نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران / سال سیزدهم، شماره ۲۶، پاییز و زمستان ۹۷، ۱۸۷-۲۱۱

تاثیر تحولات جمعیتی و ارزش افزوده کشاورزی بر شدت انرژی در بخش کشاورزی ایران

نوید کارگر ده‌بیدی[۱]
سیما شافعی[۲]
محمد حسن طرازکار[۳]
محمد بخشوده[٤]

چکیده

با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در اقتصاد کشور، در این مطالعه اثر تحولات جمعیتی و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بر شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی برای ٢٤ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۵ مورد مطالعه قرار گرفت. با توجه به نتایج آزمون‌های ایستایی از رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های گسترده پنلی استفاده شد. نتایج مطالعه نشان داد که ارتباط میان مهاجرت از روستا به شهر و شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی منفی بوده و مقدار کشش در بلندمدت ۰/۰۷٦-

۱ دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز
Kargar.navid@yahoo.com
۲ دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز
Simashafei@gmail.com
۳ استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز mhtarazkar@yahoo.com
٤ استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز bakhshoodeh@hotmail.com

درصد است. همچنین جمعیت شاغل در بخش کشاورزی و افزایش فعالیت‌های انسانی مرتبط با این بخش دارای ارتباط مثبت و معنی‌داری با شدت مصرف انرژی است و کشش جمعیت شاغل در بخش کشاورزی در بلندمدت ۰/۳۲٦ درصد است. بر طبق یافته های این تحقیق، رابطه ارزش افزوده بخش کشاورزی و شدت مصرف انرژی به صورت U–وارون بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار است. همچنین نقطه بازگشت منحنی کوزنتس حدود ۱۵ هزار میلیارد ریال است. به منظور تعدیل پیامدهای زیست محیطی ناشی از شدت مصرف انرژی پیشنهاد می‌شود تا حد امکان از انرژی‌های پاک و تجدیدپذیر استفاده شود.

طبقه‌بندی JEL: Q01، Q40، J10

کلمات کلیدی: تحولات جمعیتی، شدت مصرف انرژی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، استان‌های ایران

مقدمه و بیان مساله

انرژی به عنوان نیروی محرکه‌ی بیشتر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی، جایگاه ویژه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی دارد (آرمن و زارع، ۱۳۸٤) و با به روز شدن تکنولوژی، انرژی بیش از پیش اهمیت خود را در روند رشد اقتصادی به اثبات رسانده است (دیلمی‌نژاد و استادحسین، ۱۳۸۹). در این میان شدت انرژی که از تقسیم مصرف نهایی انرژی بر ارزش افزوده (تولید ناخالص داخلی) بخش‌های مختلف اقتصادی محاسبه می‌گردد (محمودی و جلالی اسفند آبادی، ۱۳۹٦)، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. مطالعات حاکی از آن است که شدت انرژی در کشورهای توسعه یافته در مقایسه با کشورهای در حال توسعه پایین‌تر است و به موازت توسعه اقتصادی، شدت انرژی کاهش یافته است (فرج‌زاده، ۱۳۹٤). به بیان دیگر بهبود کارایی مصرف انرژی و افزایش توسعه اقتصادی لازم و ملزوم یکدیگر هستند. بنابراین انتظار می‌رود شدت انرژی همراه با پیشرفت تکنولوژی‌های افزایش دهنده کارایی انرژی، کاهش یابد. با این وجود، در کشورهایی

که با سرعت بالایی صنعتی شده‌اند، هم‌زمان با انتقال از فعالیت‌های اقتصادی انرژی‌اندوز (مانند کشاورزی سنتی، ماهیگیری و تجارت) به فعالیت‌های انرژی‌بر (مانند صنایع فولاد و سیمان و نیز صنایع شیمیایی، نفت و کاغذ)، شدت انرژی نیز با سرعت بالایی افزایش یافته است. اما همین که صنعتی شدن محقق شد، ارزش افزوده بیشتر و به تبع آن درآمدهای بالاتر به افزایش تقاضا برای خدمات حرفه‌ای و تجاری منجر شده و از شدت انرژی در فعالیت‌های اقتصادی کاسته شود. لذا پیشرفت در کارآیی انرژی درون بخشی و انتقالات میان‌بخشی در اقتصاد، هر دو با هم تعیین‌کننده اندازه و جهت تغییر در شدت انرژی کشورها هستند (باکسی و گرین[1]، ۲۰۰۷).

از طرف دیگر قرن بیست و یکم در راستای توسعه اقتصادی با یک گذار جمعیتی آغاز شده و جمعیت شهری، نیمی از جمعیت جهان را در برگرفته و مهاجرت و جابه‌جایی جمعیتی، روند شهرنشینی نابهنجار معاصر را تشدید کرده است (کارگر ده‌بیدی و طرازکار، ۱۳۹۸). براساس گزارشات سازمان ملل، پیش‌بینی می‌شود تا سال ۲۰۳۰ شهرها شصت درصد از جمعیت جهان را در خود جای دهند (فطرس و معبودی، ۱۳۸۹). از دید تئوری‌های اقتصادی مهاجرت جمعیت روستایی به سمت مناطق شهری عمدتا بدلیل وجود شکاف درآمدی بین مناطق روستایی و مناطق شهری اتفاق می‌افتد. آثار و تبعات مهاجرت داخلی (از مناطق روستایی به مناطق شهری) از دید اقتصادی و اجتماعی بسیار گسترده است. در کنار آثار مثبت مهاجرت به شکل رفع نیاز نیروی کار مناطق شهری با افزایش صنعتی شدن جوامع، می‌توان به آثار منفی و اقتصادی آن از جمله افزایش نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت، افزایش بیکاری پنهان، گسترش فعالیت‌های غیرمولد و انواع مشاغل‌های غیررسمی اشاره نمود (عیسی‌زاده و مهرانفر، ۱۳۸۹). یکی دیگر از آثار پدیده مهاجرت به شهرها، تاثیر آن بر الگوی مصرف بطور عام و الگوی مصرف انرژی بطور خاص است. رشد فعالیت‌های صنعتی و شهری با انتقال نیروی‌کار از بخش کشاورزی همراه است. این امر، کاهش نسبت تولیدکنندگان محصولات کشاورزی به مصرف‌کنندگان آن را به دنبال دارد که به‌دلیل کاهش تولید باعث می‌شود واردات کشاورزی و موادغذایی در اولویت برنامه‌های کشور قرار گیرد.

1 Baksi & Green

تغییرات فنی در زمینه کشاورزی و بویژه استفاده از تکنولوژی‌های کاراندوز نیز باعث می‌شود کشاورزان مزارع را رها کرده و به فعالیت‌های شهری روی آورند. این تغییرات، افزایش مستقیم و غیرمستقیم مصرف انرژی را نیز به دنبال دارند. از این رو افزایش سرانه مصرف انرژی و همچنین مصرف به ازای هر واحد تولید در اثر مهاجرت بدیهی به نظر می‌رسد (جونز[1]، ۱۹۸۹).

