فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال نوزدهم / شماره ۷۸/ پاییز ۱۴۰۲ / صفحات ۲۶۷-۱۹۳

نابرابری درآمد و مصرف انرژی‌های تجدید پذیر و تجدید ناپذیر دراستان‌های ایران

علی سایه میری[۱]
دانشیار دانشگاه ایلام، دانشکده ادبیات وعلوم انسانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران
a.sayehmiri@ilam.ac.ir

زینب محمد نژاد
دانشجوی کارشناسی‌ارشد اقتصاد، دانشکده ادبیات وعلوم انسانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران
Zmn21.1373@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۱۰

چکیده

نابرابری درآمد و مصرف انرژیهای تجدید پذیر وتجدید ناپذیر با توجه به افزایش روزافزون تقاضا یکی از مسائل مهم بسیاری از کشورها است و ازابعاد اقتصادی، اجتماعی وزیست محیطی زیادی برخوردار می‌باشد. همچنین نابرابری درآمد یکی از مهم‌ترین موانع توسعه جوامع مختلف است. در تحقیق حاضر با استفاده از داده‌های دوره ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) علاوه بر نابرابری درآمد به بررسی تأثیر رشد اقتصادی و شهرنشینی بر مصرف برق استان‌های ایران پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش یک‌درصدی ضریب جینی باعث کاهش مصرف برق بیش از ۵ درصد می‌شود. همچنین افزایش یک‌درصدی تولید ناخالص داخلی باعث افزایش مصرف برق بیش از ۱/۵ درصد می‌شود. این در حالی است که مجذور تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی و معنادار بر مصرف برق دارد و افزایش یک‌درصدی آن باعث کاهش مصرف برق بیش از ۰/۰۳ درصد می‌شود؛ بنابراین وجود رابطه U شکل معکوس بین تولید ناخالص داخلی و مصرف برق در استان‌های ایران تأیید می‌شود. در نهایت نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار شهرنشینی بر مصرف برق است به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی آن مصرف برق بیش از ۰/۲ درصد افزایش می‌یابد.

طبقه‌بندی JEL: Q01، Q05، F10.
کلیدواژه‌ها: نابرابری درآمد، مصرف برق، پانل دیتا.

۱. نویسنده مسئول

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

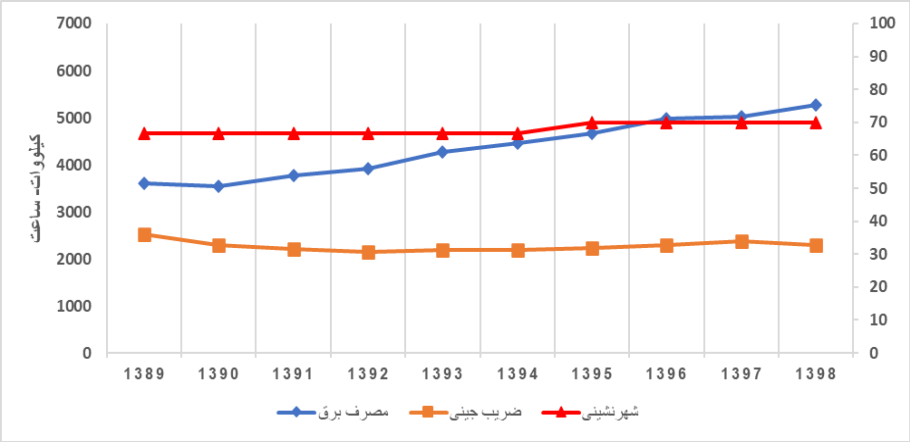
۱- مقدمه

نابرابری درآمدی تا حد زیادی به‌عنوان یک معضل مهم اجتماعی و اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است (لی و همکاران[۱]، ۲۰۲۲). تلاش‌های فراوانی در ادبیات برای بررسی موضوع نابرابری درآمد در چند دهه گذشته انجام شده است. یک رشته تأثیر نابرابری درآمد بر محیط زیست (وانگ و همکاران[۲]، ۲۰۲۳؛ پاتا و همکاران[۳]، ۲۰۲۲) در حالی که رشته دیگر عوامل محرک مؤثر بر نابرابری درآمد را بررسی می‌کند. کوزنتس[۴] (۱۹۵۵) نشان داد که یک همبستگی U شکل معکوس بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد وجود دارد که به منحنی کوزنتس معروف است. از آن زمان به بعد، ادبیات به‌طور مداوم از فرضیه منحنی کوزنتس برای مطالعه موضوعات مرتبط با نابرابری درآمد استفاده کرده است. بر اساس گزاره این منحنی، محققان بسیاری از عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد مانند تجارت، رشد درآمد، رشد اقتصادی، توسعه مالی و تغییرات تکنولوژیکی را بررسی کرده‌اند (لی و همکاران[۵]، ۲۰۲۲) اما با وجود اینکه عوامل تعیین‌کننده نابرابری درآمد به‌طور کامل در ادبیات مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفته‌اند، دانش کمی در مورد نقشی که نابرابری درآمد بر مصرف انرژی به‌ویژه مصرف برق در ایران ایفا می‌کند وجود دارد. انرژی به‌طور جدایی‌ناپذیر با سایر اهداف حیاتی توسعه پایدار[۶] (SDGs) از جمله، سلامت، امنیت غذایی، کاهش فقر و تغییرات آب و هوایی مرتبط است (سرکودی و آدامز[۷]، ۲۰۲۰). استدلال می‌شود که محرومیت از انرژی یکی از عوامل اصلی ابتلا به بیماری، ناآرامی سیاسی و بی‌ثباتی اجتماعی است (سواکول[۸]، ۲۰۱۴) که «انرژی‌دارها» و همچنین «ندارها» را به شدت تهدید می‌کند. در میان انواع انرژی، برق سنگ بنای ریشه‌کنی فقر و بدون دسترسی کافی به برق، توسعه اجتماعی-اقتصادی محدود است (آرس و همکاران[۹]، ۲۰۲۲). مصرف برق به‌عنوان یک حقوق اساسی بشر و یکی از شاخص‌های اصلی توسعه و رفاه اجتماعی-اقتصادی تلقی می‌شود. حداقل مصرف برق برای

