیر	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
تغییرات وقفهٔ درآمد سرانه	-۰/۱۳	۰/۰۲	-۶/۹۹	۰/۰۰
تغییرات وقفهٔ توان دوم درآمد سرانه	$۱/۰۱\times۱۰^{-۵}$	$۱/۶۵\times۱۰^{-۶}$	۶/۱۲	۰/۰۰
تغییرات وقفهٔ ضریب جینی	۱۶/۳۳	۲۶/۶۵	۰/۶۱	۰/۵۴
تغییرات وقفهٔ تعداد دام	$-۷/۱۲\times۱۰^{-۴}$	$۱/۱۲\times۱۰^{-۴}$	۶/۳۴	۰/۰۰
تغییرات وقفهٔ بودجهٔ حمایتی از جنگل	$-۱/۳۰\times۱۰^{-۶}$	$۳/۲۲\times۱۰^{-۷}$	-۴/۰۵	۰/۰۰
تغییرات وقفهٔ نسبت بارندگی به دما	-۳۵/۷۵	۲/۵۳	-۱۴/۱۲	۰/۰۰
تغییرات وقفهٔ توان دوم نسبت بارندگی به دما	۶/۳۸	۰/۴۸	۱۳/۳۲	۰/۰۰
تغییرات وقفهٔ بیکاری	۱/۷۱	۰/۲۹	۵/۸۴	۰/۰۰
تغییرات سطح آموزش	-۱/۴۵	۰/۱۸	-۸/۰۳	۰/۰۰
تغییرات وقفهٔ ضریب ثابت	۰/۶۴	۰/۰۸	۷/۸۹	۰/۰۰
تغییرات وقفهٔ آتش‌سوزی	۷۱/۳۷	۶/۵۱	۱۰/۹۷	۰/۰۰
زمان	۰/۲۲	۰/۰۵	۴/۴۸	۰/۰۰
وقفهٔ ضریب تصحیح خطا	-۰/۵۸	۰/۰۸	-۷/۲۲	۰/۰۰

R-SQUARE=0/95
DURBIN-WATSON = 2.1553

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بحث

هدف این تحقیق، بررسی عوامل اقتصادی- اقلیمی مؤثر بر تخریب جنگل‌ها در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ است. با توجه به ماهیت داده‌ها و نتایج آزمون پایایی متغیرها، تعدادی از متغیرها، پایا از درجه یک ((I(1)) و برخی دیگر پایا از درجه صفر ((I(0)) هستند، بنابراین در این پژوهش از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) و نرم‌افزار Microfit5 استفاده شده است.

طبق نتایج به‌دست‌آمده از تأثیر برنامه‌های توسعه بر تخریب جنگل‌ها، در مقایسهٔ کلی بین برنامه‌های توسعه تفاوت معناداری وجود دارد. به‌عبارت دیگر برخی برنامه‌ها نسبت به بقیه در زمینهٔ جلوگیری از تخریب جنگل مؤثرتر عمل کرده‌اند. همچنین در مقایسهٔ دوبه‌دوِ برنامه‌های توسعه، نتایج نشان‌دهندهٔ این است که برنامهٔ سوم توسعه از برنامهٔ اول و برنامهٔ چهارم از برنامه‌های اول و دوم بهترند و بقیهٔ برنامه‌ها تفاوت معناداری با هم ندارند؛ بنابراین هرچند در طی برنامه‌ها به‌خصوص برنامه‌های سوم و چهارم، روند مثبتی برای کاهش تخریب جنگل وجود داشته، متأسفانه این روند در برنامهٔ پنجم ادامه نیافته است. همچنین سال‌های فاقد برنامهٔ توسعه با سال‌های دارای برنامه، تفاوت معناداری ندارند، بنابراین در حالت کلی برنامه‌های توسعه در کاهش تخریب جنگل موفق عمل نکرده‌اند.

