بررسی اثر رشد تولیدات کشاورزی بر تولید زیست توده در منطقه خاورمیانه با تاکید بر ایران

نوید کارگر ده‌بیدی[۱*]، محمد حسن طرازکار[۲] و قاسم لیانی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۵/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۹/۱۶

چکیده

هدف اصلی این مطالعه استخراج تاثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت رشد تولیدات کشاورزی بر تولید زیست توده برای ۱۱ کشور واقع در منطقه خاورمیانه و بویژه ایران است. در این مطالعه با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۸۰ الی ۲۰۱۳ دو هدف اصلی مورد بررسی قرار گرفت. نخست وجود یا عدم وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس بین زیست توده و رشد اقتصادی در منطقه خاورمیانه و ایران آزمون شد. سپس به بررسی اثر رشد تولیدات کشاورزی بر تولید زیست توده پرداخته شد. در این مطالعه از سطح زیر کشت اراضی کشاورزی به عنوان معیاری از تولیدات بخش کشاورزی استفاده و آزمون ریشه واحد و تحلیل‌های هم‌جمعی پنلی مورد استفاده قرار گرفت. نتایج مطالعه نشان دادند که در هر دو جامعه آماری ایران و منطقه خاورمیانه فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس میان تولید زیست توده و رشد اقتصادی وجود دارد. هم‌چنین، نتایج حاکی از تاثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت رشد تولیدات بخش کشاورزی بر تولید زیست توده در منطقه خاورمیانه و ایران است. به عنوان یک سیاست کاربردی پیشنهاد می‌شود کشورهای خاورمیانه از راه تولید انرژی زیست توده و بیوگاز، سرمایه گذاری در تجاری‌سازی انرژی زیست توده را افزایش دهند.

طبقه‌بندی JEL: L66, D24, D21

واژه‌های کلیدی: زیست توده، تولیدات کشاورزی، خاور میانه، ایران.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز
۲-استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز
۳-دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز
*- نویسنده مسئول مقاله: Kargar.navid@yahoo.com

پیشگفتار

انجام هر فعالیت اقتصادی مستلزم مصرف انواع حامل‌های انرژی است و لذا، عامل محرک رشد اقتصادی و بهبود کیفیت زندگی انسان، مصرف انرژی در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس نیز وابستگی کشورها به انرژی و تقاضا برای آن به شدت در حال افزایش است. وابستگی روزافزون به انرژی موجب تعامل این بخش با دیگر بخش‌های اقتصادی شده و سرعت در روند رشد و توسعه اقتصادی را وابسته به سطح مصرف انرژی کرده است. به گونه‌ای که نه تنها توسعه اقتصادی بالاتر نیازمند سطوح بالاتری از مصرف انرژی است بلکه مصرف کارای انرژی به سطح بالاتری از رشد و توسعه اقتصادی نیاز دارد (هالیچی اوغلو[1]، ۲۰۰۹). از سوی دیگر، مصرف انرژی، موجب تولید آلاینده‌های زیست محیطی می‌شود. لذا، از یک سو مصرف انرژی به منزله عامل محرک رشد اقتصادی و بهبود کیفیت زندگی انسان تلقی می‌شود و از سوی دیگر، موجب تولید آلاینده‌های زیست محیطی و تخریب محیط‌زیست می‌شود. بویژه در مواردی که انرژی به شکل ناکارآمد مصرف شود، فرآیند تولید این آلاینده‌ها و در نهایت، تخریب محیط زیست تشدید می‌شود (استادزاده و بهلولی، ۱۳۹۴). بر این اساس بکارگیری انرژی‌های تجدیدپذیر[2] بعنوان جایگزینی برای انواع حامل‌های انرژی‌های که منجر به ایجاد آلودگی می‌شوند در همه کشورها اجتناب ناپذیر است.

انرژی‌های تجدیدپذیر به عنوان انرژی‌های پاک به انواعی از انرژی گفته می‌شود که بر خلاف دیگر انرژی‌های فسیلی قابلیت بازگشت دوباره به طبیعت را دارند و از پتانسیل بالایی برای تامین تقاضای انرژی در جهان برخوردارند و سازگاری مناسبی با طبیعت دارند (پفیفر و مالیدر[3]، ۲۰۱۳). بررسی الگوی مصرف انرژی حاکی از آن است که نسبت مصرف انرژی‌های تجدید پذیر در جهان از ۱۷ درصد در سال ۱۹۹۰ به ۱۹ درصد در سال ۲۰۱۴ افزایش یافته است. این در حالی است که این نسبت در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (منطقه منا) در دوره یاد شده از ۲/۸ درصد به ۱/۸ درصد کاهش یافته است. در مورد کشور ایران نیز شرایط مشابه منطقه منا بوده و سهم انرژی‌های تجدید پذیر از ۱/۲ درصد در سال ۱۹۹۰ به کم‌تر از یک درصد (۰/۹ درصد) در سال ۲۰۱۴ نزول یافته است (WDI[4], 2016).

روی هم رفته، انرژی‌های تجدیدپذیر به شش گروه شامل انرژی خورشیدی، انرژی زمین گرمایی، انرژی برق‌آبی، انرژی بادی، انرژی زیست توده (بیوماس)[5] و انرژی جزر و مد و امواج قابل تقسیم

---

[1]- Halicioglu
[2] -Renewable Energy
[3]- Pfeiffer & Mulder
[4]- World Development Indicators
[5]- Biomass

هستند، اما از میان انواع انرژی‌های تجدید پذیر، انرژی زیست توده مقام نخست را در عرصه انرژی‌های تجدید پذیر جهان دارا می‌باشد. انرژی‌های تجدید پذیر ۱۸ درصد از کل انرژی‌های مصرفی جهان را تامین می‌کنند، اما سهم انرژی زیست توده از مجموع انرژی‌های تجدیدپذیر مصرف شده در جهان نزدیک به ۸۰ درصد (۱۴ درصد کل انرژی‌های مصرفی) است و پس از آن انرژی برق‌آبی با ۱۶/۵ درصد (۳ درصد کل انرژی‌های مصرفی) در رتبه دوم قرار دارد. دیگر منابع تامین انرژی تنها ۳/۵ درصد از کل انرژی‌های تجدید پذیر مصرفی (۱ درصد کل انرژی‌های مصرفی) را به خود اختصاص داده‌اند (WBA[1], 2016). در نمودار ۱ وضعیت مصرف انواع حامل‌های انرژی نشان داده شده است.

در یک تعریف کلی زیست توده عبارت است از کلیه اجزاء قابل تجزیه زیستی از محصولات، فاضلاب‌ها، پسماندهای کشاورزی (شامل مواد گیاهی و جانوری)، صنایع جنگلی و سایر صنایع مرتبط، زباله‌های شهری و صنعتی (بیلگیلی و ازتارک[2]، ۲۰۱۵). روی هم رفته، منابع زیست توده شامل محصولات و زائدات کشاورزی، زائدات و محصولات جنگلی، پسماندهای صنعتی، فضولات دامی، زباله‌های جامد شهری، فاضلاب‌هاست (شریفیان عطار و همکاران، ۱۳۹۲).

امروزه توجه به تولید و مصرف زیست توده و انرژی‌های زیست توده‌ای بیش از پیش مورد توجه قرار گرفته است و پیش‌بینی می‌شود در آینده‌ای نزدیک، زیست توده ارزان‌تر از محصولات پتروشیمی ساخته شده از نفت و گاز طبیعی خواهد شد (شریفیان عطار و همکاران، ۱۳۹۲). عوامل گوناگونی باعث توجه بیش‌تر پژوهشگران به انرژی زیست توده شده است. از جمله استفاده و مصرف انرژی‌های زیست توده‌ای بدلیل تجدید پذیر بودن منجر به کاهش وابستگی کشورها به واردات سوخت‌های فسیلی شده و امنیت تامین انرژی را برای کشورها افزایش می‌دهد. با توجه به این‌که تولید بیوماس در کشورهای درحال توسعه کاربر می‌باشد، می‌تواند منجر به افزایش اشتغال و کاهش فقر در مناطق روستایی شود. افزون بر این، انرژی زیست توده به راحتی قابل تبدیل به انرژی‌های حرارتی و الکتریکی است. هم‌چنین، تولید و مصرف انرژی‌های زیست توده‌ای در کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و بویژه گاز دی اکسید کربن نقش بسزایی دارند (بیلگیلی و ازتارک، ۲۰۱۵). افزون بر موارد بالا، کاهش قیمت انرژی نیز از دلایل دیگر توجه پژوهشگران و بویژه دولت‌ها به انرژی‌های زیست توده است (دودر و همکاران[3]، ۲۰۱۵). چرا که عرضه انرژی زیست

[1] -World Bioenergy Association
[2]- Bilgili & Ozturk
[3] -Dodder et al.