همانند سایر مناطق دنیا، ساختار جمعیت در کشورهای آسیایی و خاورمیانه نیز به سرعت در حال تغییر است (طرازکار و کارگر، ۱۳۹۷). ایران نیز از این قاعده مستثنی نبوده و طی سال‌های گذشته، علاوه بر توسعه شهرها، جمعیت شهری بشدت افزایش یافته است. جمعیت شهری ایران که در نخستین سرشماری انجام شده در کشور در سال ۱۳۳۵ حدود ۳۱ درصد از کل جمعیت بوده، در آخرین سرشماری در سال ۱۳۹۵به ۷٤ درصد افزایش یافته است (مرکز آمار، ۱۳۹۷). پدیده افزایش جمعیت شهری در ایران را می‌توان به دلیل توسعه صنعتی، اسکان و تمرکز عشایر در شهرهای نو بنیاد، تبدیل شدن تعدادی از نقاط روستایی به شهر دانست. این مهاجرت‌ها میزان مصرف انرژی را تحت تاثیر قرار داده است. به عبارتی دیگر با انتقال نیروی کار از فعالیت‌های کشاورزی به اشتغال در بخش صنعت و خدمات، شدت مصرف انرژی دستخوش تغییر می‌شود. طی سال‌های اخیر بیشترین میزان مصرف نهایی انرژی در میان بخش‌های مختلف اقتصاد متعلق به بخش صنعت است، به طوری که در سال‌های ۱۳۸٤ تا ۱۳۹۱ مصرف نهایی این بخش ۱/۷ برابر شده و از ۱۸۱/۳ میلیون بشکه معادل نفت خام به ۳۰۳/۷ میلیون بشکه افزایش یافته است (وزارت نیرو، ۱۳۹۸). اما روند افزایشی مصرف انرژی در ایران توام با بهره‌وری پایین است. (فرجزاده، ۱۳۹٤). به طوری که در سال ۲۰۱۵ متوسط انرژی مصرفی به ازاء هر دلار تولید در ایران معادل ۷/۷۹٤ مگاژول است که این میزان در جهان به طور متوسط حدود ۵/۱۳۱ مگاژول می‌باشد (شاخص توسعه انسانی[2]، ۲۰۱۹). اهمیت تاثیر مصرف انرژی در اقتصاد ایران از آنجا ناشی می شود که عمده‌ی درآمد ایران از طریق صادرات محصولات نفتی و پتروشیمی است و با مصرف ناکارای انرژی در داخل، منابع ارزی زیادی از

1 Jones
2 World Development Indicators

دست می‌رود. همچنین بخش زیادی از افزایش تقاضای مصرف انرژی در ایران از منابع فسیلی تأمین می‌شود و مصرف آن‌ها انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلوده شدن هوا را به همراه دارد (محمدباقری، ۱۳۸۹).

با توجه به روند فعلی افزایش مهاجرت، سرعت صنعتی شدن، کاهش سهم بخش کشاورزی در فعالیت‌های اقتصادی و نیز افزایش مصرف انرژی در بخش صنعت طی سال‌های اخیر، شناخت عوامل تاثیرگذار بر مصرف و شدت انرژی اهمیت زیادی دارد. بر این اساس، با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در اقتصاد کشور، این مطالعه به بررسی ارتباط میان تحولات جمعیتی در قالب مهاجرت روستاییان به شهرها و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی با شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزیِ استان‌های مختلف کشور جهت سیاست‌گذاری‌های بلندمدت پرداخته است.

پیشینه تحقیق

روابط میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی از زمان بروز شوک‌های نفتی در دهه ۷۰ میلادی و ایجاد نوسانات شدید در قیمت حامل‌های انرژی مورد توجه قرار گرفت (فلاحی و هاشمی، ۱۳۸۹). از این میان می توان به مطالعه ساروار[1] و همکاران (۲۰۱۸) اشاره کرد که نتایج متفاوتی در مورد وجود رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد متفاوت، وارد کننده انرژی و یا صادر کننده انرژی یافتند. نتایج مطالعات پابلو-رومر و جیسس[2] (۲۰۱۶)، فیزنیا و کورت[3] (۲۰۱۶)، وانگ[4] و همکاران (۲۰۱۸) و محمد[5] (۲۰۱۹) تأییدی بر وجود رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی است. پابلو-رومر و جیسس (۲۰۱۶) و فیزنیا و کورت (۲۰۱۶) نشان دادند که رشد اقتصادی منجر به افزایش مصرف انرژی می‌گردد. در همین زمینه خان[6] و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهش خود برای ۱۹۳ کشور جهان نشان دادند که مصرف انرژی بر رشد

1 Sarwar
2 Pablo-Romero & Jesús
3 Fizaine & Court
4 Wang
5 Muhammad
6 Khan

اقتصادی تاثیرگذار است. همچنین نتایج مطالعه واحد[1] و همکاران (۲۰۱۹) نشان داد که در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته، شواهد بسیاری مبنی بر رابطه مستقیم بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد.

ارتباط شدت مصرف انرژی و رشد اقتصادی در قالب فرضیه زیست محیطی کوزنتس در بخش‌های مختلفی از جهان مورد آزمون قرار گرفته است. فرضیه مذکور حاکی از آن است که یک رابطه U- برعکس میان رشد اقتصادی و شدت مصرف انرژی برقرار است. بر اساس منحنی زیست محیطی کوزنتس با افزایش رشد اقتصادی، در ابتدا شدت مصرف انرژی افزایش یافته و پس از رسیدن به یک نقطه بحرانی (نقطه بازگشت)، شدت مصرف انرژی کاهش می‌یابد (جیانگ[2] و همکاران، ۲۰۱٤؛ بیلجیلی[3] و همکاران، ۲۰۱۷؛ فضلی و عباسی[4]، ۲۰۱۸). نتایج مطالعه جیانگ و همکاران (۲۰۱٤) حاکی از تایید فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای کشور چین است و رابطه U- برعکس میان رشد اقتصادی و شدت مصرف انرژی وجود دارد. در مطالعه‌ای دیگر، بیلجیلی و همکاران (۲۰۱۷) رابطه شدت مصرف انرژی و رشد اقتصادی را برای کشورهای مختلف آزمون کردند و نتایج متفاوتی حاصل شد. بر اساس مطالعه مذکور، برای کشورهای چین، اندونزی و نپال، یک رابطه U- برعکس میان رشد اقتصادی و شدت مصرف انرژی برقرار است و فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای سه کشور فوق تایید گردید. در مقابل، فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای سه کشور هند، فیلیپین و مالزی تایید نمی‌شود و رابطه‌ای U-شکل میان رشد اقتصادی و شدت مصرف انرژی برقرار است. همچنین در ویتنام رابطه‌ای خطی میان میان رشد اقتصادی و شدت مصرف انرژی وجود دارد و برای سه کشور بنگلادش، تایلند و کره‌جنوبی رابطه معنی‌داری میان رشد اقتصادی و شدت مصرف انرژی وجود ندارد. در مطالعه‌ای دیگر، فضلی و عباسی (۲۰۱۸) فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس را برای مجموعه کشورهای گروه D-8 شامل بنگلادش، مصر، نیجریه، اندونزی، ایران، مالزی، پاکستان و

1 Waheed
2 Jiang
3 Bilgili
4 Fazli & Abbasi

ترکیه تایید نمودند. در داخل تقوی و همکاران (۱۳۹٤) نشان دادند که رشد اقتصادی در دو حد آستانه‌ای بر شدت انرژی تاثیر می‌گذارد. در آستانه اول، باعث افزایش شدت انرژی و در آستانه دوم، منجر به کاهش شدت انرژی می‌شود که بیانگر تأیید فرضیه زیست محیطی کوزنتس است.