1. C.-C. Lee et al. (2022)
2. Q. Wang et al. (2023)
3. Pata et al. (2022)
4. Kuznets (1955)
5. C.-C. Lee et al. (2022)
6. sustainable development goals
7. Sarkodie & Adams (2020)
8. Sovacool (2014)
9. Eras et al. (2022)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

تضمین استانداردهای زندگی کافی (فاوست و همکاران[1]، ۲۰۱۹) و برای حمایت از نیازهای اساسی (به‌عنوان مثال، حفظ مواد غذایی، پخت‌وپز، گرمایش، روشنایی) و تولید کالاها و خدمات مورد نیاز است (مانی و همکاران[2]، ۲۰۱۹). در دسترس بودن فناوری‌های مختلف برای تبدیل منابع انرژی اولیه به الکتریسیته/برق همراه با ظرفیت آن برای حمل‌ونقل در فواصل طولانی، الکتریسیته/برق را به همه‌کاره‌ترین و پر تقاضاترین حامل انرژی در سراسر جهان تبدیل کرده است (پترسون و همکاران[3]، ۲۰۱۲). بدون دسترسی به برق، مسیر خروج از فقر باریک و طولانی خواهد بود. مطالعات مختلفی به بررسی اثرات مصرف برق بر رشد اقتصادی با تمرکز تنها بر فقر و نابرابری درآمد پرداخته‌اند و بیان کرده‌اند که نابرابری درآمد ممکن است بر مصرف برق و رشد اقتصادی تأثیر بگذارد (دونگ و هائو[4]، ۲۰۱۸). مطابق نمودار (۱) از آنجا که افزایش مصرف برق استان‌های ایران با شکاف نابرابری درآمد و شتاب شهرنشینی افزایش می‌یابد و همچنین تحقیقات در مورد این موضوع در استان‌های ایران بسیار کمیاب است؛ در این تحقیق به‌طور خاص، سؤالات کلیدی زیر پاسخ داده می‌شود: آیا نابرابری درآمد بر مصرف سرانه برق تأثیر می‌گذارد؟ اگر چنین است، جهت تأثیرات چیست؟ آیا تأثیرات در سطوح مختلف توسعه اقتصادی تغییر می‌کند؟



نمودار ۱. روند میانگین مصرف برق، شهرنشینی و نابرابری درآمد استان‌های ایران

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Fawcett & Darby (2019)
2. Monyei et al. (2019)
3. Pettersson et al. (2012)
4. Dong and Hao (2018)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

ادامه مقاله شامل پنج بخش است: بخش ۲ به بررسی پیشینه تحقیق و بخش ۳ به معرفی مدل و روش‌های مورد استفاده برای برآورد آن اختصاص دارد. در بخش ۴ نتایج برآورد مدل ارائه می‌شود و در نهایت در بخش ۶ نتیجه‌گیری و پیشنهادهای حاصل از تحقیق ارائه می‌گردد.

۲- پیشینه تحقیق

اگرچه در سطح جهان دونگ و هائو[1] (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۳ و روش GMM نشان دادند که نابرابری درآمد تأثیر منفی قابل‌توجهی بر مصرف سرانه برق دارد اما مطابق بررسی‌های انجام شده تاکنون این رابطه نه‌تنها در کشورهای دیگر بلکه در مطالعات مربوط به ایران نادیده گرفته شده است. عمده ادبیات به رابطه بین نابرابری و رشد اقتصادی و یا چگونگی تکامل مصرف انرژی/برق با رشد اقتصاد متمرکز است که در ادامه خلاصه‌ای از این مطالعات ارائه می‌شود.