بنابراین پیشنهاد می‌شود با توجه به مشخص بودن اهداف و میزان دسترسی به اهداف در هر سال برنامهٔ توسعه، در پایان هر سال برنامهٔ ارزیابی از عملکرد دستگاه‌های متولی اجرای برنامهٔ توسعه صورت گیرد تا ضعف‌ها و قوت‌ها مشخص شود و برای رفع ضعف‌ها

و تقویت قوت‌ها در سال‌های بعد برنامه‌ریزی شود. همچنین باید در پایان هر برنامهٔ توسعه، ارزیابی کلی از نحوهٔ اجرا و دستیابی به اهداف صورت پذیرد تا عملکرد در برنامه‌های آتی بهتر شود.

با توجه به اینکه ضریب درآمد سرانه در سطح منفی و علامت توان دوم این متغیر مثبت است، فرضیهٔ منحنی محیط زیستی کوزنتس در ایران صدق نمی‌کند و رابطهٔ بین تخریب جنگل و درآمد سرانه در ایران به‌صورت U است. این نتایج با یافته‌های Van (2002) دربارهٔ بررسی وجود یا نبود فرضیهٔ کوزنتس در تخریب جنگل‌های کانادا طی سال‌های ۱۹۷۵-۱۹۹۹، Wen (2007) دربارهٔ فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس در استان‌های چین طی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۵ و Cuaresma et al. (2017) دربارهٔ رابطهٔ تخریب جنگل و درآمد سرانه در قاره‌های مختلف با روش حداقل مربعات معمولی یکسان است. همچنین نقطهٔ حداقل این رابطه ۶۴۵۱/۶ و میانگین درآمد سرانهٔ ایران برحسب دلار ۴۹۴۴/۴ است و به‌عبارت دیگر قبل از نقطهٔ حداقل قرار دارد. همچنین کشش برآوردی درآمد سرانه برابر ۴/۰۳- است؛ یعنی با افزایش ۱ درصدی درآمد سرانه، تخریب ۴/۰۳ درصد کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه درآمد سرانه از تقسیم تولید داخلی به جمعیت به‌دست می‌آید، برای رسیدن به حداقل تخریب در رابطهٔ بین درآمد سرانه و تخریب جنگل پیشنهاد می‌شود که در تولید داخلی به پیامدهای محیط زیستی توجه شود و به‌عبارتی با حسابداری سبز علاوه‌بر وارد کردن درآمد حاصل از جنگل، هزینه‌های تخریب جنگل نیز لحاظ شود و همچنین در صورت برداشت از جنگل زمینهٔ کاشت و احیا در نظر گرفته شود. همچنین سیاست‌های جمعیتی نیز بهتر است به‌سمت تناسب جمعیت با منابع سوق داده شود.

همچنین رابطهٔ بین تخریب جنگل با نسبت بارندگی به دما به‌صورت U است که نقطهٔ حداقل این رابطه ۲/۸ است و میانگین نسبت بارندگی به دما در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ برابر ۲/۷ است، یعنی قبل از نقطهٔ حداقل قرار دارد. همچنین کشش برآوردی نسبت بارندگی به دما برابر ۰/۱۳- است؛ یعنی با افزایش ۱ درصدی نسبت بارندگی به دما، تخریب جنگل ۰/۱۳ درصد کاهش می‌یابد. تغییر متغیرهای اقلیمی تا حدودی از دسترس خارج است، اما می‌توان کمترین مقدار را میزان بحرانی در نظر گرفت و در سال‌هایی که نسبت بارندگی به دما از آن مقدار بیشتر شد، اقداماتی برای به حداقل رساندن این تخریب منظور کرد. البته در سال‌های اخیر فناوری بارورسازی ابر در کشور در حال اجراست، بنابراین بارورسازی ابرها باید به‌گونه‌ای باشد که از بروز باران‌های سیل‌آسا جلوگیری شود.

از دیگر متغیرهای معنی‌دار مدل میزان بودجهٔ حمایتی از جنگل‌هاست که کشش این متغیر برابر ۰/۲- است. به‌عبارتی با افزایش ۱ درصدی در بودجهٔ حمایتی از جنگل‌ها، تخریب جنگل‌ها ۰/۲ درصد کاهش می‌یابد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که بودجه‌های حمایتی از جنگل افزایش یافته و همچنین مقدار شایان توجهی از بودجهٔ مصوب تخصیص یابد، زیرا در سال ۱۳۹۱ فقط در حدود ۳۲ درصد و در سال ۱۳۹۳ در حدود ۵۷ درصد از بودجهٔ مصوب تخصیص یافت.