پژوهش‌های متعددی در ارتباط با پیوند شدت مصرف انرژی با تحولات جمعیتی انجام گرفته است. از جمله نتایج مطالعه بیلجیلی و همکاران (۲۰۱۷) برای ۱۰ کشور آسیایی، طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱٤ نشان داد که جمعیت شهری و روستایی به ترتیب تاثیری منفی و مثبت بر شدت مصرف انرژی می‌گذارند. نتایج مطالعه فضلی و عباسی (۲۰۱۸) برای مجموعه کشورهای گروه D-8 نشان داد که نرخ شهرنشینی تاثیری مثبت بر شدت مصرف انرژی دارد. همچنین یافته‌های مطالعه لیو و شی[1] (۲۰۱۳)، الیوت[2] و همکاران (۲۰۱٤) و ما[3] (۲۰۱۵) حاکی از ارتباط مثبت جمعیت شهری و شدت مصرف انرژی در کشور چین است. در پژوهشی دیگر، یورک[4] (۲۰۰۷) تغییرات جمعیتی و مصرف انرژی را در ۱٤کشور عضو اتحادیه‌ی اروپا بررسی نمود. وی با توجه به فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس، مبحث نوسازی (مدرنیزاسیون) را به همراه ساختار جمعیتی روی مصرف انرژی برآورد کرد و نشان داد که اندازه‌ی جمعیت و ساختار سنی بر مصرف انرژی تاثیرگذار است. کرونبرگ[5] (۲۰۰۹) نیز اثر تغییرات جمعیت‌شناختی بر مصرف انرژی را در کشور آلمان بررسی نمود. بر اساس مطالعه وی، از آن‌جا که الگوهای مصرفی افراد سالخورده با افراد جوان متفاوت است، افزایش در نسبت افراد پیر، الگوی مصرف همگانی را متاثر می‌کند. شهباز[6] و همکاران (۲۰۱۷) اثر جمعیت شهری بر مصرف انرژی را در کشور پاکستان مورد بررسی قرار دادند. شواهد تجربی نشان داد که شهرنشینی اثر مثبتی بر مصرف انرژی دارد. در مطالعات داخلی، آرمن و زارع (۱۳۸۸) به بررسی رابطه علیت گرنجری میان مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد (خانگی و تجاری،

1 Liu & Xie
2. Elliott
3. Ma
4. York
5. Kronenberg
6. Shahbaz

صنعت، حمل و نقل و کشاورزی) و رشد اقتصادی در ایران پرداختند و نتایج مطالعه نشان داد که یک رابطه علیت گرنجری[1] یک طرفه از مصرف انرژی در بخش خانگی، تجاری و حمل و نقل به رشد اقتصادی وجود دارد. به عبارتی دیگر، افزایش مصرف انرژی در این بخش‌ها محرک رشد اقتصادی است. قنبری و همکاران (۱۳۹۱) و سلاطین و محمدی (۱۳۹۵)، اثر جمعیت شهری بر مصرف انرژی را به ترتیب در ایران و کشورهای منتخب صادرکننده نفت مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعات حاکی از آن است که جمعیت شهری تاثیر مثبت و معناداری بر مصرف انرژی می‌گذارد. در مقابل عیسی‌زاده و مهرانفر (۱۳۸۹) دریافتند که رابطه‌ای یک طرفه و کوتاه‌مدت از مصرف انرژی به جمعیت شهری وجود دارد و در بلندمدت ارتباط دوطرفه است. نتایج مطالعه فوق نشان داد که انتقال نیروی‌کار و افزایش مهاجرت از بخش کشاورزی به بخش صنعت، سبب تغییرات مصرف انرژی می‌شود.

مرور مطالعات تجربی نشان می‌دهد که با توجه به روند رو به رشد مهاجرت روستاییان به شهر، هدایت سیاست‌های بخش انرژی برای قدم برداشتن در مسیر توسعه‌ی اقتصادی را بیش از پیش نمایان‌تر کرده و لذا بررسی و تبیین رابطه‌ی شدت انرژی و تحولات جمعیتی امری ضروری است. در این راستا، مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های ترکیبی ۲٤ استان کشور طی دوره‌ی ۱۳۹۵-۱۳۸۰ عوامل موثر بر شدت انرژی در بخش کشاورزی را مورد مطالعه قرار داده است.

مبانی نظری

یکی از کاربردی‌ترین روش‌های بررسی رابطه‌ی رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست، منحنی کوزنتس است. بطور معمول این منحنی نشان می‌دهد که یک رابطه U- وارون میان تولید بعنوان معیاری از رشد اقتصادی و آلودگی وجود دارد. بر اساس منحنی زیست محیطی کوزنتس با افزایش رشد اقتصادی، در ابتدا انتشار آلودگی افزایش یافته و پس از رسیدن به یک نقطه بحرانی

1 Granger causality

(نقطه بازگشت) انتشار آلاینده کاهش می‌یابد. این نقطه برای آلاینده‌ها و شاخص‌های محیط زیستی متفاوت، یکسان نیست. بر این اساس، برای بررسی رابطه‌ی مذکور یک الگوی درجه دوم مورد استفاده قرار می گیرد (اگرس و چمپاین[1]، ۱۹۹۹):

$$E_{it} = B_0 + B_1 GDP_{it} + B_2 GDP_{it}^2 + \alpha Z_{it} + \delta_{it} \qquad (۱)$$

در این مدل اندیس i و t به ترتیب مقاطع و زمان را نشان می دهند. E، شاخص کیفیت محیط زیست و GDP، شاخص رشد اقتصادی است. Z نیز سایر متغیرهای تاثیر گذار بر کیفیت محیط زیست را نشان می دهد و δ جمله اخلال مدل است. از آنجا که بخش زیادی از افزایش تقاضای مصرف انرژی از منابع فسیلی تأمین می‌شود و مصرف آن‌ها انتشار گازهای گلخانه‌ای را به همراه دارد، در مطالعات بسیاری از مصرف انرژی و یا شدت آن به‌عنوان شاخصی از انتشار آلایندگی استفاده شده است (عقیل و بوت[2]، ۲۰۰۱؛ سویتاس و ساری[3]، ۲۰۰۶؛ بیلجیلی[4] و همکاران، ۲۰۱۷). در این پژوهش به پیروی از مطالعات یاد شده، اثرات ارزش افزوده کشاورزی و تحولات جمعیتی در بخش کشاورزی بر شدت انرژی بخش کشاورزی ایران با بهره گیری از مدل ارائه شده توسط بیلجیلی و همکاران (۲۰۱۷) در قالب رابطه (۲) بررسی شد.

ب

$$EI_{agri.it} = f(GDP_{agri.it}, P_{agri.it}, UP_{it})$$
$$LnEI_{agri.it} = \beta_0 + \beta_1 LnGDP_{agri.it} + \beta_2 LnGDP^2_{agri.it} + \beta_3 LnP_{agri.it} + \beta_4 UP_{it} + e_{it} \qquad (۲)$$

در مدل فوق، Ln معرف لگاریتم طبیعی است. اندیس i و t به ترتیب استان (مقطع) و زمان را نشان می‌دهند. EI_{agri}، شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی ایران است که از تقسیم مصرف انرژی به ارزش افزوده به دست می‌آید. این شاخص نشان می‌دهد که برای تولید مقدار

1 Agras & Chapman
2 Aqeel and Butt
3 Soytas and Sari
4 Bilgili

معینی از کالاها و خدمات (برحسب واحد پول) چه مقدار انرژی به کار رفته است. GDP_{agri}، ارزش افزوده بخش کشاورزی است که برحسب میلیون ریال محاسبه شده است. UP، میزان مهاجرت از روستا به شهر است. P_{agri}، جمعیت بخش کشاورزی است.