رابطه بین نابرابری و رشد برای مدت طولانی یک موضوع تحقیقاتی رایج بوده است. به‌عنوان مثال، مورفی و همکاران[2] (۱۹۸۹) یک مدل چندبخشی برای تجزیه‌وتحلیل از دیدگاه تقاضای مصرف‌کننده ایجاد کردند و دریافتند که اگر شکاف درآمدی افزایش یابد تقاضای مصرف‌کننده را کاهش می‌یابد و تا حدی بر رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد. وان و همکاران[3] (۲۰۰۶) یک مدل معکوس چند اسمی (PIL) را به کار گرفتند و تأیید کردند که رابطه نابرابری و رشد غیرخطی و منفی است. اتمز و جونز[4] (۲۰۱۵) از مدل پانل VAR برای بررسی رابطه نابرابری و درآمد سرانه استفاده کردند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن است که رابطه بین نابرابری و درآمد سرانه در طول زمان متفاوت است و نسبت به رویدادهای خاص تاریخ حساس است. لی و سون[5] (۲۰۱۶) از مدل GMM استفاده کردند و دریافتند که تأثیر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌نیافته بارزتر است. از سوی دیگر، مطالعات زیادی در مورد بررسی علل و پیامدهای اقتصادی نابرابری درآمد شهری و روستایی انجام شده است (از جمله

1. Dong and Hao (2018)
2. Murphy et al. (1989)
3. Wan et al. (2006)
4. Atems & Jones (2015)
5. D. J. Lee & Son (2016)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

یانگ[1]، ۱۹۹۹؛ فیشر و همکاران[2]، ۲۰۱۰؛ وانگ و همکاران[3]، ۲۰۱۴؛ کو[4]، ۲۰۱۵). علاوه بر این، تعداد زیادی از مطالعات در مورد رابطه بین توسعه اقتصادی و مصرف انرژی/برق وجود دارد. تحقیقات موجود در این زمینه را می‌توان به دو دسته طبقه‌بندی کرد. دسته اول به بررسی علیت بین توسعه اقتصادی و مصرف انرژی/برق می‌پردازد. به‌عنوان مثال، یو[5] (۲۰۰۶) از داده‌های کشورهای جنوب شرق آسیا (ASEAN) برای دوره ۱۹۷۱-۲۰۰۲ استفاده کرد و شواهدی مبنی بر وجود علیت دو طرفه بین مصرف برق و رشد اقتصادی در مالزی و سنگاپور یافت. هوانگ و همکاران[6] (۲۰۰۸) از داده‌های تابلویی ۸۲ کشور در دوره ۱۹۷۲-۲۰۰۲ برای بررسی رابطه علی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی استفاده کردند. محققان به این نتیجه رسیدند که در کشورهای با درآمد متوسط، رشد اقتصادی منجر به مصرف انرژی به‌صورت مثبت می‌شود، در حالی که در کشورهای با درآمد بالا، رشد اقتصادی منجر به مصرف انرژی به‌صورت معکوس می‌شود. استرن و انفلو[7] (۲۰۱۳) از داده‌های کشور سوئد استفاده کردند و دریافتند که رابطه رشد و انرژی در طول زمان متغیر است. محمدی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران در دوره ۱۳۸۹-۱۳۴۶ به نتایجی که حاکی از وجود یک رابطه علی خطی و غیرخطی یک‌طرفه، از مصرف انرژی به رشد اقتصادی است دست یافتند. همچنین یک بررسی جامع از مطالعات در مورد رابطه علیت بین مصرف برق و رشد اقتصادی را می‌توان در مطالعات ژانگ و همکاران[8] (۲۰۱۷) یافت. این نوع ادبیات بر چگونگی تکامل مصرف انرژی/برق با رشد اقتصاد متمرکز است. رایج‌ترین چارچوب تجربی مورد استفاده در این مطالعات، منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) است که در ابتدا توسط گروسمن و کرگور[9] (۱۹۹۱) مطرح شد. این چارچوب بیان می‌کند که رابطه بین کیفیت محیط‌زیست و مصرف انرژی به شکل U معکوس است. در مرحله اولیه توسعه اقتصادی، کیفیت محیط‌زیست با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه بدتر

1. Yang (1999)
2. Fleisher et al. (2010)
3. C. Wang et al. (2014)
4. Guo (2017)
5. S-H Yoo (2006)
6. Huang et al. (2008)
7. Stern & Enflo (2013)
8. C. Zhang et al. (2017; Y.-J. Zhang et al. (2017)
9. Grossman & Krueger (1991)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