توده، مقدار و قیمت سایر انرژی‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد و منجر به کاهش قیمت انواع حامل‌های انرژی می‌شود (هاچمن و همکاران[۱]، ۲۰۱۰).

با توجه به شرایط اقلیمی ایران و هم‌چنین، با توجه به اهمیت تولید زیست توده به عنوان یک منبع انرژی تجدیدپذیر، در این پژوهش عوامل موثر بر تولید زیست توده در ایران و منطقه خاورمیانه، با تاکید بر نقش بخش کشاورزی مورد بررسی قرار گرفت. کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه، شامل کشورهای ایران، لبنان، مصر، امارات، اردن، مصر، عربستان، ترکیه، قبرس و یمن است که در محدوده زمانی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۸۰ میلادی مورد ارزیابی قرار گرفتند. گفتنی است که کشورهای دیگری در این منطقه حضور دارند که به دلیل نقص داده‌ها از نمونه منتخب حذف شدند.

با توجه به اهمیت روز افزون مصرف انرژی و بویژه انرژی‌های تجدید پذیر، مطالعات متعددی به بررسی جنبه‌های گوناگون مصرف و تولید این نوع انرژی پرداخته‌اند. در گروه نخست مطالعات، رابطه علی میان مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی مورد بررسی قرارگرفته است. از جمله نتایج مطالعات یلدریم و همکاران[۲] (۲۰۱۲)؛ بیلدریچی[۳] (۲۰۱۳)، اوهلر و فترز[۴] (۲۰۱۴) و پائو و همکاران[۵] (۲۰۱۴)، حاکی از برقراری رابطه‌ای علی یک سویه از مصرف انرژی تجدیدپذیر به رشد اقتصادی است. هم‌چنین، نتایج مطالعه بیلدریچی و اوزاکسوی[۶](۲۰۱۳)، صبری و بن صلاح[۷] (۲۰۱۴) و شهباز و همکاران[۸] (۲۰۱۵) نشان دادند که رابطه علی دو سویه ای میان مصرف انرژی تجدید پذیر و رشد اقتصادی وجود داشت.

با این حال، مطالعات اندکی به بررسی رابطه مصرف زیست توده و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. از جمله این مطالعات پاین[۹] (۲۰۱۱) رابطه علی میان مصرف انرژی زیست توده با رشد اقتصادی در کشور آمریکا را مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه حاکی از وجود یک رابطه یک‌سویه از انرژی زیست توده به رشد اقتصادی است. هم‌چنین، بیلدریچی (۲۰۱۳) رابطه علی کوتاه‌مدت و بلندمدت میان مصرف انرژی زیست توده و رشد اقتصادی را در ۱۰ کشور در حال توسعه مورد بررسی قرار

[1] -Hochman et al.
[2]- Yildirim et al.
[3] -Bildirici
[3] -Ohler & Fe - Bildirici
[4] -Ohler & Fetters
[5]- Pao et al
[6]- Bildirici & Ozaksoy
[7] -Sebri and Ben-Salha,
[8]- Shahbaz et al.
[9] -Payne

داد. نتایج مطالعه نشان دادند که تنها در ۹ کشور رابطه علی میان مصرف انرژی زیست توده و رشد اقتصادی وجود دارد.

هم‌چنین، ازتارک و بیلگیلی[۱] (۲۰۱۵) رابطه مصرف انرژی زیست توده و رشد اقتصادی را در ۵۱ کشور آفریقایی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان دادند که در تمام کشورهای مورد بررسی مصرف انرژی زیست توده بر رشد اقتصادی موثر است.

در مطالعه آدوای و اودامی[۲] (۲۰۱۷) رابطه میان انرژی زیست توده، رشد اقتصادی و انتشار آلودگی در غرب آفریقا در دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ بررسی شد. نتایج نشان دادندکه روابط دو سویه میان متغیرهای الگو وجود دارد و توسعه انرژی زیست توده می‌تواند گامی موثر در راستای بهبود کیفیت محیط زیست باشد.

علی و همکاران[۳] (۲۰۱۷)، رابطه میان انرژی زیست توده، رشد اقتصادی، سرمایه انسانی و ذخیره سرمایه را در کشورهای آفریقایی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان دادند که مصرف انرژی، سرمایه انسانی و بازار بورس اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند.

دستک[۴] (۲۰۱۷)، اثر مصرف انرژی زیست توده را بر رشد اقتصادی ۱۰ کشور با بیش‌ترین مقدار تولید زیست توده در جهان، بررسی کرد. نتایج مطالعه نشان داد که در میان کشورهای مورد بررسی، تنها در کشورهای برزیل، چین، فنلاند، ایتالیا و آلمان مصرف انرژی زیست توده تاثیری مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است.

اما مطالعات انجام شده در زمینه عوامل موثر بر تولید یا مصرف انرژی زیست توده بسیار معدود و انگشت شمار هستند. در این راستا می‌توان به مطالعه اوپارینده[۵] (۲۰۱۰) اشاره کرد که در چارچوب داده‌های پنل به ارزیابی عوامل موثر بر انرژی زیست توده در کشورهای OECD[۶]، طی دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۰ پرداخت. در این پژوهش متغیرهای رشد اقتصادی، جمعیت شهرنشین، فناوری و سطح زیر کشت محصولات زراعی به عنوان متغیرهای توضیحی در مدل بکار رفته است. نتایج مطالعه نشان دادند که یک رابطه U برعکس میان رشد اقتصادی و انرژی زیست توده وجود دارد. هم‌چنین، سایر متغیرهای توضیحی تاثیری منفی بر انرژی زیست توده داشتند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1] -Ozturk & Bilgili
[2] -Adewuyi & Awodumi
[3] -Ali et al.
[4]- Destek
[5] -Oparinde
[6]- Organisation for Economic Co-operation and Development

بیلدریچی[1] (۲۰۱۴)، اثر رشد اقتصادی را بر مصرف انرژی زیست توده در کشورهای در حال گذار اروپایی مورد بررسی قرار داد. در این مطالعه به دلیل تفاوت ساختار اقتصادی، کشورها به دو گروه کشورهای تازه استقلال یافته، اتحاد جماهیر شوروی و سایر کشورها تقسیم‌بندی شدند. نتایج مطالعه نشان دادند که رشد اقتصادی بر مصرف انرژی زیست توده موثر بوده است و با توجه به ضرایب برآوردی، انرژی بیوماس در هر دو گروه کشورها، کالایی ضروری است.

بررسی اجمالی پیشنه پژوهش حاکی از آن است که در مطالعات خارجی انجام گرفته کم‌تر به تاثیر عوامل موثر بر زیست توده و انرژی‌های تولیدی آن توجه شده است. هم‌چنین، در داخل کشور هیچ مطالعه‌ای در این زمینه وجود ندارد. لذا، این مطالعه از منظر مطالعات خارجی، جزء مطالعات معدود در این زمینه است و از منظر مطالعات داخلی اولین مطالعه انجام شده در این حیطه می‌باشد. افزون بر این، در این مطالعه افزون بر استفاده از مدل‌های سری زمانی در مورد ایران، از داده‌های پنل منطقه خاورمیانه (شامل ایران) نیز استفاده شد. مجموعه موارد یاد شده نوآوری و تفاوت این مطالعه با مطالعات دیگر انجام شده در این زمینه است و لذا، هدف این مطالعه پرکردن خلاءهای موجود در این زمینه می‌باشد.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش بمنظور بررسی اثر عوامل موثر بر تولید زیست توده به عنوان یک منبع انرژی تجدید پذیر از مدل ارائه شده به وسیله (اوپارینند، ۲۰۱۰) استفاده شد.

$$Bio_{it} \quad f(GDP_{it}, UP_{it}, LAND_{it}) \qquad (۱)$$

$$LnBIO_{it} \quad _0 \quad _1 LnGDP_{it} + \ _2 LnGDP_{it}^2 \quad _3 LnUP_{it} \quad _4 AGRI_{it} \quad e_{it} \qquad (۲)$$

در مدل ۲، Ln معرف لگاریتم طبیعی است. اندیس i و t به ترتیب کشور و زمان را نشان می‌دهند. *BIO*: سرانه تولید زیست توده و واحد آن برحسب تن در سال است. GDP: سرانه تولید ناخالص داخلی (بعنوان معیاری از رشد اقتصادی) است که برحسب دلار و برابری قدرت خرید محاسبه شد است. UP: شاخص رشد شهرنشینی و بر حسب رشد درصد افرادی است که در مناطق شهری زندگی می‌کنند. AGRI: سرانه سطح زیر کشت اراضی کشاورزی مرتبط با محصولات زراعی و واحد آن بر حسب هکتار به ازای هر نفر است.