متغیر نرخ آموزش نیز با کششی معادل ۵/۸۹- یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار مدل است، به‌طوری که با افزایش ۱ درصد در نرخ آموزش، تخریب جنگل‌ها ۵/۸۹ درصد کاهش می‌یابد. نتایج این پژوهش با یافته‌های Godoy & Contreras (2001)، Ildemi et al. (2015) و Mehrabani & khodadadi (2017) دربارهٔ تأثیر آموزش در کاهش تخریب جنگل مطابقت دارد. با توجه به اهمیت آموزش و افزایش سواد در بسیاری از زمینه‌های اجتماعی، اقتصادی و محیط زیستی، 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 ۱ درصد نیز معنی‌دار است، نشان‌دهندهٔ دو سال ۱۳۷۲ و ۱۳۷۶ است. براساس مادهٔ ۳۴ قانون حفاظت از جنگل‌ها مصوب سال ۱۳۴۸ «هرکسی که منابع ملی (جنگل با مرتع) را تا سال ۱۳۴۸ تغییر کاربری داده، می‌تواند طبق شرایطی تحت تملک خود درآورد». متأسفانه، این مادهٔ قانونی در سال ۱۳۷۲ برای تخلف‌هایی که تا سال ۶۵ انجام گرفته بود، طبق شرایطی تمدید شد که سبب شد در این سال تخریب‌هایی به‌منظور تغییر کاربری و استفاده از این قانون اعمال شود. در سال ۱۳۷۶ نیز در ایران ۹۰۰ فقره آتش‌سوزی در جنگل‌ها و مراتع اتفاق افتاد.

با توجه به معناداری متغیر مجازی سال ۱۳۷۲ در سطح ۱ درصد و تأثیر آن بر تخریب جنگل‌ها در ایران، پیشنهاد می‌شود در برخی قوانین تجدید نظر شده و قوانین متناسب در راستای حفظ این سرمایهٔ ملی تصویب شود و از هرگونه اعمال‌نظر شخصی در قوانین جلوگیری به عمل آید.

آتش‌سوزی نیز عاملی مهم در تخریب جنگل است؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود زیرساخت‌های مناسب برای مواجهه با این پدیده از قبل مهیا شود تا در صورت بروز، اقدامات مهار آتش سریع صورت گیرد. گفتنی است که برخی از استان‌های غرب کشور از کمترین امکانات برای مهار آتش برخوردارند و ازآنجا که هر سال آتش‌سوزی سبب تخریب جنگل‌ها به‌ویژه جنگل‌های منطقهٔ زاگرس می‌شود، وجود ابزار مهار آتش در این مناطق ضروری است. نتایج این متغیر مطابق با یافته‌های Ghazanfarpoor et al. (2017) و Ashtiani et al. (2013) است.

متغیرهایی همچون تعداد دام و نرخ بیکاری نیز از نظر آماری معنادار نشده‌اند، اما علامت این متغیرها مثبت و مطابق انتظار بوده است.

References

Abkar, A., Habibnajad, M., Solimani, K., & Naghvi, H. (2014). Sensitivity of the Statistical Downscaling Model (SDSM) to reanalysis data in arid areas. *Arid Biome Scientific and Research Journal*, *4* (2), 11-27.

Akinde, A. (2009). Tropical deforestation and economic development: evidence from Brazil. (*Master's thesis*). Environmental Economics. University of York, p, 78.

Akpan, U.F., & Chuku, A. (2011). Economic growth and environmental degradation in Nigeria: beyond the environmental Kuznets curve. A Revised Paper Presented at the 4th Annual NAEE/IAEE International Conference. Abuja. Nigeria. *Munich Personal RePEc Archive, 31241*.

Ashtiani, F.E., Daryaei, M.G., Mohamadi, K., & Amlashi, M.A. (2013). Review of fire sensitive areas with emphasis on drought impact with the joint use of PDSI, AHP and GIS (Case study: Forest Saravan, Guilan province). *Iranian Journal of Forest and Range Protection Research*, *10*(2), 95-113.