می‌شود، در حالی که کیفیت محیط‌زیست ممکن است به‌تدریج با رشد اقتصاد پس از دستیابی به سطح معینی از تولید ناخالص داخلی سرانه بهبود یابد. برخی از محققان ایده EKC را برای بررسی رابطه بین مصرف انرژی/برق و توسعه اقتصادی وام گرفته‌اند. به‌عنوان مثال، در یک مطالعه تحقیقاتی پیشگام، سوری و چپمن[1] (۱۹۹۸) از داده‌های تابلویی ۳۳ کشور در دوره ۱۹۷۱-۱۹۹۱ استفاده کردند و رابطه U شکل معکوس بین مصرف انرژی تجاری و تولید ناخالص داخلی را تأیید کردند. همچنین یو و لی[2] (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های مصرف برق ۸۸ کشور شواهدی مبنی بر وجود EKC پیدا کردند. با این حال، همه مطالعات از وجود EKC برای مصرف انرژی/برق پشتیبانی نمی‌کنند. برای مثال، اورسینی و لوزاتی[3] (۲۰۰۹) نتوانستند با استفاده از یک مجموعه داده بزرگ متشکل از ۱۱۳ کشور در بازه زمانی ۱۹۷۱-۲۰۱۴، شواهد محکمی برای تأیید فرضیه EKC پیدا کنند. به‌طور مشابه، ریکارد و زیلو[4] (۲۰۱۳)، از داده‌های تابلویی ۲۱ کشور آمریکای لاتین و کارائیب در طول دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۷ استفاده کردند و نتایج تحقیق آن‌ها اعتبار فرضیه EKC را برای مصرف انرژی رد کردند.

۳- روش تحقیق

۳-۱- مدل

در این تحقیق از مدل پیشنهادی دونگ و هائو[5] (۲۰۱۸) برای بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر مصرف برق ۳۱ استان کشور ایران طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ استفاده شده است.

(۱)

$$\ln ele_{it} = \alpha + \gamma_1 \ln GINI_{it} + \gamma_2 \ln PGDP_{it} + \gamma_3 \left[\ln PGDP_{it}\right]^2 + \gamma_4 \ln PGDP * \ln GINI_{it} + \gamma_5 \ln URB + \varepsilon_{it}$$

در معادله بالا $\ln ele_{it}$؛ متغیر وابسته و نشان‌دهنده لگاریتم مصرف برق استان i در سال t به واحد کیلووات- ساعت است. lnGINI؛ نشان‌دهنده نابرابری درآمد استان i در سال t است که با ضریب جینی اندازه‌گیری می‌شود. $\ln PGDP_{it}$ و $\left[\ln PGDP_{it}\right]^2$ به

1. Suri & Chapman (1998)
2. Seung-Hoon Yoo & Lee (2010)
3. Luzzati & Orsini (2009)
4. Zilio & Recalde (2011)
5. Dong and Hao (2018)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

ترتیب لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (به‌عنوان رشد اقتصادی) و مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه کشور i در سال t به واحد میلیون ریال است. علاوه بر این متغیرها؛ از آنجا که داکال[1] (۲۰۰۹)، لیو[2] (۲۰۰۹) و وانگ[3] (۲۰۱۴) بر تأثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی تأکید کردند در معادله (۱) LnURB؛ نشان‌دهنده لگاریتم شهرنشینی استان i در سال t است. در نهایت در معادله بالا ε_{it} نشان‌دهنده جملات خطا هستند. در جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای مدل ارائه شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	تعداد مشاهدات
ELE	۴۳۴۸/۵	۳۵۷۱/۵	۱۶۰۸۵ (خوزستان، ۱۳۹۸)	۸۳۶ (ایلام، ۱۳۹۰)	۳۱۰
GINI	۰/۳۲۵	۰/۳۲۰	۰/۴۷ (سیستان و بلوچستان، ۱۳۹۷)	۰/۲۳ (ایلام، ۱۳۹۱)	۳۱۰
PGDP	۴۷۳۰۰	۲۲۶۰۰	۷۴۰۷۸ (تهران، ۱۳۹۸)	۲۷۴۶۷ (خراسان جنوبی، ۱۳۹۰)	۳۱۰
URB	۶۸/۰۱	۶۷/۳۰	۹۵/۲ (قم، ۱۳۹۵)	۴۸/۵۰ (سیستان و بلوچستان، ۱۳۹۵)	۳۱۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۲- روش برآورد

ازجمله روش‌های اقتصادسنجی مناسب برای حل یا کاهش مشکل درون‌زا بودن شاخص‌ها و همبستگی بین متغیرهای تحقیق تخمین مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[4] داده‌های تابلویی پویا[5] است. به کار بردن روش