چنان چه $\beta_1 < 0$ و $\beta_2 > 0$ باشد، یک رابطه U شکل میان رشد اقتصادی و تولید زیست توده برقرار بوده و در مقابل اگر $\beta_1 > 0$ و $\beta_2 < 0$ باشد، یک رابطه U شکل وارون میان رشد اقتصادی و تولید زیست توده وجود دارد. انتظار می‌رود که افزایش در شاخص شهرنشینی تاثیری منفی بر

[1] -Bildirici

تولید زیست توده داشته باشد؛ به بیان دیگر، انتظار بر آن است که علامت β_3 منفی باشد. در مقابل انتظار بر این است که با افزایش سطح زیر کشت اراضی زراعی، تولید زیست توده افزایش یابد و علامت ضریب β_4 مثبت بدست آید.

روش برآورد مدل

سری زمانی

در مدل‌های سری زمانی در صورت غیر ایستا بودن متغیرها مسئله رگرسیون کاذب[1] مصداق خواهد داشت و مشاهده R^2 بالا به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها نیست (بالتاجی[2]، ۲۰۰۸). بنابراین، کاربرد آزمون ریشه واحد در داده‌های ترکیبی برای تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری خواهد بود. در این مطالعه به منظور بررسی ایستایی متغیرها از روش آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته[3](ADF) استفاده شد.

زمانی که شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود داشته باشد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و نیز تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها، می‌توان از روش‌های هم‌جمعی از جمله رهیافت خود توضیحی با وقفه‌های گسترده[4](ARDL) استفاده کرد. یکی از مزایای رهیافت ARDL که موجب برتری آن نسبت به سایر روش‌های هم‌جمعی شده است، نبود نیاز به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها در این روش می‌باشد. هم‌چنین، در این روش می‌توان الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل را به گونه هم‌زمان برآورد کرد و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع نمود. بنابراین، تخمین‌های روش ARDL، نا اریب و کارا هستند، چرا که آن‌ها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی و درون‌زایی می‌باشند (سیدیکی[5]، ۲۰۰۰).

مدل ARDL تعمیم یافته[6] را می‌توان به صورت زیر نشان داد (پسران[7] و همکاران (۱۹۹۶) و پسران و شین[8] (۱۹۹۸)):

$$(L,p)y_t = \quad _0 + \sum_{i\ 1}^{k} \quad _i(L,qi)x_{it} + u_t, \quad i \quad 1,2,...,k \qquad (۳)$$

1- Spurious Regression
2- Baltagi
3- Augmented Dickey Fuller
4- Autoregressive Distributed Lag Model
5- Siddiki
6- Augmented ARDL (Developed by Pesaran and Pesaran (1997) and Pesaran and Shin (1998)).
7 -Pesaran
8 -Pesaran and Shin

(L, p) $1-$ $_1L^1 -\ldots-$ $_pL^p$

$_i(L, q_i)$ $_{i0}$ $_{i1}L$ $_{i2}L^2$ ... ($_{iqi}L_i^q$)

که در آن $_0$ عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه می‌باشد که به صورت رابطه (۴) تعریف می‌شود:

$$L^j y_t \quad y_{t-j} \qquad (۴)$$

بر این اساس، مدل پویای ARDL میزان انتشار آلودگی به صورت رابطه (۵) می‌باشد:

$$\ln BIO_t \quad _0 \sum_{i\ 1}^{m} {}_iLnBIO_{t-i} \sum_{i\ 1}^{n} {}_iLnGDP_{t-i} \sum_{i\ 1}^{k} {}_iLnGDP^2_{t-i} \sum_{i\ 1}^{f} {}_iLnUP_{t-i} \sum_{i\ 1}^{w} {}_iLnAGRI_{t-i} \qquad (۵)$$
$$+ \ _0LnGDP_t \quad _0LnGDP_t \quad _0LnUP_t \quad _0LnAGRI_t \quad u_{1t}$$

که در آن m، n، k، f و w به ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای $LnBIO$، $LnGDP$، $LnGDP$، $\ln UP$ و $LnAGRI$ می‌باشد. در بلندمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق است:

$$BIO_t \quad BIO_{t-1} \quad \ldots \quad BIO_{t-m},\ GDP_t \quad GDP_{t-1} \quad \ldots \quad GDP_{t-n},\ GDP_t^2 \quad GDP_{t-1}^2 \quad \ldots = GDP_{t-k}^2,$$
$$UP_t \quad UP_{t-1} \quad \ldots \quad UP_{t-f},\ AGRI_t \quad AGRI_{t-1} = \ldots \quad AGRI_{t-w}$$

لذا، رابطه بلندمدت را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$LnBIO_t \quad _0 \quad B_1LnGDP_t \quad B_2LnGDP_t^2 \quad B_3LnUP_t \quad B_4LnAGRI_t \quad u_{2t} \qquad (۶)$$

وجود همگرایی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند (نوفرستی، ۱۳۷۸). معادله تصحیح خطای مدل ARDL را می‌توان به صورت رابطه (۷) نوشت:

$$\Delta LnBIO_t = \Delta \hat{} _0 \sum_{i=1}^{m} \hat{} {}_i\Delta LnBIO_{t-i} \sum_{i\ 1}^{n} \hat{\varepsilon}_i\Delta LnGDP_{t-i} \sum_{i=1}^{k} \hat{\gamma}_i\Delta LnGDP^2_{t-i} \sum_{i\ 1}^{f} \hat{} {}_i\Delta LnUP_{t-i} \quad \theta ECT_{t-1} + u_{3t} \qquad (۷)$$

که جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) به صورت زیر می‌باشد:

$$ECT_t \quad LnBIO_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{} _1LnGDP_t _ \hat{} _1LnGDP^2{}_t - \hat{} _1LnUP_t - \hat{} _1LnAGRI_t \qquad (۸)$$

در رابطه (۶)، عملگر اولین تفاضل بوده و $\hat{} _i$ ، $\hat{} _i$ ، $\hat{} _i$ و $\hat{} _i$ ضرایب برآورد شده از معادله (۵) می‌باشند. نیز ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از یک روش دو مرحله‌ای استفاده کرد. در مرحله نخست وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل که به وسیله تئوری بیان می‌شود، مورد بررسی قرار می‌گیرد. پسران و همکاران (۲۰۰۱) بمنظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها از رهیافت

آزمون کرانه (باند تست)[1] استفاده کردند. روش آزمون کرانه ARDL بر اساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM)[2] برای تحلیل هم‌جمعی بنا شده است. الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL مستخرج از رابطه (۳)، به صورت معادله (۹) نوشته می‌شود.

$$LnBIO_t = {}_0 + \sum_{i=1}^{P-1} {}_i LnBIO_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1} {}_i LnGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1} {}_i LnUP_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1} {}_i LnAGRI_{t-i} + {}_1LnBIO_{t-1} + {}_2LnGDP_{t-1} + {}_3LnUP_{t-1} + {}_4LnAGRI_{t-1} + u_{3t} \quad (۹)$$

که در آن Δ عملگر تفاضل مرتبه اول و P نیز تعداد وقفه بهینه است. براساس مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱)، برای انجام آزمون کرانه، باید از آزمون ضرایب Wald (آمارهF) برای بررسی معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در الگوی تصحیح خطای نامقید استفاده شود. در این حالت آزمون معنی‌داری مشترک برای فرض صفر، یعنی نبود هم‌جمعی، از راه صفر قرار دادن تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، استفاده می‌شود.

$$H_0 : {}_1 = {}_2 = {}_3 = {}_4 = 0$$

بنابراین، آماره F برای فرضیه صفر به این صورت است که آیا تمام ضرایب بلندمدت به صورت مشترک برابر صفر هستند یا نه. در واقع، در این مرحله، بر اساس سطوح معنی‌داری مرسوم (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، آماره F محاسباتی، با مقادیر بحرانی که در جدول پسران و همکاران (۲۰۰۱)، ارائه شده است، مقایسه می‌شود. اگر آماره F محاسباتی، بیش‌تر از کرانه بالایی مقادیر بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی رد می‌شود. اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پایینی مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر نبود هم‌جمعی، نمی‌تواند رد شود. در نهایت، اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه قادر به تعیین وجود یا نبود رابطه بلندمدت میان متغیرها نمی‌باشد (پسران و همکاران، ۲۰۰۱).

