

بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف الکتریسیته بر رشد
اقتصادی در استان‌های ایران
(تحلیلی از مدل‌های *PMG-FMOLS* و علیت *VECM*)

محمدشریف کریمی

استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی

S.Karimi@razi.ac.ir

مریم حیدریان

دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی

maryamheidarian.1368@yahoo.com

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۱/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۴/۱۴

چکیده

انرژی الکتریسیته به عنوان یکی از عوامل تولید به دلیل کارایی طبیعی و پاک‌ی که دارد، نقش مؤثری در رشد و توسعه پایدار هر کشور ایفا می‌کند. این مطالعه به بررسی اثرات کوتاه و بلندمدت مصرف الکتریسیته بر رشد اقتصادی در استان‌های کشور و در بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۵ می‌پردازد. برای نیل به هدف مذکور، از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی و برآوردگرهای حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده، حداقل مربعات پویا و میانگین گروهی تلفیقی و میانگین گروهی جهت برآورد ضرایب بلندمدت و برای تعیین رابطه علی کوتاه و بلندمدت نیز، از آزمون تصحیح خطای برداری پانلی استفاده شده است. نتایج تجربی این پژوهش حاکی از تأثیر مثبت و معنادار مصرف الکتریسیته بر رشد اقتصادی در تمامی مدل‌های برآوردی است، همچنین از متغیرهای نیروی کار، سرمایه‌گذاری، نرخ شهرنشینی و نرخ باسوادی در مدل‌ها استفاده شده است که نتایج آن‌ها دال بر وجود اثرات مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون علیت پانلی نیز نشان می‌دهد که رابطه‌ی علی دو طرفه و بلندمدتی از مصرف الکتریسیته به سمت رشد اقتصادی و بالعکس وجود دارد. علاوه بر این، نتایج الگوها بدون در نظر گرفتن تهران نشان از نقش مسلط این استان در افزایش مصرف الکتریسیته است.

طبقه‌بندی *JEL*: O47, Q42, R11, C23

واژه‌های کلیدی: مصرف الکتریسیته، رشد اقتصادی، تخمین‌زن میانگین گروهی تلفیقی، حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده، مدل تصحیح خطای برداری

۱. مقدمه

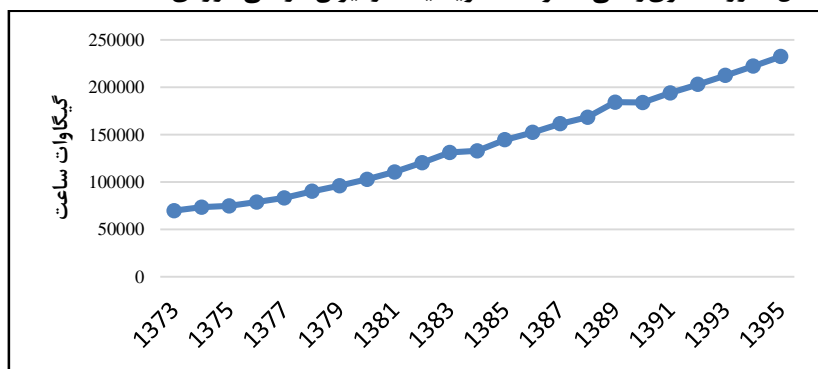
ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه و دارای منابع گسترده انرژی و توان بالقوه بالای تولید و مصرف انرژی، یکی از مصادیق الگوی رشد مبتنی بر منابع طبیعی محسوب می‌شود، بنابراین برنامه‌ریزی برای تولید و مصرف انرژی اهمیت فراوانی داشته و باید با دقت بسیار انجام گیرد. مروری بر ادبیات رشد اقتصادی دلالت بر آن دارد که در مدل‌های رشد اولیه مانند مدل رشد هاروارد-دومار و مدل رشد سولو، سرمایه و نیروی کار به عنوان عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شدند. لیکن امروزه علاوه بر کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از عوامل مهم و مؤثر در توابع تولید و الگوهای رشد منظور می‌شود. به طور متعارف بین میزان استفاده از این عوامل و نهاده‌ها با سطح تولید رابطه‌ی مستقیم وجود دارد، ولی شواهد تجربی و یافته‌های متفاوتی در خصوص رابطه‌ی عینی مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی توسط محققان گزارش شده است. از سوی دیگر تغییر و تحولات فناوری و نیز افزایش یا کاهش سهم حامل‌های مختلف انرژی در ساختار اقتصادی، می‌تواند روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت متعارفی را بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی ایجاد کند (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۷، ۵۸).

یکی از منابع تأمین‌کننده انرژی که تقاضای جهانی آن نیز در حال افزایش است، الکتریسیته می‌باشد. مسائل زیست‌محیطی ناشی از بکارگیری سوخت‌های فسیلی که یکی از مشکلات گریبان‌گیر جهان امروز است، منجر به افزایش تمایل جامعه جهانی به سمت استفاده از سوخت‌هایی با آلاینده‌گی کمتر و سالم‌تر مانند الکتریسیته شده است. علاوه بر این، روند روبه رشد تکنولوژی، تولیدات صنعتی، گسترش شهرنشینی و افزایش رفاه عمومی تقاضا برای الکتریسیته را افزایش داده است (حیدری و همکاران، ۱۳۹۰).

در ایران نیز یکی از منابع تأمین‌کننده انرژی در اکثر بخش‌ها و زیربخش‌های اقتصادی، الکتریسیته می‌باشد که هم‌زمان با رشد جمعیت و شهرنشینی و نیز گسترش فعالیت‌های اقتصادی تقاضا برای آن در حال افزایش است (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۲). عرضه الکتریسیته با قیمت ارزان منجر به تخصیص غیربهبینه آن و توجیه اقتصادی استفاده از تکنولوژی‌های هدردهنده انرژی می‌گردد. به این منظور با توجه به ملاحظات از قبیل جلوگیری از اتلاف انرژی، افزایش بهره‌وری و همچنین رشد اقتصادی ضروری است رابطه متقابل رشد

اقتصادی و مصرف‌الکتریسیته را مورد مطالعه قرار داد. از سوی دیگر با توجه به روند افزایشی مصرف‌الکتریسیته در طول دو دهه‌ی گذشته، بایستی به نحوه‌ی مصرف آن و صرفه‌جویی در مصرف‌الکتریسیته توجه نمود. البته در سال‌های اخیر وزارت نیرو اقداماتی در جهت کاهش مصرف‌الکتریسیته انجام داده‌است که از جمله آن می‌توان به خاموش کردن لامپ‌های اضافی در معابر، استفاده از لامپ‌های کم‌مصرف و جلوگیری از استفاده غیرمجاز از شبکه‌ی برق که اکثر اوقات برای به کار انداختن وسایل الکتریکی پرمصرف مورد استفاده واقع می‌گردد، اشاره نمود. شکل (۱) این روند صعودی در طی دوره‌ی ۱۳۷۳-۱۳۹۵ در ایران را نشان می‌دهد. به طوری که از ۶۹۶۷۱ گیگاوات ساعت در سال ۱۳۷۳ به ۲۳۲۴۵۲/۹ گیگاوات ساعت در سال ۱۳۹۵ رسیده است. براساس آمار منتشر شده در ترازنامه انرژی (۱۳۹۳)، از میان بخش‌های اقتصادی، بخش صنعت، خانگی و کشاورزی به ترتیب بیشترین سهم مصرفی الکتریسیته در ایران را به خود اختصاص داده‌اند.

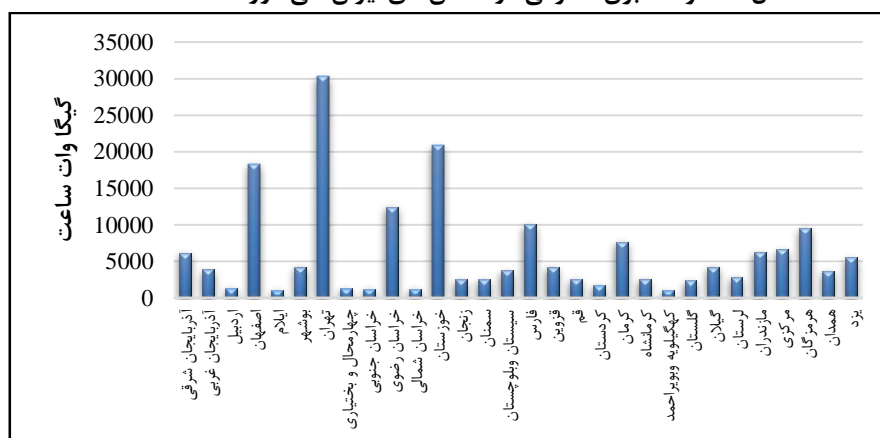
شکل ۱. روند سری‌زمانی مصرف‌الکتریسیته در ایران در طی دوره‌ی (۱۳۷۳-۱۳۹۵)



مأخذ: ترازنامه انرژی سال‌های مختلف

شکل (۲) نیز میانگین مصرف‌الکتریسیته در استان‌های ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۳ نشان می‌دهد، همانطور که در این شکل مشخص است، استان تهران با ۳۰۲۷۷/۴۲ گیگاوات ساعت و استان کهگیلویه و بویراحمد با ۱۰۳۸/۸۴ گیگاوات ساعت به ترتیب بیشترین و کمترین میزان برق مصرفی را به خود اختصاص داده‌اند.

شکل ۲. متوسط برق مصرفی در استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۹۵



مأخذ: ترازنامه انرژی سال‌های مختلف

لذا مقاله حاضر به بررسی اثر مصرف الکتریسیته بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۹۵ و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی مربوط به داده‌های ترکیبی از جمله؛ حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده^۱ ($FMOLS$)، حداقل مربعات پویا^۲ ($DOLS$)، میانگین گروهی^۳ (MG) و میانگین گروهی تلفیقی^۴ (PMG)، و در نهایت به بهره‌گیری از رویکرد علیت تصحیح‌خطای برداری^۵ ($VECM$) به بررسی روابط کوتاه و بلندمدت متغیرهای موجود در مدل برآوردی پرداخته خواهد شد. هدف اصلی از این مطالعه آن است که بررسی کند، آیا مصرف الکتریسیته در استان‌های کشور در بازه زمانی مورد مطالعه توانسته است موجب رشد در این مناطق در کوتاه‌مدت و بلندمدت گردد و نوآوری این تحقیق در استفاده از روش‌های مذکور برای داده‌های استانی است.

این مقاله در شش بخش تدوین شده است، در ادامه به مبانی نظری و پیشینه‌های مرتبط با موضوع پرداخته، در بخش سوم روش تحقیق، مدل و متغیرهای مورد استفاده معرفی خواهد شد. در بخش چهارم به یافته‌های حاصل از پژوهش پرداخته و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهاداتی مطرح خواهد شد.

1. Dynamic Ordinary Least Squares

2. Fully Modified OLS

3. Mean Group

4. Pooled Mean Group

5. Vector Error-Correction Model

۲. پیشینه پژوهش

در این بخش ابتدا مبانی نظری مرتبط با پژوهش ارائه می‌گردد و سپس به مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه پرداخته می‌شود.