چنان چه $\beta_1 < 0$ و $\beta_2 > 0$ باشد، یک رابطه U- شکل میان ارزش افزوده و شدت انرژی برقرار است. همچنین در صورتی که $\beta_1 > 0$ و $\beta_2 < 0$ باشد، یک رابطه U- وارون بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و شدت انرژی در این بخش وجود دارد و انتظار می‌رود در نقطه بازگشت، روند انتشار آلاینده تغییر کند. در صورتی که $\beta_1 = \beta_2 = 0$ باشد؛ هیچ رابطه‌ای بین درآمد و شدت انرژی در بخش کشاورزی وجود ندارد. اگر $\beta_1 > 0$ و $\beta_2 = 0$ باشد، یک رابطه یکنواخت افزایشی یا رابطه خطی بین درآمد و شدت انرژی وجود دارد. همچنین در صورتی که $\beta_1 < 0$ و $\beta_2 = 0$ باشد، یک رابطه یکنواخت کاهشی بین درآمد و شدت انرژی برقرار است. انتظار می‌رود که افزایش در مهاجرت تاثیری منفی بر شدت انرژی در بخش کشاورزی داشته باشد. به عبارتی دیگر علامت β_4 منفی باشد. در مقابل انتظار بر این است که با افزایش جمعیت کشاورزان، شدت مصرف انرژی افزایش یابد و ضریب β_3 مثبت بدست آید (بیلجیلی و همکاران، ۲۰۱۷).

روش تحقیق

در مدل‌های پنل (ترکیبی) نیز همانند مدل‌های سری زمانی در صورت غیر 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[1]، ۲۰۰۸). بنابراین کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی جهت تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری است. در این پژوهش به منظور بررسی ایستایی متغیرها از دو آزمون ایستایی ایم[2] و همکاران (۲۰۰۳) و لوین[3] و همکاران (۲۰۰۲) استفاده شد.

1 Baltagi
2 Im
3 Levin

در مواردی که ایستایی متغیرها از درجه‌های مختلف باشد، برآوردهای مختلف داده‌های پنل مانند اثرات ثابت[۱]، اثرات تصادفی[۲] و برآورد حداقل مربعات معمولی مختلط (Pooled OLS)[۳] نامناسب هستند. همچنین در برخی از روش‌های فوق مانند حداقل مربعات معمولی مختلط (Pooled OLS)، عرض از مبداء و ضرایب برای تمام مقاطع عرضی یکسان است. در روش اثرات ثابت نیز اگر چه عرض مبداء برای هر مقطع (استان) متفاوت است، اما این محدودیت وجود دارد که ضرایب برای تمام مقاطع یکسان است (بالتاجی، ۲۰۰۸). همچنین در صورتی که برخی از متغیرهای مستقل، درونزا نیز باشند و با جمله پسماند همبستگی داشته باشند، برآوردگر اثرات ثابت با مشکل اریب مواجه خواهد بود (کمپوس و کینوشیتا[۴]، ۲۰۰۸). مدل‌های اثرات ثابت دارای محدودیت در درجه آزادی نیز هستند. درمقابل مدل اثرات تصادفی با مشکلات کمتری از جمله درجه آزادی مواجه است. اما این روش نیز با فرض محدودیت زمان مواجه است، بدین مفهوم که جمله خطا در هر دوره با دوره قبل همبسته نیست (آلرانو[۵]، ۲۰۰۳). بعلاوه برآوردهای پویا مانند روش گشتاورهای تعمیم یافته پنلی (Panel GMM)[۶] برای مدل‌های پانل که دارای دوره زمانی طولانی هستند، مناسب نیستند (احمد[۷] و همکاران، ۲۰۱۶).

در مقابل رهیافت خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده پنلی، دارای ویژگی‌های مناسبی است که موجب شده در مطالعات جدید بیشتر مورد توجه پژوهشگران قرار گیرد. از جمله، این روش در مواردی که متغیرهای مورد استفاده در مدل، در یک سطح ایستا نباشند مورد استفاده قرار می-گیرد (پسران و شین[۸]، ۱۹۹۸). همچنین از این رهیافت در برآورد داده‌های پنل که دارای سری زمانی طولانی باشند نیز قابل استفاده است. البته این روش انعطاف پذیری بالایی در خصوص تعداد داده دارد و لذا در برآورد مدل‌هایی با تعداد اندک داده‌های سری زمانی نیز کاربرد فراوان

1 Fixed Effect
2 Random Effect
3 Pooled Ordinary Least Square (pooled OLS)
4 Campos & Kinoshita
5 Arellano
6 Panel Generalized Methods of Moments (panel GMM)
7 Ahmed
8 Pesaran & shin

دارد (احمد و همکاران، ۲۰۱٦). رهیافت خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده پنلی دارای سه ساختار شامل روش میان گروهی (MG)[1]، روش میان گروهی تلفیقی (PMG)[2] و روش اثرات ثابت پویا (DEF)[3]جهت برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت است. هر سه روش از برآوردگر حداکثر راستنمایی استفاده می‌نمایند.

اولین ساختار رهیافت خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده پنلی، روش میان گروهی (MG) است که بوسیله پسران و اسمیت[4] (۱۹۹۵) ارایه شده است. این روش ضرایب بلندمدت را بوسیله میانگین‌گیری از ضرایب بلندمدت برآورد شده برای هر مقطع مثلاً برای هر استان بعنوان یک مقطع، بدست می‌آورد. این چارچوب برای هر استان یک توضیحی جداگانه برآورد نموده و سپس پارامترها را با میانگین‌گیری غیروزنی از ضرایب برآورده شده برای هر استان بدون اعمال هیچگونه محدودیتی، اندازه‌گیری می‌کند. لذا ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت برآورد شده در روش میان گروهی (MG) می‌توانند ناهمگن باشند. بعبارت بهتر در این روش عرض ازمبداء، ضرایب برآوردی و خطای معیار برای هر استان متفاوت است (چایتیپ[5] و همکاران، ۲۰۱۵).

روش میان گروهی تلفیقی (PMG) توسط پسران[6] و همکاران (۱۹۹۹) توسعه داده شد. این روش برای تمام مقاطع (استان‌ها) در بلندمدت ضرایب همگنی برآورد می‌نماید. اما در این روش ضرایب کوتاه مدت برآورد شده برای هر استان بمنظور تعدیل به سمت تعادل بلندمدت، ناهمگن هستند. همچنین در روش میان گروهی تلفیقی (PMG) علامت ضریب تصیح خطا باید منفی باشد و جملات پسماند مدل تصحیح خطای در این روش الزاماً خود ناهمبسته باشند.

در روش اثرات ثابت پویا (DEF) همانند روش میان گروهی تلفیقی (PMG)، ضرایب هم‌جمعی بلند مدت برآورد شده برای تمام مقاطع یکسان است. در مقابل روش اثرات ثابت

---

1 Mean Group (MG)
2 Pooled Mean Group (PMG)
3 Dynamic Fixed Effect (DFE)
4 Pesaran & Smith
5 Chaitip
6 Pesaran

پویا (DEF) بر خلاف روش میان گروهی تلفیقی (PMG)، دارای سرعت تعدیل کمتری است و ضرایب کوتاه مدت آن همگن هستند. همچنین روش اثرات ثابت پویا (DEF) دارای مشکل اریب همزمانی معادلات هستند (بالتاجی و کائو[1]، ۲۰۰۱). همچنین ذکر این مطلب ضروری است که با فرض شیب همگن در بلندمدت، روش میان گروهی تلفیقی (PMG) در مقایسه با دو روش اثرات ثابت پویا (DEF) و میان‌گروهی (MG) کاراتر است (پسران و همکاران، ۱۹۹۹). در این مطالعه به منظور برآورد رابطه (۲) از سه روش PMG، MG و DFE استفاده شد و جهت انتخاب الگوی مناسب میان این سه روش از آزمون هاسمن[2] (۱۹۷۸) در قالب رابطه (۳) استفاده شد.

$$H_0 = \text{differencein coefficients no systematic}$$
$$H_1 = \text{difference in coefficients is systematic} \qquad (۳)$$

فرضیه H_0 بیان‌گر آن است که تفاوت در ضرایب سیستماتیک و قاعده‌مند نیست. عدم رد این فرضیه به معنای برتری برآوردگر PMG نسبت به دو برآوردگر MG و DFE است (احمد و همکاران، ۲۰۱٦).