داده‌های ترکیبی

در مدل‌های ترکیبی نیز همانند مدل‌های سری زمانی در صورت نا ایستا بودن متغیرها مسئله رگرسیون ساختگی مصداق خواهد داشت و مشاهده R^2 بالا ناشی از وجود متغیر زمان به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها نمی‌باشد (بالتاجی، ۲۰۰۸). بنابراین، کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی برای تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری خواهد بود. در این پژوهش به

[1]- Bounds Test
[2] -Unrestricted Error Correction Model

منظور بررسی ایستایی متغیرها از دو آزمون ایم[1] و همکاران (۲۰۰۳) و لوین[2] و همکاران (۲۰۰۲) استفاده شده است.

آزمون هم‌جمعی در داده‌های ترکیبی

زمانی که شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود داشته باشد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و نیز تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها، روش هم‌جمعی می‌تواند مفید واقع شود. مهم‌ترین نکته در تجزیه و تحلیل‌های هم‌جمعی آن است که با وجود ناایستا بودن اغلب سری‌های زمانی و داشتن یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی، در بلندمدت ممکن است که یک ترکیب خطی از متغیرها همواره ایستا و بدون روند باشند. در واقع با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های هم‌جمعی این روابط بلندمدت کشف می‌شوند. آزمون‌های هم‌جمعی پنلی دارای قدرت و اعتبار بیشتری نسبت به آزمون‌های هم‌جمعی برای هر مقطع به‌صورت جداگانه است. این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه‌مدت و اندازه نمونه نیز کوچک باشد قابلیت استفاده را دارند (بالتاجی، ۲۰۰۸). در داده‌های پنل به منظور آزمون رابطه‌ی هم‌جمعی از روش‌های پدرونی[3] (۲۰۰۴) و کائو[4] (۱۹۹۹) استفاده می‌شود.

در آزمون همجمعی پدرونی، امکان وجود اثرات ثابت و روندهای زمانی ناهمگن در بین مقاطع به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود (پدرونی، ۲۰۰۴):

$$y_{it} \quad i \quad it \quad 1i \;\; 1it \quad 2i \;\; 2it \quad \cdots \quad mi \;\; mit \quad it \qquad (۱۰)$$

که در آن $i \quad 1,2,\ldots,N$ برای هریک از کشورهای موجود در مدل و $t \quad 1,2,\ldots,T$ اشاره به دوره‌ی زمانی داشته و m به تعداد متغیرهای توضیحی اشاره دارد. $_i$ و $_i$ امکان بررسی اثرات ثابت خاص بخش‌ها و هم‌چنین، روندهای معین را فراهم می‌سازند. $_{it}$ پسماندهای حاصل از رابطه (۱۰) است. بمنظور انجام آزمون هم‌جمعی، از پسماند رابطه بالا استفاده کرده و در ادامه خواهیم داشت:

$$\hat{}_{it} \quad i \; \hat{}_{it-1} \quad u_{it} \qquad (۱۱)$$

فروض انجام آزمون هم‌جمعی داده‌های پانلی به‌صورت زیر است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1]- Im
[2]- Levin
[3] -Pedroni
[4] -Kao

$H_0:$ 1
$H_1:$ 1

که فرضیه صفر بیانگر عدم وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها در تمام مقاطع و فرضیه آلترناتیو نشان‌دهنده وجود هم‌جمعی بین متغیرهاست.

در آزمون همجمعی پدرونی هفت آماره گوناگون در دو گروه متمایز برای بررسی فرضیه صفر مبنی بر نبود بردار هم‌جمعی در مدل‌های پنل ناهمگن معرفی می‌شود (پدرونی، ۲۰۰۴). گروه نخست آزمون‌ها مشهور به درون‌گروهی است که عبارتند از: ۱- آماره V پنل، ۲- آماره RHO پنل، ۳- آماره PP پنل، ۴- آماره ADF پنل. گروه دوم آزمون‌ها به آزمون بین گروهی معروفند و عبارتند از: ۱- آماره RHO گروهی، ۲- آماره PP گروهی، ۳- آماره ADF گروهی. چنان‌چه از بین این هفت آماره پدرونی، حداقل چهار آماره معنی دار باشند، می‌توان فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی را رد کرد.

در آزمون‌های درون‌گروهی عوامل زمانی در نظر گرفته می‌شود. این گروه از آزمون‌ها امکان بررسی ناهمگنی در بین بخش‌ها را فراهم می‌آورد. این آماره‌ها بیانگر میانگین آماره آزمون‌های هم‌جمعی پانلی در طول مقاطع هستند. فرضیات این دسته از آماره‌ها برای تمام iها به‌صورت زیر می‌باشد. در این‌جا $_i$ ها برای تمامی مقاطع ارزش یکسانی دارند و فروض انجام این آزمون به‌صورت زیر است.

$H_0: \ _i \quad 1$
$H_1: \ _i \qquad 1$

گروه دوم آزمون‌های پدرونی، بین گروهی نام دارد. فرضیات این دسته از آماره‌ها برای تمام iها به‌صورت روابط زیر می‌باشد. گفتنی است که در این‌جا $_i$ ها برای مقاطع گوناگون ازلحاظ ارزشی یکسان نیستند و فرضیه صفر نیز بیان‌گر عدم وجود رابطه بلندمدت در میان متغیرها است.

$H_0: \ _i \quad 1$
$H_1: \ _i \quad 1$

کائو (۱۹۹۹) بمنظور انجام آزمون هم‌جمعی پنل از همان رویکرد اولیه پدرونی استفاده می‌کند با این تفاوت که تنها اثرات ثابت مقاطع و ضرایب همگن متغیرها را در رگرسیون اولیه در نظر می‌گیرد. در این پژوهش بمنظور آزمون رابطه‌ی هم‌جمعی از هر دو روش پدرونی (۲۰۰۴) و کائو (۱۹۹۹) استفاده شده است. چنان‌چه نتایج هر دو آزمون وجود رابطه بلندمدت را تایید کند، گام بعدی تخمین بردار هم‌جمعی است. در سالیان اخیر رویکردهای محدودی برای تخمین بردار

هم‌جمعی پنل مورد استفاده قرار گرفته است. یکی از این رویکردها، روش کم‌ترین مربعات معمولی پویا (DOLS) است که به وسیله (استوک و واتسون[1]، ۱۹۹۳) مطرح شد. در این رویکرد با اعمال تعدیلاتی در روش کم‌ترین مربعات معمولی، واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار می‌گیرد. از مهم‌ترین مزیت‌های این روش در مقایسه با دیگر تخمین زننده‌های بردار هم‌جمعی این است که در نمونه‌های کوچک کاربرد داشته، از ایجاد تورش هم‌زمان جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است (پدرونی، ۲۰۰۰). بر این اساس در این مطالعه بمنظور تخمین بردار هم‌جمعی پنل از رویکرد حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) استفاده شد.

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش شامل تولید زیست توده به عنوان یک منبع انرژی تجدید پذیر، سرانه تولید ناخالص داخلی معیار رشد اقتصادی، نرخ رشد جمعیت شهرنشین و سطح زیر کشت اراضی زراعی بعنوان معیاری از رشد بخش کشاورزی برای کشورهای واقع در منطقه خاور میانه و از جمله ایران در سال‌های ۲۰۱۳ – ۱۹۸۰ میلادی از پایگاه داده‌های بانک جهانی استخراج شد. با توجه به محدودیت در دسترسی به داده‌های برخی کشورها و بویژه محدودیت در داده‌های مربوط به مصرف انرژی‌های تجدید پذیر و بویژه تولید و مصرف انرژی‌های زیست توده‌ای و هم‌چنین، ناقص بودن داده‌های برخی کشورها، از مجموع کشورهای واقع شده در این منطقه داده‌های ۱۱ کشور شامل ایران، عربستان صعودی، امارات متحده عربی، قبرس، مصر، اردن، عراق، ترکیه، سوریه، عمان و بحرین جمع‌آوری و در مدل مورد استفاده قرار گرفت. بمنظور برآورد مدل در این مطالعه از نرم افزار EVIEWS9 استفاده شد.

نتایج و بحث

ارزیابی عوامل موثر بر تولید زیست توده در ایران

بمنظور بررسی اثر عوامل موثر بر تولید زیست توده در ایران، ابتدا ایستایی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۱ آورده شده است. نتایج ایستایی بر اساس آزمون ADF در جدول ۱ نشان می‌دهد که تفاضل مرتبه اول متغیرهای سرانه تولید زیست توده و رشد جمعیت شهرنشین ایستا بوده و دو متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی و سطح زیر کشت اراضی زراعی در سطح ایستا می‌باشد.

[1] -Stock and Watson

بر اساس نتایج آزمون ایستایی، با توجه به وجود توأم متغیرهای ایستا در سطح و متغیرهایی که پس از انجام یک‌بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند، از تحلیل هم‌جمعی موسوم به روش خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شده است.