1. Dhakal (2009)
2. Liu (2009)
3. Q. Wang (2014)
4. Generalized Method of Moments
5. Dynamic Panel Data

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

GMM پانل دیتای پویا دارای مزیت‌های همانند لحاظ نمودن ناهمسانی فردی و اطلاعات بیشتر، حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که نتیجه آن تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و هم‌خطی کمتر در GMM خواهد بود. روش GMM پانل دیتای پویا هنگامی به کار می‌رود که تعداد برش مقطعی (N) بیشتر از تعداد زمان و سال‌ها (T) باشد (N>T) که در مطالعه حاضر نیز این‌گونه است یعنی تعداد استان‌ها بیشتر از تعداد زمان است (بوند[1]، ۲۰۰۲؛ بالتاجی[2]، ۲۰۰۸)؛ بنابراین برآوردگر GMM با توجه به بعد مقطعی ۳۱ استان و بعد زمانی ۱۰ سال مناسب‌ترین روش برای برآورد مدل تحقیق حاضر است. برای برآورد مدل در شیوه (GMM) پانل دیتای پویا دو روش وجود دارد. ۱) تخمین زننده روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی مرتبه اول که شامل حذف اثرات ویژه فردی مستقل از زمان با گرفتن تفاضل مرتبه اول است و توسط آرلانو- بوند[3] (۱۹۹۱) مطرح شد که روش (GMM) تفاضلی مرتبه اول DGMM نامیده می‌شود. آرلانو – باور[4] (۱۹۹۵) و بلوندل – بوند[5] (۱۹۹۸) با ایجاد تغییراتی در روش (GMM) تفاضلی مرتبه اول، روش (GMM) ارتگنال (متعامد) که با OGMM نشان داده می‌شود را ارائه نمودند که در روش DGMM از تفاضل و در روش آرلانو- باور از روش اختلاف از تعامد استفاده می‌شود. در روش آرلانو- بوند از تمام مجموع وقفه‌های موجود به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده می‌شود اما در روش OGMM از سطوح وقفه دار به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده می‌گردد. این روش نسبت به روش DGMM دارای مزایایی مانند افزایش دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین‌های کارآمدتر و دقیق‌تر است (بالتاجی، ۲۰۰۸). بدین‌جهت در این تحقیق از روش مذکور برای برآورد مدل استفاده می‌شود. سازگاری تخمین زننده فوق به معتبر بودن ابزارها بستگی دارد که آزمون سارگان معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند، در این آزمون فرض H_0 عدم همبستگی بین متغیرهای ابزاری با اجزا اخلال را نشان می‌دهد و مبتنی بر معتبر بودن مدل است و فرض جایگزین H_1 همبستگی بین متغیرهای

1. Bond (2002)
2. Baltagi (2008)
3. Arellano and Bond (1991)
4. Arellano and Bover (1995)
5. Blundell and Bond (1998)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

ابزاری با اجزا اخلال را نشان می‌دهد و مبتنی بر نامعتبر بودن مدل است و آزمون دوم مرتبه خودهمبستگی جملات را بررسی می‌نماید درواقع آزمون همبستگی پسماندها مرتبه اول AR(۱) و مرتبه دوم (۲) AR است. عدم رد فرضیه صفر هردو آزمون شواهدی را مبنی بر فرض عدم خودهمبستگی در جملات خطای تفاضل‌گیری شده و معتبر بودن ابزارها فراهم خواهد نمود.

۴- نتایج وبحث

آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های فیشر- دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) و فیشر- فیلیپس پرون[2] (PP) انجام شده است. در این دو آزمون‌ها، روند بررسی ایستایی مشابه است و با رد فرضیه H_0، نا ایستایی یا وجود ریشه واحد متغیرها رد می‌شود؛ مطابق نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲)، متغیرهای تحقیق (بجز lnGINI) در سطح مانا نیستند. لذا برای این متغیرها آزمون ریشه واحد مرتبه اول انجام گردید.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد

	فیشر- دیکی فولر تعمیم‌یافته		فیشر- فیلپس پرون	
	احتمال	آماره	احتمال	آماره
سطح				
LnELE	۱/۰۰۰۰	۱۹/۲۱۹۰	۱/۰۰۰۰	۱۰/۹۶۹۳
lnGINI	۰/۰۰۰۰	۱۳۷/۲۵۷*	۰/۰۰۰۰	۱۴۹/۱۹۲*
lnPGDP	۱/۰۰۰۰	۴/۰۶۷۰۶	۱/۰۰۰۰	۳/۰۵۴۱۴
$[lnPGDP]^2$	۱/۰۰۰۰	۳/۳۷۳۴۶	۱/۰۰۰۰	۲/۵۴۱۰۲
LnURB	۱/۰۰۰۰	۱۳/۲۳۸۱	۱/۰۰۰۰	۱۲/۸۱۶۲
تفاضل اول				
LnELE	۰/۰۰۰۰	۲۰۸/۸۰۳*	۰/۰۰۰۰	۳۰۵/۱۴۰
lnPGDP	۰/۰۰۰۰	۱۳۵/۵۲۷*	۰/۰۰۰۰	۱۴۸/۹۶۳*
$[lnPGDP]^2$	۰/۰۰۰۰	۱۲۹/۴۳۲*	۰/۰۰۰۰	۱۳۹/۷۱۹*
LnURB	۰/۰۹۶۴	۴/۶۷۹۱۱***	۰/۰۶۴۶	۵/۴۷۸۵۶***

*،**،*** نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Fisher-Augmented Deyki Fuller
2. Fisher-Phillips Peron

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

متغیرها درجات مختلفی از I(0) و I(1)، مانا می‌شوند، بنابراین پس از بررسی ایستایی متغیرها، هم‌انباشتگی (همگرایی) پانلی برای بررسی روابط بلندمدت اقتصادی متغیرها و عدم وجود رگرسیون کاذب، مورد آزمون قرار می‌گیرد. در پژوهش حاضر، از آزمون کائو برای بررسی هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق استفاده شده است؛ در این آزمون، فرضیه صفر، عدم وجود هم انباشتگی است. مطابق نتایج جدول (۳)، فرضیه صفر رد شده و بین متغیرها، رابطه بلندمدت وجود دارد. به این معنی که رگرسیون برآوردی، کاذب نیست.