از مجموع ۳۱ استان، به دلیل محدودیت داده‌ای، اطلاعات ۲٤ استان شامل آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، خراسان رضوی، خوزستان، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگلویه و بویر احمد، گلستان، گیلان، مازندران، مرکزی، همدان و یزد جمع‌آوری و در مدل مورد استفاده قرار گرفت. داده‌های مورد نیاز شامل میزان شدت مصرف انرژی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، مهاجرت و جمعیت بخش کشاورزی به تفکیک هر استان برای دوره ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۵ از مرکز ملی آمار ایران (۱۳۹۷) استخراج شد. به منظور برآورد مدل در این مطالعه از نرم افزارهای STATA13 و EVIEWS9 استفاده شد.

---

1 Baltagi & Kao
2 Hausman

یافته‌های تحقیق

در ابتدا به منظور ارزیابی اثرات ارزش افزوده کشاورزی و تحولات جمعیتی بر شدت مصرف انرژی، ایستایی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت و نتایج آن در جدول (۱) نشان می‌دهد که بر اساس هر دو آزمون لوین و همکاران (۲۰۰۲) و ایم و همکاران (۲۰۰۳)، متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی و توان دم آن در سطح ایستا نیستند و تفاضل مرتبه اول آنها ایستا می‌باشد. در مقابل متغیرهای شدت انرژی، جمعیت بخش کشاورزی و مهاجرت در سطح ایستا هستند. همچنین به منظور اطمینان از عدم وجود هم‌خطی میان متغیرهای مورد مطالعه، ضریب همبستگی متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گرفت و نتایج نشان داد که متغیرهای مورد بررسی، دارای ضریب همبستگی جزئی (کمتر از ۰/۳) با یکدیگر بوده و فرضیه عدم وجود هم‌خطی در میان متغیرها تایید می‌گردد.

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرها

متغیرها	لوین، لین و چاو (LLC)		ایم، پسران و شین (IPS)		وضعیت ایستایی
	سطح	وقفه	سطح	وقفه	
لگاریتم شدت انرژی	-۱٤/۸۲۸***	-	-۱۱/۲٤۲***	-	I(0)
لگاریتم توان اول ارزش افزوده کشاورزی	-۰/۰۷۰	-۱۱/۸۷٦***	۲/۰٤٤	-٦/۷۳٥***	I(1)
لگاریتم توان دوم ارزش افزوده کشاورزی	۱/۱۱۸	-۱۱/۲۸٦***	۳/۱٦٤	-٦/۳۳۷***	I(1)
لگاریتم جمعیت بخش کشاورزی	-٦۸/۲۸٦***	-	-٥۹/۲٦٥***	-	I(0)
لگاریتم مهاجرت از روستا به شهر	-۱۱/٤٤٤	-	-٥/۸۳٤***	-	I(0)

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

در ادامه به منظور برآورد رابطه (۲)، با توجه به نتایج آزمون‌های ایستایی، از رهیافت Panel ARDL استفاده شد. اما قبل از برآورد مدل، برآوردگرهای مختلف این رهیافت مورد مقایسه قرار گرفتند که نتایج آن در جدول (۲) آورده شده است.

جدول۲- نتایج آزمون هاسمن

بین دو برآوردگر (PMG) و (MG)	۰/۱۹ (۰/۹۷۸)
بین دو برآوردگر (PMG) و (DFE)	۰/۰۳ (۰/۹۹۹)

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

نتایج آزمون هاسمن در جدول (۲) نشان می‌دهد که با عدم رد فرضیه H_0، در قالب رابطه (۳)، برآوردگر PMG نسبت به دو برآوردگر MG و DFE از کارایی لازم برخوردار است. لذا در این مطالعه از برآوردگر PMG استفاده شد که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به این که تمام متغیرها به صورت لگاریتم طبیعی در مدل استفاده شده است، مقادیر ضرایب به دست آمده را می‌توان به عنوان کشش شدت انرژی نسبت به هر یک از متغیرهای مربوطه تفسیر نمود.

جدول۳- نتایج حاصل از برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت اثرات ارزش افزوده کشاورزی و تحولات جمعیتی بر شدت مصرف انرژی

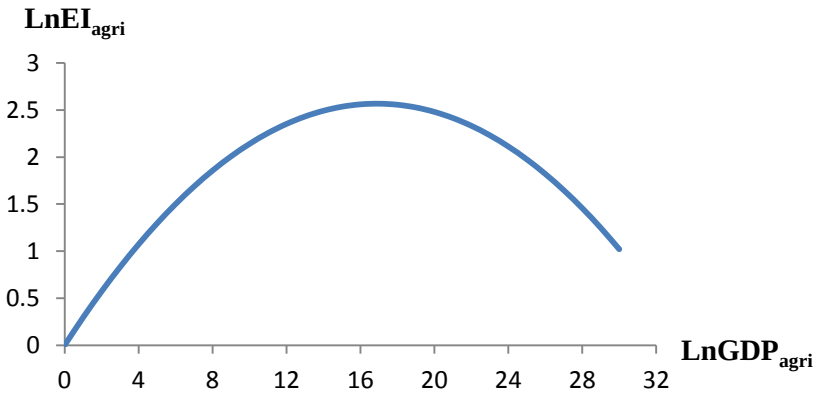
متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره Z	احتمال
		رابطه بلندمدت		
لگاریتم توان اول ارزش افزوده کشاورزی	۰/۳۰۲***	۰/۰۹۳	۳/۲٤	۰/۰۰۱
لگاریتم توان دوم ارزش افزوده کشاورزی	-۰/۰۰۹***	۰/۰۰۲	-۳/۲۹	۰/۰۰۱
لگاریتم جمعیت بخش کشاورزی	۰/۳۲٦***	۰/۰۸۷	۳/۷٤	۰/۰۰۰
لگاریتم مهاجرت از روستا به شهر	-۰/۰۷٦***	۰/۰۲۱	-۳/۵۸	۰/۰۰۰
عرض از مبدا	-۸/۰۸۸***	۰/٦۳٤	-۱۲/۷٤	۰/۰۰۰
		رابطه کوتاه‌مدت		

ادامه جدول۳- نتایج حاصل از برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت اثرات ارزش افزوده کشاورزی و تحولات جمعیتی بر شدت مصرف انرژی

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره Z	احتمال
تفاضل مرتبه اول لگاریتم توان اول ارزش افزوده کشاورزی	-۰/۰۷۰	۰/۵۰۸	-۰/۱٤	۰/۸۹۰
تفاضل مرتبه اول لگاریتم توان دوم ارزش افزوده کشاورزی	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۵	-۰/۰۱	۰/۹۹۳
تفاضل مرتبه اول لگاریتم جمعیت بخش کشاورزی	۱۳۸/۷۷٤	۱٤۰/۵٦۷	۰/۹۹	۰/۳۲٤
تفاضل مرتبه اول لگاریتم مهاجرت از روستا به شهر	-۰/٤۸۹	۰/۸۹٤	-۰/۵٤۹	۰/۵۸۳
جمله تصحیح خطا	-۱/۰۳۹***	۰/۰۷۳	-۱٤/۱۵	۰/۰۰۰
-۱/۲۷۲= Schwarz criterion			-۰/۰۰۰٤Mean dependent var =	
-۲/۸٦۹ Akaike info criterion =			۰/۰٤۷SE. of regression =	
٦٦٤/۵۷٤ Log likelihood =			۰/۰۷۲SD. Dependent var =	

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

با توجه به نتایج جدول (۳)، با یک درصد افزایش در ارزش افزوده بخش کشاورزی، با ثابت بودن سایر شرایط، انتظار می‌رود که شدت انرژی حدود ۰/۳ درصد افزایش پیدا کند. با توجه به معنی‌داری ضرایب توان اول و دوم ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌توان گفت که در بلندمدت یک رابطه‌ی U-شکل برعکس میان شدت انرژی و ارزش افزوده بخش کشاورزی برقرار است. بر این اساس با افزایش ارزش افزوده در بلندمدت، ابتدا شدت انرژی افزایش می‌یابد. اما در نهایت روندی نزولی پیدا می‌کند. به منظور بررسی بهتر این موضوع، در نمودار (۱) رابطه‌ی بلندمدت میان شدت انرژی و ارزش افزوده بخش کشاورزیِ ایران ارائه شده است. در این نمودار مقادیر به صورت لگاریتم طبیعی است. همان طور که مشاهده می‌شود، یک شکل U وارون میان ارزش افزوده و شدت انرژی برقرار است.