Babazekri, F., Nooripoor, M., & Sharifi, Z. (2017). Identifying and Prioritizing Factors Affecting Degradation of Rangelands and Forests: The Case of Central District of Dena County. *Journal of Zagros Forests Researches*, *3*(2), 43-65.

Banerjee, A., Dolado, J.J., & Master, R. (1992). On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity. *Bank of Spain, Working Paper, 9302*, 46-53.

Chizari, M., Farhadian, E., & Ibrahimin, M. (2011). Investigating the Factors Affecting Forest Destruction and Extension Strategies to Coping It from the Viewpoint of Experts of the Natural Resources Office of Mazandaran Province. *Master thesis*. Tarbiat Modares University. Faculty of Agriculture. Department of Agricultural Extension and Education.

Cuaresma, J.C., Danylo, O., Fritz, S., McCallum, I., Obersteiner, M., See, L., & Walsh, B. (2017). Economic Development and Forest Cover: Evidence from Satellite Data. *Scientific Reports*, 1-8.

Dolatshahi, A., Attarod, P., Zahedi, Gh., Sadeghi, M., & Bayramzadeh, V. (2017). Trends of meteorological parameters and reference evapotranspiration in the northern Zagros region. *Journal of Forest and Wood Product, 70*(2), 521-260.

Farrokian, F., & Darvishzadeh, L. (2014). Investigating the Factors Affecting Deforestation and Destruction of Biodiversity. *International Conference on Sustainable Development, Solutions and Challenges Focusing on Agriculture, Natural Resources, Environment and Tourism ICSDA01_0888.*

Ghazanfarpoor, H., Hasanzadeh, S., & Hamedi, M. (2017). Fire control management at the northern forests of Iran (Case Study: Golestan forest). *Journal of Natural Enviromental Hazards*, *5*(10), 61-78.

Godoy, R., & Contreras, M. (2001). A Comparative Study of Education and Tropical Deforestation among Lowland Bolivian Amerindians: Forest Values, Environmental Externality and School Subsidies. *Economic Development and Cultural Change, 49*(3), 555-574.

Gonzalez, P., Neilson, R.P., Lenihan, J.M., & Drapek, R.J. (2010). Global patterns in the vulnerability of ecosystems to vegetation shifts due to climate change. *Global Ecology and Biogeography, 19*(6), 755–768.

Ildemi, A., Ghasemi, F., & Bahmani, N. (2015). The study of the role of socioeconomic factors in the degradation of the ecosystem of Zagros forests (Kakareza Lorestan region). *Researches on protection and protection of forests and rangelands of Iran, 13*(2), 140-149.

Imai, N., Furukawa, T., Tsujino, R., Kitamura, S., & Yumoto, T. (2018). Factors affecting forest area change in Southeast Asia during 1980-2010. *PLoS One, 13*(5), e0197391.

Ivanov, V., & Kilian, L. (2005). A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, *9(1*), 1219-1255.

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

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

Khalid, A., Shahbaz, M., Qasim, A., & Long, W. (2014). The linkages between deforestation, energy and growth for environmental degradation in Pakistan. *Ecological Indicators, 49*, 95-103.

Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, *45*(1), 1-28.

Mehrabani, V., & Khodadadi, F. (2017). Externalities of Formal Education on Preservation of Forests. *Jornal Strategic Studies of Public Policy, 7*(25). 17-34.

Nasrnia, F., & Ismaili, A. (2009). Deforestation study in Iran and neighboring countries: Application of Kuznets model. *Agricultural Economics*, *3*(1), 17-31.

Nasrnia, F., Ismaili, A. (2009). Socioeconomic factors affecting deforestation in selected countries: Application of Kuznets' environmental theory. *Water and Soil Science (Science and Technology of Agriculture and Natural Resources), 13*(48), 367-374.

Nielsen, M., Smit, J., & Guillen, J. (2009). Market Integration of Fish in Europe. *Journal of Agricultural Economics, 60*(2), 367–385.