۲-۱. مروری بر مبانی نظری پژوهش

۲-۱-۱. رابطه مصرف الکترونیسیته و رشد اقتصادی

در خصوص ارتباط بین متغیرهای مصرف الکترونیسیته (یا به طور کلی انرژی)، تولید و رشد اقتصادی در ادبیات اقتصاد کلان چهار فرضیه مطرح می‌باشد. فرضیه اول که به فرضیه رشد^۱ معروف است، بیان می‌کند که انرژی به عنوان یکی از عوامل تولید مهم به همراه نیروی کار و موجودی سرمایه در فرایند تولید محسوب گردیده و افزایش در مصرف انرژی می‌تواند منجر به افزایش سطح تولید و رشد اقتصادی شود. بنابراین در این سناریو سیاست‌های تحدید و صرفه‌جویی انرژی می‌تواند تأثیر معکوسی بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی داشته باشد. فرضیه دوم یا فرضیه مربوط به صرفه‌جویی انرژی^۲ بیانگر این است که سیاست‌های صرفه‌جویی انرژی در جهت کاهش مصرف انرژی و اتلاف آن تأثیر معکوس بر تولید و رشد اقتصادی نداشته و به افزایش آن کمک می‌کند. به عبارت دیگر این فرضیه در صورتی پذیرفته می‌شود که افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی منجر به افزایش مصرف انرژی شود. فرضیه خنثایی^۳ یکی دیگر از فرضیات مطرح شده در خصوص ارتباط بین مصرف انرژی و تولید است که نشان می‌دهد، مصرف انرژی تأثیر اندک و ناچیزی بر تولید دارد. از اینرو این فرضیه زمانی پذیرفته می‌شود که هیچ رابطه علی بین متغیرهای مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی وجود نداشته باشد. فرضیه ارتباط متقابل یا فرضیه بازخورد^۴ چهارمین فرضیه‌ای است که به ارتباط بین متغیرهای مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی می‌پردازد. براساس این فرضیه، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی دارای ارتباط متقابل بوده و مکمل یکدیگر می‌باشند. بنابراین در صورتی که ارتباط علی دوطرفه بین این دو متغیر وجود داشته باشد، در آن

1. Growth Hypothesis

2. Conservation Hypothesis

3. Neutrality Hypothesis

4. Feedback Hypothesis

صورت این فرضیه قابل رد نبوده و بهبود و ارتقای سیاست‌های مصرف انرژی می‌تواند زمینه افزایش سطح تولید و در نتیجه رشد اقتصادی را فراهم نماید (اپرجیس و پاین، ۲۰۰۹). پس از بیان فرضیات مطرح شده پیرامون ارتباط بین متغیرهای مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی، به منظور تحلیل بیشتر رابطه بین این دو متغیر، به دیدگاه برخی از اقتصاددانان پرداخته می‌شود. در تحلیل تئوری‌های جدید رشد، علاوه بر دو نهاد نیروی کار و سرمایه نهاد انرژی نیز به مدل‌های رشد اضافه شده‌است، اما با این وجود اقتصاددانان در ارتباط با نقش و اهمیت حضور این نهاد در فرایند تولید اتفاق نظر ندارند. این اختلاف دیده‌گاه‌ها به‌طور کلی در قالب دو نظریه نئوکلاسیکی و اکولوژیستی که دلالت‌های سیاستی متفاوتی را نیز به همراه دارند، تجلی می‌یابند.

استیگلتز^۲ (۱۹۷۴) به نقل از اقتصاددانان نئوکلاسیک با اشاره به امکان جانشینی میان عوامل تولید بیان می‌کند که پیشرفت دانش و تکنولوژی از طریق افزایش بهره‌وری در سرمایه و نیروی کار نیاز به مصرف انرژی در فرایند تولید را کاهش خواهد داد. از این‌رو، فرایند رشد و تولید اقتصادی با وجود محدودیت در ذخایر انرژی امکان‌پذیر است. در این رابطه برنت و وود^۳ (۱۹۷۹) تابع تولیدی به صورت (۱) ارائه کردند:

$$Q = [G(K, E), L] \quad (1)$$

که در آن، Q : تولید، K : سرمایه، E : انرژی و L : نیروی کار می‌باشند. آن‌ها بیان می‌کنند انرژی پس از ترکیب با سرمایه به عنوان نهاد G و به همراه نیروی کار در فرایند تولید بکار می‌رود. به‌طوری که انرژی به‌عنوان نهاد واسطه‌ای و به منظور بکارگیری سرمایه در فرایند تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد که با افزایش بهره‌وری در سرمایه و رشد تکنولوژی نیاز به نهاد انرژی کاهش می‌یابد. بنابراین، انرژی رابطه ضعیف و تفکیک شده‌ای با نیروی کار دارد و به‌عنوان یک عامل مؤثر و ضروری در رشد اقتصادی مطرح نمی‌گردد.

الکترونیسته به عنوان نوعی از انرژی که از منابع مختلف قابل استحصال است و کمترین آلودگی را در مقایسه با سایر انواع انرژی ایجاد می‌کند، در رشد اقتصادی و توسعه پایدار

1. Apergis and Pyne

2. Stiglitz

3. Berndt and Wood

نقش بسزایی ایفا می‌کند. به ویژه آنکه در جهان امروز حفظ محیط‌زیست یکی از دغدغه‌های اصلی بشر بوده و استفاده از انواع انرژی که اثر تخریب کمتری بر محیط‌زیست داشته باشند، از اهمیت زیادی برخوردار است. چنان که حجم زیادی از مطالعات انجام شده به بررسی رابطه مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. براساس ماهیت تعامل بین این دو متغیر، بیشتر مطالعات یک رابطه‌ی قوی بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی را بدست آورده‌اند ولی در مورد جهت علیت بین آنها، می‌توان مطالعات تجربی را به چهار دسته تقسیم کرد؛ گروه اول جهت علیت یکطرفه‌ای را اثبات کردند که مصرف الکتریسیته باعث رشد اقتصادی می‌شود (به عنوان مثال؛ اوایک، ۲۰۱۵؛ احمد و اسلام، ۲۰۱۱). در گروه دوم جهت علیت به نوعی است که رشد اقتصادی باعث مصرف الکتریسیته می‌شود (به عنوان مثال؛ گوش، ۲۰۰۹؛ هو و سیو، ۲۰۰۷). گروه سوم نیز یک رابطه‌ی دوطرفه را استخراج کردند (به عنوان مثال؛ حمدی و همکاران، ۲۰۱۴؛ تانگ و همکاران، ۲۰۱۳). در نهایت، در گروه چهارم هیچ‌گونه رابطه‌ای بین متغیرهای رشد اقتصادی و مصرف الکتریسیته اثبات نشد (به عنوان مثال؛ ازترک و اکراوچی، ۲۰۱۱).

نکته بارز در تمام این پژوهش‌ها آن است که رشد اقتصادی مستلزم رشد بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات می‌باشد که الکتریسیته از جهات مختلف در این امر مؤثر است:

- بخش الکتریسیته به عنوان یک صنعت، تولید ملی را افزایش می‌دهد.
- مصرف الکتریسیته در توسعه کشاورزی و صنعتی مؤثر است.
- محور اصلی و محرک برخی از صنایع مصرفی است.
- در بهبود شرایط زندگی و تأمین رفاه بیشتر افراد مؤثر است. به نوعی که امروزه یکی از راه‌های سنجش سطح زندگی در کشورها است.

1. Iyke

2. Ahamad and Islam

3. Gosh

4. Ho and Siu

5. Hamdi et al.

6. Tang et al.

7. Ozturk and Acaravci

لذا لزوم توجه به این نیرو و اهمیت به آن، موجب تقویت زیربنای توسعه اقتصادی کشورها و افزایش توسعه پایدار می‌شود (مهرآرا و همکاران، ۱۳۹۰).

۱-۲-۲. سایر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی

مقوله رشد اقتصادی و عوامل ایجادکننده آن، همواره در تحلیل‌های اقتصادی، مباحث زیادی را به همراه داشته است. مطالعات متعددی در زمینه شناسایی اثر عوامل مختلف بر رشد اقتصادی صورت گرفته است که در این میان سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و نیروی کار را به عنوان مهمترین عوامل معرفی شده است.

تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی از دو ناحیه قابل تصور است. نخست اینکه سرمایه-گذاری در منابع انسانی با فرض ثابت بودن سایر شرایط، توان تولید افراد را افزایش می‌دهد. این برداشت در واقع محور اصلی نظریه سرمایه انسانی است و بر مبنای آن، هر قدر انباشت سرمایه انسانی بیشتر باشد، انتظار می‌رود که تولید با شتاب بیشتری رشد یابد. محور دیگر تحلیل‌ها بر این نکته متمرکز است که این سرمایه‌گذاری‌ها افزایش تولیدات را از ناحیه انتقال فناوری جدید و کاربرد آن محقق می‌سازد. بر مبنای این ملاحظات، هر قدر سرمایه انسانی از ناحیه آموزش بیشتر باشد، بسترهای لازم برای استفاده از فناوری وارداتی نیز بیشتر خواهد شد. به طور کلی می‌توان گفت که نیروی انسانی کارآمد، امکان افزایش تولید و ارزش افزوده را فراهم می‌آورد و عدم توجه به این عامل می‌تواند از دلایل توسعه-نیافتگی در برخی از کشورهای در حال توسعه باشد. سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و افزایش سهم آن در کل سرمایه‌گذاری کشور، باعث بهره‌برداری بهتر از سرمایه فیزیکی می‌گردد و عامل مهمی در فرایند رشد و توسعه اقتصادی به شمار می‌رود (ربیعی، ۱۳۸۸). در اقتصادهای دانش‌محور امروزی، کشورهایی با نیروی کار بیشتر، به دلیل آن چیزی که اقتصاددانان آن را بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس در تولید دانش جدید و درجه تخصص-گرایی بیشتر در انواع مختلفی از سرمایه انسانی می‌نامند، سریع‌تر پیشرفت می‌کنند (دلالی‌اصفهان‌ی و همکاران، ۱۳۹۱: ۶۷).

افزایش جمعیت نیروی شاغل سبب تقسیم کار می‌شود که به نوبه خود سبب ایجاد راهکارهای جدید می‌شود و بهبود روش‌های گوناگون صنعتی و تکنولوژی را به همراه خواهد داشت. افزایش اندازه بازار اجازه تخصصی‌تر شدن بیشتر را می‌دهد و چون

هزینه‌های ثابت نوآوری بین تعداد زیادی سرشکن می‌شود، نرخ نوآوری افزایش می‌یابد (دهقان‌شبان، ۱۳۹۱: ۴۳).

از سوی دیگر، آموزش نیروی انسانی موجب می‌شود تا عامل کار به مهارت‌ها و توانایی‌های بالاتری دست یابد. توانایی‌ها و مهارت‌های حاصل از سرمایه‌گذاری در آموزش می‌تواند بر میزان پس‌انداز و تشکیل سرمایه و نرخ دستمزد تأثیرگذار باشد. روش‌های گسترده‌ی اقتصادسنجی نشان می‌دهد که افراد صاحب درآمد بسته به سطح تحصیلات خود می‌توانند درآمد کسب کنند. بنابراین، فرایند آموزش می‌تواند به عنوان یک تصمیم سرمایه‌گذاری مورد تجزیه و تحلیل قرار بگیرد. شواهد زیادی نشان داده است که آموزش نیروی انسانی علاوه بر اینکه نقش مهمی در سودآوری سرمایه‌گذاری در سرمایه مادی ایفا می‌کند، منافع زیادی را برای دیگر بخش‌ها به دنبال دارد (عمادزاده و همکاران، ۱۳۸۸: ۲).

در مورد رابطه شهرنشینی و رشد اقتصادی، ویلیامسون^۱ (۱۹۶۵) بیان می‌دارد تجمع جغرافیایی در مراحل اولیه توسعه شکل می‌گیرد. وی معتقد است وقتی زیرساخت‌های حمل‌ونقل و ارتباطات شکل نگرفته و یا مناسب نباشد و همچنین دسترسی به بازارهای سرمایه با محدودیت همراه باشد، در این صورت کارایی می‌تواند به وسیله تمرکز تولید افزایش یابد. اما اگر زیرساخت‌ها بهبود و بازارها گسترش یابند، در این صورت اثرات خارجی ناشی از تجمع می‌تواند فعالیت‌های اقتصادی را بیشتر پراکنده نماید. پس طبق فرضیه ویلیامسون تجمع، سطح رشد اقتصادی را در مراحل اولیه توسعه ارتقاء می‌دهد، اما بعد از اینکه کشور به یک سطح درآمد واقعی مطلوب دست یابد، دیگر تجمع اثر چندانی بر اقتصاد ندارد و حتی ممکن است اثرات زیان‌باری داشته باشد. ولی در کل می‌توان گفت که تراکم بالای جمعیت و فعالیت‌های اقتصادی در یک محل، با افزایش تعاملات اجتماعی بین افراد و بنگاه‌ها، سبب افزایش سرریز اطلاعات در میان نیروی کار و تولیدکننده‌ها می‌شود و عملکرد بازار کار و محصول را کاراتر می‌کند. این اثرات موجب افزایش بهره‌وری، ترغیب فعالان اقتصادی، انتشار تکنولوژی‌های جدید و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی می‌شود (کلاسن و نستمن، ۲۰۰۶، ۶۲۲).

1. Williamson

2. Klasen & Nestmann

۲-۲. مطالعات تجربی انجام شده

انرژی به عنوان یک نیروی محرکه، در بیشتر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار بوده و در مجموع نقش مؤثری در رشد و توسعه اقتصادی کشور ایفا می‌کند، لذا ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. گرنجر^۱ (۱۹۸۶) اولین مطالعه را بر روی مصرف انرژی و رشد اقتصادی انجام داد و از تحلیل علیت استفاده کرد.

نارایان و اسمیت^۲ (۲۰۰۵) به بررسی رابطه علیتی بین تولید ناخالص داخلی و مصرف الکترونیسته برای کشور استرالیا در دوره ۱۹۹۹-۱۹۶۶ با استفاده از یک مدل چندمتغیره و آزمون علیت گرنجر پرداختند. نتایج آن‌ها بیانگر وجود رابطه علیتی یک‌طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف الکترونیسته می‌باشد.

ازترک و اکاراوچی (۲۰۱۱) با بکارگیری رهیافت آزمون کرانه‌ها و الگوی *ARDL* به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین مصرف الکترونیسته و رشد اقتصادی برای ۱۱ کشور منتخب خاورمیانه و آفریقای شمالی که ایران نیز شامل آن‌ها می‌باشد، طی دوره زمانی ۱۹۷۱-۲۰۰۶ پرداختند. نتایج آن‌ها عدم وجود رابطه بلندمدت بین مصرف الکترونیسته و رشد اقتصادی را برای ایران گزارش می‌دهد. البته این مطالعه دارای نواقصی می‌باشد، به طوری که اولاً باتوجه به امکان جانشینی میان عوامل تولید اضافه کردن سرمایه و نیروی کار به مدل جهت دستیابی به برآوردهای سازگار و قابل اعتماد از ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت ضرورت دارد که در این مطالعه لحاظ نشده است. ثانیاً در این مقاله شکست ساختاری در مدل لحاظ نشده است که با توجه به امکان وجود شکست ساختاری در متغیرهای کلان اقتصادی در نظر گرفتن این نقاط شکست ممکن است علاوه بر تغییر جهت رابطه علیت، تخمین‌های سازگاری را نیز ارائه دهد.

کرانفیلی و لی^۳ (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با عنوان "مصرف الکترونیسته و رشد اقتصادی؛ کشف تفاوت‌های خاص پانلی" به بررسی پویایی‌های کوتاه و بلندمدت مصرف الکترونیسته و رشد اقتصادی در ۱۶۰ کشور جهان در طول دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ پرداخته‌اند.

1. Granger

2. Narayan and Smyth

3. Karanfil and Li

آن‌ها به منظور ایجاد تفاوت، کشورهای منتخب را بر اساس سطح درآمد کشورها، موقعیت-های محلی و عضویت *OECD* تقسیم کردند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه علی بین این نمونه‌ها مناسب بوده و رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و مصرف الکترونیسیته به این نوع تفاوت‌ها بسیار حساس بوده است.

صالح‌الدین و همکاران^۱ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی بین مصرف الکترونیسیته، رشد اقتصادی، انتشار CO_2 و توسعه مالی در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس (*GCC*)^۲ در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۰ پرداخته‌اند و با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی پانلی^۳ (*DOLS*)، روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده^۴ (*FMOLS*) و مدل اثرات ثابت پویا^۵ (*DFE*) رابطه بین متغیرها مشخص شد. رابطه‌ی بلندمدت آن‌ها نشان می‌دهد که تفاوت‌های خاص اقتصادسنجی پایدار هستند و هیچ رابطه کوتاه‌مدتی مشاهده نشده است.

صالح‌الدین و آلام^۶ (۲۰۱۶) در مطالعه دیگری به بررسی تکنولوژی اطلاعات و ارتباطات، مصرف الکترونیسیته و رشد اقتصادی در کشورهای *OECD* برای سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۸۵ پرداختند. در این مطالعه از آزمون‌های ریشه واحد پانلی و هم‌انباشتگی پانلی برای حضور وابستگی مقطعی، تکنیک رگرسیون گروهی میانگین تلفیقی و آزمون علیت دومیترسکو-هورلین استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که هر دو کاربرد از *ICT*^۷ (یعنی اینترنت و تلفن همراه) و رشد اقتصادی، مصرف الکترونیسیته را در کوتاه و بلندمدت افزایش می‌دهد. نتایج آزمون علیت نشان می‌دهد که مصرف الکترونیسیته علت رشد اقتصادی است و استفاده از موبایل و اینترنت علت مصرف الکترونیسیته و رشد اقتصادی بوده است.

عثمان و همکاران^۸ (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و مصرف الکترونیسیته در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس (*GCC*) در طی دوره زمانی

1. Salahuddin et al.

2. Gulf Cooperation Council Countries

3. dynamic ordinary least squares

4. fully modified ordinary least squares

5. dynamic fixed effect model

6. Salahuddin and Alam

7. Information and Communication Technology

8. Osman et al.

۱۹۷۵-۲۰۱۲ پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل‌های *PMGE*، *PMG* رفتاری، *AMG*، *MGE* و *DFE* نشان دادند که یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت و دوطرفه‌ای بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی وجود دارد.

و اما مطالعاتی که در داخل کشور انجام شده است، به صورت زیر است: مصطفی‌پور (۱۳۸۵) در مطالعه خود رابطه بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی را طی دوره ۱۳۸۱-۱۳۵۷ با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری بررسی کرده است. نتایج وی نشان می‌دهد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت رابطه دوطرفه بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی وجود دارد.

فضل‌زاده و تجویدی (۱۳۸۸) نیز با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی به بررسی رابطه بین مصرف الکتریسیته و ارزش افزوده ایجاد شده در صنایع کوچک با ۴۹ تا ۱۰ نفر کارکن طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۳ پرداخته است. نتایج آنها وجود رابطه علیتی دوطرفه و مثبت را بین مصرف الکتریسیته و ارزش افزوده ایجاد شده در صنایع کوچک را نشان می‌دهد.

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه میان رشد مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب صادرکننده نفت در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۲ پرداختند که در آن از دو روش تک معادله‌ای و داده‌های ترکیبی استفاده شد. نتایج تجربی مبتنی بر روش داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد که مسیر علیت میان رشد اقتصادی و رشد مصرف الکتریسیته در بلندمدت بصورت دوطرفه و در کوتاه‌مدت از رشد مصرف الکتریسیته به رشد اقتصادی است.

حیدری و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین مصرف الکتریسیته، قیمت الکتریسیته و رشد اقتصادی در ایران در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۱ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی رهیافت آزمون کرانه‌ها پرداختند. در این مطالعه رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی در چارچوب مدل طرف عرضه و همچنین نحوه تأثیرپذیری مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی از قیمت آن در چارچوب مدل طرف تقاضا بررسی شده است. نتایج حاصل از مدل طرف عرضه، وجود رابطه بلندمدت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف الکتریسیته را با ضریب منفی نشان می‌دهند. نتایج کوتاه‌مدت نیز بر وجود رابطه دوطرفه و مثبت بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی دلالت دارد.

مرور ادبیات موضوع و مطالعات تجربی فوق نشان می‌دهد که تعیین رابطه علی بین مصرف الکترونیسیته و رشد اقتصادی در سیاستگذاری بخش انرژی کشور دارای اهمیت بسیار زیادی می‌باشد، و چه بسا اگر این مطالعه برای استان‌های کشور انجام گیرد، نتایج کاربردی بدست خواهد آمد، از سوی دیگر به واسطه اجرایی شدن قانون هدفمندسازی یارانه در اواخر سال ۱۳۸۹ لزوم پرداختن به این موضوع دو چندان شده است. از آنجایی که هدف اصلی این پژوهش تعیین روابط کوتاه و بلندمدت بین مصرف الکترونیسیته و رشد اقتصادی منطقه‌ای ایران است، لذا با توجه به بعد زمانی کوچک و بعد مقطعی نسبتاً بزرگ، استفاده از مدل‌های ARDL باعث تورش برآورد و نتایج ناسازگار می‌شوند. به همین خاطر از روش‌های PMG یا MG استفاده می‌شود که قابلیت این را دارند، رابطه هم‌انباشتی را بین واحدهای مقطعی مختلف در بلندمدت تعدیل کنند. سپس با بهره‌گیری از رویکرد تصحیح خطای برداری رابطه علیت کوتاه و بلندمدت بین متغیرهای مدل شناسایی می‌شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش

تجزیه و تحلیل هم‌انباشتی و بررسی رابطه کوتاه و بلندمدت، مناسب‌ترین روش برای بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف الکترونیسیته محسوب می‌شود (گریستین گروس^۱، ۲۰۱۲). تحلیل هم‌انباشتی در پانل با بررسی آزمون ریشه‌واحد متغیرهای موردبررسی شروع می‌شود. اگر متغیرهای تحقیق هم‌انباشته از مرتبه یک باشند، آزمون هم‌انباشتی انجام خواهد شد. اگر آزمون هم‌انباشتی حاکی از وجود رابطه هم‌انباشتی باشد، بردار هم‌انباشتی بلندمدت با استفاده از روش‌های *FMOLS* و *DOLS* برآورد می‌گردد. وجود رابطه بلندمدت نشان‌دهنده حداقل یک رابطه علیت می‌تواند باشد، به همین منظور با استفاده از مدل تصحیح خطای پانل می‌توان رابطه علیت کوتاه و بلندمدت را نیز برآورد کرد.

۳-۱. حداقل مربعات پویا (*DOLS*)

^۱. Christian Gross

تخمین‌زن DOLS توسط استوک و واتسون^۱ (۱۹۹۳) مطرح و سپس توسط کائو و چیانگ^۲ (۱۹۹۹) گسترش یافت. به دلیل مشکلات درون‌زایی، تخمین‌های حداقل مربعات معمولی منجر به انحراف از رگرسیون می‌شود، تخمین‌زن DOLS این انحراف و تورش را به واسطه‌ی افزایش وقفه‌ها و مقادیر همزمان در رگرسیون ثابت رفع می‌کند (لاو و همکاران^۳، ۲۰۱۴). به عبارت دیگر این تخمین‌زن از تعدیل‌های پارامتریک برای اجزای خطاها، با استفاده از تجمیع یک رگرسیون ایستا با وقفه‌های و مقادیر جاری رگرسورها با یک تفاضل استفاده می‌کند و مقدار گذشته و آینده متغیرهای توضیحی تفاضلی را به عنوان متغیرهای اضافی در تخمین در نظر می‌گیرد. تخمین‌زن DOLS را می‌توان به صورت معادله (۴) نشان داد:

$$y_{it} = z_{it-1}\beta + \sum_{j=-p_1}^{j=p_2} c_{ij}\Delta z_{it+j} + v_{it} \quad (4)$$

در اینجا c_{ij} ضریب وقفه‌ی متغیرهای تفاضل مرتبه اول است.

۲-۳. حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS)

روش FMOLS، یک روش ناپارامتریک است که همبستگی احتمالی بین اجزای خطای مدل و تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی با وجود ضریب ثابت، به منظور تصحیح خودهمبستگی سریالی را مورد محاسبه قرار می‌دهد و تخمین‌زن OLS را به صورت ناپارامتریکی تصحیح می‌کند (فیلیپس و هانسن^۴، ۱۹۹۰). سیستم هم‌انباشتگی (۵) را برای داده‌های ترکیبی در نظر بگیرید:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_0 + x_{it}\beta_1 + \vartheta_{it} \\ x_{it} &= x_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

در اینجا، روند بردار خطا $\xi_{it} = (\vartheta_{it}, \varepsilon_{it})$ یک روند ایستا است با توجه به ماتریس کوواریانس که توسط Ω_i نشان داده می‌شود. تخمین‌زن FMOLS پانلی میانگین گروهی و بین گروهی می‌تواند به صورت معادله (۶) نشان داده شود:

$$\hat{\beta}_{GFM} = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2)^{-1} (\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) z_{it}^* - T\tau_i) \quad (6)$$

1. Stock and Watson

2. Kao and Chiang

3. Law et al.

4. Phillips and Hansen

در اینجا $z_{it}^* = (z_{it} - \bar{z}_{it}) - \left(\frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}}\right)(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^o)$ و $\tau_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^o - \left(\frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}}\right)(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^o)$

$$\hat{t}_{\hat{\beta}_{GFM}^*} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^T (\hat{\beta}_{FM,i}^* - \beta) (\hat{L}_{11i}^{-1} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2)^{1/2} \quad (7)$$

در اینجا، تخمین‌زن $FMOLS$ برای هر عضو پانل به صورت $\hat{\beta}_{FM,i}^*$ است. این خصوصیت مربوط به آماره t ، استاندارد و به صورت نرمال توزیع شده است؛ $T \rightarrow \infty$ و $N \rightarrow \infty$.

هر دو روش $DOLS$ و $FMOLS$ به عنوان تخمین‌زن‌های کارا و سازگار به منظور بررسی رابطه بلندمدت می‌باشند و هر دو روش خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی بالقوه بین متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهند. کائو و چیانگ (۲۰۰۰) نشان دادند که تخمین‌زن‌های $DOLS$ و $FMOLS$ از تورش نمونه‌ای کمی برخوردار هستند و هر دو تخمین‌زن نتایج تقریباً یکسانی ارائه می‌کنند که جهت تجزیه و تحلیل مناسب می‌باشند.

۳-۳. تخمین‌زن‌های میانگین گروهی (MG) و میانگین گروهی تلفیقی (PMG)

تخمین‌زن‌های PMG و MG به ترتیب توسط پسران و اسمیت^۱ (۱۹۹۵) و پسران و همکاران^۲ (۱۹۹۹) ارائه شد. هر دوی این تخمین‌زن‌ها براساس رویکرد حداکثر درست-نمایی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی ($ARDL$) می‌باشد و با در نظر گرفتن تعادل بلندمدت و محاسبه ناهمگنی پویا از فرایند تعدیل انجام می‌شود. به ویژه PMG یک محدودیت بر پارامترهای بلندمدت اعمال می‌کند که برای اعضای پانل مشابه است، اما ولی با پارامترهای کوتاه‌مدت (سرعت هم‌دیگر را تعدیل می‌کنند)، عرض از مبدأ و واریانس جمله خطا تفاوت دارد (کیم و همکاران،^۳ ۲۰۱۰). اگرچه تخمین‌های MG سازگار است، ولی پسران و اسمیت (۱۹۹۵) بیان کردند که اگر محدودیت‌های همگنی بلندمدت درست باشد، PMG مناسب‌تر است چون تخمین‌های MG غیرکارا هستند و نتایج گمراه‌کننده ارائه می‌کنند. برای انتخاب مناسب‌ترین تخمین‌زن می‌توان از آزمون هاسمن استفاده کرد.

1. Pesaran and Smith

2. Pesaran et al.

3. Kim et al.

براساس مطالعه‌ی پسران و همکاران (۱۹۹۹)، تصحیح خطای نامحدود برای مدل *ARDL* و برای متغیر وابسته (رشد اقتصادی) را می‌توان به صورت (۸) تعریف نمود:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{i,t-1} + x_{i,t-1} \beta_i + \sum_{j=1}^{q-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + u_{it} \quad i = 1, 2, 3, \dots, N ; t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (8)$$

در اینجا، y_{it} یک متغیر وابسته عددی، φ_i یک ضریب عددی در متغیر وابسته وقفه‌دار، x_{it} ($k \times 1$) بردار متغیرها برای هر عضو انفرادی پانل (i) است، μ_i اثرات ثابت را نشان می‌دهد. λ_{ij} ضریب عددی در تفاضل مرتبه اول متغیر وابسته، و γ_{ij} ($k \times 1$) بردار ضرایب در تفاضل مرتبه اول متغیرها مستقل با مقادیر باوقفه، u_{it} اختلالات در نظر گرفته شده برای توزیع مستقل اعضای پانل و دوره زمانی با واریانس $\sigma_i^2 > 0$ و میانگین صفر همراه است. فرض می‌شود که $\varphi_i < 0$ مقطع پانل است و از این‌رو، رابطه بلندمدت بین y_{it} و x_{it} وجود دارد.

$$y_{it} = x_{it} \theta_i + \eta_{it} \quad i = 1, 2, 3, \dots, N ; t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (9)$$

در اینجا $\theta_i = \beta_i / \varphi_i$ ($k \times 1$) بردار از ضرایب متغیرهای بلندمدت است و φ_i با میانگین غیرصفر ایستا است (که شامل اثرات ثابت است). بنابراین معادله (۸) را می‌توان به صورت (۱۰) نوشت:

$$\Delta y_{it} = \eta_{i,t-1} \varphi_i + \sum_{j=1}^{q-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + u_{it} \quad (10)$$

در اینجا، جمله تصحیح خطا را نشان می‌دهد. در نتیجه، φ_i ضریب تصحیح خطا است که سرعت تعدیل به سوت تعادل بلندمدت را اندازه می‌گیرد. به دلیل مشخصات *PMG* که قبلاً بیان شد، (به عنوان مثال، محدودیت ضرایب بلندمدت برای بخش‌های مقطعی برابر باشد)، نمی‌توان همگنی پارامترهای بلندمدت را به عنوان یک پیش‌فرض در نظر گرفت. از این‌رو، آزمون هاسمن برای تعیین این مشخصات استفاده می‌شود (هاسمن، ۱۹۷۸). ضرایب بلندمدت مشترک به وسیله برآورد حداکثر درست‌نمایی تلفیقی تعیین می‌شوند.

۳-۴. روش علیت تصحیح خطای برداری (VECM)

هنگامی که وجود هم‌انباشتگی بین سری‌ها تأیید می‌شود، بایستی جهت علیت بین

¹. Hausman

متغیرها نیز تعیین شود. این مورد را نمی‌توان از تحلیل‌های هم‌انباشتگی بدست آورد. در این مطالعه از مدل تصحیح خطای برداری پانلی (*PVECM*) برای بررسی جهت علیت بین مصرف الکتریسیته و سایر متغیرهای توضیحی با رشد اقتصادی استفاده می‌شود. یکی از فواید علیت پانلی این است که اجازه می‌دهد اثرات بازخورد میان متغیرها را نشان دهد. برخی از محققان (همچون لی^۱، ۲۰۰۱) نشان دادند که رابطه *VECM* قادر به محاسبه پویایی رابطه در یک چارچوب علیت زمانی است. در این مطالعه، ابتدا مدل بلندمدت برای بدست آوردن باقیمانده‌ها با استفاده از رویکرد دومرحله‌ای انگل-گرنجر برآورد شده، سپس باقیمانده‌های باوقفه به عنوان جمله تصحیح خطا تعیین می‌شود. مدل تصحیح خطای پویا به صورت (۱۱) نشان داده می‌شود:

$$\begin{bmatrix} \Delta GDP_{it} \\ \Delta EL_{it} \\ \Delta L_{it} \\ \Delta K_{it} \\ \Delta EDU_{it} \\ \Delta UR_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{01} \\ \beta_{02} \\ \beta_{03} \\ \beta_{04} \\ \beta_{05} \\ \beta_{06} \end{bmatrix} + \sum_{q=1}^m \begin{bmatrix} \beta_{11q} & \beta_{12q} & \beta_{13q} & \beta_{14q} & \beta_{15q} & \beta_{16q} \\ \beta_{21q} & \beta_{22q} & \beta_{23q} & \beta_{24q} & \beta_{25q} & \beta_{26q} \\ \beta_{31q} & \beta_{32q} & \beta_{33q} & \beta_{34q} & \beta_{35q} & \beta_{36q} \\ \beta_{41q} & \beta_{42q} & \beta_{43q} & \beta_{44q} & \beta_{45q} & \beta_{46q} \\ \beta_{51q} & \beta_{52q} & \beta_{53q} & \beta_{54q} & \beta_{55q} & \beta_{56q} \\ \beta_{61q} & \beta_{62q} & \beta_{63q} & \beta_{64q} & \beta_{65q} & \beta_{66q} \end{bmatrix} \times$$

$$\begin{bmatrix} \Delta GDP_{it-q} \\ \Delta EL_{it-q} \\ \Delta L_{it-q} \\ \Delta K_{it-q} \\ \Delta EDU_{it-q} \\ \Delta UR_{it-q} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \\ \theta_3 \\ \theta_4 \\ \theta_5 \\ \theta_6 \end{bmatrix} ECT_{it-1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1it} \\ \varepsilon_{2it} \\ \varepsilon_{3it} \\ \varepsilon_{4it} \\ \varepsilon_{5it} \\ \varepsilon_{6it} \end{bmatrix} \quad (11)$$

در اینجا، Δ تفاضل مرتبه اول، *ECT* جمله تصحیح خطا، q طول وقفه و ε جمله خطا است. این جملات به صورت سریالی ناهمبسته هستند. برای انتخاب مناسب‌ترین وقفه از معیار شوارتز-بیزین استفاده می‌شود. در معادله (۱۰)، علیت بلندمدت توسط معناداری آماری *ECT* (یعنی آماره t) نشان داده می‌شود. در حالی که علیت کوتاه‌مدت توسط معناداری آماره نسبی F مربوط به رگرسورهای مستقل تعیین می‌شود.

۳-۵. معرفی مدل و متغیرها

^۱. Li

در این مطالعه براساس مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده همانند عثمان و همکاران (۲۰۱۶)، جهت بررسی روابط کوتاه و بلندمدت بین مصرف الکترونیسته و رشد اقتصادی از متغیرها و معادله (۱۲) استفاده شده است:

$$\ln(GDP)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(EL)_{it} + \beta_2 \ln(L)_{it} + \beta_3 \ln(K)_{it} + \beta_4 \ln(EDU)_{it} + \beta_5 \ln(UR)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

به طوری که؛

$\ln(GDP)_{it}$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی که براساس شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی استانی سال ۱۳۹۰ و برحسب میلیارد ریال می‌باشد.

$\ln(EL)_{it}$: لگاریتم مصرف الکترونیسته برحسب گیگاوات بر ساعت محاسبه شده است.

$\ln(L)_{it}$: لگاریتم نیروی کار که به صورت سهم شاغلین ۱۰ ساله و بیشتر از کل نیروی کار فعال محاسبه و برحسب درصد می‌باشد.

$\ln(K)_{it}$: لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی که به صورت وزنی از تولید ناخالص داخلی استان‌ها محاسبه و برحسب میلیارد ریال می‌باشد.

$\ln(EDU)_{it}$: لگاریتم نرخ باسوادی که به صورت نسبت جمعیت باسواد به کل جمعیت هر استان محاسبه و برحسب درصد می‌باشد.

$\ln(UR)_{it}$: لگاریتم نرخ شهرنشینی که به صورت نسبت جمعیت شهری به جمعیت کل هر استان محاسبه و برحسب درصد می‌باشد.

در این مطالعه، تلاش شده است از یک تجزیه و تحلیل استانی در قالب مدلسازی پانلی استفاده شود. مقاطع مورد بررسی در این تحقیق شامل ۳۰ استان کشور (به غیر از استان البرز به دلیل ناقص بودن اطلاعات آماری) و دوره زمانی مورد بررسی از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۵ می‌باشد. با توجه به شکل (۲)، استان تهران در طول دوره زمانی مورد بررسی دارای بالاترین میزان مصرف انرژی الکترونیسته است. لذا به جهت نقش مسلط این استان در مصرف الکترونیسته، تلاش شده است در برآورد مدل‌ها، مقاطع را بدون در نظر گرفتن استان تهران نیز مورد مقایسه قرار داد.

آمار و اطلاعات موردنیاز در این پژوهش از حساب‌های ملی - منطقه‌ای مرکز آمار ایران (رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری)، ترازنامه انرژی (مصرف الکترونیسته)، نتایج آمارگیری

نیروی کار موجود در مرکز آمار (نرخ اشتغال و نرخ باسواد)، گزارشات جمعیتی کشور موجود در مرکز آمار (نرخ شهرنشینی) تهیه و گردآوری شده است.

۴. تخمین الگو و یافته‌های تجربی

۴-۱. نتایج آزمون‌های ریشه‌واحد و هم‌انباشتگی پانلی

به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد پانلی لوین، لین و چو، ایم، پسران و شین، فیلیپس و پرون و آزمون دیکی‌فولر استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون‌ها، بیانگر نامانایی متغیرها است. جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد پانلی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ)

متغیرها	آماره آزمون LLC	آماره آزمون IPS	آماره آزمون ADF	آماره آزمون PPF
LGDP	۶/۹۸۱۴ (۱/۰۰۰۰)	۷/۳۴۴۲ (۱/۰۰۰۰)	۱۶/۶۷۳۲ (۱/۰۰۰۰)	۲۱/۱۵۷۹ (۱/۰۰۰۰)
D(LGDP)	-۷/۴۴۱۲ *(۰/۰۰۰۰)	-۳/۵۱۱۸ *(۰/۰۰۰۲)	۱۰/۱۰۹۸ *(۰/۰۰۰۷)	۹۵/۰۰۶۶ *(۰/۰۰۲۷)
LEL	۲/۸۸۶۹ (۰/۹۹۸۱)	۷/۶۱۲۰ (۱/۰۰۰۰)	۱۱/۷۴۸۳ (۱/۰۰۰۰)	۲۴/۲۴۰۲ (۱/۰۰۰۰)
D(LEL)	-۴/۸۴۹۷ *(۰/۰۰۰۰)	-۲/۰۸۸۹ *(۰/۰۱۸۴)	۸۰/۴۸۴۳ *(۰/۰۴۰۰)	۱۳۸/۳۲۱ *(۰/۰۰۰۰)
LL	-۲/۵۴۰۹ *(۰/۰۰۵۵)	-۱/۳۹۸۵ *(۰/۰۸۱۰)	۷۶/۷۳۵۹ *(۰/۰۷۱۵)	۱۲۶/۴۸۴ *(۰/۰۰۰۰)
D(LL)	-۹/۷۰۹۱ *(۰/۰۰۰۰)	-۶/۴۴۷۹ *(۰/۰۰۰۰)	۱۵۴/۴۰۰ *(۰/۰۰۰۰)	۳۳۳/۹۹۸ *(۰/۰۰۰۰)
LK	-۰/۴۹۹۸ (۰/۳۰۸۶)	۱/۵۵۲۷ (۰/۹۳۹۸)	۴۷/۲۹۶۲ (۰/۸۸۳۲)	۲۵/۵۹۸۹ (۱/۰۰۰۰)
D(LK)	-۶/۳۹۹۴ *(۰/۰۰۰۰)	-۳/۰۰۲۴ *(۰/۰۰۱۳)	۸۹/۶۴۴۲ *(۰/۰۰۷۹)	۱۲۱/۷۳۶ *(۰/۰۰۰۰)
LEDU	-۲/۱۰۸۰ *(۰/۰۱۷۵)	۲/۴۷۳۴ (۰/۹۹۳۳)	۴۳/۲۶۶۵ (۰/۹۴۹۱)	۶۸/۵۳۶۶ (۰/۲۱۰۳)
D(LEDU)	-۲/۸۸۱۳ *(۰/۰۰۲۰)	-۳/۱۳۰۴ *(۰/۰۰۰۹)	۹۶/۷۶۹۷ *(۰/۰۰۱۹)	۲۵۵/۴۵۶ *(۰/۰۰۰۰)

۱۹۸/۷۷۷ *(۰/۰۰۰۰)	۸۵/۶۹۰۶ *(۰/۰۱۶۴)	-۲/۷۷۶۸ *(۰/۰۰۲۷)	-۲/۳۵۱۳ *(۰/۰۰۰۰)	LUR
----------------------	----------------------	----------------------	----------------------	-----

توضیحات: اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز احتمال آن‌ها می‌باشد.

* معناداری در سطح ۵٪ و ** معناداری در سطح ۱٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: نتایج تحقیق

بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آن‌ها نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش به غیر از نرخ شهرنشینی در سطح مانا نبوده ولی با یکبار تفاضل‌گیری مانا شدند. به عبارتی دارای میانگین، واریانس و ساختار خودکواریانس ثابت هستند و فرضیه صفر مبنی بر نامانایی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

از آنجاکه متغیرهای الگو طبق آزمون‌های ریشه واحد جواب یکسانی در مورد مانایی متغیرها گزارش نمی‌دهند، برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در تخمین‌ها، باید هم-انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور جهت بررسی و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو از آزمون‌های هم-انباشتگی کائو استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون، عدم وجود هم‌انباشتگی است. نتایج در جداول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی کائو

سطح احتمال	آماره t	آماره ADF
۰/۰۰۰۰	-۱۳/۸۷۷۵	

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج آزمون کائو، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو رد نخواهد شد و فرضیه صفر مبنی بر وجود هم‌انباشتگی تأیید می‌شود. بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت و عدم وجود رگرسیون کاذب نیز بین متغیرهای الگو تأیید خواهد شد.

۴-۲. نتایج برآورد مدل‌های FMOLS و DOLS

با توجه به اثبات وجود رابطه هم‌انباشتگی پانلی بین متغیرهای مدل، در مرحله بعد به تخمین و برآورد ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل پرداخته می‌شود. همانطور که ذکر شد جهت تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش‌های FMOLS و DOLS استفاده گردید. نتایج حاصل از این دو تخمین‌زن در جدول (۴) و (۵) ارائه شده است.

جدول ۴. برآورد رابطه بلندمدت با استفاده از روش FMOLS
(متغیر وابسته: لگاریتم رشد اقتصادی)

متغیرها	کل استان‌های ایران				کل استان‌های ایران به غیر از تهران			
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
لگاریتم مصرف الکتریسیته	۰/۲۹۵۷	۰/۰۲۹۹	۹/۸۷۳۰	*۰/۰۰۰۰	۰/۱۷۶۲	۰/۰۲۹۰	۹/۵۰۴۴	*۰/۰۰۰۰
لگاریتم نیروی کار	۰/۲۲۰۱	۰/۰۷۴۵	۲/۹۵۱۹	*۰/۰۰۳۴	۰/۲۱۲۹	۰/۰۶۹۹	۳/۰۴۴۷	*۰/۰۰۲۵
لگاریتم تشکیل سرمایه	۰/۹۴۳۶	۰/۰۳۵۱	۲۶/۸۶۳۷	*۰/۰۰۰۰	۰/۹۷۱۴	۰/۰۳۳۸	۲۸/۷۲۰۲	*۰/۰۰۰۰
لگاریتم نرخ باسوادی	-۰/۰۱۱۹	۰/۰۴۰۱	-۰/۲۹۸۹	۰/۷۶۵۱	۰/۰۱۰۴	۰/۰۳۷۲	۰/۲۷۹۳	۰/۷۸۰۱
لگاریتم نرخ شهرنشینی	۰/۵۵۰۴	۰/۱۸۲۴	۳/۰۱۷۱	*۰/۰۰۲۸	۰/۰۱۷۵	۰/۱۷۱۴	۳/۶۰۲۱	*۰/۰۰۰۴
R^2	۰/۹۹۳۹				۰/۹۹۲۳			
\bar{R}^2	۰/۹۹۳۳				۰/۹۹۱۵			

* معناداری در سطح ۵٪ و ** معناداری در سطح ۱٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با افزایش مصرف الکتریسیته، به شرط ثابت بودن سایر متغیرها، رشد اقتصادی به میزان ۰/۲۹ و ۰/۴۱ درصد افزایش معناداری خواهد داشت. لذا می‌توان استدلال کرد که مصرف الکتریسیته به عنوان عامل محرک رشد اقتصادی و توسعه پایدار محسوب می‌گردد و سیاست‌های محدودکننده مصرف الکتریسیته بایستی به طور مناسبی تعیین شوند. در حالی که در مطالعه حیدری و همکاران (۱۳۹۰)، هیچ رابطه‌ی بلندمدتی بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی نشان داده نشد و اذعان شد که مصرف الکتریسیته به عنوان محرک رشد اقتصادی در بلندمدت محسوب نمی‌شود.

با افزایش نیروی کار به دلیل تقسیم کار و به تبع آن بهبود روش‌های گوناگون صنعتی و تکنولوژی، رشد اقتصادی به میزان ۰/۲۲ و ۰/۱۴ درصد افزایش می‌یابد. رابطه نرخ

شهرنشینی با رشد اقتصادی به دلیل تمرکز تولید در مناطق شهری و دسترسی به بازارهای سرمایه، مثبت و معناداری می‌باشد. همچنین رابطه نرخ باسوادی و رشد اقتصادی در مدل *FMOLS* منفی و در مدل *DOLS* مثبت بدست آمده است، البته هر دو این ضرایب از سطح معناداری لازم برخوردار نیستند.

نکته مهم این است که در حالت بدون در نظر گرفتن استان تهران نیز همین روابط با اندکی تفاوت برقرار است، به ویژه آنکه اثرگذاری مصرف الکتریسیته بر رشد اقتصادی در این حالت نسبت به حالت برآوردی کل استان‌ها، دارای ضریب عددی کوچکتری است که این نشان از استدلال مسلط بودن استان تهران در افزایش مصرف انرژی الکتریسیته در میان استان‌های کشور را دارد.

جدول ۵. برآورد رابطه بلندمدت با استفاده از روش *DOLS*

(متغیر وابسته: لگاریتم رشد اقتصادی)

متغیرها	کل استان‌های ایران				کل استان‌های ایران به غیر از تهران			
	ضریب	انحراف معیار	آماره <i>t</i>	احتمال	ضریب	انحراف معیار	آماره <i>t</i>	احتمال
لگاریتم مصرف الکتریسیته	۰/۲۹۵۷	۰/۰۲۹۹	۹/۸۷۳۰	*۰/۰۰۰۰	۰/۰۹۳۵	۰/۰۴۹۰	۸/۰۱۵۳	*۰/۰۰۰۰
لگاریتم نیروی کار	۰/۲۲۰۱	۰/۰۷۴۵	۲/۹۵۱۹	*۰/۰۰۳۴	۰/۰۲۲۳	۰/۰۹۴۵	۲/۳۹۹۹	-۰/۱۶۳۴
لگاریتم تشکیل سرمایه	۰/۹۴۳۶	۰/۰۳۵۱	۲۶/۸۶۳۷	*۰/۰۰۰۰	۰/۷۹۲۸	۰/۰۴۹۴	۱۶/۰۳۸۴	*۰/۰۰۰۰
لگاریتم نرخ باسوادی	-۰/۰۱۱۹	۰/۰۴۰۱	-۰/۲۹۸۹	۰/۷۶۵۱	۰/۰۳۶۲	۰/۰۶۶۱	۰/۵۴۸۲	۰/۵۸۴۲
لگاریتم نرخ شهرنشینی	۰/۵۵۰۴	۰/۱۸۲۴	۳/۰۱۷۱	*۰/۰۰۲۸	۰/۰۳۱۸	۰/۲۲۳۰	۲/۱۴۲۸	*۰۴۶۵
R^2	۰/۹۹۳۹				۰/۹۹۶۶			
\bar{R}^2	۰/۹۹۳۳				۰/۹۹۳۱			

* معناداری در سطح ۵٪ و ** معناداری در سطح ۱٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۳. نتایج برآورد مدل‌های PMG و MG

PMG ، تخمین‌زنی میانه است، زیرا هم شامل ادغام و هم میانگین‌گیری^۱ است. همانطور که بیان شد، یکی از مزیت‌های روش PMG نسبت به روش‌های OLS ، $DOLS$ و $FMOLS$ این است که در این روش ویژگی‌های پویای کوتاه‌مدت می‌تواند از یک مقطع به مقطع دیگر (از یک استان به استان دیگر) متفاوت باشد، در حالی که ضرایب بلندمدت برآورد شده در مدل‌ها $DOLS$ و $FMOLS$ با فرض یکسان بودن در تمام مقاطع برآورد می‌شوند. به عبارت دیگر در روش PMG ویژگی‌های مختلف استان‌ها از قبیل میزان مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی متفاوت، در تخمین ضرایب در نظر گرفته می‌شود (لی و چیانگ، ۲۰۰۸). اگر متغیرهای مدل هم‌انباشته باشند، می‌توان از تخمین‌زن PMG به منظور بررسی رابطه علیت بین متغیرها استفاده کرد (آقایی و رضاقلی‌زاده، ۱۳۹۴، ۵۰).

جدول ۶. نتایج برآوردهای PMG (متغیر وابسته: لگاریتم رشد اقتصادی)

متغیرها	کل استان‌های ایران				کل استان‌های ایران به غیر از تهران			
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
لگاریتم مصرف الکتریسیته	۰/۴۷۵۰	۰/۴۸۸۳	۵/۰۶۸۱	*۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۷۴۸	۰/۰۴۸۴	۱۱/۹۰۸۰	*۰/۰۰۰۰
لگاریتم نیروی کار	۱/۷۲۶۳	۰/۴۰۴۵	۴/۲۶۶۹	*۰/۰۰۰۰	۰/۱۰۴۶	۰/۰۷۷۱	۱۴/۳۱۴۳	*۰/۰۰۰۰
لگاریتم تشکیل سرمایه	۲/۱۴۶۴	۰/۴۳۱۷	۲/۶۵۵۲	*۰/۰۰۸۶	۰/۴۳۰۵	۰/۰۵۲۷	۸/۱۵۹۸	*۰/۰۰۰۰
لگاریتم نرخ باسوادی	۰/۸۸۷۵	۲/۰۶۰۹	۳/۳۴۱۸	*۰/۰۰۱۰	۰/۱۹۶۲	۰/۴۱۷۶	۵/۲۵۸۷	*۰/۰۰۰۰

^۱ Intermediate Estimator

^۲ Pooling

^۳ Averaging

^۴ Lee and Chang

لگاریتم نرخ شهرنشینی	۱/۴۹۳۵	۱/۸۳۵۲	۳/۵۳۸۱	*۰/۰۰۰۵	۰/۰۶۲۳	۰/۱۸۲۹	۹/۶۳۱۹	*۰/۰۰۰۰
----------------------------	--------	--------	--------	---------	--------	--------	--------	---------

* معناداری در سطح ۵٪ و ** معناداری در سطح ۱٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در تحلیل‌های بلندمدت مربوط به *PMG* و *MG*، تخمین‌های *PMG* معنادارتر از تخمین‌های *MG* هستند، لذا تأکید این مقاله و تحلیل‌های آن براساس ضرایب تخمین *PMG* صورت می‌گیرد؛ با افزایش یک درصد در مصرف الکتریسیته، به شرط ثابت بودن سایر متغیرها، رشد اقتصادی به میزان ۰/۴۷ درصد افزایش می‌یابد. رابطه سرمایه‌گذاری و نیروی کار نیز به عنوان دو نهاده تولیدی دیگر با رشد اقتصادی مثبت و معنادار می‌باشد. به طوری که همانند تخمین‌ها *FMOLS* و *DOLS* در اینجا نیز متغیر تشکیل سرمایه بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی مناطق ایران دارد. نرخ باسوادی به عنوان شاخص سرمایه انسانی باعث افزایش رشد اقتصادی خواهد شد. همچنین با افزایش مهاجرت داخلی و شهرنشینی، رشد اقتصادی به میزان ۱/۴۹ درصد افزایش خواهد یافت.

جدول ۷. نتایج برآوردهای *MG* (متغیر وابسته: لگاریتم رشد اقتصادی)

متغیرها	کل استان‌های ایران				کل استان‌های ایران به غیر از تهران			
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
لگاریتم مصرف الکتریسیته	۰/۴۷۵۰	۰/۴۸۸۳	۵/۰۶۸۱	*۰/۰۰۰۰	۰/۱۰۴۶	۰/۰۷۷۱	۶/۳۱۴۳	۰/۰۰۰۰
لگاریتم نیروی کار	۱/۷۲۶۳	۰/۴۰۴۵	۴/۲۶۶۹	*۰/۰۰۰۰	۰/۴۳۰۵	۰/۰۵۲۷	۸/۱۵۹۸	۰/۰۰۰۰
لگاریتم تشکیل سرمایه	۲/۱۴۶۴	۰/۴۳۱۷	۲/۶۵۵۲	*۰/۰۰۸۶	۰/۰۶۲۳	۰/۱۸۲۹	۹/۶۳۱۹	*۰/۰۰۰۰
لگاریتم نرخ باسوادی	۰/۸۸۷۵	۲/۰۶۰۹	۳/۳۴۱۸	*۰/۰۰۱۰	۰/۱۷۷۴	۰/۰۴۸۴	۵/۹۰۸۰	*۰/۰۰۰۰
لگاریتم نرخ شهرنشینی	۱/۴۹۳۵	۱/۸۳۵۲	۳/۵۳۸۱	*۰/۰۰۰۵	۰/۱۹۶۲	۰/۴۱۷۶	۱/۲۵۸۷	۰/۱۸۸۲

* معناداری در سطح ۵٪ و ** معناداری در سطح ۱٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در هر دو حالت برآوردی، نتایج آماره هاسمن فرضیه صفر دال بر کارا تر بودن روش *PMG* نسبت به روش *MG* رد نمی‌شود و لذا نتایج روش *PMG* قابل اطمینان تر و مستندتر از نتایج *MG* می‌باشد.^۱

در برآورد مدل‌های *PMG* و *MG* نیز، حالت بدون در نظر گرفتن استان تهران همانند روابط قبل ولی با اندکی تفاوت برقرار است، به ویژه آنکه اثرگذاری مصرف الکتریسیته بر رشد اقتصادی در این حالت نیز نسبت به حالت برآوردی کل استان‌ها، دارای ضریب عددی کوچکتری است که این نشان از استدلال مسلط بودن استان تهران در افزایش مصرف انرژی الکتریسیته در میان استان‌های کشور را دارد.

۴-۴. برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و نتایج علیت پانلی *VECM*

بعد از تخمین رابطه بلندمدت بین مصرف الکتریسیته، نیروی کار، تشکیل سرمایه، نرخ باسواد و شهرنشینی با رشد اقتصادی استان‌های ایران، در ادامه به بررسی رابطه کوتاه-مدت بین متغیرهای مدل و تعیین علیت بین تک‌تک متغیرهای مورد بررسی پرداخته می‌شود. جدول (۸)، آزمون‌های کوتاه و بلندمدت علیت بین متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. میزان وقفه بهینه در این مدل‌ها، براساس معیارهای آکائیک و شوارتز، یک انتخاب شده است.

همانطور که در جدول (۸) مشاهده می‌شود، براساس ضرایب برآورد شده در مدل، تأثیر مصرف الکتریسیته، نیروی کار، تشکیل سرمایه و شهرنشینی بر رشد اقتصادی در کوتاه-مدت مثبت و از لحاظ آماری در سطح اطمینان بالای ۹۵ و ۹۰ درصد معنی‌دار هستند، ولی تغییرات نرخ باسواد در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و بی‌معنی بر رشد اقتصادی دارد. همانطور که ملاحظه می‌شود، با توجه به مجموع ضرایب باوقفه مدل، تأثیر مصرف الکتریسیته بر رشد اقتصادی برابر ۰/۳۹ می‌باشد که از سایر عوامل دیگر مانند تشکیل سرمایه (۰/۱۸) و نیروی کار (۰/۲۲) بیشتر می‌باشد. این نتیجه نشان‌دهنده این است که در کوتاه‌مدت مصرف الکتریسیته در بهبود رشد اقتصادی استان‌های ایران مؤثر بوده است ولی با توجه به نتایج آزمون‌های *FMOLS*، *DOLS*، *PMG* و *MG* در قسمت‌های قبل در بلندمدت، سرمایه‌گذاری بیشترین تأثیر را در افزایش تولید و رشد اقتصادی کشور

^۱ مقدار آماره هاسمن ۴/۲۶ و با احتمال ۰/۵۱۳۱ بدست آمد.

داشته است. با توجه به نتایج ECT ، می‌توان گفت نهاده الکتریسیته به عنوان یک نهاده مکمل سایر نهاده‌های تولیدی محسوب شده و جزء تصحیح خطای این نهاده برابر $۰/۴۶۳۳$ - و در سطح اطمینان بالایی نیز معنی‌دار است که نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است، به عبارتی در هر دوره تنها $۴۶/۳۳$ درصد از عدم تعادل‌های موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت برطرف می‌شود.

جدول ۸. آزمون علیت پانلی و بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها

منابع علت و معلول (متغیرهای مستقل)							متغیرهای مستقل
بلندمدت	کوتاه‌مدت						
ECT	$\Delta LEDU$	ΔEL	ΔLUR	ΔLL	ΔLK	$\Delta LGDP$	
$-۰/۴۶۳۳$ * $(-۷/۰۲۱۳)$	$۰/۰۶۰۲$ ** $(۲/۳۴۰۵)$	$۰/۴۰۰۵$ * $(۴/۹۵۹۴)$	$۰/۰۰۶۴$ * $(۳/۴۹۹۷)$	$۰/۳۰۷۱$ * $(۴/۲۸۸۴)$	$۰/۱۳۹۴$ ** $(۲/۳۸۱۱)$	-	تغییرات رشد اقتصادی ($\Delta LGDP$)
$-۰/۱۶۱۹$ $-۲/۳۳۸۴$ **	$۰/۱۰۲۹$ ** $(۲/۵۸۵۰)$	$۰/۳۲۶۳$ * $(۴/۰۷۲۷)$	$۰/۰۱۰۸$ * $(۲/۸۴۹۳)$	$۰/۲۴۰۳$ * $(۳/۳۸۱۶)$	-	$۰/۱۸۴۶$ * $(۳/۲۶۲۱)$	تغییرات تشکیل سرمایه (ΔLK)
$-۰/۳۵۵۸$ * $(-۷/۲۴۰۴)$	$۰/۰۶۸۹$ ($۰/۵۱۳۳$)	$۰/۱۰۱۲$ ** $(۱/۶۵۴۵)$	$۰/۰۱۲۱$ * $(۳/۲۴۰۹)$	-	$۰/۲۱۶۴$ * $(۲/۸۲۸۹)$	$-۰/۲۲۰۹$ * $(۳/۰۳۵۸)$	تغییرات نیروی کار (ΔLL)
$-۰/۰۵۶۹$ * $(-۶/۴۲۸۳)$	$۰/۱۲۰۱$ * $(۳/۱۵۰۸)$	$۰/۴۳۰۶$ * $(۳/۱۸۶۷)$	-	$۰/۸۳۹۵$ ** $(۲/۶۰۸۲)$	$-۰/۴۶۶۶$ ($-۱/۰۲۸۸$)	$۰/۳۴۲۶$ * $(۳/۷۹۴۰)$	تغییرات نرخ شهرنشینی (ΔLUR)
$-۰/۲۰۲۱$ * $(-۵/۴۵۲۰)$	$۰/۱۶۳۰$ ($۱/۲۲۵۷$)	-	$۰/۰۰۰۵$ ** $(۲/۰۵۳۳)$	$۰/۰۱۲۸$ ($۰/۲۳۹۵$)	$۰/۵۰۳۷$ * $(۶/۶۵۲۶)$	$۰/۳۹۱۲$ * $(۵/۴۳۱۰)$	تغییرات مصرف الکتریسیته (ΔEL)
$۰/۰۳۱۵$ ($۰/۲۵۹۶$)	-	$-۰/۰۰۱۱$ ($-۰/۰۴۵۹$)	$۰/۰۰۰۲$ ** $(۲/۰۷۱۸)$	$-۰/۰۳۴۴$ ($-۱/۵۲۹۳$)	$-۰/۰۱۳۷$ ($-۰/۴۳۲۸$)	$-۰/۰۰۰۹$ ($-۰/۰۳۲۲$)	تغییرات نرخ باسوادی ($\Delta LEDU$)

توضیحات: اعداد بالا ضرایب آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز آماره t آن‌ها می‌باشد.

* معناداری در سطح ۵٪ و ** معناداری در سطح ۱٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: نتایج تحقیق

در معادله مصرف الکتریسیته، تغییرات تمام متغیرها به غیر از نرخ باسوادی بر مصرف الکتریسیته مثبت و معنادار است، در حالی که تغییرات نرخ باسوادی اثر منفی و بی‌معنی

بر مصرف الکتریسیته دارد. ضریب جزء تصحیح خطای این مدل نیز به لحاظ آماری در سطح اطمینان بالایی معنی‌دار است و نشان‌دهنده این است که در هر دوره ۲۰/۲۱ درصد از انحرافات موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت برطرف می‌گردد. در مدل تغییرات نیروی کار، تغییرات تمامی متغیرها به غیر از مصرف الکتریسیته و باسوادی مثبت و معناداری بر افزایش اشتغال در کوتاه‌مدت دارند. ولی اثر آن بر مصرف الکتریسیته مثبت ولی بی معنی و بر نرخ باسوادی منفی و بی معنی است. با توجه به ضریب تعدیل در این مدل، سرعت تعدیل متغیرها از کوتاه به بلندمدت حدود ۳۵/۵۸ درصد می‌باشد.

در مدل تغییرات تشکیل سرمایه نیز، تغییرات تمامی متغیرها بر سرمایه‌گذاری اثر مثبت و معناداری دارند. به غیر از نرخ شهرنشینی و باسوادی که دارای اثرات منفی و بی معنی می‌باشند. ضریب تعدیل در این معادله، ۱۶/۱۹ درصد می‌باشد که با توجه به سطح معناداری آن، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید می‌گردد.

در مدل تغییرات نرخ شهرنشینی، تأثیر تغییرات تمامی متغیرها بر تغییرات شهرنشینی مثبت و معنادار بوده است و ضریب تعدیل در این مدل ۵/۶۹ درصد می‌باشد. در مدل تغییرات نرخ باسوادی، تنها رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری و شهرنشینی دارای اثرات مثبت و معنی‌داری بر تغییرات باسوادی هستند. بقیه متغیرها رابطه مثبت ولی بی معنی دارند. ضریب تعدیل در این معادله ۳/۱۵ درصد می‌باشد.

به طور کلی و با توجه به مدل‌های برآوردی برای استان‌های ایران، می‌توان گفت ارتباط بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی یک رابطه علیت دوطرفه در کوتاه و بلندمدت می‌باشد. معنی‌داری روابط پویای بلندمدت در معادلات که براساس معنی‌داری آماری جزء تصحیح خطا می‌باشد، نشان‌دهنده این است که تمامی متغیرها می‌توانند جهت تعدیل تعادل بلندمدت حرکت کنند و موجب برقراری تعادل بلندمدت در سیستم شوند. همچنین این تعدیل از سرعت نسبتاً بالایی برخوردار است.

به دلیل افزایش حجم مقاله، نتایج برآوردهای علیت *VECM* مربوط به حالت بدون در نظر گرفتن استان تهران، گزارش نشده است، ولی نتایج حاکی از رابطه علی دوطرفه بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی در کوتاه و بلندمدت است. همچنین سرعت بالای تعدیل در این حالت نشان از برقراری تعادل بلندمدت در سیستم می‌باشد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله تلاش شده است با استفاده از داده‌های ترکیبی ۳۰ استان ایران و در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۳ رابطه بین مصرف الکتروسیته به عنوان یکی از نهاده‌های تولید و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد. از آنجایی که هدف اصلی این پژوهش تعیین روابط کوتاه و بلندمدت بین مصرف الکتروسیته و رشد اقتصادی منطقه‌ای ایران است، لذا با توجه به بعد زمانی کوچک و بعد مقطعی نسبتاً بزرگ، استفاده از مدل‌های *ARDL* باعث تورش برآورد و نتایج ناسازگار می‌شوند. به همین خاطر از روش‌های *PMG* یا *MG* استفاده می‌شود که قابلیت این را دارند، رابطه هم‌انباشتگی را بین واحدهای مقطعی مختلف در بلندمدت تعدیل کنند. سپس با بهره‌گیری از رویکرد تصحیح خطای برداری رابطه علیت کوتاه و بلندمدت بین متغیرهای مدل شناسایی می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های *FMOLS*، *DOLS*، *PMG* و *MG* دال بر وجود رابطه مثبت و معنادار بین مصرف الکتروسیته و رشد اقتصادی در بلندمدت است. لذا سیاست‌های کشور بایستی به گونه‌ای تنظیم گردد تا دسترسی سریع و آسان به این گونه از انرژی پاک تسهیل گردد، لذا همسو با رشد اقتصادی در استان‌ها لازم است تا دولت زیر ساخت‌های موردنیاز برای تولید و توزیع متناسب الکتروسیته در سطح کشور مهیا نموده تا این رشد دستخوش نوسان و کاهش نگردد. چرا که سرمایه‌گذاری و توسعه زیرساخت‌های لازم برای تولید و مصرف بیشتر انرژی (به دنبال افزایش رشد اقتصادی) مستلزم یک دوره زمانی طولانی است. با سرمایه‌گذاری در منابع انرژی تجدیدپذیر و تنوع ترکیب انرژی، می‌توان کیفیت زیست‌محیطی و کاهش انتشار آلاینده‌ها را بهبود بخشید و همین امر تأثیر مثبتی بر روند فعالیت‌های اقتصادی کشور خواهد گذاشت. اهمیت این موضوع به اندازه‌ای است که نتایج تمامی مدل‌های برآوردی در این مطالعه، دال بر تأثیرگذاری بیشتر سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی است.

نتایج حاصل از آزمون تصحیح خطای پانلی نیز نشان می‌دهد که رابطه‌ی علی دو طرفه، مثبت و معناداری بین مصرف الکتروسیته و رشد اقتصادی وجود دارد. نکته بارز در این پژوهش سرعت کند و آهسته تعدیل متغیرها از کوتاه به بلندمدت است که بایستی جهت دستیابی به توسعه پایدار منطقه‌ای این سرعت افزایش یابد. در واقع به دلیل کاربردهای

فراوان الکتریسیته در بخش‌های صنعت، خانگی، کشاورزی و تجاری انتظار می‌رود که افزایش رشد اقتصادی و توسعه صنعتی، در بلندمدت به رشد مصرف بیشتر الکتریسیته منجر شود. از این‌رو ضرورت و اهمیت برنامه‌ریزی لازم در خصوص تأمین نیازهای بخش‌های اقتصادی به حامل‌های انرژی از جمله الکتریسیته، بیش از پیش آشکار می‌شود. همچنین سیاست‌های تحدید در مصرف انرژی که با هدف کارایی اقتصادی انجام می‌پذیرد، می‌تواند بدون این‌که مانع رشد اقتصادی باشد، اجرا شود.

در این مطالعه به دلیل استفاده از بعد زمانی و مکانی داده‌ها، تلاش شد به منظور مقایسه بهتر نتایج، در یک حالت استان تهران را که دارای بالاترین میزان مصرف الکتریسیته در سال‌های اخیر بوده است، حذف شود و نتایج با حالتی که کل استان‌ها مورد آزمون قرار گرفته‌اند، مقایسه شود. به دلیل بالاتر بودن ضریب عددی کل استان‌ها نسبت به حالت بدون در نظر گرفتن تهران، نتایج گویای نقش مسلط استان تهران در افزایش میزان مصرف الکتریسیته و نقش مثبت آن در افزایش رشد اقتصادی است. لذا پیشنهاد می‌شود جهت تمرکززدایی و همگن‌سازی این رابطه، در سایر استان‌ها نیز تمهیدات لازم جهت استفاده بهینه و یکسان از انرژی الکتریسیته به عنوان مهمترین انرژی پاک در کشور اتخاذ شود.

فهرست منابع:

- آرمن، سیدعزیز و روح‌الله، زارع (۱۳۸۴)، بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های (۱۳۶۴-۱۳۸۱)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۴: ۱۴۳-۱۱۷.
- آقایی، مجید و مهدیه، رضاقلی‌زاده (۱۳۹۴)، مصرف انرژی و رشد ارزش‌افزوده در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران: رویکرد هم‌انباشتگی و تصحیح خطای پانل، مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، ۲۲(۹): ۳۱-۶۷.
- بهبودی، داود، اصغرپور، حسین و محمدحسن، قزوینیان (۱۳۸۷)، بررسی رابطه مصرف کل الکتریسیته و رشد اقتصادی ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۵(۱۷): ۵۷-۷۲.
- حیدری، حسن، نجار فیروزجایی، محمد و لسیان، سعیدپور (۱۳۹۰)، بررسی رابطه بین مصرف الکتریسیته، قیمت الکتریسیته و رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۹(۵۹): ۲۰۰-۱۷۵.
- دلالی اصفهانی، رحیم، مؤیدی، مجید و عظیمه، سادات حسینی (۱۳۹۱)، تأثیرات تغییرات جمعیت، مقیاس اقتصاد و فناوری بر فرایند رشد اقتصادی، معرفت فرهنگی اجتماعی، ۴(۱): ۶۳-۸۰.

دهقان‌شبابی، زهرا (۱۳۹۱)، تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد در ایران، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۸: ۲۳-۵۵.

ربیعی، مهناز (۱۳۸۸)، اثر نوآوری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران، مجله دانش و توسعه، ۲۶: ۱۲۲-۱۴۲.

عمادزاده، مصطفی، دلالی اصفهانی، رحیم، صمدی، سعید و فرزانه، محمدی (۱۳۸۸)، اثر کیفیت نیروی کار بر رشد اقتصادی در منتخبی از کشورها، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۶(۱): ۱-۲۶.

عمادزاده، مصطفی (۱۳۷۷)، مباحثی از اقتصاد آموزش و پرورش، انتشارات جهاددانشگاهی اصفهان، چاپ اول.

مصطفی‌پور، منوچهر (۱۳۸۴)، بررسی رابطه مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی در ایران (۱۳۵۷-۱۳۸۱)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شیراز.

مهرآرا، محسن، راضیه فرمهینی فراهانی و آیت، حسن‌زاده (۱۳۹۰)، بررسی رابطه میان رشد مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب صادرکننده نفت، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۵(۱۴): ۶۹-۹۰.

نجارزاده، رضا و اعظم، محسنی (۱۳۸۳)، رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه اقتصاد انرژی، ۱: ۳۹-۵۶.

Ahamad, M.G. and A.N. Islam (2011), Electricity consumption and economic growth nexus in Bangladesh: revisited evidences, *Energy Policy*, 39(10): 6145-6150.

Apergis, N. & J.E. Payne (2010), Renewable energy consumption and economic growth: Evidence from a panel of OECD countries, *Energy Policy*, 38(1): 656-660.

Berndt, E. R. and D. O. Wood (1978), Technology, Prices and the Derived Demand for Energy, *Review of Economics and Statistics*, 259-268.

Chandran, V. G. R., Sharma, S. & K. Madhavan, (2010), Electricity Consumption-Growth Nexus: The Case of Malaysia, *Energy Policy*, 38: 606-612.

Gross, C. (2012), Explaining the (non-) causality between energy and economic growth in the U.S.: A multivariate sectorial analysis, *Energy Economics*, 34(2): 489-499.

- Dogan, E., Sebri, M. & B. Turkekul (2016), Exploring the relationship between agricultural electricity consumption and output: New evidence from Turkish regional data, *Energy Policy*, 95: 370-377.
- Ghosh, S. (2009), Electricity Supply, Employment and Real GDP in India: Evidence from Cointegration and Granger-Causality Tests, *Energy Policy*, 37(8): 2926–2929.
- Granger, C.W.J. (1986), Development in the study of cointegrated economic variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48: 213- 228.
- Hamdi, H., Sbia, R. & M. Shahbaz (2014), The nexus between electricity consumption and economic growth in Bahrain, *Economic Modelling*, 38: 227-237.
- Hausman, J. A. (1978), Specification tests in econometrics. *Econometrical, Journal of the Econometric Society*, 46(6): 1251e 1271.
- Ho, C.Y. and K.W. Siu (2007), A dynamic equilibrium of electricity consumption and GDP in Hong Kong: an empirical investigation, *Energy Policy*, 35 (4): 2507–2513.
- Iyke, B. N. (2015), Electricity consumption and economic growth in Nigeria: a revisit of the energy–growth debate, *Energy Economics*, 51: 166–176.
- Kao, C. & M. H. Chiang (2000), On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, *Advances in Econometrics*, 15: 179–222.
- Karanfil, F. & Y. Li (2014), Electricity consumption and economic growth: Exploring panel-specific differences, *Energy Policy*, 1-14.
- Kim, D.-H., Lin, S.-C. & Y.-B. Suen (2010), Dynamic effects of trade openness on financial development, *Economic Modelling*, 27(1): 254e261.
- Klasen, S. and T. Nestmann (2006), Population, Population Density and Technological Change, *Journal of Population Economics*, 19(3): .611-626.
- Law, S. H., Azman-Saini, W. N. W. & H. B. Tan (2014), Economic globalization and financial development in East Asia: A panel cointegration and causality analysis, *Emerging Markets Finance and Trade*, 50: 210-225.
- Lee, C.C. and C.P. Chang (2008), Energy consumption and economic growth in Asian economies: a more comprehensive analysis using panel data, *Resource and Energy Economics*, 30: 50–65.

- Li, X. (2001), Government revenue, government expenditure, and temporal causality: Evidence from China, *Applied Economics*, 33(4): 485-497.
- Narayan, P.K. and R. Smyth (2005), Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia Evidence from Multivariate Granger Causality Tests, *Energy Policy*, 33: 1109–1116.
- Njindan Iyke, B. (2015), Electricity consumption and economic growth in Nigeria: A revisit of the energy-growth debate, *Energy Economics*, 51: 166-176.
- Ockwell, D. G. (2008), Energy and Economic Growth: Grounding our Understanding in Physical Reality, *Energy Policy*, 36: 4600-4604.
- Osman, M., Gachino, G. and A. Hoque (2016), Electricity consumption and economic growth in the GCC countries: Panel data analysis, *Energy Policy*, 98: 318–327.
- Ouedraogo, N. S. (2013), Energy consumption and economic growth: Evidence from the economic community of West African States (ECOWAS), *Energy Economics*, 36: 637-647.
- Ozturk, I. and A. Acaravci (2011), Electricity Consumption and Real GDP Causality Nexus: Evidence from ARDL Bounds Testing Approach for 11 MENA Countries, *Applied Energy*, In Press
- Ozturk, I., (2010), A literature survey on energy-growth nexus, *Energy Policy*, 38 (1): 340–349.
- Pesaran M.H., Shin, Y. and R.P. Smith (1999), Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels, *Journal of the American Statistical Association*, 94(446): 621-634.
- Pesaran, M. H. and R. Smith (1995), Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 68(1): 79e113.
- Phillips, P. C. B. and B.E. Hansen (1990), Statistical inference in instrumental variable regression with I (1) processes, *Review of Economic Studies*, 57: 99–125.
- Pindyck, R. S. (1979), *The Structure of World Energy Demand*, MIT Press.
- Salahuddin, M. & Alam, K. (2016) “Information and Communication Technology, electricity consumption and economic growth in OECD countries: A panel data analysis”, *Electrical Power and Energy Systems* 76. 185-193.

Salahuddin, M., Gow, J. and I. Ozturk (2015), Is the long-run relationship between economic growth, electricity consumption, carbon dioxide emissions and financial development in Gulf Cooperation Council Countries robust?, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 51: 317-326.

Stiglitz, J.E. (1974), Growth with Exhaustible Resources: the Competitive Economy In: *Review of Economic Studies*, Symposium on the Economics of Exhaustible Resources, 41: 123-137.

Stock, J. H. & M. W. Watson (1993), A simple estimator of cointegration vectors in higher order integrated systems, *Econometrical*, 61(4): 783e820.

Tang, C.F., Shahbaz, M. and M. Arouri (2013), Re-investigating the electricity consumption and economic growth nexus in Portugal, *Energy Policy*, 62: 1515-1524.

Williamson, J. G. (1965), Regional inequality and the process of national development, *Economic Development and Cultural Change*, 13: 1-84.