نمودار۱- رابطه‌ی بلندمدت میان ارزش افزوده بخش کشاورزی و شدت مصرف انرژی در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نمودار ترسیمی حداکثر این منحنی در نقطه ۱٤۹۸٦/۲٤۸ میلیارد ریال ($LnGDP_{agri}$= 16.522) است. از این رو انتظار می‌رود در ابتدا با افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی، شدت مصر انرژی افزایش یابد. این وضعیت تا قبل از مرز ارزش افزوده بخش کشاورزی ۱٤۹۸٦/۲٤۸ میلیارد ریال ادامه دارد و پس از آن انتظار می‌رود شدت انرژی در بخش کشاورزی کاهش پیدا کند.

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که با مهاجرت از روستا به شهر، شدت انرژی در بخش کشاورزی کاهش می‌یابد. به طوری که با ده درصد افزایش در این شاخص، انتظار می‌رود شدت مصرف انرژی در بلندمدت حدود ۰/۷٦ درصد کاهش پیدا کند. همچنین اشتغال افراد در بخش کشاورزی تاثیری مثبت و معنی دار بر شدت مصرف انرژی در این بخش دارد. با توجه به ضریب بدست آمده، با افزایش ۱ درصدی در جمعیت کشاورزان، انتظار می‌رود که شدت مصرف انرژی در بلندمدت حدود ۰/۳۲ درصد افزایش یابد.

ضریب جمله تصحیح خطا مطابق نتایج جدول (۳) نشان دهنده‌ی وجود رابطه‌ی بلندمدت معنادار بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است. به طوری که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۱۰۰ درصد انحراف رابطه‌ی کوتاه-مدت از مسیر بلندمدت، تعدیل شود. بر این اساس اثر یک شوک بر متغیر شدت انرژی در کوتاه‌مدت کمی کمتر از یک دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس از آن رابطه‌ی کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه‌ی بلندمدت قرار خواهد گرفت.

با توجه به اینکه برآوردگر PMG، ضرایب کوتاه‌مدت را برای مقاطع مختلف، بطور مجزا برآورد می‌نماید، اثرات کوتاه‌مدت ارزش افزوده کشاورزی و تحولات جمعیتی به تفکیک بخش کشاورزی استان‌های مختلف برآورد شد. این نتایج برای استان‌هایی که ضرایب آن از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند، در جدول (٤) گزارش شده است. لازم به توضیح است که در استان‌های مورد بررسی، ضریب جمله تصحیح خطا در سطح بالایی معنی‌دار و دارای علامت منفی است. این امر نشان دهنده‌ی وجود رابطه‌ی بلندمدت معنادار بین متغیرهای الگو است.

جدول ٤- نتایج حاصل از برآورد کوتاه‌مدت اثرات ارزش افزوده کشاورزی و تحولات جمعیتی بر شدت مصرف انرژی به تفکیک استان‌های ایران

استان	رابطه‌ی میان ارزش‌افزوده و شدت مصرف انرژی	جمعیت بخش کشاورزی	مهاجرت از روستا به شهر
آذربایجان غربی	U-شکل	۰/۳۵۲**	۱/۵۰٦
خراسان رضوی	U-شکل	-۳/۱٦۹***	۱/۲۸۳**
زنجان	عدم ارتباط	۷/۰۸۳**	۲/۹۸۵
سیستان و بلوچستان	عدم ارتباط	۱۱/۰٦۵***	-۱/۱٦۰
قم	U-برعکس	۹/۳۱۰***	۱۱/۱۱٤
گیلان	U-برعکس	٤/۹۲۹***	-۰/٤۵٦
کهگلویه وبویراحمد	عدم ارتباط	۱۱/۲٦٦***	-۱۱/۷۷٤**
همدان	عدم ارتباط	۲/٦۳۳	۱/۰۸۹***

ادامه جدول ٤- نتایج حاصل از برآورد کوتاه‌مدت اثرات ارزش افزوده کشاورزی و تحولات جمعیتی بر شدت مصرف انرژی به تفکیک استان‌های ایران

استان	رابطه‌ی میان ارزش‌افزوده و شدت مصرف انرژی	جمعیت بخش کشاورزی	مهاجرت از روستا به شهر
مرکزی	U-برعکس	۳/۷۷۷*	۰/۸٦٤
مازندران	عدم ارتباط	۱۱/۲۸۷**	-۰/۷۰۹
گلستان	عدم ارتباط	۱۲/٦۱٤*	۰/۲۳٤

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

نتایج جدول (٤) نشان می‌دهد که استان‌های قم، گیلان و مرکزی در کوتاه‌مدت دارای ارتباط U-برعکس میان ارزش‌افزوده و شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی هستند و به عبارتی هم‌جهت با تغییرات بلندمدت است. در مقابل استان‌های آذربایجان غربی و خراسان رضوی در کوتاه‌مدت دارای ارتباط U-شکل میان ارزش‌افزوده و شدت مصرف انرژی می‌باشند که اثری متفاوت با نتایج بلندمدت را نشان می‌دهد.

نتایج تحولات جمعیتی مطابق جدول (٤) حاکی از آن است که اثر جمعیت بخش کشاورزی بر شدت مصرف انرژی در استان‌های آذربایجان غربی، زنجان، سیستان و بلوچستان، قم، گیلان، کهگلویه و بویراحمد، همدان، مرکزی، مازندران و گلستان مطابق انتظار مثبت و هم‌جهت با اثرات بلندمدت است. به عبارتی دیگر، با ۱ درصد افزایش در جمعیت کشاورزان، انتظار می‌رود که شدت مصرف انرژی در استان‌های آذربایجان غربی (۰/۳۵ درصد)، زنجان (۷/۰۸ درصد)، سیستان و بلوچستان (۱۱/۰٦ درصد)، قم (۹/۳۱ درصد)، گیلان (٤/۹۲ درصد)، کهگلویه و بویراحمد (۱۱/۲٦ درصد)، همدان (۲/٦۳ درصد)، مرکزی (۳/۷۷ درصد)، مازندران (۱۱/۲۸ درصد) وگلستان (۱۲/٦۱ درصد) افزایش پیدا کند. بنابراین بیشترین تاثیر اشتغال افراد در بخش کشاورزی بر شدت مصرف انرژی مربوط به استان‌های مازندران، گلستان و کهگلویه و بویراحمد است و کمترین تاثیر را استان‌های آذربایجان غربی، همدان و مرکزی دارند.