همان‌گونه که در قسمت روش پژوهش بیان شد، برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون کرانه استفاده می‌شود که نتایج این آزمون برای فرم‌های خطی و درجه دو مدل تولید زیست توده در جدول ۲ ارائه شده است. با توجه به این‌که آماره F محاسباتی برای مدل غیر خطی (درجه دو)، نزدیک به ۵/۹ بدست آمده است و این مقدار بزرگ‌تر از مقدار کرانه بالا (۵/۰۶) در سطوح معنی داری ۹۹ درصد است، لذا فرضیه صفر رد و وجود رابطه بلندمدت در میان متغیرها تأیید می‌شود.

هم‌چنین نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که فرم خطی مدل تولید زیست توده در سطح معنی‌داری یک درصد بر حسب آزمون کرانه، دارای رابطه بلندمدت است، اما با توجه به این‌که فرم درجه دوم مدل تولید زیست توده، فرم خطی را نیز در بر می‌گیرد، در این مطالعه از فرم درجه دوم استفاده شد. به بیان دیگر، زمانی که تنها ضریب توان دوم متغیر تولید ناخالص داخلی اختلافی معنی‌دار با صفر نداشته باشد، فرم درجه دوم به فرم خطی تبدیل می‌شود. در ادامه یافته‌های بدست آمده از برآورد بلندمدت اثر عوامل موثر بر تولید زیست توده در ایران در جدول ۳ ارائه شده است.

با توجه به یافته‌های جدول ۳ مبنی بر معنی‌داری و علامت متغیرهای تولید ناخالص داخلی و توان دوم آن، می‌توان به این نتیجه دست یافت که یک رابطه U وارون میان سرانه تولید زیست توده به عنوان یک منبع انرژی تجدیدپذیر و تولید ناخالص داخلی در ایران وجود دارد. بر این اساس در بلندمدت، با افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی، مقدار تولید زیست توده افزایش می‌یابد، اما در نهایت، روندی نزولی پیدا می‌کند. هم‌چنین، نتایج جدول ۳ نشان می‌دهند که با رشد جمعیت شهری در ایران، سرانه تولید زیست توده به صورت ناچیز کاهش می‌یابد. به گونه‌ای که با ده درصد افزایش در این شاخص، انتظار می‌رود سرانه تولید زیست توده در بلندمدت حدود ۰/۷۶ درصد کاهش یابد. بنابراین، افـزایش شهرنـشینی و مهاجرت از مناطق روستایی و در پی آن، کاهش فعالیت‌های مرتبط با بخش کشاورزی منجر به کاهش تولید زیست توده در ایران می‌شود.

افزون بر این، نتایج این جدول حاکی از آن است که سطح زیر کشت اراضی زراعی تاثیری مثبت بر سرانه تولید زیست توده دارد. به گونه‌ای که با ۱۰ درصد افزایش این شاخص، انتظار می‌رود سرانه تولید زیست توده در بلندمدت حدود ۲/۳ درصد افزایش یابد. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول ۴ ارائه شده است. لازم به توضیح است که تمامی پارامترهای مدل تصحیح

خطا در جدول ۴ به شکل تفاضل مرتبه نخست می‌باشند. براساس نتایج این جدول، رابطه تولید ناخالص داخلی و تولید زیست توده در کوتاه‌مدت همانند رابطه بلندمدت، به صورت U وارون است.

ضریب جمله تصحیح خطا مطابق نتایج جدول ۴ نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت معنادار بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار و دارای علامت مورد انتظار و منفی است. بر این اساس انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۸۴ درصد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت، تعدیل شود و در کوتاه‌مدت، اثر شوک وارده بر متغیر سرانه تولید زیست توده کمتر از یک دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس از آن، رابطه کوتاه‌مدت در مسیر تعادلی بلندمدت قرار خواهد گرفت.

در نمودار ۲ رابطه بلندمدت میان تولید زیست توده و تولید ناخالص داخلی در ایران ارائه شده است. البته، در این نمودار مقادیر به صورت لگاریتم طبیعی می‌باشند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود یک رابطه U وارون میان تولید ناخالص داخلی و تولید زیست توده وجود دارد. با توجه به نمودار ترسیمی تقعر این منحنی در نقطه ۳۱۷۴/۶ دلار است. از این رو، انتظار می‌رود در ابتدا با افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی، سرانه تولید زیست توده افزایش یابد. این وضعیت تا پیش از مرز درآمد سرانه ۳۱۷۴/۶ دلار ادامه دارد و پس از آن انتظار می‌رود سرانه تولید زیست توده کاهش یابد. با توجه به مقدار کنونی سرانه تولید ناخالص داخلی ایران که حدود ۳۱۳۱/۷ دلار به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ است و این مقدار کم‌تر از تقعر منحنی است؛ بنابراین، همچنان انتظار می‌رود که با افزایش بیش‌تر این شاخص، سرانه تولید زیست توده افزایش یابد.

ارزیابی عوامل موثر بر تولید زیست توده در منطقه خاورمیانه

بمنظور بررسی اثر عوامل موثر بر تولید زیست توده در منطقه خاورمیانه، ابتدا ایستایی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت، که نتایج آن در جدول ۵ گزارش شده است.

نتایج نشان دادند تمامی متغیرها بر اساس هر دو آزمون ایستایی لوین، لین و چو (LLC) و ایم، پسران و شین (IPS) فرض صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد در سطح رد نشده است و متغیرهای مورد نظر در سطح ایستا نمی‌باشند، اما تفاضل مرتبه نخست آن‌ها ایستاست و تمامی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. در استفاده از الگوی داده‌های ترکیبی قبل از برآورد الگو افزون بر انجام آزمون ریشه واحد، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن دارای اهمیت است. آزمون همگنی به منظور تعیین برابری عرض از مبداها (Pooled Data) با حالت تفاوت در عرض از مبداء (Panel Data) است و به کمک آماره F انجام می‌شود. آزمون هاسمن بمنظور انتخاب بین روش اثرات ثابت

و اثرات تصادفی انجام می‌گیرد که نتایج هر دو آزمون در جدول ۶ آورده شده است. در روش کم‌ترین مربعات معمولی تجمیعی[1] (pooled-OLS) فرض می‌شود که مقدار عرض از مبدأ و ضرایب شیب متغیرهای توضیحی برای مقاطع گوناگون یکسان است.

با توجه به نتایج جدول ۶ مقدار آماره آزمون همگنی یا (pooled-OLS) برابر با ۳۸۱/۶۳ بدست آمد. با توجه به معنی‌دار بودن آماره در سطح احتمال یک درصد، فرضیه برابری عرض از مبداها رد می‌شود و مدل بصورت پنل برآورد می‌شود. هم‌چنین، با توجه به نتایج آزمون هاسمن که در جدول ۶ آورده شده است، آماره کای- دو محاسباتی معنی‌دار نمی‌باشد و فرضیه صفر مبنی بر بکارگیری روش اثرات تصادفی رد نشده و بمنظور برآورد ضرایب مدل از روش اثرات تصادفی استفاده می‌شود. روی هم رفته، با توجه به نتایج ایستایی متغیرها می‌توان نتیجه گرفت که شک وجود رگرسیون کاذب قابل تأیید بوده و نیاز به بررسی رابطه هم‌جمعی بین متغیرها است. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پدرونی و کائو به ترتیب در جداول ۷ و ۸ ارائه شده است.

نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی نشان می‌دهد که از بین هفت آماره بین گروهی و درون گروهی، بیش‌تر آماره‌ها (چهار آماره) در سطح یک درصد معنی‌دار هستند و می‌توان فرض صفر مبتنی بر نبود بردار هم‌جمعی را رد کرد. نتایج آزمون هم‌جمعی کائو نیز در جدول (۸) بیان‌گر این است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی در سطح معنی‌داری یک درصد با قدرت رد می‌شود. روی هم رفته، نتایج هر دو آزمون هم‌جمعی پدرونی و کائو وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی و سرانه تولید زیست توده را تأیید می‌کنند.

بمنظور برآورد رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب از روش‌های (DOLS) و مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است که نتایج آن در جداول ۹ و ۱۰ ارائه شده است. تمامی پارامترهای مدل تصحیح خطا به شکل تفاضل مرتبه نخست می‌باشند. مقادیر ضرایب بدست آمده را می‌توان به عنوان کشش سرانه تولید زیست توده نسبت به هر یک از متغیرهای مربوطه تفسیر کرد. تصریح بدست آمده قادر است بیش از ۹۸ درصد از تغییرات سرانه تولید زیست توده را با استفاده از متغیرهای مورد استفاده تشریح کند.