Panayotou, T. (1993). Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. World Employment Research Programme, *Working Paper*, International Labour Office, Geneva.

Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship. *Journal of Applied Econometrics,16*, 289-326.

Pesaran, M., & Shin, Y, (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Counteraction Analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, 371-413p.

Rafi Khan, Sh., & Rafi Khan, Sh. (2009). Assessing Poverty–Deforestation Links: Evidence from Swat, Pakistan. *Ecological Economics*, *68*(10), 2607–2618.

Research Institute of Forests & Rangelands. (2008). Report of the Joint Committee on the Formation of a Strategic Plan for Forests.

Rezvani, M., & Hashemzadeh, F. (2013). Investigating the effective factors on forest degradation and impact of moving out livestock from district 14 of the northern forests of Iran: an environmental and economic perspective (Fuman). *Jornal of Wood & Forest Science and Technology, 20*(3), 125-138.

Taleshi, H**.,** Jalali, S.Gh., Alavi, S.J., Hosseini, S.M., & Naimi, B. (2018). Impacts of Climate Change on the Distribution of Oriental Beech (Fagus orientalis Lipsky) in the Hyrcanian Forests, Iran. *Iranian Journal of Forest, 10*(2), 251-266.

Tashkini, A. (2005). Applied Econometrics With Microfit. *First Edition. Dibagaran Publishing House. Tehran.*

Thomas, D.S.G., & Leason, H.C. (2005). Dunefield activity response to climate variability in the southwest Kalahari. *Geomorphology, 64*(1-2), 117– 132.

Van, L. (2002). Is there an environmental Kuznets Curve for clearcutting in Canadian forests?. *Journal of forest economics*, *8*(3), 199-212.

Walter, E. (1995). Applied Econometric Time Series (M. Sadeghi & S. Shavvalpour, Trans). *First Edition. Tehran. Imam Sadegh University*.

Wen, C. (2007). Economic growth and the environment in China, *annual conference on development and change in Cape Town.*

Iranian Journal of Forest
Vol. 12, No. 4, Winter 2021
pp. 467-489

Research Article

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

I. saleh[1*], H. Rafiee[2], S.Sh. Mirbagheri[3]

[1]Associate Prof., Agricultural economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Development of Agricultural, University of Tehran, Iran
[2]Assistant Prof., Agricultural economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Development of Agricultural, University of Tehran, Iran
[3]Ph.D. Student of Agricultural economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Development of Agricultural, University of Tehran, Iran

(Received: 7 July 2019, Accepted: 11 July 2020)

Abstract

In this study, in order to investigate the effects of climatic-economic variables on the degradation of forests in Iran, the Autoregressive Distributed-lagged model (ARDL) has been applied during the period from 1991 to 2014. The results of the short-term estimation revealed that the dependent variable is significant at the 10% level and also, according to the "Bannerji statistics", the long-term relationship between the variables is confirmed. Long-term model results reveal that the per capita income has a negative sign which is significant at 1% level. The second-power variable has a positive sign which is significant at 1% level, in other words, there is U-shaped relationship between the degradation of forest and per capita income, which means that Kuznets's environmental hypothesis is not in line with the degradation of forests in Iran. Moreover, the elasticity of per capita income reveals that with a one percent increase in per capita income, the degradation of forest will decline by 4.03 percent. Considering that per capita income is derived from GDP into the population, therefore, in order to achieve the least degradation in the relationship between per capita income and deforestation, it is recommended to pay attention to environmental considerations in domestic production. In other words, considering green accounting, in addition to importing forest income, forest degradation costs are also included. In case of harvesting, the conditions of planting and restoration should be considered. It is also suggested that in the field of population, demographic policies should also be oriented towards the proportionate populations with resources. Also, the variables of rainfall to temperature ratio and the second power of precipitation to temperature ratio have negative and positive signs respectively. In other words, there is a U-shaped relationship between forest degradation and precipitation to temperature.

Key words: Auto Regressive Distributed Lag, Deforestation, Economic-Climate variables, Iranian forests.

∗Corresponding author Tel: +989126619499 Email: isaleh@ut.ac.ir