جدول ۳. نتایج آزمون هم انباشتگی

هم‌انباشتگی کائو	احتمال	آماره t
	۰/۰۰۰۰	-۵/۱۳۸۴۳۴

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از تائید پیش آزمون‌ها نتایج برآورد آزمون‌های تشخیص نوع مدل حاکی از وجود اثرات ثابت بر مقاطع (در اینجا استان‌ها) است. نتایج برآورد مدل تحقیق در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته متعامد (OGMM)

نام متغیر	مقدار احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضریب رگرسیون
LnELE (-1)	۰/۰۰۰۰	۲۰/۱۱۴۶۹	۰/۰۲۹۵۹۸	۰/۵۹۵۳۵۷*
lnGINI	۰/۰۰۰۰	-۱۲/۷۶۶۶۳	۰/۴۴۹۶۱۶	-۵/۷۴۰۰۷۸*
lnPGDP	۰/۰۰۰۰	۱۴/۴۱۵۳۸	۰/۱۳۲۱۲۵	۱/۹۰۴۶۲۵*
$[lnPGDP]^2$	۰/۰۰۰۰	-۱۳/۸۵۳۴۵	۰/۰۰۲۳۱۵	-۰/۰۳۲۰۷۲*
LnPGDP*gap	۰/۰۰۰۰	۱۲/۸۳۹۸۲	۰/۰۱۷۹۷۰	۰/۲۳۰۷۲۷*
LnURB	۰/۰۱۱۵۳	۲/۵۷۲۳۵۸	۰/۱۰۰۱۵۰	۰/۲۵۷۶۲۱**
J-statistic	۳۰/۴۰۲۰۵			
Prob (J-statistic)	۰/۲۰۹۵۸۷			
AR (1)	۰/۰۰۰۰			-۵/۴۶۵۱۲۱
AR (2)	۰/۲۷۸۹			۱/۰۸۲۷۶۴
آماره سارگان	۰/۲۱۴۷۱۵			
Fixed Effects Tests	۰/۰۰۰۰			۲۷۹/۴۶۳۹۰۲
Hausman Tests	۰/۰۰۰۰			۲۵/۰۶۷۰۲۷

*،** نشان‌دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ درصد است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که آماره سارگان بزرگ‌تر از ۰/۱ و آزمون‌های آرلاندو-باور برای AR (۱) و AR (۲) به ترتیب کمتر از ۰/۱ و بزرگ‌تر از ۰/۱ است؛ بنابراین، متغیرهای ابزاری انتخاب شده در برآوردهای GMM قابل اعتماد و مناسب هستند (رودمن[1]، ۲۰۰۹).

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که افزایش یک‌درصدی ضریب جینی باعث کاهش مصرف برق بیش از ۵ درصد می‌شود. این نتیجه با نتیجه دونگ و هائو[2] (۲۰۱۸) مشابهت دارد. همان‌گونه که آن‌ها بیان می‌دارند نابرابری درآمد ممکن است از طریق تأثیرات منفی آن بر مصرف برق مانع توسعه اقتصادی شود که به‌نوعی تأییدی بر نتیجه رابطه تعاملی تولید ناخالص داخلی و نابرابری درآمد در جدول ۴ است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که افزایش یک‌درصدی تولید ناخالص داخلی باعث افزایش مصرف برق بیش از ۱/۹ درصد می‌شود. این در حالی است که مجذور تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی و معنادار بر مصرف برق دارد و افزایش یک‌درصدی آن باعث کاهش مصرف برق بیش از ۰/۰۳ درصد می‌شود؛ به این معنی که یک رابطه غیرخطی بین مصرف سرانه برق و تولید ناخالص داخلی سرانه وجود دارد. به‌طور خاص، از آنجا که ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت، در حالی که ضریب مجذور آن منفی است، یک رابطه U شکل معکوس بین رشد اقتصادی و مصرف سرانه برق در طول دوره نمونه وجود دارد. در نتیجه، یافته‌های این مطالعه با چارچوب نظری مطرح شده توسط هیریک و همکاران[3] (۲۰۰۱) و دونگ و هائو (۲۰۱۸) سازگار است. در نهایت نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار شهرنشینی بر مصرف برق است به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی آن مصرف برق بیش از ۰/۲ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتیجه دونگ و هائو (۲۰۱۸) مشابهت دارد. شهرنشینی در ایران عمدتاً با مهاجرت گسترده از مناطق روستایی کمتر توسعه‌یافته به مناطق شهری نسبتاً مرفه مشخص می‌شود که این روند شهرنشینی باعث رشد مصرف برق در مناطق شهری به قیمت تمام شده مناطق روستایی است که در نتیجه بر مصرف برق کل اقتصاد تأثیر می‌گذارد.