نتایج جدول ۹ حاکی از وجود یک رابطه‌ی U وارون میان سرانه تولید زیست توده و سرانه تولید ناخالص داخلی در بلندمدت است و ضرایب هر دو جمله متغیر تولید ناخالص داخلی دارای اهمیت آماری است. بر این اساس در بلندمدت، با افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی کشورهای خاورمیانه، ابتدا سرانه تولید زیست توده در این منطقه افزایش می‌یابد، اما در نهایت روندی نزولی پیدا می‌کند.

[1]- Pooled Ordinary least squares

در نمودار ۳ رابطه بلندمدت میان تولید زیست توده و تولید ناخالص داخلی در منطقه خاورمیانه ارائه شده است. البته، در این نمودار مقادیر به صورت لگاریتم طبیعی می‌باشند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود یک رابطه U شکل برعکس میان سرانه تولید ناخالص داخلی و تولید زیست توده وجود دارد.

با توجه به نمودار ترسیمی تقعر این منحنی در نقطه ۱۶۱۵/۶۶ دلار است. از این رو انتظار می‌رود در ابتدا با افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی، سرانه تولید زیست توده افزایش یابد. این وضعیت تا پیش از مرز سرانه تولید ناخالص داخلی ۱۶۱۵/۶۶ دلار ادامه دارد و پس از آن انتظار می‌رود سرانه تولید زیست توده کاهش پیدا کند. با توجه به میانگین مقدار کنونی سرانه تولید ناخالص داخلی در کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه که حدود ۱۰۴۱۸/۶۸دلار به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ است و این مقدار بیش‌تر از تقعر منحنی است؛ بنابراین همچنان انتظار می‌رود که با افزایش بیش‌تر این شاخص، سرانه تولید زیست توده روندی کاهشی داشته باشد.

نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد که با رشد شهرنشینی در خاورمیانه، سرانه تولید زیست توده کاهش می‌یابد. به گونه‌ای که با یک درصد افزایش در این شاخص، انتظار می‌رود سرانه تولید زیست توده در بلندمدت حدود ۰/۱۱ درصد کاهش پیدا کند. بنابراین، در منطقه خاورمیانه، افـزایش شهرنـشینی و پدیده مهاجرت از مناطق روستایی با شدتی بیش‌تر در مقایسه با مطالعه موردی ایران منجر به کاهش سرانه تولید زیست توده می‌شود.

نتایج جدول ۹ و ۱۰ حاکی از آن است که سطح زیر کشت اراضی زراعی تاثیری مثبت بر سرانه تولید زیست توده دارد و ضریب آن در سطح یک درصد دارای اهمیت آماری است. به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی این شاخص، انتظار می‌رود سرانه تولید زیست توده در بلندمدت حدود ۰/۳۱ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۰/۳۰ درصد افزایش یابد. بنابراین، روند افزایش فعالیت‌های مرتبط با بخش کشاورزی در منطقه خاورمیانه با شدتی بیش‌تر در مقایسه با مطالعه موردی ایران به افزایش تولید زیست توده همراه خواهد شد.

ضریب جمله تصحیح خطا مطابق نتایج جدول ۱۰ نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت معنادار بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال ۱درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است. به گونه‌ای که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۳۱ درصد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت، تعدیل شود. بر این اساس اثر یک شوک بر متغیر سرانه تولید زیست توده در کوتاه‌مدت کمی بیش‌تر از سه دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس از آن رابطه کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه بلندمدت قرار خواهد گرفت.

نتیجه گیری و پیشنهادها

در دو دهه اخیر ارتباط میان سطح توسعه‌یافتگی جوامع و میزان دستیابی به استانداردهای زیست محیطی و به تعبیری رعایت ملاحظات زیست محیطی در کانون توجه پژوهشگران قرار گرفته است. این موضوع در حوزه اقتصاد نیز با رویکردی خاص مورد توجه بوده است. یکی از موضوع‌هایی که در این حوزه مطالعاتی گوناگون را به خود اختصاص داده ارتباط میان سطح درآمد جوامع و انتشار آلودگی‌هاست. لذا، منحنی زیست محیطی کوزنتس یک رابطه تجربی برای نشان دادن ارتباط میان انتشار آلودگی و رشد اقتصادی است که در صورت تایید آن می‌توان چنین برداشت کرد که افزایش درآمد در یک جامعه سازوکارهایی را فعال می‌کند که به تدریج انتشار آلودگی حاصل از مرحله اولیه رشد اقتصادی را پاک کرده و از شدت آن می‌کاهد، اما در این مقاله با الگوگیری از منحنی کوزنتس، اما با یک نگاه جدید اثر عوامل موثر بر تولید زیست توده به عنوان یک منبع انرژی تجدید پذیر در ایران و کشورهای منطقه خاورمیانه مورد ارزیابی قرار گرفت. بدین منظور از روش ARDL و آزمون هم انباشتگی فیشر و کائو و روش پانل هم‌جمعی DOLS برای بدست آوردن بردار هم انباشتگی استفاده شد. نتایج نشان دادند که با رشد جمعیت شهری در ایران، سرانه تولید زیست توده به گونه ناچیزی کاهش می‌یابد. بنابراین، با افـزایش شهرنـشینی و مهاجرت از مناطق روستایی و درنتیجه کاهش فعالیت‌های مرتبط با بخش کشاورزی منجر به کاهش تولید زیست توده در ایران می‌شود. هم‌چنین، در ایران سطح زیر کشت اراضی زراعی تاثیری مثبت بر سرانه تولید زیست توده دارد. بنابراین، روند افزایش فعالیت‌های مرتبط با بخش کشاورزی و به بیان دیگر، روند رشد و توسعه اقتصادی مناطق روستایی می‌تواند با افزایش تولید زیست توده همراه باشد. نتایج مربوط به کشورهای منطقه خاورمیانه حاکی از وجود یک رابطه U وارون میان سرانه تولید زیست توده و سرانه تولید ناخالص داخلی در بلندمدت است. بر این اساس در بلندمدت، با افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی کشورهای خاورمیانه، ابتدا سرانه تولید زیست توده در این منطقه افزایش می‌یابد، اما در نهایت، روندی نزولی پیدا می‌کند. سطح زیر کشت اراضی زراعی نیز تاثیری مثبت بر سرانه تولید زیست توده در منطقه خاورمیانه دارد. با توجه به تاثیر مثبت فعالیت‌های کشاورزی و تاثیر منفی رشد جمعیت شهری بر تولید زیست توده، بنابراین روند افزایش فعالیت‌های مرتبط با بخش کشاورزی و به بیان دیگر روند رشد و توسعه اقتصادی مناطق روستایی می‌تواند با افزایش تولید زیست توده همراه باشد.

با توجه به تاثیر مثبت تولیدات کشاورزی بر تولید زیست توده در ایران و خاورمیانه، سرمایه‌گذاری در تبدیل زیست توده به انرژی‌های ناشی از زیست توده مانند بیوگاز امری ضروری به نظر می‌رشد. در این میان احداث این‌گونه تاسیسات در مناطق روستایی افزون بر کاهش تولید

انرژی تجدیدناپذیر، به توسعه مناطق روستایی نیز کمک خواهد کرد. افزون بر این، در صورت ایجاد این‌گونه تاسیسات در مناطق مرزی کشور می‌توان به واردات زیست توده از سایر کشورها و تبدیل آن به انرژی‌های زیست توده اقدام کرد. گفتنی است عدم سرمایه گذاری در تولید انرژی‌های زیست توده، به دلیل سوزاندن بقایای محصولات زراعی و تولید گاز متان ناشی از فضولات دامی موجب تخریب محیط زیست و افزایش گازهای گلخانه‌ای می‌شود. هم‌چنین، به دلیل اهمیتی که تولید و مصرف زیست‌توده و انرژی‌های زیست توده ای دارند، سیاست‌های تشویقی دولت در جهت جایگزینی انرژی‌های تجدید پذیر به جای انرژی های فسیلی دارای اهمیت است.

با توجه به این که در حال حاضر، روستاییان به شکل سنتی از انرژی‌های زیست توده استفاده می‌کنند، هر گونه سرمایه گذاری در راستای تغییر روند استفاده از انرژی زیست توده‌ای از حالت سنتی به مدرن می‌تواند افزون بر بهبود وضعیت اقتصادی روستاییان، به بهبود کیفیت محیط زیست از راه کاهش انتشار گاز دی‌اکسید کربن کمک کند.

منابع

- استاد زاد، ع. ح. و بهلولی، پ. (۱۳۹۴)، تاثیر انرژیهای تجدیدپذیر بر منحنی زیست محیطی کوزنتسی در ایران، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، سال دوم، شماره ۲، ص: ۱۵۴-۱۲۷.