همچنین اثر مهاجرت از روستا به شهر بر شدت مصرف انرژی در استان‌های سیستان و بلوچستان، گیلان، کهگلویه و بویراحمد و مازندران مطابق انتظار منفی و هم‌جهت با نتایج بلندمدت است. به عبارتی دیگر با ۱ درصد افزایش در مهاجرت، انتظار می‌رود که شدت مصرف انرژی در استان‌های سیستان و بلوچستان (۱/۱٦ درصد)، گیلان (۰/٤٥ درصد)، کهگلویه و بویراحمد (۱۱/۷۷ درصد) و مازندران (۰/۷۰ درصد) کاهش یابد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در اقتصاد کشور، در این مطالعه اثرات ارزش‌افزوده بخش کشاورزی و تحولات جمعیتی بر شدت مصرف انرژی در ۲٤ استان کشور و برای سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۵ مورد آزمون و بررسی قرار گرفت. با توجه به نتایج آزمون‌های ایستایی از رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های گسترده پنلی (Panel ARDL) در قالب برآوردگرهای میان گروهی (MG)، میان گروهی تلفیقی (PMG) و روش اثرات ثابت پویا (DEF) استفاده شد. نتایج مطالعه نشان داد که از میان سه روش برآورد، روش PMG کاراتر است.

نتایج مطالعه شکل U–برعکس را در خصوص ارتباط شدت انرژی بخش کشاورزی و ارزش افزوده این بخش تایید نمود. این نتیجه با مطالعات جیانگ (۲۰۱٤)، بیلجیلی و همکاران (۲۰۱۷) و فضلی و عباسی (۲۰۱۸) همخوانی دارد. از این رو انتظار می‌رود در ابتدا با افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی، شدت انرژی افزایش یابد. این وضعیت تا قبل از مرز ارزش افزوده بخش کشاورزی ۱٤۹۸٦/۲٤۸ میلیارد ریال ادامه دارد و پس از آن انتظار می‌رود شدت انرژی در بخش کشاورزی کاهش پیدا کند. با توجه به مقدار متوسط ارزش افزوده بخش کشاورزی در استان‌های مورد بررسی که حدود ۵۳۳٤۰/٤۷۳ میلیارد ریال است و این میزان از حداکثر منحنی فاصله زیادی دارد، همچنان انتظار می‌رود که با افزایش تولیدات بخش کشاورزی و رشد ارزش افزوده در این بخش، شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی روندی نزولی داشته باشد. لذا پیشنهاد می‌شود با اعمال سیاست‌های قیمتی، تجاری و ارزی از تولیدات این

بخش حمایت بیشتری گردد و محصولاتی تولید شود که علاوه بر آنکه ارزش افزوده بالاتری دارند، انرژی کمتری جهت تولید نیاز باشد.

همچنین نتایج مطالعه نشان داد که اشتغال افراد در بخش کشاورزی، تاثیری مثبت بر شدت مصرف انرژی می‌گذارد؛ به طوری که با ۱ درصد افزایش در جمعیت کشاورزان، انتظار می‌رود که شدت مصرف انرژی در بلندمدت، حدود ۰/۳۲ درصد افزایش یابد. با توجه به این که در وضعیت فعلی، کمتر از یک درصد منابع مصرف انرژی ایران از منابع تجدیدپذیر (پاک) تأمین می‌شود و مابقی از سوخت‌های فسیلی است (شاخص توسعه انسانی، ۲۰۱۹)؛ افزایش اشتغالِ بخش کشاورزی، علاوه بر تشدید مصرف انرژی، سبب آلودگی بیشتر محیط‌زیست می‌شود. لذا پیشنهاد می‌شود که در بخش کشاورزی به‌دلیل فرسودگی فن‌آوری‌های مورد استفاده، توسعه انرژی‌های پاک مورد توجه قرار گیرد. از جمله منابع انرژی که بخش کشاورزی پتانسیل بالایی در توسعه و بهره‌برداری از آن دارد، انرژی زیست توده (بیوماس)[1] است که در یک تعریف کلی شامل کلیه اجزاء قابل تجزیه زیستی، پسماندهای کشاورزی (شامل مواد گیاهی و جانوری)، صنایع جنگلی و سایر صنایع مرتبط است (بیلجیلی و ازتورک[2]، ۲۰۱۵). بنابراین بخش کشاورزی به‌منظور کاهش شدت انرژی و نهایتاً کاهش انتشار آلودگی، می‌بایست علاوه بر رویکرد پیشین خود مبنی بر تولید غذا، بهره‌برداری از انرژی زیست توده (انرژی پاک) را در چارچوب وظایف خود قرار دهد.

با توجه به نتایج مطالعه، مبنی بر کشش شدت انرژی نسبت به جمعیت شاغل در بخش کشاورزی، استان‌های گلستان (۱۲/۶۱)، مازندران (۱۱/۲۸)، کهکیلویه و بویر احمد (۱۱/۲۶) و سیستان و بلوچستان (۱۱/۰۶) بالاترین میزان را به خود اختصاص دادند؛ لذا این استان‌ها می‌بایست به عنوان گروه هدفِ کاهش شدت انرژی در سیاست گذاری‌های اشتغال در بخش کشاورزی مد نظر قرار گیرند. چرا که تغییر اندک در جمعیت شاغل این استان‌ها، مصرف انرژی را با شدت بالاتری متاثر می‌کند. بر این اساس پیشنهاد می‌شود به‌منظور کاهش شدت انرژی در

1 Biomass
2 Bilgili & Ozturk

این استان‌ها، فن‌آوری‌های کاراندوز در کنار فنآوری‌های انرژی‌اندوز در بخش کشاورزی مورد استفاده قرارگیرد.

منابع

- آرمن، عزیز و روح اله زارع (۱۳۸٤). "بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۲٤٦"، ***پژوهش‌های اقتصادی ایران***، شماره ۲٤، صص: ۱۱۷-۱٤۳.
- آرمن، عزیز و روح اله زارع (۱۳۸۸). "مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت براساس روش تودا و یاماموتو"، ***مطالعات اقتصاد انرژی***، شماره ۲۱، صص: ۹۲-٦۷.
- تقوی، مهدی، عباس شاکری، تیمور محمدی وعلی‌اکبر صادقی (۱۳۹٤). "رابطه غیرخطی بین درآمد و شدت انرژی در کشورهای منتخب منا (MENA) با در نظر گرفتن نقش توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد"، ***پژوهش‌های اقتصادی ایران***، شماره ٦٤، صص: ۲٦-۱.
- دیلمی‌نژاد، رضا و رضا استادحسین (۱۳۸۹). "بررسی رابطه بین مصرف انرژی و ارزش افزوده بخش‌های منتخب اقتصادی در ایران"، ***پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی***، شماره ۵۵، صص: ۱۲۵-۱٤۰.
- سلاطین، پروانه و سمانه محمدی (۱۳۹۵). "تاثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی در گروه کشورهای منتخب"، ***مطالعات مدیریت شهری***، شماره ۲٦، صص: ۸۰-۷۱.
- طرازکار، محمد حسن و نوید کارگر ده‌بیدی (۱۳۹۷). "اثر سالخوردگی جمعیت، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و شهرنشینی بر انتشار گاز دی اکسید کربن در منطقه خاورمیانه: کاربرد مدل هم جمعی پنل"، ***پژوهش‌های محیط زیست***، شماره ۱۸، صص: ٤۸-۳۷.
- عیسی‌زاده، سعید و جهانبخش مهرانفر (۱۳۸۹). "تاثیر مهاجرت داخلی بر الگوی مصرف انرژی در اقتصاد ایران"، ***راهبرد یاس***، شماره ۲۲، صص: ۲۳۷-۲۱۸.
- فرج‌زاده، زکریا (۱۳۹٤). "شدت انرژی در اقتصاد ایران: اجزا و عوامل تعیین‌کننده"، ***پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران***، شماره ۱۵، صص: ۹۸-۵۵.