1. Roodman (2009)
2. Dong & Hao (2018)
3. Heerink et al. (2001)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

۵- نتیجه‌گیری

توسعه پایدار دارای سه رکن اقتصادی، اجتماعی و اکولوژیکی است که اگرچه ارتباطات اقتصادی- اجتماعی (توسعه فراگیر) و اقتصادی (اقتصاد سبز) به‌طور جامع مورد بررسی قرارگرفته است، اما رابطه پیوندهای اجتماع - محیط‌زیست هنوز مشخص نیست. از آنجا که توزیع درآمد می‌تواند با تأثیر بر ترجیحات اقتصادی فردی بر وضعیت زیست‌محیطی تأثیر بگذارد. در تحقیق حاضر با استفاده از داده‌های دوره ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) علاوه بر تأثیر نابرابری درآمد بر مصرف برق استان‌های کشور ایران (آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، البرز، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد) به بررسی تأثیر شهرنشینی بر مصرف برق پرداخته شد. نتایج تحقیق علاوه بر تأیید یک رابطه غیرخطی به شکل U معکوس بین مصرف سرانه برق و رشد اقتصادی نشان‌دهنده تأثیر منفی افزایش نابرابری درآمد و شهرنشینی بر مصرف برق است؛ بنابراین، دولت‌ها باید تلاش بیشتری را برای تعمیق اصلاحات در سیستم توزیع درآمد و تدوین سیاست‌های خاص‌تری که به نفع کاهش شکاف درآمدی باشد، اختصاص دهد. به‌طور خاص، دولت باید بیشتر بر بهبود کارایی استفاده از انرژی، ایفای نقش «دست نامرئی» بازار و گسترش بیمه درمانی پایه و پوشش رفاهی تمرکز کند. از طریق این اقدامات، نه‌تنها شکاف درآمدی کاهش می‌یابد، بلکه مصرف برق که انرژی نسبتاً پاک‌تری است نیز می‌تواند افزایش یابد؛ زیرا این اقدامات همراه با تلاش در جهت کاهش شکاف درآمدی و افزایش مصرف برق، به تحقق هر چه سریع‌تر جامعه حافظ منابع و محیط‌زیست و تعدیل الگوی توسعه اقتصادی کمک می‌کند.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

منابع

- محمدی، تیمور؛ ناظمان، حمید؛ نصرتیان نسب و محسن. (۱۳۹۱). رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران (تحلیلی از مدل‌های علیت خطی و غیرخطی). پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران. ۲ (۵): ۵۳-۱۷۰.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. The Review of Economic Studies, 58(2), 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. Journal of Econometrics, 68(1), 29-51.
- Atems, B., & Jones, J. (2015). Income inequality and economic growth: a panel VAR approach. Empirical Economics, 48(4), 1541-1561.
- Baltagi, B. H. (2008). Econometric analysis of panel data (Vol. 4): Springer.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics, 87(1), 115-143.
- Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. Portuguese economic journal, 1(2), 141-162.
- Dhakal, S. (2009). Urban energy use and carbon emissions from cities in China and policy implications. Energy Policy, 37(11), 4208-4219.
- Dong, X.-Y., & Hao, Y. (2018). Would income inequality affect electricity consumption? Evidence from China. Energy, 142, 215-227.
- Eras, J. J. C., Fandino, J. M. M., Gutiérrez, A. S., Bayona, J. G. R., & German, S. J. S. (2022). The inequality of electricity consumption in Colombia. Projections and implications. Energy, 249, 123711.
- Fawcett, T., & Darby, S. (2019). Energy sufficiency in policy and practice: the question of needs and wants.
- Fleisher, B., Li, H., & Zhao, M. Q. (2010). Human capital, economic growth, and regional inequality in China. Journal of development Economics, 92(2), 215-231.
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement: National Bureau of economic research Cambridge, Mass., USA.
- Guo, L. (2017). Income inequality, household consumption and CO2 emissions in China. The Singapore Economic Review, 62(02), 531-553.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