- شریفیان عطار, ر.؛ مظهری، س. ع.؛ تاج فرد، ز. و سعیدی رضوانی،م. (۱۳۹۲)، بررسی پیامدهای مثبت زیست محیطی انرژی بیومس با تأکید بر مکانیسم های تولید بیوگاز، چهارمین همایش بیوانرژی ایران (بیوماس و بیوگاز)، تهران، آبان ۱۳۹۲.

- نوفرستی، م. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران

Refrences

- Adewuyi, A. O., & Awodumi, O. B. (2017). Biomass energy consumption, economic growth and carbon emissions: Fresh evidence from West Africa using a simultaneous equation model. Energy, 119, 453-471.

- Ali, H. S., Law, S. H., Yusop, Z., & Chin, L. (2017). Dynamic implication of biomass energy consumption on economic growth in Sub-Saharan Africa: evidence from panel data analysis. GeoJournal, 82(3), 493-502.

- Baltagi, B. (2008). Econometric analysis of panel data (Vol. 1). John Wiley & Sons.

- Bildirici, M. E. (2013). Economic growth and biomass energy. Biomass and bioenergy, 50, 19-24.

- Bildirici, M. E. (2014). Relationship between biomass energy and economic growth in transition countries: panel ARDL approach. *Gcb Bioenergy*, *6*(6), 717-726.
- Bildirici, M. E., & Özaksoy, F. (2013). The relationship between economic growth and biomass energy consumption in some European countries. Journal of renewable and sustainable energy, 5(2), 023141.
- Bilgili, F., & Ozturk, I. (2015). Biomass energy and economic growth nexus in G7 countries: Evidence from dynamic panel data. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 49, 132-138.
- Destek, M. A. (2017). Biomass energy consumption and economic growth: Evidence from top 10 biomass consumer countries. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 1-6.
- Dodder, R. S., Kaplan, P. O., Elobeid, A., Tokgoz, S., Secchi, S., & Kurkalova, L. A. (2015). Impact of energy prices and cellulosic biomass supply on agriculture, energy, and the environment: An integrated modeling approach. *Energy Economics*, *51*, 77-87.
- Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. Energy Policy, 37(3), 1156-1164.
- Hochman, G., Rajagopal, D., & Zilberman, D. (2010). The Effect of Biofuels on Crude Oil Markets. *AgBioForum*, *13*(2), 112-118.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. Journal of econometrics, 115(1): 53-74.
- Kao, C. 1999. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. Journal of econometrics, 90(1): 1-44.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. Journal of Econometrics, 108(1), 1-24.
- Ohler, A., & Fetters, I. (2014). The causal relationship between renewable electricity generation and GDP growth: A study of energy sources. Energy economics, 43, 125-139.
- Oparinde, A. (2010). Investigating the relationship between income, health and biomass consumption: a panel data analysis (No. 39305). University Library of Munich, Germany.
- Ozturk, I., & Bilgili, F. (2015). Economic growth and biomass consumption nexus: Dynamic panel analysis for Sub-Sahara African countries. Applied Energy, 137, 110-116.
- Pao, H.-T., Li, Y.-Y., Fu, H.-C., (2014). Clean energy, non-clean energy, and economic growth in the MIST countries. Energ Policy, 67, 932–942
- Payne, J. E. (2011). On biomass energy consumption and real output in the US. Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy, 6(1), 47-52.
- Pedroni, P. (2000). Fully Modified OLS for heterogeneous cointegrated panels.

- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Econometric theory, 20(03): 597-625.

- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. Econometric Society Monographs, 31, 371-413.

- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1996). Testing for the 'Existence of a Long-run Relationship' (9622). Faculty of Economics: University of Cambridge.

- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326.

- Pfeiffer, B., & Mulder, P. (2013). Explaining the diffusion of renewable energy technology in developing countries. Energy Economics, 40, 285-296.

- Sebri, M., & Ben-Salha, O., (2014). On the casual dynamic between economic growth, renewable energy consumption, CO2 emissions and trade openness: fresh evidence from BRICS countries. Renew. Sust. Energ. Rev. 39, 14–23.

- Shahbaz, M., Loganathan, N., Zeshan, M., & Zaman, K., (2015). Does renewable energy consumption add in economic growth? As application of auto-regressive distributed lag model in Pakistan. Renew. Sust. Energ. Rev. 44, 576–585.

- Siddiki, J. U. (2000). Demand for money in Bangladesh: a cointegration analysis. Applied Economics, 32(15), 1977-1984.

- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 783-820.

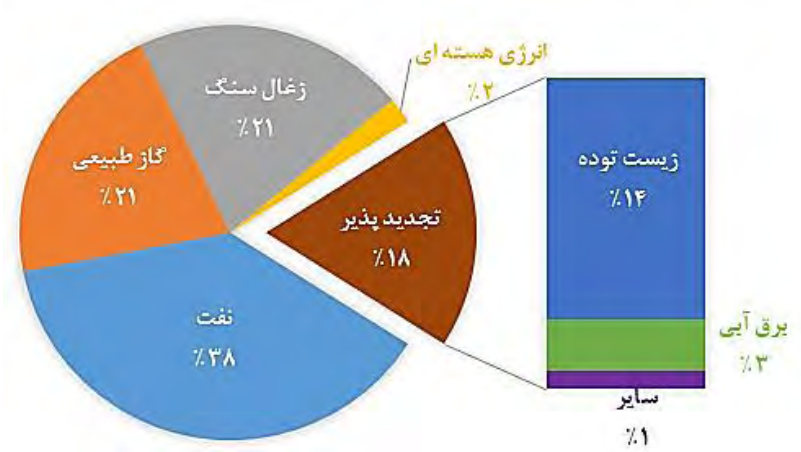
- WBA (World Bioenergy Association), (2016). Global bioenergy Statistics 2016, from: http://www.worldbioenergy.org/.

- WDI (World Development Indicators), (2016). Retrieved January 7, 2016, from http://www.worldbank.org/

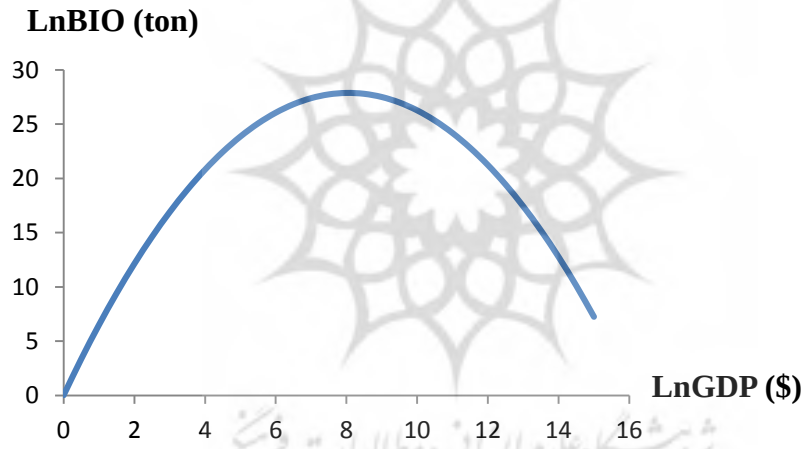
- Yildirim, E., Saraç, Ş., & Aslan, A. (2012). Energy consumption and economic growth in the USA: Evidence from renewable energy. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 16(9), 6770-6774.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست‌ها

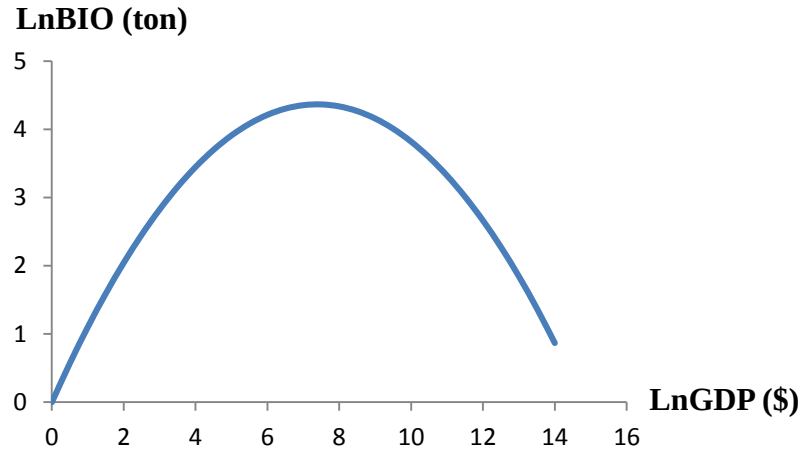


نمودار ۱- وضعیت مصرف انواع حامل‌های انرژی (WBA, 2016).