- فطرس، محمدحسن و رضا معبودی (۱۳۸۹). "رابطه‌ی علی مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط زیست در ایران، ۱۳۸۵-۱۳۵۰"، ***مطالعات اقتصاد انرژی***، شماره ۲۷، صص: ۱۷-۱.
- فلاحی، فیروز و عبدالرحیم هاشمی دیزج (۱۳۸۹). "رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل های مارکوف سوییچینگ"، ***مطالعات اقتصاد انرژی***، شماره ۲۶، صص: ۱۵۲-۱۳۱.
- قنبری، علی، امین گلوانی و فرشید جوادنژاد (۱۳۹۱). "بررسی ارتباط بین مصرف انرژی و شهرنشینی در ایران با به کارگیری روش ARDL"، ***مطالعات اقتصاد انرژی***، شماره ۹، صص: ۱۱۹-۱۰۱.
- کارگر ده‌بیدی، نوید و محمدحسن طرازکار (۱۳۹۸). "اثر سال‌خوردگی جمعیت بر آلودگی زیست محیطی در ایران"، ***علوم و تکنولوژی محیط زیست***، شماره ۳، صص: ۱۰۹-۹۷.
- محمدباقری، اعظم (۱۳۸۹). "بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران"، ***مطالعات اقتصاد انرژی***، شماره ۲۷، صص: ۱۲۹-۱۰۱.
- محمودی، شکوه و عبدالمجید جلائی اسفندآبادی (۱۳۹۶). "تحلیل تأثیر شدت انرژی بر ارتباطات پسینی و پیشینی بخش انرژی با سایر بخش‌های اقتصادی با تأکید بر بخش کشاورزی"، ***پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی***، شماره ۲۸، صص: ۱۴۰-۱۲۷.
- مرکز آمار ایران (۱۳۹۷). پایگاه اطلاعات نشریات. http://amar.sci.org.ir.
- وزارت نیرو (۱۳۹۸). شبکه آمار و اطلاعات، ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۱. دفتر برنامه‌ریزی کلان http:// www.energyconf.ir › pdf › 3.pdf
- Agras, J., & Chapman, D. (1999). "A dynamic approach to the Environmental Kuznets Curve hypothesis". *Ecological Economics*, 28(2), 267-277.
- Ahmed, A., Uddin, G. S., & Sohag, K. (2016). "Biomass energy, technological progress and the environmental Kuznets curve: Evidence from selected European countries". *Biomass and Bioenergy*, 90, 202-208.
- Aqeel, A., & Butt, M. S. (2001). "The relationship between energy consumption and economic growth in Pakistan". *Asia-Pacific Development Journal*, *8*(2), 101-110.
- Arellano, M. (2003). "*Panel data econometrics*". Oxford University Press.
- Baksi, S., & Green, C. (2007). "Calculating economy-wide energy intensity decline rate: The role of sectoral output and energy shares". *Energy Policy*, *35*(12), 6457-6466.
- Baltagi, B. (2008). "Econometric analysis of panel data". (Vol. 1). John Wiley & Sons.

- Baltagi, B. H., & Kao, C. (2001). "Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: A survey". In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 7-51). Emerald Group Publishing Limited.
- 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.
- Bilgili, F., Koçak, E., Bulut, Ü., & Kuloğlu, A. (2017). "The impact of urbanization on energy intensity: Panel data evidence considering cross-sectional dependence and heterogeneity". *Energy*, 133, 242-256.
- Campos, N. F., & Kinoshita, Y. (2008). "*Foreign Direct Investment and Structural Reforms: Evidence from Eastern Europe and Latin America*". (No. 6690). CEPR Discussion Papers.
- Chaitip, P., Chokethaworn, K., Chaiboonsri, C., & Khounkhalax, M. (2015). "Money Supply Influencing on Economic Growth-wide Phenomena of AEC Open Region". *Procedia Economics and Finance*, *24*, 108-115.
- Elliott, R. J., Sun, P., & Zhu, T. (2014). "*Urbanization and energy intensity: a province-level study for China*". Department of Economics, University of Birmingham.
- Fazli, P., & Abbasi, E. (2018). "Analysis of the Validity of Kuznets Curve of Energy Intensity Among D-8 Countries: Panel-ARDL Approach". *International Letters of Social and Humanistic Sciences, Volume 81* .
- Fizaine, F., & Court, V. (2016). "Energy expenditure, economic growth, and the minimum EROI of society". *Energy Policy*, *95*, 172-186.
- Hausman, J. A. (1978). "Specification tests in econometrics". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels". *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Jiang, L., Folmer, H., & Ji, M. (2014). "The drivers of energy intensity in China: A spatial panel data approach". *China Economic Review*, *31*, 351-360.
- Jones, D. W. (1989). "Urbanization and energy use in economic development". *The Energy Journal*, 29-44.
- Khan, S., Peng, Z., & Li, Y. (2019). "Energy consumption, environmental degradation, economic growth and financial development in globe: Dynamic simultaneous equations panel analysis". *Energy Reports*, *5*, 1089-1102.
- Kronenberg, T. (2009). "The Impact of Demographic Change on Energy Use and Greenhouse Gas Emissions in Germany". *Ecological Economics*, 68: 2637-2645.
- 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.
- Liu, Y., & Xie, Y. (2013). "Asymmetric adjustment of the dynamic relationship between energy intensity and urbanization in China". *Energy Economics*, *36*, 43-54.
- Ma, B. (2015). "Does urbanization affect energy intensities across provinces in China? Long-run elasticities estimation using dynamic panels with heterogeneous slopes". *Energy Economics*, *49*, 390-401.
- Muhammad, B. (2019). "Energy consumption, CO2 emissions and economic growth in developed, emerging and Middle East and North Africa countries". *Energy*, *179*, 232-245.

- Pablo-Romero, M. D. P., & De Jesús, J. (2016). "Economic growth and energy consumption: The energy-environmental Kuznets curve for Latin America and the Caribbean". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *60*, 1343-1350.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). "An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis". *Econometric Society Monographs*, *31*, 371-413.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels". *Journal of econometrics*, *68*(1), 79-113.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels". *Journal of the American Statistical Association*, *94*(446), 621-634.
- Sarwar, S. S., Srinivasan, G., Han, B., Wijesinghe, P., Jaiswal, A., Panda, P., ... & Roy, K. (2018). "Energy efficient neural computing: A study of cross-layer approximations". *IEEE Journal on Emerging and Selected Topics in Circuits and Systems*, *8*(4), 796-809.
- Shahbaz, M., Chaudhary, A. R., & Ozturk, I. (2017). "Does urbanization cause increasing energy demand in Pakistan? Empirical evidence from STIRPAT model". *Energy*, *122*, 83-93.
- Soytas, U., & Sari, R. (2006). "Energy consumption and income in G-7 countries". *Journal of Policy Modeling*, *28*(7), 739-750.
- Waheed, R., Sarwar, S., & Wei, C. (2019). "The survey of economic growth, energy consumption and carbon emission". *Energy Reports*, *5*, 1103-1115.
- Wang, S., Li, G., & Fang, C. (2018). "Urbanization, economic growth, energy consumption, and CO2 emissions: Empirical evidence from countries with different income levels". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *81*, 2144-2159.
- World Development Indicators (WDI), (2019). Retrieved May 27, 2018, from http://www.worldbank.org/
- York, R. (2007). "Demographic Trends and Energy Consumption in European Union Nations (1960–2025)". *Social Science Research*, 36: 855– 872 .