- Heerink, N., Mulatu, A., & Bulte, E. (2001). Income inequality and the environment: aggregation bias in environmental Kuznets curves. Ecological economics, 38(3), 359-367.
- Huang, B.-N., Hwang, M. J., & Yang, C. W. (2008). Causal relationship between energy consumption and GDP growth revisited: a dynamic panel data approach. Ecological economics, 67(1), 41-54.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income distribution. The American economic review, 45(1), 3-28.
- Lee, C.-C., Xing, W., & Lee, C.-C. (2022). The impact of energy security on income inequality: The key role of economic development. Energy, 248, 123564.
- Lee, D. J., & Son, J. C. (2016). Economic growth and income inequality: evidence from dynamic panel investigation. Global Economic Review, 45(4), 331-358.
- Liu, Y. (2009). Exploring the relationship between urbanization and energy consumption in China using ARDL (autoregressive distributed lag) and FDM (factor decomposition model). Energy, 34(11), 1846-1854.
- Luzzati, T., & Orsini, M. (2009). Investigating the energy-environmental Kuznets curve. Energy, 34(3), 291-300.
- Monyei, C. G., Sovacool, B. K., Brown, M. A., Jenkins, K. E., Viriri, S., & Li, Y. (2019). Justice, poverty, and electricity decarbonization. The Electricity Journal, 32(1), 47-51.
- Murphy, K. M., Shleifer, A., & Vishny, R. (1989). Income distribution, market size, and industrialization. The Quarterly journal of economics, 104(3), 537-564.
- Pata, U. K., Yilanci, V., Hussain, B., & Naqvi, S. A. A. (2022). Analyzing the role of income inequality and political stability in environmental degradation: evidence from South Asia. Gondwana Research, 107, 13-29.
- Pettersson, F., Söderholm, P., & Lundmark, R. (2012). Fuel switching and climate and energy policies in the European power generation sector: A generalized Leontief model. Energy Economics, 34(4), 1064-1073.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. The Stata Journal, 9(1), 86-136.
- Sarkodie, S., & Adams, S. (2020). Electricity access and income inequality in South Africa: evidence from Bayesian and NARDL analyses. Energy Strateg. Rev. 29, 100480.
- Sovacool, B. K. (2014). Energy, poverty and development: Routledge.
- Stern, D. I., & Enflo, K. (2013). Causality between energy and output in the long-run. Energy Economics, 39, 135-146.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

- Suri, V., & Chapman, D. (1998). Economic growth, trade and energy: implications for the environmental Kuznets curve. Ecological economics, 25(2), 195-208.
- Wan, G., Lu, M., & Chen, Z. (2006). The inequality–growth nexus in the short and long run: Empirical evidence from China. Journal of comparative economics, 34(4), 654-667.
- Wang, C., Wan, G., & Yang, D. (2014). Income inequality in the People's Republic of China: Trends, determinants, and proposed remedies. Journal of Economic Surveys, 28(4), 686-708.
- Wang, Q. (2014). Effects of urbanisation on energy consumption in China. Energy Policy, 65, 332-339.
- Wang, Q., Yang, T., & Li, R. (2023). Does income inequality reshape the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis? A nonlinear panel data analysis. Environmental research, 216, 114575.
- Yang, D. T. (1999). Urban-biased policies and rising income inequality in China. American economic review, 89(2), 306-310.
- Yoo, S.-H. (2006). The causal relationship between electricity consumption and economic growth in the ASEAN countries. Energy Policy, 34(18), 3573-3582.
- Yoo, S.-H., & Lee, J.-S. (2010). Electricity consumption and economic growth: A cross-country analysis. Energy Policy, 38(1), 622-625.
- Zhang, C., Zhou, K., Yang, S., & Shao, Z. (2017). On electricity consumption and economic growth in China. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 76, 353-368.
- Zhang, Y.-J., Peng, Y.-L., Ma, C.-Q., & Shen, B. (2017). Can environmental innovation facilitate carbon emissions reduction? Evidence from China. Energy Policy, 100, 18-28.
- Zilio, M., & Recalde, M. (2011). GDP and environment pressure: the role of energy in Latin America and the Caribbean. Energy Policy, 39(12), 7941-7949.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]

Inequality of Income and Consumption of Renewable and Non-Renewable Energy in the Provinces of Iran

Ali Sayehmiri [1]
Associate Professor, Ilam University, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran, a.sayehmiri@ilam.ac.ir

Zainab Mohammad Nejad
Master of Art student in Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran, Zmn21.1373@gmail.com

Received: 2023/02/01 Accepted: 2023/05/31

Abstract

Inequality of income and consumption of renewable and non-renewable energies is one of the important issues of many countries and has many economic, social and environmental dimensions. Also, income inequality is one of the most important obstacles to the development of different societies. In this research, using data from 1389 to 1398 and the method of generalized moments (GMM), in addition to income inequality, the effect of economic growth and urbanization on electricity consumption in the provinces of Iran has been investigated. The results show that a 1% increase in the Gini coefficient reduces electricity consumption by more than 5%. Also, a 1% increase in GDP increases electricity consumption by more than 1.5%. This is despite the fact that the square of gross domestic product has a negative and significant effect on electricity consumption, and an increase of one percent causes a decrease in electricity consumption by more than 0.03 percent. Therefore, the existence of an inverted U-shaped relationship between gross domestic product and electricity consumption in Iran's provinces is confirmed. Finally, the results show a positive and significant effect of urbanization on electricity consumption, so that with a 1% increase, electricity consumption increases by more than 0.2%.

JEL Classification: Q01 ،Q05 ،F10.

Keywords: Inquality of Income, Electric Consume, Data Panel.

1. Corresponding Author

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-10-11]