نمودار ۲- رابطه بلندمدت میان سرانه تولید ناخالص داخلی و سرانه تولید زیست توده در ایران.

مأخذ: یافته‌های پژوهش (۱۳۹۶)



نمودار ۳- رابطه بلندمدت میان سرانه تولید ناخالص داخلی و سرانه تولید زیست توده در خاورمیانه

مأخذ: یافته‌های مطالعه

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرها.

عنوان	آماره ADF	وضعیت ایستایی	وضعیت عرض از مبداء و روند
سرانه تولید زیست توده	-۳/۵۹۶**	I(0)	با عرض از مبدأ و روند
توان نخست تولید ناخالص	-۲/۹۸۲**	I(1)	با عرض از مبدأ
توان دوم تولید ناخالص داخلی	-۲/۹۴۸*	I(1)	با عرض از مبدأ و روند
رشد جمعیت شهرنشین	-۳/۵۴۵***	I(0)	بدون عرض از مبدأ و روند
سطح زیر کشت اراضی زراعی	-۵/۶۸۵***	I(1)	با عرض از مبدأ و روند

مأخذ: یافته‌های پژوهش (۱۳۹۶) *، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

جدول ۲- بررسی وجود رابطه بلندمدت (آزمون کرانه).

F محاسباتی	مدل	
۵/۹۰۶***	$F(LnGDP, LnGDP^2, LnUP, LnAGRI)=LnBIO$	درجه دو
۷/۲۰۶***	$F(LnGDP, LnUP, LnAGRI)=LnBIO$	خطی

مأخذ: یافته‌های پژوهش (۱۳۹۶) *، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

جدول ۳- نتایج بدست آمده از برآورد بلندمدت عوامل موثر بر تولید زیست توده در ایران.

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
توان نحست سرانه تولید ناخالص داخلی	۶/۹۱۸**	۲/۸۶۹	۲/۴۱۱	۰/۰۲۴
توان دوم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰/۴۲۹**	۰/۱۸۴	-۲/۳۲۴	۰/۰۲۹
رشد جمعیت شهرنشین	-۰/۰۷۶*	۰/۰۴۳	-۱/۷۴۶	۰/۰۹۴
سطح زیر کشت اراضی زراعی	۰/۲۳۳*	۰/۱۱۶	۲/۰۰۲	۰/۰۵۷
عرض از مبدأ	-۲۶/۷۳۰**	۱۱/۱۷۶	-۲/۳۹۱	۰/۰۲۵
R- squared = ۰/۷۶۷		Sum squared resid = ۰/۰۲۰		
Adjusted R- squared = ۰/۶۷۳		Mean dependent var = ۰/۶۵۵		
Durbin-Watson stat = ۲/۱۷۲		SE. of regression = ۰/۰۳۰		
F-stat = ۸/۰۸۹ (۰/۰۰۰)		SD. dependent var = ۰/۰۵۳		

مأخذ: یافته‌های پژوهش *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

جدول ۴- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای عوامل موثر بر تولید زیست توده در ایران.

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
سرانه تولید زیست توده با یک وقفه	۰/۱۵۵	۰/۱۲۶	۱/۲۲۷	۰/۲۳۲
توان اول سرانه تولید ناخالص داخلی	۵/۵۶۲**	۲/۴۳۳	۲/۲۸۶	۰/۰۳۲
توان اول سرانه تولید ناخالص داخلی با یک وقفه	-۰/۲۴۵*	۰/۱۳۸	-۱/۷۷۲	۰/۰۹۰
توان دوم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰/۳۶۰**	۰/۱۵۸	-۲/۲۷۶	۰/۰۳۲
رشد جمعیت شهرنشین	-۰/۰۶۴*	۰/۰۳۵	-۱/۷۸۴	۰/۰۸۸
سطح زیر کشت اراضی زراعی	۰/۱۹۵*	۰/۰۹۸	۱/۹۹۴	۰/۰۵۸
جمله تصحیح خطا	-۰/۸۴۰***	۰/۱۶۲	-۵/۱۵۴	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش *، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

جدول ۵- نتایج ایستایی متغیرهای مورد مطالعه.

متغیرها	لوین، لین و چاو (LLC)		ایم، پسران و شین (IPS)		وضعیت ایستایی
	سطح	وقفه	سطح	وقفه	
سرانه تولید زیست توده	۱/۴۱۷	-۱۱/۴۹۴***	۰/۸۵۲	-۱۲/۳۳***	I(1)
توان اول تولید ناخالص داخلی	-۰/۱۱۳	-۷/۲۰۵***	۰/۵۰۰	-۶/۷۳۵***	I(1)
توان دوم تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۳۲	-۷/۱۱۸***	۰/۶۶۲	-۶/۶۴۷***	I(1)
رشد جمعیت شهرنشین	۵/۷۳۰	-۴/۵۳۹***	۲/۴۰۵	-۶/۲۷۴***	I(1)
سطح زیر کشت اراضی زراعی	۰/۸۱۲	-۷/۱۶۴***	۲/۴۳۷	-۷/۲۶۹***	I(1)

مأخذ: یافته‌های مطالعه (*، **، *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است).

جدول ۶- نتایج آزمون همگنی و هاسمن.

آزمون همگنی	آزمون هاسمن
آماره (F_{TEST})	آماره (χ^2)
۳۸۱/۶۳۱ (۰/۰۰۰)	۲/۴۱۶ (۰/۶۵۹)

مأخذ: یافته‌های مطالعه

جدول ۷- نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی.

	درون گروهی		بین گروهی	
آماره V پنل	۰/۵۶۷ (۰/۲۸۵)	آماره RHO گروهی	-۰/۲۹۵ (۰/۳۸۳)	
آماره RHO پنل	-۰/۳۳۸ (۰/۳۶۷)	آماره PP گروهی	-۵/۰۱۴***(۰/۰۰۰)	
آماره PP پنل	-۳/۴۹۶*** (۰/۰۰۰)	آماره ADF گروهی	-۴/۸۴۳*** (۰/۰۰۰)	
آماره ADF پنل	-۳/۴۶۱*** (۰/۰۸۲)			

مأخذ: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است و اعداد داخل پرانتز بیان‌گر احتمال معنی‌داری فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه هم‌جمعی میان متغیرها است)

جدول ۸- نتایج آزمون هم‌جمعی کائو.

آماره ADF	(۰/۰۰۰)	-۳/۴۰۳***

مأخذ: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است).

جدول ۹- نتایج بدست آمده از برآورد بلندمدت عوامل موثر بر تولید زیست توده در منطقه خاورمیانه.

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
توان نخست سرانه تولید ناخالص داخلی	۱/۱۸۲***	۰/۵۷۳	۲/۰۶۱	۰/۰۴۰
توان دوم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۸۰***	۰/۰۳۴	-۲/۳۱۸	۰/۰۲۱
رشد جمعیت شهرنشین	-۰/۱۱۰***	۰/۰۳۷	-۲/۹۳۴	۰/۰۰۳
سطح زیر کشت اراضی زراعی	۰/۳۱۷***	۰/۰۴۹	۶/۳۸۵	۰/۰۰۰
R-squared = ۰/۹۸۰		Sum squared resied = ۴/۳۰۶		
Adjusted R- squared = ۰/۹۷۴		SE. of regression = ۰/۱۲۶		
Mean dependent var = ۰/۰۴۷		SD. Dependent var = ۰/۷۸۷		

مأخذ: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است).

جدول ۱۰- نتایج بدست آمده از برآورد مدل تصحیح خطای عوامل موثر بر تولید زیست توده در منطقه خاورمیانه.

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
توان نخست سرانه تولید ناخالص داخلی	۱/۱۳۲***	۰/۳۸۹	۲/۹۰۵	۰/۰۰۳
توان دوم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۵۳**	۰/۰۲۵	-۲/۱۴۶	۰/۰۳۲
رشد جمعیت شهرنشین	-۰/۰۰۱	۰/۰۲۹	-۰/۰۰۵	۰/۹۹۵
سطح زیر کشت اراضی زراعی	۰/۳۰۶***	۰/۰۵۴	۵/۶۴۹	۰/۰۰۰
جمله تصحیح خطا	-۰/۳۱۰***	۰/۰۴۵	-۶/۸۰۹	۰/۰۰۰
R-squared = ۵۳/۷۵۷		Durbin-Watson stat = ۲/۲۱۱		
Adjusted R- squared = ۵۱/۴۳۷		SE. of regression = ۰/۰۹۳		
Mean dependent var = -۰/۰۰۹		SD. Dependent var = ۰/۱۰۵		

مأخذ: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی