فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، پاییز ۱۳۹۶

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

بررسی ارتباط بین شهرنشینی و مصرف انرژی در استان‌های ایران با بکارگیری الگوی STIRPAT تعمیم‌یافته

محمدشریف کریمی*، مریم حیدریان**

تاریخ دریافت ۱۳۹۶/۰۶/۰۷ تاریخ پذیرش ۱۳۹۶/۰۸/۲۸

چکیده

شهرنشینی یک انتقال ساختاری از نواحی روستایی به مناطق شهری است که از طریق ساز و کارهای مختلفی بر روی مصرف انرژی تأثیر می‌گذارد. تبیین رابطه‌ی بین مصرف انرژی و شهرنشینی و مشخص کردن میزان و نحوه تأثیرگذاری آن می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های بخش انرژی و سیاست‌گذاری‌های جمعیتی مفید واقع شود. به همین منظور در این مطالعه تلاش شده است، با بکارگیری الگوی STIRPAT تعمیم‌یافته علاوه بر بررسی نقش ساز و کارهای مختلف اثرگذار بر مصرف انرژی، به برآورد این اثرات در کوتاه و بلندمدت از طریق روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی داده‌های ترکیبی مربوط به داده‌های ۳۰ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۳ پرداخته و با استفاده از روش تصحیح خطای برداری رابطه علیت بین مصرف انرژی و سایر متغیرهای توضیحی بررسی می‌گردد. نتایج برآوردها حاکی از وجود یک رابطه دو طرفه، مثبت و معناداری بین مصرف انرژی و شهرنشینی در کوتاه و بلندمدت است. همچنین در این مطالعه فرضیه کوزنتس در مورد رابطه U معکوس بین شهرنشینی و مصرف انرژی رد نمی‌شود و می‌توان گفت رابطه بین این دو متغیر یک رابطه مثبت ولی کاهنده است. رابطه سایر متغیرها از جمله؛ درآمد سرانه، شاخص تکنولوژی و تعداد خودروها نیز با مصرف انرژی مثبت و معنادار بوده است.

کلیدواژه‌ها: *نرخ شهرنشینی، مصرف انرژی، الگوی STIRPAT تعمیم‌یافته، استان‌های ایران.*
طبقه‌بندی JEL: *Q41, R10, Q48,Q32.*

---

* استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی دانشگاه رازی کرمانشاه، s.karimi@razi.ac.ir
** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی دانشگاه رازی کرمانشاه، maryamheidarian.1368@yahoo.com

۱. مقدمه

رشد انفجاری شهرنشینی در جهان، عمدتاً پس از انقلاب صنعتی و ابتدا در کشورهای اروپایی و سپس در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه نمایان شد. جمعیت شهری جهان از ۱/۵۲ میلیارد نفر در سال‌های ۱۹۷۵-۱۹۷۴ به ۳/۲۹ میلیارد نفر در سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۶ به طور پیوسته افزایش یافته است. همین روند تا سال ۲۰۱۶ هم ادامه یافته، به‌طوری که در این سال جمعیت شهری جهان به ۴/۰۲ میلیارد نفر رسیده است و البته پیش‌بینی می‌شود تا سال ۲۰۵۰ به دو برابر نیز برسد (گزارش بررسی اجتماعی و اقتصادی جهان[1]، ۲۰۱۷). این افزایش سریع در شهرنشینی، فشار بیشتری بر روی زیرساخت‌های شهری همانند مسکن، بهداشت، آموزش، حمل‌ونقل و سایر خدمات عمومی دیگر ایجاد می‌کند. ساکنان شهری با مصرف مقادیر بالاتری از انرژی موجب اعمال فشار بیشتر به اکوسیستم بی‌دوام پیرامون خود می‌شوند. سازمان بین‌المللی انرژی در گزارشی اعلام کرد که ساکنین شهرهای بزرگ جهان حدود ۶۷/۷۷ درصد از مصرف انرژی جهان را به خود اختصاص داده‌اند. این دلالت بر افزایش پیوسته شهرنشینی و تأثیر معنادار آن بر مصرف انرژی است (سازمان بین‌المللی انرژی[2]، ۲۰۱۲). ایران نیز طی سال‌های گذشته، شاهد توسعه سریع شهرها و افزایش چشمگیر جمعیت شهری بوده است. جمعیت شهری ایران که در نخستین سرشماری انجام شده در کشور (سال ۱۳۳۵) حدود ۳۱ درصد از کل جمعیت بود، در آخرین سرشماری (سال ۱۳۹۵) به ۷۴ درصد افزایش یافته است (چکیده نتایج طرح آمارگیری نیروی کار، ۱۳۹۵).

آثار و تبعات شهرنشینی از دید اقتصادی بسیار گسترده است. در کنار آثار مثبت شهرنشینی که به شکل رفع نیاز نیروی کار مناطق شهری با افزایش صنعتی شدن جوامع اتفاق می‌افتد، می‌توان به آثار منفی آن از جمله؛ افزایش بیکاری پنهان، گسترش فعالیت‌های غیرمولد و انواع مشاغل غیررسمی مثل فعالیت‌های دست‌فروشی و تکدی‌گری اشاره نمود. تغییر الگوی مصرف انرژی یکی از آثاری است که با افزایش شهرنشینی و صنعتی شدن جوامع پدیدار می‌شود. با توجه به اهمیت اثرات شهرنشینی بر مصرف انرژی

---

1. World Economic and Social Survey (WESS)
2. International Energy Agency (IEA)

و همچنین بررسی ساز و کارهای اثرگذاری آن به جهت طراحی و ارائه سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، بایستی از شهرنشینی به عنوان یک ابزار اقتصادی در حفظ توسعه پایدار استفاده شود. به همین منظور در این مطالعه تلاش شده است با بکارگیری الگوی[1] STIRPAT تعمیم‌یافته علاوه بر بررسی نقش ساز و کارهای مختلف اثرگذار بر مصرف انرژی، به برآورد این اثرات در کوتاه و بلندمدت از طریق روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی داده‌های ترکیبی[2] مربوط به داده‌های ۳۰ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۳ پرداخته و با استفاده از روش تصحیح خطای برداری[3] (VECM) رابطه علیت بین مصرف انرژی و متغیرهای کنترلی مورد استفاده در الگو بررسی می‌گردد.

فرضیه اصلی این تحقیق، وجود رابطه U معکوس بین شهرنشینی و مصرف انرژی در کوتاه و بلندمدت است. علاوه بر آن از متغیرهای دیگری در قالب الگوی STIRPAT تعمیم‌یافته استفاده شده که فرض می‌شود در کوتاه و بلندمدت دارای رابطه مثبت با مصرف انرژی باشند.

از این‌رو ساختار مطالعه حاضر به این صورت سازماندهی شده است؛ در ادامه در بخش دوم به مبانی نظری و پیشینه‌های تحقیق پرداخته خواهد شد. در بخش سوم روش‌شناسی و الگو و متغیرهای مورد استفاده معرفی و در بخش چهارم نیز یافته‌های تجربی حاصل از برآورد الگو ارائه خواهد شد. در نهایت در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهاداتی ارائه خواهد شد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

[1] Stochastic Impact by Regression on Population, Affluence and Technology (STIRPAT)
[2] Panel Autoregressive-Distributed Lag
[3] Vector Error Correction Model

شهرنشینی فرآیند انتقال جمعیت و نیروی کار کشور از مناطق روستایی به مناطق شهری بوده و عمدتاً شامل ورود کشاورزان به شهر و اشتغال آنان در بخش صنعت و همچنین مشاغل خدماتی مرتبط با آن می‌شود. شهرنشینی که در پی صنعتی شدن یک کشور صورت می‌گیرد، شامل تحولات جمعیتی، اجتماعی، اقتصادی و اکولوژیکی می‌شود (بیلگلی و همکاران[1]، ۲۰۱۷، ص:۲۴۷).

تغییر در مصرف انرژی نتیجه معرفی فعالیت‌های تولیدی جدید و کاهش نسبی فعالیت‌های قدیمی است. اما مدرنیزه کردن تکنولوژی تولید، تغییرات دیگری را در مصرف انرژی موجب می‌شود که نمی‌توان مستقیماً به صنعتی شدن نسبت داد. این در حالی است که چنین تغییراتی در مصرف انرژی، به فرآیند شهرنشینی که جهت تسهیل تغییرات صنعتی ضروری است، نسبت داده می‌شوند. به عبارتی شهرنشینی از طریق تغییر در ساختار اقتصادی و الگوهای مصرفی بر تقاضای مصرف انرژی تأثیرگذار است. این اثرگذاری از طریق چهار ساز و کار صورت می‌گیرد:

- اولین ساز و کار اثرگذاری شهرنشینی بر مصرف انرژی از طریق ارتقاء تولید در نواحی شهری و به تبع آن افزایش در فعالیت‌های اقتصادی، تکنولوژی‌های جدید و صنعتی‌شدن ناشی می‌شود که بیانگر تغییر ساختار تولید به دلیل مهاجرت نیروی کار از نواحی روستایی به بخش‌های خدماتی و صنعتی در مناطق شهری است (مدلنر و ساندک[2]، ۲۰۱۱، ص:۴۷). در نتیجه‌ی انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به صنعتی، شدت مصرف انرژی نیز افزایش می‌یابد (بخش کشاورزی شدت انرژی پایین‌تری نسبت به بخش صنعتی دارد) (سادروسکی[3]، ۲۰۱۳، ص:۱۴).

- ساز و کار دوم به بررسی حمل‌ونقل درون شهری می‌پردازد. افزایش فعالیت‌های اقتصادی در شهرها، باعث افزایش انتقال مسافران و افزایش حمل‌ونقل درون شهری می‌شود. علاوه

---

1. Bilgili et al.
2. Madlener and Sunak
3. Sadorsky et al.

بر این شهرنشینی تقاضا برای حمل‌ونقل وسایل نقلیه موتوری را افزایش داده و به تبع آن حمل‌ونقل شخصی نیز در داخل شهرها افزایش می‌یابد (جونز[۱]، ۲۰۰۴، ص:۳۳۲).

- ساز و کار سوم مربوط به هزینه‌های زیربنایی مربوط به شهرنشینی است که به انرژی نیاز دارند. مناطق شهری به شبکه‌های جاده‌ای، فاضلاب، شبکه‌های ارتباطی، ساختمان‌های اداری و شبکه‌های برق نیاز دارند (جونز، ۱۹۹۱، ص:۶۲۴). علاوه بر این، خوشه‌های درون شهری و افزایش طبقات ساختمان‌ها، ناشی از کمبود زمین در شهر بوده که به موجب آن تقاضا برای زیرساخت‌ها و فعالیت‌های زیربنایی افزایش می‌یابد (پریخ و شیوکلا[۲]، ۱۹۹۵، ص:۹۲). کاستا و همکاران[۳] (۲۰۱۳) و هونگ و همکاران[۴] (۲۰۱۵) استدلال می‌کنند که فعالیت‌های ساخت‌وساز حدود ۴۰ درصد از تقاضای انرژی جهان را شامل می‌شود. چرا که برای فعالیت‌های ساخت‌وساز به سیمان و فولاد نیاز است و برای این دو نوع محصول نیز انرژی بالایی مصرف می‌شود.

- ساز و کار چهارم، اثرات شهرنشینی را بر رفتارهای مصرف‌کنندگان و سبک زندگی خانوارها نشان می‌دهد. شهرنشینی و توسعه اقتصادی، باعث ثروتمندتر شدن مردم و تغییر الگوهای مصرفی به استفاده از محصولات پرانرژی می‌شود (الیوت و همکاران[۵]، ۲۰۱۳). برای مثال، با افزایش شهرنشینی تقاضا برای استفاده از یخچال فریزر، مایکروویو، سیستم‌های تهویه هوا و غیره که نیاز به انرژی بیشتری دارد، افزایش می‌یابد. علاوه بر این، خانوارهای شهری نسبت به روستایی بیشتر در معرض استفاده از محصولات و خدمات تجاری هستند و این تولید تجاری نیاز به انرژی بیشتری دارد (ما[۶]، ۲۰۱۵، ص:۳۹۴).

---

1. Jones
2. Parikh and Shukla
3. Costa et al.
4. Hong et al.
5. Elliott et al.
6. Ma et al.

در این چهار ساز و کار اثرگذاری شهرنشینی بر مصرف انرژی، نقش بخش حمل‌ونقل به عنوان واسطه به خوبی مشهود است، به عنوان مثال با افزایش درآمد سرانه افراد، تقاضا برای حمل‌ونقل شخصی افزایش می‌یابد. علاوه بر این بخش حمل‌ونقل به عنوان واسطه بخش‌های تولیدی و مصرفی در اقتصاد باعث افزایش مصرف انرژی می‌شود. لذا با افزایش مقیاس تولید، تراکم بالای جمعیت، صنعتی شدن جوامع و بهبود زیرساخت‌های عمومی کشورها، می‌توان شاهد افزایش تقاضا برای حمل‌ونقل شهری بود (جونز، ۱۹۸۹).

البته در برخی دیدگاه‌های دیگر نیز به افزایش فرهنگ شهرنشینی و مصرف بهینه انرژی در شهرها اشاره کرده است، به گونه‌ای که بیان می‌کند در ابتدا به دلیل افزایش نرخ شهرنشینی، مصرف انرژی افزایش می‌یابد ولی با گذشت زمان و رواج فرهنگ شهرنشینی، مصرف انرژی در شهرها به نسبت روستاها بهینه‌تر خواهد شد (مثلاً استفاده از وسایل حمل‌ونقل عمومی) و از یک نقطه‌ای به بعد رابطه‌ی بین مصرف انرژی و شهرنشینی معکوس می‌شود (شبیه منحنی کوزنتس U معکوس) (عالم و همکاران[1]، ۲۰۰۷، ویدنهوفر و همکاران[2]، ۲۰۱۳؛ لیو و همکاران[3]، ۲۰۱۶).

طرفداران منحنی زیست‌محیطی کوزنتس استدلال می‌کنند که در سطوح بالاتر توسعه، تغییرات ساختاری به سمت صنایع و خدمات اطلاعات‌بر[4] متمایل می‌گردد. همچنین با افزایش توسعه‌یافتگی مناطق (که یک دلیل آن را می‌توان در افزایش نرخ شهرنشینی دانست)، آگاهی در خصوص مسائل صرفه‌جویی انرژی و کیفیت محیط‌زیست بالا رفته و موجب وضع قوانین بهبود محیط‌زیست می‌شود که آن هم باعث استفاده از تکنولوژی‌های بهتر و به‌روز و صرف مخارج بیشتر برای کاهش مصرف انرژی و حفظ محیط‌زیست شده است (پانایوتو[5]، ۲۰۰۰).

---

1. Alam et al.
2. Wiedenhofer et al
3. Liu et al
4. Information-Intensive
5. Panayotou

۲-۲. مبانی نظری الگوی STIRPAT تعمیم‌یافته

از دهه‌ی ۱۹۷۰ میلادی از یک الگوی حسابداری[1] (IPAT) برای تحلیل روابط بین فعالیت‌های انسان و مصرف انرژی به طور گسترده‌ای استفاده شد (وی[2]، ۲۰۱۱) تا اثرات نیروهای محرک انسان‌ساخت[3] مثل وفور (ثروت ورفاه) و تکنولوژی بر تقاضای انرژی تحلیل و بررسی کنند (یورک و همکاران[4]، ۲۰۰۳). نظر به محدودیت‌های این الگو حسابداری، دیتز و روزا[5] (۱۹۹۷)، برای امکان‌پذیر کردن آزمون فرض‌های آماری اثرات فعالیت‌های انسان‌ساخت بر تقاضای انرژی، الگوی حسابداری مذکور را به الگویی تصادفی ارتقا دادند (وی، ۲۰۱۱) تا افزون بر آزمون فرض‌های آماری بتواند ادعاهای نظری، چشم‌اندازهای گوناگون نظریی شامل اکولوژی انسانی، اقتصادسیاسی و نوسازی اکولوژیکی را به صورتی عینی ارزیابی کند (روزا و یورک[6]، ۲۰۰۴).

پس از آن الگوی STIRPAT (اثرات تصادفی با رگرسیون بر جمعیت، وفور منابع و تکنولوژی) به صورت تصادفی اثر متغیرهای فوق را بر تقاضای انرژی مورد ارزیابی قرار داد. این الگو بر بررسی ترکیبی از متغیرهای فیزیکی، بیولوژیکی و اجتماعی اصرار دارد. هدف از آن، توسعه سیستماتیک ارزیابی اثرات زیست‌محیطی است. الگوی STIRPAT می‌تواند برای بررسی تعامل بین اجزاء برای درک در خصوص ایجاد و راه‌حل مشکلات زیست‌محیطی مورد استفاده قرار گیرد (دیتز و روزا، ۱۹۹۷). با توجه به اینکه در هر منطقه ترتیب اثر متغیرهای ذکر شده همچون سطح تکنولوژی، اندازه جمعیت و غیره بر تقاضای انرژی متفاوت است، لذا بایستی اثرات تصادفی این متغیرها در الگو لحاظ شود. یورک و همکاران (۲۰۰۳)، استدلال کردند که عبارت پسماند الگوی STIRPAT پیشنهادی

---

1. Impact, Population, Affluence, Technology (IPAT)
2. Wei
3. Anthropogenic
4. York et al
5. Dietz and Rosa
6. Rosa and York

دیتز و روزا (۱۹۹۷) می‌تواند به مثابه‌ی نماینده تکنولوژی تلقی شود، زیرا عبارت پسماند در برگیرنده همه عوامل غیر از جمعیت و وفور است.

با اینکه متغیر حمل‌ونقل به صورت نظریی در ادبیات نظری موجود بحث شده است، ولی تاکنون به صورت تجربی در الگوی STIRPAT قرار نگرفته است. در این مطالعه به دلیل اهمیت بخش حمل‌ونقل در افزایش تقاضای انرژی، این بخش به عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر مصرف انرژی مورد بررسی قرار گرفته و به الگوی STIRPAT تعمیم‌یافته ارتقاء می‌یابد.

۲-۳. مروری بر مطالعات تجربی

۲-۳-۱. مطالعات خارجی

دیوان و همکاران[1] (۲۰۰۸)، از داده‌های ۴۵ کشور برای بررسی اثر شهرنشینی بر مصرف انرژی با بکارگیری الگوی[2] ECUGA (میانگین هندسی واحد مصرف انرژی) استفاده کردند. آن‌ها دریافتند که رابطه U شکل معکوس بین شهرنشینی و مصرف انرژی وجود دارد.

لیوی[3] (۲۰۰۹)، رابطه‌ی شهرنشینی و مصرف انرژی را با استفاده از آزمون ARDL باند و الگوی تجزیه عامل برای اقتصاد چین مورد ارزیابی قرار داد. نتایج مطالعه او دال بر وجود رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت بین متغیرها بود. تحلیل علیت نیز نشان داد که جمعیت و رشد اقتصادی دارای اثر خنثی بر مصرف انرژی هستند ولی مصرف انرژی علت شهرنشینی است.

پومانی‌وونگ و کانکو[4] (۲۰۱۰)، به بررسی اثر رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و میزان انتشار CO_2 برای ۹۹ کشور منتخب و دسته‌بندی شده به سه گروه درآمدی

---

1. Duan et al
2. Energy Consumption Unit Geometric Average
3. Lui
4. Poumanyvong and Kaneko

شامل کشورهای با درآمد پایین (۲۳)، کشورهایی با درآمد متوسط (۴۳) و کشورهایی با درآمد بالا (۳۳)، با استفاده از الگوی STIRPAT و داده‌های ترکیبی متوزان، برای دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۵، پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که در گروه کشورهایی با درآمد پایین، اثر شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و میزان انتشار CO_2 به ترتیب منفی و مثبت و برای دو گروه دیگر این اثرات مثبت است.

زانگ و لین[1] (۲۰۱۲)، اثر شهرنشینی بر مصرف انرژی را با استفاده از داده‌های استانی و منطقه‌ای چین با کاربرد الگوی STIRPAT مورد بررسی قرار دادند. شواهد تجربی آن‌ها نشان داد که شهرنشینی اثر مثبتی بر مصرف انرژی دارد و در میان مناطق، متفاوت است. به عنوان مثال در مناطق غرب، شرق و مرکزی چین به دلیل استفاده از تکنولوژی مؤثر انرژی، مصرف انرژی کاهش یافته است.

وانگ و همکاران[2] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای تأثیر عوامل جمعیت، سطح اقتصادی، سطح تکنولوژیکی، سطح شهرنشینی، صنعتی‌شدن، سطح خدماتی، ساختار مصرف انرژی و تجارت خارجی را بر روی انتشار CO_2 در استان گوانگ‌دونگ چین طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ با استفاده از الگوی STIRPAT بررسی کردند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که عواملی همچون جمعیت، سطح شهرنشینی، GDP سرانه، صنعتی‌شدن، سطح خدماتی می‌تواند باعث افزایش انتشار CO_2 شود. از طرف دیگر، سطح تکنولوژی، ساختار مصرف انرژی و تجارت خارجی منجر به کاهش CO_2 خواهد شد.

سلیم و شفیعی[3] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "شهرنشینی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در کشورهای OECD: یک تحلیل تجربی" طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۰ با استفاده از الگوی STIRPAT به بررسی رابطه‌ی بین شهرنشینی و مصرف انرژی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شهرنشینی اثر مثبتی بر مصرف

---

1. Zhang and Lin
2. Wang et al.
3. Salim and Shafiei

انرژی‌های تجدیدناپذیر دارد، در حالی که بر مصرف انرژی تجدیدپذیر این اثر منفی و معنادار است.

الیوت و همکاران[1] (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «اثرات مستقیم و غیرمستقیم شهرنشینی بر مصرف انرژی: مطالعه استانی برای چین» به بررسی پیامدهای بالقوه شهرنشینی بر مصرف انرژی طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از تکنیک برآوردگر میانگین گروه اثر شهرنشینی بر مصرف انرژی را مثبت بدست آورده، در حالی که اثر غیرمستقیم آن از طریق اندازه‌گیری ساخت‌وساز، صنعتی‌شدن، حمل‌ونقل و تغییر شیوه زندگی منجر به کاهش مصرف انرژی می‌شود.

شهباز و همکاران[2] (۲۰۱۷)، به بررسی رابطه‌ی بین شهرنشینی و مصرف انرژی پاکستان طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۲ و با استفاده از الگوی STIRPAT و رویکرد ARDL باند برای آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرها و علیت بین متغیرها را با استفاده از علیت گرنجر VECM بررسی شد. نتایج دال بر رابطه مثبت شهرنشینی با مصرف انرژی بوده، همچنین رابطه رشد اقتصادی، تکنولوژی و حمل‌ونقل با تقاضای انرژی مثبت است. تحلیل علیت نیز دال بر رابطه یکطرفه از شهرنشینی به مصرف انرژی است.

۲-۳-۲. مطالعات داخلی

عیسی‌زاده و مهرانفر (۱۳۹۱)، به بررسی این موضوع در قالب روش الگوی تصحیح خطای برداری و روش تجزیه عوامل طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۲ پرداختند. نتایج مربوط به رابطه علیت گرنجری نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت رابطه یکطرفه از مصرف انرژی به شهرنشینی وجود دارد. این در حالی است که در بلندمدت مصرف انرژی با سطح شهرنشینی رابطه دوطرفه دارد. نتایج روش تجزیه نیز حاکی از آن است که سطح

1. Elliott et al.
2. Shahbaz et al.

تکنولوژی، شهرنشینی و رشد اقتصادی به ترتیب بیشترین سهم را در تغییرات مصرف انرژی دارند.

فطرس و قربان‌دشت (۱۳۹۱)، به بررسی اثر رشد شهرنشینی بر مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن با مقایسه سه نظریه؛ تغییر محیط‌زیست به فضای شهری، تراکم شهری و نظریه نوسازی بوم‌شناختی بین دو گروه کشورهای منتخب (کشورهای با صادرات نفتی و بدون صادرات غیرنفتی) از منطقه‌ی خاورمیانه و شمال آفریقا پرداختند. در این مطالعه با استفاده از الگوی اثرات تصادفی با رگرسیون بر روی جمعیت، منابع و تکنولوژی و مجموعه‌ای از داده‌های ترکیبی متوازن برای ۱۸ کشور و برای دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۰ به برآورد الگوها اقدام شد. یافته‌ها نشان می‌دهند که اثر رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و انتشار CO_2 در هر دو گروه کشورهای منتخب مثبت و معنادار است.

قنبری و همکاران (۱۳۹۱)، به بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و شهرنشینی در ایران با بکارگیری روش ARDL طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج برآورد نشان می‌دهد که در ایران، رابطه بلندمدت و پایداری بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی، شهرنشینی و قیمت انرژی وجود دارد.

سلاطین و محمدی (۱۳۹۵)، به بررسی تأثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی در گروه کشورهای منتخب طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته‌اند. نتایج نشان از رابطه مثبت و معناداری بین شهرنشینی و مصرف انرژی بود.

مرور مطالعات تجربی انجام شده نشان می‌دهد که با توجه به روند روبه رشد شهرنشینی در ایران، نیاز به بررسی و تبیین رابطه بین مصرف انرژی و شهرنشینی جهت هدایت سیاست‌های بخش انرژی برای قدم برداشتن در مسیر توسعه‌ی اقتصادی بیش از پیش احساس می‌شود. لذا در این مطالعه با استفاده از داده‌های ترکیبی ۳۰ استان و در طول یک دوره ۱۲ ساله، تلاش شده است روابط کوتاه و بلندمدت شهرنشینی بر مصرف

انرژی در قالب الگوی STIRPAT تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار گیرد. مزیت این الگو برخلاف سایر الگوهای انجام شده، استفاده از متغیر حمل‌ونقل در کنار سایر عوامل مؤثر بر مصرف انرژی همچون جمعیت، وفور منابع و تکنولوژی است.

۳. روش‌شناسی تحقیق و معرفی متغیرها

در بحث روش تحقیق، نخست با استفاده از آزمون‌های ریشه‌واحد داده‌های ترکیبی، به بررسی پایایی داده‌ها پرداخته شده است. سپس هم‌انباشتگی داده‌ها با استفاده از آماره‌های هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی آزمون شده و با استفاده از روش Panel ARDL رابطه کوتاه و بلندمدت متغیرها بررسی می‌شود. در نهایت رابطه علیت بین متغیرها از طریق روش VECM مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

۳-۱. روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی داده‌های ترکیبی (Panel ARDL)

پسران و همکاران (۲۰۰۱)، رویکرد ARDL را برای تحلیل‌های همجمعی در الگوهای تک معادله‌ای پیشنهاد دادند. در ابتدا به منظور برآورد روابط بلندمدت بین متغیرهای الگو و تحلیل‌های پویا از این روش استفاده می‌شود. در این روش تعداد وقفه‌های بهینه توسط یکی از معیارهای آکائیک[1]، شوارتز[2] و حنان-کوئین[3] تعیین می‌شود و در کوتاه‌مدت از الگوی تصحیح خطای[4] (ECM) استفاده می‌شود که ضمن نشان دادن روابط پویایی کوتاه‌مدت، سرعت تعدیل به سمت بلندمدت را نیز نشان می‌دهد.

براساس مطالعه پسران و شین (۱۹۹۹) با استفاده از روش ARDL و با منظور نمودن وقفه‌های مناسب نشان دادند که می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای

---

1. Akaike
2. Schwarz
3. Hannan-Quinn
4. Error Correction Model

موردنظر در یک الگو را به‌دست آورد و این در حالی است که روش مذکور بدون توجه به I(0) و یا I(1) بودن متغیرهای الگو انجام می‌شود.

پسران و همکاران (۲۰۰۴) نشان دادند، الگوی ARDL داده‌های ترکیبی یک نوع از الگوی ARDL(p,q) است که برای بررسی مشخصات فرم تبعی لگاریتمی استاندارد از روابط بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود.

$$\Delta Y_{it} = \Phi_i + \sum_{k=1}^{p} \gamma\, \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{k=0}^{q} \mu_{ij}\, \Delta X_{i,t-j} + \delta_{1ij} Y_{i,t-1} + \delta_{2ij} X_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$\delta_{1i} = -\left(1 - \sum_{j=1}^{q} \lambda_{ij}\right)\delta_{2i} = \sum_{j=0}^{q} \omega_{ij}\, \gamma_{ij} = -\sum_{m=j+1}^{p} \lambda_{im}\, \mu_{ij} = -\sum_{m=j+1}^{q} \omega_{im} \quad (۲)$$

در اینجا، $i = 1, \dots, N$ واحدهای مقاطع، $t = 1, \dots, T$ دوره‌های زمانی، Φ_i عرض از مبدأ خاص گروهی و ω_{ij} و λ_{ij} بردارهای $k \times 1$ برای متغیرهای توضیحی هستند. فرضیه صفر این الگو برابر است با عدم وجود همجمعی بین متغیرها در معادله (۲) که؛ $H_0: \delta_{1i} = \delta_{2i} = 0$ و فرضیه مقابل آن برابر است با؛ $H_1: \delta_{1i} \neq \delta_{2i} \neq 0$.

در مرحله دوم، اگر همجمعی تأیید شد، الگوی بلندمدت ARDL شرطی برای Y_t می‌تواند به صورت (۳) برآورد شود:

$$Y_{it} = \varphi_i + \sum_{k=1}^{p} \lambda_{ij}\, \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{k=0}^{q} \omega_{ij}\, X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

این موضوع شامل انتخاب مراتبی از الگوی ARDL(p,q) با استفاده از معیارهای AIC و SBC است. در مرحله سوم، پارامترهای پویای کوتاه‌مدت با استفاده از برآورد یک الگوی تصحیح خطا مربوط به برآوردهای بلندمدت بدست می‌آید:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{p} \gamma_{ij}\, \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{k=0}^{q} \mu_{ij}\, \Delta X_{i,t-j} + \varphi_{ij} ECM_{t-i} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

در معادله (۴)، ε_{it} باقی‌مانده‌ای است که به طورمستقل و نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت توزیع می‌شود و ECM_{t-i} عبارت تصحیح خطا است. φ_{ij} پارامتری است که سرعت تعدیل به سطح تعادلی بعد از شوک را تعیین می‌کند. همچنین نشان می‌دهد که چطور

متغیرها به سمت تعادل همگرا می‌شوند و بایستی به طور معناداری این ضریب با علامت منفی باشد.

مزیت بسیار مهم روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی، در بین روش‌های همجمعی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای الگو، $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، قابل کاربرد است. به عبارت دیگر، در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه صفر و یک نیست (تشکینی، ۱۳۸۴).

۳-۲. آزمون علیت گرنجر VECM

در این قسمت، از آزمون گرنجر جهت پیدا کردن علیت بین دو متغیر استفاده می‌گردد. علیت دو طرفه زمانی وجود دارد که اولاً X علت Y بوده و همچنین از طرف دیگر Y علت X باشد، انجام این آزمون زمانی که داده‌ها تماماً $I(0)$ باشد به سادگی از روش معمول علیت گرنجر قابل اجرا است ولی زمانی که داده‌های مورد مطالعه $I(1)$ باشد جهت آزمون علیت از روش VECM بایستی استفاده نمود که فرم کلی این روش به صورت معادله (۵) است:

$$(1-L)\begin{bmatrix} LnX_t \\ LnY_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varphi_1 \\ \varphi_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{p}(1-L)\begin{bmatrix} \alpha_{11i} & \alpha_{12i} \\ \alpha_{21i} & \alpha_{22i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta \\ \mu \end{bmatrix} ECT_{t-1} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (۵)$$

که در معادله (۵) ECT رابطه بلندمدت را در بین متغیرها نشان می‌دهد و معنادار بودن این متغیر بیانگر وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای مورد مطالعه است و ϵ_{1t} و ϵ_{2t} جملات خطای هر الگو هستند که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال و میانگین صفر و واریانس ثابت هستند. عملگر $(1-L)$ تفاضل بین متغیرها را نشان داده و رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها نیز بر اساس این عملگر در الگو توضیح داده می‌شود. به طوری که می‌توان گفت X علیت کوتاه‌مدت Y است که $\alpha_{11i\neq 0}$ باشد و Y وقتی علیت کوتاه‌مدت X می‌شود که $\alpha_{12i\neq 0}$ باشد.

۳-۳- معرفی الگو و متغیرها

با توجه به ادبیات موضوع ارائه شده، در این مطالعه از الگوی STIRPAT تعمیم‌یافته به منظور بررسی اثرات نرخ شهرنشینی و سایر عوامل بالقوه و مؤثر دیگر بر مصرف انرژی استفاده می‌شود. فرم کلی مدل STIRPAT به صورت (۶) ارائه شده است:

$$I_t = aP_t^b A_t^c T_t^d \varepsilon_t \qquad (۶)$$

به طوری که، I_t شدت مصرف انرژی، P_t جمعیت، A_t وفور منابع درآمدی، T_t تکنولوژی و ε_t جمله خطا است. در این مطالعه با تبدیل معادله (۶) به فرم لگاریتمی و تعمیم‌یافته الگوی STIRPAT و بر اساس مطالعه شهباز و همکاران (۲۰۱۷)، تلاش شده است اثرات نرخ شهرنشینی، وفور منابع درآمدی، تکنولوژی و حمل‌ونقل بر میزان مصرف انرژی در استان‌های ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد:

$$LnEC_t = \varphi_0 + \varphi_1 LnU_t + \varphi_2 LnU_t^2 + \varphi_3 LnA_t + \varphi_4 LnTEC_t + \varphi_5 LnTP_t + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

به طوری که $LnEC_t$: لگاریتم مصرف سرانه انواع حامل‌های انرژی (شامل؛ فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی، گاز مایع و برق) که برحسب هزار لیتر به نفر، LnU_t: لگاریتم نرخ شهرنشینی که به صورت نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت استان محاسبه شده و برحسب درصد، LnU_t^2: لگاریتم توان دوم نرخ شهرنشینی، LnA_t: لگاریتم وفور ثروت که به صورت میزان تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه شاخص‌سازی شده و برحسب هزار ریال به نفر است و براساس شاخص قیمت کالاها و خدمات استانی سال ۱۳۹۰ واقعی شده است. $LnTEC_t$: لگاریتم سطح تکنولوژی که به صورت ارزش‌افزوده بخش صنعت به ارزش‌افزوده کل هر استان شاخص‌سازی شده و برحسب درصد است. $LnTP_t$: لگاریتم میزان استفاده از حمل‌ونقل شهری که به صورت مجموع تعداد خودروهای سواری، موتورسیکلت، اتوبوس و مینی‌بوس محاسبه شده و برحسب هزار دستگاه است. ε_t: جمله خطا و φ_0: عرض از مبدأ الگو برآوردی است.

همچنین در معادله (۷)، عبارت $\varphi_1 LnU_t + \varphi_2 LnU_t^2$ اثر شهرنشینی، LnA_t اثر رفاه، $\varphi_4 LnTEC_t$ اثر تکنولوژی و نیز $\varphi_5 \mathrm{LnTP_t}$ اثر حمل‌ونقل را معین می‌کند.

شایان ذکر است که داده‌های مورد استفاده جهت برآورد الگوها از اطلاعات موجود در ترازنامه انرژی (مصرف حامل‌های انرژی)، حساب‌های منطقه‌ای موجود در مرکز آمار (تولید ناخالص داخلی، ارزش‌افزوده بخش صنعت)، سالنامه‌های استانی- فصل حمل‌ونقل (تعداد خودروها) و گزارشات جمعیتی مرکز آمار (شهرنشینی) برای ۳۰ استان کشور (به غیر از استان البرز به دلیل کمبود آمار و اطلاعات) در طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۳ گردآوری شده است.

۴. یافته‌های تجربی

۴-۱. نتایج آزمون‌های ریشه‌واحد داده‌های ترکیبی

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری‌های زمانی پدیده رگرسیون ساختگی است. یعنی علیرغم ضریب تعیین بالا ولی رابطه معناداری بین متغیرها وجود ندارد. مسأله رگرسیون ساختگی می‌تواند برای الگوی تلفیقی و ترکیبی نیز همانند الگوهای سری‌زمانی مطرح گردد. لذا قبل از برآورد الگو، لازم است پایایی متغیرهای مورداستفاده در الگو و همچنین وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها بررسی شود. به‌منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی لوین، لین و چو[1] (۲۰۰۲)، ایم، پسران و شین[2] (۲۰۰۳)، فیلیپس و پرون[3] (۱۹۸۸) و آزمون دیکی‌فولر[4] (۲۰۰۱) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون‌ها، بیانگر ناپایایی متغیرها است.

---

1. Levin, Lin and Chu (LLC)
2. Im, Pesaran and Shin (IPS)
3. Phillips and Perron (PP)
4. Dicky Fuller (ADF)

جدول (۱): نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ)

متغیرها	آماره آزمون LLC	آماره آزمون IPS	آماره آزمون ADF-Fisher	آماره آزمون PP-Fisher
$LnEC$	۰/۷۷۵۲ (۰/۷۱۱۷)	۱/۶۴۲۱ (۰/۹۷۴۵)	۳۴/۴۹۲۸ (۰/۹۹۶۷)	۱۶/۹۲۱۴ (۰/۸۹۱۰)
$D(LnEC)$	-۴/۳۴۶۲ (۰/۰۰۰۳)**	-۶/۰۴۵۱ (۰/۰۰۷۱)**	۸۱/۲۳۶۰ (۰/۰۳۴۵)*	۱۲۲/۶۱۹ (۰/۰۰۰۰)**
LnU	-۱/۶۰۰۰ (۰/۰۶۱۲)	۰/۰۶۱۲ (۰/۵۲۱۱)	۳۲/۴۸۷۴ (۰/۹۹۸۶)	۲۴/۵۱۷۸ (۰/۳۲۹۲)
$D(LnU)$	-۶/۲۵۵۷ (۰/۰۰۰۰)**	-۶/۷۶۱۳ (۰/۰۰۰۲)**	۸۵/۲۱۶۹ (۰/۰۲۵۳)*	۱۵۴/۵۶۱ (۰/۰۰۰۰)**
LnA	-۱/۳۶۱۲ (۰/۰۸۱۱)	۰/۵۸۸۵ (۰/۷۳۵۸)	۲۵/۸۹۰۴ (۰/۲۷۰۵)	۴۷/۵۹۱۳ (۰/۸۷۶۹)
$D(LnA)$	-۴/۸۵۰۴ (۰/۰۰۰۱)**	-۶/۲۱۵۸ (۰/۰۰۰۹)**	۱۱۶/۹۸۶ (۰/۰۰۰۰)**	۱۶۰/۵۹۱۳ (۰/۰۰۰۰)**
$LnTEC$	۱/۳۴۰۵ (۰/۹۲۸۱)	۱/۸۹۰۹ (۰/۹۷۰۴)	۴۹/۳۹۶۷ (۰/۸۳۳۹)	۶۳/۹۰۸۱ (۰/۳۴۰۹)
$D(LnTEC)$	-۴/۵۹۲۲ (۰/۰۰۰۹)**	-۴/۷۱۶۶ (۰/۰۰۱۱)**	۸۵/۸۱۵۷ (۰/۰۱۶۰)*	۲۱۱/۶۵۴ (۰/۰۰۰۰)**
$LnTP$	-۱/۱۵۷۷ (۰/۱۲۸۳)	۱/۲۳۰۲ (۰/۸۹۹۵)	۱۷/۱۹۱۸ (۰/۸۷۰۹)	۲۲/۲۰۷۹ (۰/۴۸۱۲)
$D(LnTP)$	-۴/۴۸۰۲ (۰/۰۰۰۳)**	-۴/۳۹۰۳ (۰/۰۰۷۳)**	۹۵/۲۱۶۹ (۰/۰۰۸۹)**	۴۹۱/۱۷۲ (۰/۰۰۰۰)**

توضیحات: اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز احتمال آن‌ها است.
* معناداری در سطح ۵٪ و ** معناداری در سطح ۱٪ را نشان می دهد.
مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آن‌ها نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش در سطح پایا نبوده، ولی با یکبار تفاضل‌گیری پایا شدند و لذا دارای میانگین، واریانس و ساختار خودکوواریانس ثابت هستند. همچنین فرضیه صفر مبنی بر ناپایایی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

۴-۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی

از آنجایی که متغیرهای الگو طبق آزمون‌های ریشه واحد جواب یکسانی در مورد پایایی متغیرها گزارش نمی‌دهند، برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در تخمین‌ها، باید هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور جهت بررسی و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو از آزمون هم‌انباشتگی کائو[1] (۱۹۹۹)، که بر پایه‌ی انگل-گرنجر و با فرض همگن بودن بردارهای هم‌جمعی در هر مقطع است، استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون، عدم وجود هم‌انباشتگی است. نتایج در جدول (۲) ارائه شده‌است.

جدول (۲): نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی کائو

	آماره t	سطح احتمال
آماره ADF	-۳/۹۹۵۳	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۲)، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو رد نخواهد شد و فرضیه صفر مبنی بر وجود هم‌انباشتگی تأیید می‌شود. بنابراین وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت و عدم وجود رگرسیون کاذب نیز بین متغیرهای الگو تأیید خواهد شد.

۴-۳. نتایج برآورد کوتاه‌مدت الگو

براساس معیارهای تعیین وقفه بهینه از جمله شوارتز، آکائیک و حنان-کوئین، حداکثر یک وقفه بهینه برای متغیرهای موجود در الگو در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد کوتاه‌مدت الگو در جدول (۳) نشان داده شده است:

1. Kao

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد الگوی ترکیبی ARDL(1,1,0,0,1,1) کوتاه‌مدت (متغیر وابسته: $\Delta LnEC_t$)

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
C	-۰/۴۳۲۵	۰/۰۹۰۹	-۴/۷۵۲۹	**۰/۰۰۰۰
ΔLnU_t	۱/۲۱۳۰	۰/۰۶۷۶	۶/۹۵۷۵	**۰/۰۰۰۰
ΔLnU_t^2	۰/۴۰۶۵	۰/۴۴۹۴	۳/۸۷۹۹	**۰/۰۰۰۵
ΔLnA_t	۰/۷۱۸۲	۰/۳۳۱۷	۲/۱۶۵۰	*۰/۰۳۲۰
$\Delta LnTEC_t$	-۰/۷۱۶۸	۰/۳۷۶۳	-۱/۹۰۴۶	۰/۰۵۸۸
$\Delta LnTP_t$	۰/۷۳۳۱	۰/۶۸۶۰	۲/۱۲۷۹	*۰/۰۴۰۸
ECT_{t-1}	-۰/۴۳۲۵	۰/۰۹۰۹	-۴/۷۵۲۹	**۰/۰۰۰۰

* معناداری در سطح ۵٪ و ** معناداری در سطح ۱٪ را نشان می دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد الگوی کوتاه‌مدت نشان می‌دهد، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در نرخ شهرنشینی و توان دوم آن باعث افزایش مصرف سرانه انرژی به ترتیب به میزان ۱/۲۱ و ۰/۴۰ درصد شده است. به عبارتی فرضیه U معکوس بین شهرنشینی و مصرف انرژی (ارائه شده در مبانی نظری) رد نمی‌شود و می‌توان گفت در بازه زمانی انتخابی در این پژوهش رابطه بین این دو متغیر یک رابطه مثبت ولی کاهنده است. به طوری که در ابتدا با افزایش نرخ شهرنشینی، مصرف انرژی افزایش یافته ولی با رسیدن به نقطه بهینه، این روند کاهشی ولی با علامت مثبت ادامه یافته است. یعنی همچنان رابطه این دو متغیر مثبت است ولی به نسبت ابتدای دوران توسعه‌یافتگی شهرها، از میزان کمتری برخوردار است. لذا می‌توان گفت الگو و فرهنگ استفاده بهینه از انرژی در کشور پیشرفته داشته است.

با افزایش درآمد سرانه به عنوان شاخصی از وفور منابع درآمدی، میزان مصرف انرژی ۰/۷۱ درصد افزایش یافته است. به عبارتی با افزایش درآمد، تمایل مردم به مصرف انرژی بیشتر شده است. با افزایش ارزش افزوده بخش صنعت به کل ارزش افزوده به عنوان

شاخصی از صنعتی شدن، میزان مصرف سرانه انرژی ۰/۷۱ درصد کاهش یافته است. البته این میزان از سطح معناداری کافی برخودار نیست.

با افزایش تعداد خودروها، مصرف انرژی به میزان ۰/۷۳ درصد افزایش یافته است. این نتیجه کاملاً قابل انتظار بود. چون با افزایش تعداد خودروها و میزان استفاده از حمل‌ونقل شهری، سوخت مصرفی خودروها افزایش یافته و لذا مصرف کل انرژی هم به دلیل آن‌که سهم بنزین و نفت‌گاز به نسبت سایر سوخت‌ها بالاست، افزایش می‌یابد.

مقدار عددی ضریب تصحیح خطا نیز دال بر تعدیل ۰/۴۳ درصدی شوک ایجاد شده به مصرف انرژی در کشور و همگرا شدن آن به بلندمدت است. به عبارتی در صورت بروز شوک‌های ناگهانی در کوتاه‌مدت، در هر دوره ۰/۴۳ درصد از اثر این شوک‌ها تعدیل می‌شود.

۴-۴. نتایج برآورد بلندمدت الگو

با توجه به نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی مبنی بر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، نتایج برآورد الگوی بلندمدت این پژوهش در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول (۴): نتایج حاصل از برآورد الگوی ترکیبی ARDL(1,1,0,0,1,1) **بلندمدت (متغیر وابسته:** $LnEC_t$)

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
LnU_t	۲/۳۸۶۱	۰/۲۶۲۲	۷/۱۶۹۷	۰/۰۰۰۰**
LnU_t^2	۰/۳۸۲۷	۰/۶۴۵۲	۶/۹۷۹۷	۰/۰۰۰۰**
LnA_t	۱/۴۱۳۴	۰/۰۹۸۳	۶/۳۷۳۲	۰/۰۰۰۰**
$LnTEC_t$	۰/۶۷۲۹	۰/۰۸۲۲	۸/۱۸۵۲	۰/۰۰۰۰**
$LnTP_t$	۰/۹۵۰۲	۰/۰۷۹۸	۲/۶۲۲۹	۰/۰۲۵۹*

* معناداری در سطح ۵٪ و ** معناداری در سطح ۱٪ را نشان می دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در بلندمدت نیز همانند کوتاه‌مدت، نتایج رابطه نرخ شهرنشینی و توان دوم آن با مصرف سرانه انرژی مشابه بود. به طوری که با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، افزایش یک درصدی در نرخ شهرنشینی و توان دوم آن به ترتیب موجب افزایش ۲/۳۸ و ۰/۳۸ در مصرف انرژی می‌شود. در اینجا نیز فرضیه کوزنتس در مورد رابطه U معکوس بین شهرنشینی و مصرف انرژی رد نمی‌شود و می‌توان گفت در بازه زمانی انتخابی در این پژوهش رابطه بین این دو متغیر یک رابطه مثبت ولی کاهنده است.

البته مقایسه ضریب این دو متغیر در کوتاه و بلندمدت نشان می‌دهد که سرعت افزایش در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت بوده است به طوری که در ابتدای دوره با افزایش شهرنشینی مصرف انرژی در کوتاه‌مدت ۱/۲۱ درصد ولی در بلندمدت ۲/۳۸ درصد افزایش یافته است ولی بعد از رسیدن به نقطه بهینه تقریباً این سرعت کاهش یافته است. این امر بدان معنی است که در ایران، اگرچه در کوتاه‌مدت شهرنشینی بر مصرف انرژی تأثیر فراوانی نداشته است، ولی در بلندمدت اثرات خود را کاملاً بروز داده و مصرف انرژی را تا حدود زیادی افزایش داده است. شاید یکی از موارد توجیه‌کننده این نتیجه، افزایش مصرف انرژی در بخش حمل‌ونقل باشد. چرا که در سال‌های اخیر به موازات جمعیت و شهرنشینی، تولید خودروهای شخصی و تحول در سیستم حمل‌ونقل عمومی، اعم از مسافری و باری، افزایش چشمگیری داشته است. به طوری که با افزایش میزان استفاده از حمل‌ونقل شهری، مصرف انرژی ۰/۹۵ درصد افزایش یافته است و این درصد نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر شده است.

نسبت افزایش درآمد سرانه که موجب افزایش مصرف انرژی می‌شود در بلندمدت افزایش یافته است. به طوری که در بلندمدت با افزایش یک درصدی در درآمد سرانه ۱/۴۱ درصد به مصرف انرژی افزوده شده است. و این موضوع بیانگر عدم استفاده بهینه از مصرف انرژی در دوران رفاه درآمدی مردم است.

با افزایش شاخص تکنولوژی که به صورت نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل ارزش افزوده است، مصرف سرانه انرژی به میزان ۰/۶۷ درصد افزایش یافته است. دلیل این امر آن است که بخش صنعت در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی از انرژی مصرفی

بیشتری در فرآیند تولید و عرضه محصولات استفاده می‌کند و افزایش در سهم آن از کل ارزش افزوده سبب افزایش مصرف انرژی می‌شود.

۴-۵. نتایج آزمون علیت گرنجر VECM

جدول (۵): نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر VECM

	کوتاه‌مدت					بلندمدت
متغیرها	$D(LnEC)$	$D(LnU)$	$D(LnA)$	$D(LnTEC)$	$D(LnTP)$	ECT_{t-1}
$D(LnEC)$	-	۰/۲۴۱۰** (۵/۸۶۷۹)	۰/۳۰۳۵** (۴/۵۹۰۳)	۰/۱۴۴۶** (۳/۶۹۶۴)	۰/۰۰۳۷** (۲/۹۵۹۷)	-۰/۰۱۱۷* (-۲/۱۸۷۹)
$D(LnU)$	۰/۰۰۲۴ (۱/۵۶۰۰)	-	۰/۱۸۰۳* (۲/۳۶۹۲)	۰/۰۴۲۷ (۰/۱۲۰۵)	۱/۰۳۷۴** (۴/۵۷۶۸)	-۰/۲۰۰۱** (-۳/۸۶۷۴)
$D(LnA)$	۰/۰۰۱۰** (۴/۱۵۲۷)	۰/۴۰۶۷ (۰/۱۶۶۷)	-	۰/۰۰۳۳ (۰/۸۷۵۹)	۰/۰۲۲۵ (۰/۲۰۰۱)	-۰/۰۰۲۵* (-۲/۴۳۴۵)
$D(LnTEC)$	۰/۰۳۸۸ (۰/۱۲۰۵)	۰/۲۳۶۱ (۰/۴۰۵۲)	۰/۰۰۵۳ (۰/۷۵۱۱)	-	۰/۰۰۰۹ (۰/۱۷۹۲)	-۰/۰۰۱۶** (-۴/۸۲۴۵)
$D(LnTP)$	۰/۰۰۷۲ (۰/۷۱۰۱)	۱/۰۰۵۲** (۳/۴۹۸۳)	۰/۱۵۰۱** (۳/۱۰۳۷)	۰/۹۱۹۳ (۰/۸۴۱۶)	-	-۰/۰۰۷۲* (-۲/۰۳۱۱)

اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t است. * معناداری در سطح ۵٪ و ** معناداری در سطح ۱٪ را نشان می دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج الگوی تصحیح خطا و ضرایب آن نشان می‌دهد که نه تنها در کوتاه‌مدت، بلکه در بلندمدت نیز بین مصرف انرژی و شهرنشینی رابطه دوطرفه و معناداری وجود دارد. همچنین بین مصرف انرژی و شاخص تکنولوژی، رابطه‌ی دو طرفه و بین مصرف انرژی و سایر متغیرها رابطه‌ی یک‌طرفه و معناداری وجود دارد. با توجه به ضریب تصحیح خطا در کوتاه‌مدت می‌توان گفت بین نرخ شهرنشینی و تعداد خودروها نیز یک رابطه دوطرفه و معناداری وجود دارد. روابط سایر متغیرها با یکدیگر نیز به صورت جدول (۵) ارائه شده است. در مجموع می‌توان گفت سرعت تعدیل متغیرها در کوتاه‌مدت به بلندمدت حدود ۰/۰۰۱۶- و ۰/۲۰۰۱- در نوسان است. به عبارتی در صورت بروز تکانه و منحرف شدن

الگوی کوتاه‌مدت از روند بلندمدت خود، در هر دوره حدود ۰/۰۰۱۶ تا ۰/۲۰۰۱ درصد از عدم تعادل تعدیل می‌شود.

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

شهرنشینی به معنای تغییر موقعیت نیروی‌کار از بخش کشاورزی به بخش صنعتی است. این انتقال ساختاری از نواحی روستایی به مناطق شهری از طریق ساز و کارهای مختلفی بر روی مصرف انرژی تأثیر می‌گذارد، به عنوان مثال؛ شهرنشینی، مصرف انرژی را از طریق تقاضا برای مسکن، غذا و خدمات عمومی، زمین و حمل‌ونقل در نواحی شهری و همچنین استفاده بیشتر از وسایل الکتریکی، افزایش می‌دهد.

با توجه به این‌که تغییرات جمعیت شهرنشین، مصرف انرژی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، تبیین رابطه‌ی بین مصرف انرژی و شهرنشینی و مشخص کردن میزان و نحوه تأثیرگذاری آن می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های بخش انرژی و سیاست‌گذاری‌های جمعیتی مفید واقع شود. به همین منظور در این مطالعه تلاش شد، با بکارگیری الگوی STIRPAT تعمیم‌یافته علاوه بر بررسی نقش ساز و کارهای مختلف اثرگذار بر مصرف انرژی، به برآورد این اثرات در کوتاه و بلندمدت از طریق روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی داده‌های ترکیبی (Panel ARDL) مربوط به داده‌های ۳۰ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۳ پرداخته و با استفاده از روش تصحیح خطای برداری (VECM) رابطه علیت بین مصرف انرژی و متغیرهای کنترلی مورد استفاده در الگو بررسی می‌گردد.

نتایج برآوردها نشان می‌دهد که متغیر شهرنشینی و توان دوم آن نه تنها در کوتاه بلکه در بلندمدت تأثیر مثبتی بر مصرف انرژی دارد. به عبارت دیگر افزایش جمعیت شهری، به ویژه در بلندمدت سبب افزایش قابل توجهی در مصرف انرژی می‌شود. همچنین فرضیه مطرح در مبانی نظری دال بر وجود یک رابطه U معکوس بین شهرنشینی و مصرف انرژی رد نمی‌شود و می‌توان گفت در بازه زمانی انتخابی در این پژوهش رابطه بین این دو متغیر یک رابطه مثبت ولی کاهنده است. به عبارتی فرضیه کوزنتس در به طوری که

در ابتدا با افزایش نرخ شهرنشینی، مصرف انرژی افزایش یافته ولی با رسیدن به نقطه بهینه، این روند کاهشی ولی با علامت مثبت ادامه یافته است. یعنی همچنان رابطه این دو متغیر مثبت است ولی به نسبت ابتدای دوران توسعه‌یافتگی شهرها، از میزان کمتری برخوردار است.

متغیر درآمد سرانه که به عنوان شاخص وفور و ثروت در این مطالعه در نظر گرفته شد، دارای رابطه مثبت و معناداری با مصرف انرژی است و این رابطه مثبت در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر بوده است. همچنین شاخص تکنولوژی که به صورت نسبت ارزش‌افزوده بخش صنعت به کل ارزش افزوده در نظر گرفته شده است، نیز در کوتاه‌مدت رابطه منفی ولی در بلندمدت مثبت با مصرف انرژی دارد. با افزایش میزان استفاده از حمل‌ونقل شهری، مصرف انرژی در کوتاه و بلندمدت افزایش می‌یابد.

نتایج بدست آمده از الگوی تصحیح خطا نیز دال بر وجود یک رابطه دو طرفه و معناداری بین مصرف انرژی و نرخ شهرنشینی است. به نظر می‌رسد دلیل اصلی افزایش مصرف انرژی در پی بروز پدیده شهرنشینی، تغییر الگوی مصرف مردم، افزایش تقاضای کالاها و خدمات و در نتیجه افزایش مقیاس تولید و همچنین افزایش مصرف انرژی در بخش حمل‌ونقل عمومی، اعم از مسافری و باری باشد. در کل می‌توان گفت، در صورت بروز تکانه و منحرف شدن الگوی کوتاه‌مدت از روند بلندمدت خود، در هر دوره حدود ۰/۰۰۱۶ تا ۰/۲۰۰۱ درصد از عدم تعادل تعدیل می‌شود.

بنابر نتایج بدست آمده، توصیه‌های سیاستی زیر ارائه می‌گردد:

۱- به کارگیری استراتژی‌های مدیریت تقاضا[1] (DSM) برای انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر به منظور بهبود خدمات کمشتری در مصرف انرژی.

۲- افزایش مخارج تحقیق و توسعه در حوزه مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر.

۳- اعمال سیاست‌هایی برای دسترسی آسان و عادلانه به انرژی الکتریکی.

---

1. Demand Side Management

۴- نظارت بیشتر بر اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌های انرژی و واقعی‌سازی قیمت انرژی هم در بخش انرژی‌های تجدیدپذیر و هم انرژی‌های تجدیدناپذیر.

۵- فرهنگ‌سازی استفاده از حمل‌ونقل عمومی در شهرها و استفاده بهینه از انرژی در منازل. چرا که اگر افراد جامعه نسبت به استفاده بهینه و مناسب از منابع نفتی و خودروها اهتمام نداشته باشند، اجرای سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی، نتایج مطلوب و اثربخشی به همراه نخواهد داشت.

۶- با توجه به استفاده از توان دوم شهرنشینی در معادله برآوردی، پیشنهاد می‌شود به برنامه‌ریزی دقیق جمعیت شهری و حد بهینه آن توجه ویژه‌ای شود و متناسب با افزایش شهرنشینی، نیازهای جمعیتی پاسخ داده شود.

منابع:

- Alam, S., Fatima, A. & Butt. M. (2007). Sustainable Development in Pakistan in the Context of Energy Consumption Demand and Environmental Degradation. *Journal of Asian Economics*, 18, 825-837.
- Bilgili, F., Koçak, E., Bulut, U., & Kuloğlu, A. (2017). The Impact of Urbanization on Energy Intensity: Panel Data Evidence Considering Cross-Sectional Dependence and Heterogeneity. *Energy*, 133, 242-256.
- Costa A., Keane M.M., Torrens JI., & Corry E. (2013). Building Operation and Energy Performance: Monitoring, Analysis and Optimization Toolkit. *Applied Energy*, 101, 310-6.
- Dietz, T., & Rosa, E.A., (1997), Effects of Population and Affluence on CO2 Emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences,* 94, 175–179.
- Duan J., Yan Y., Zheng B., & Zhao J. (2008). Analysis of the Relationship between Urbanization and Energy Consumption in China. *Int J Sustain Dev World Ecol*, 15, 9-17.
- Elliott, J.R., Sun, P., & Zhu, T., (2017). The Direct and Indirect Effect of Urbanization on Energy Intensity: A Province Level Study for China. *Energy*, 143(1), 1-49.

- Esazadeh, S., & Mehranfar, J., (2010). The Impact of Internal Immigration on the Pattern of Energy Consumption in the Iranian Economy. *Yas Strategy*, 22, 237-218 (In Persian).
- Esazadeh, S., & Mehranfar, J., (2012). Investigating the Relationship between Energy Consumption and Urbanization Level in Iran (Application of Vector Error Correction Model and Factor Analysis Method). *Quarterly Journal of Economic Strategy*, 1 (2), 70-47 (In Persian).
- Fatros, M.H., & GhorbanDashat, M., (2012). The Effect of Urbanization on Energy Consumption and Carbon Dioxide Emissions: Comparing Three Theories. *Quarterly Journal of Energy Economics*, 9 (35), 168-147 (In Persian).
- Ghanbari, A., Gloani, A., & Javadnajad, F., (2012). Investigating the Relationship between Energy Consumption and Urbanization in Iran Using the ARDL Method. *Quarterly Journal of Energy Economics*, 9 (35), 119-101 (In Persian).
- Hong T., Koo C., Kim, J., Lee M., & Jeong K. (2015). A Review on Sustainable Construction Management Strategies for Monitoring, Diagnosing, and Retrofitting the Building's Dynamic Energy Performance: Focused on the Operation and Maintenance Phase. *Applied Energy*, 155, 671-707.
- Imai H. (1997). The Effect of Urbanization on Energy Consumption. *Journal of Population Problem,* 53(2), 43–9.
- Jones, D.W. (1989). Urbanization and Energy Use in Economic Development. *Energy journal*, 10(1), 29–44.
- Jones, D.W. (1991). How Urbanization Affects Energy-Use in Developing Countries. *Energy Policy*, 19, 621-30.
- Jones, D.W. (2004). Urbanization and Energy. *Encyclopedia of Energy*, 6, 329-350.
- Liu, Z., Qin, C.X., & Zhang, Y.J., (2016). The Energy-Environment Efficiency of Road and Railway Sectors in China: Evidence from the Provincial Level. *Ecol. Indic,* 69, 559–570.
- Lui, T. (2009). Exploring the Relationship between Urbanization and Energy Consumption in China Using ARDL (Autoregressive Distributed Lag) and FDM (Factor Decomposition Model). *Energy*, 18 (34), 46-54.

- 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.
- Madlener, R., & Sunak, Y. (2011). Impacts of Urbanization on Urban Structures and Energy Demand: What Can We Learn for Urban Energy Planning and Urbanization Management? *Sustain Cities*, 1, 45-53.
- Panayotou, T. (2000). Economic Growth and the Environment. CID Working Paper, 56.
- Parikh J., & Shukla, V. (1995). Urbanization, Energy Use and Greenhouse Effects in Economic Development: Results from a Cross-National Study of Developing Countries. *Glob Environ Chang*, 5, 87-103.
- Poumanyvong P., Kaneko, S., & Dhakal, S. (2012). Impacts of Urbanization on National Residential Energy Use and CO2 Emissions: Evidence from Low-, Middle- and High-Income Countries. IDEC DP2.2.
- Poumanyvong, P., & Kaneko, S. (2010). Does Urbanization Lead to Less Energy Use and Lower CO2 Emissions? A Cross-Country Analysis. *Ecol Econ*, 70, 434-444.
- Rosa, E.A., & York, R. (2004), Reflections on the STIRPAT Research Program. Environment, Technology, and Society Newsletter of the Section on Environment of the American Sociological Association. *Summer*, 1-2.
- Sadorsky, P. (2013). Do Urbanization and Industrialization Affect Energy Intensity in Developing Countries? *Energy Econ*, 37:52-9.
- Salatin, P., & Mohammadi, S. (2016). The Impact of Urbanization on Energy Consumption in the Selected Countries. *Quarterly Journal of Urban Management Studies*, 8 (26), 80-71 (In Persian).
- Salim, R.A., & Shafiei, S. (2014). Urbanization and Renewable and Non-Renewable Energy Consumption in OECD Countries: An Empirical Analysis. *Economic Modelling,* 38, 581–591.
- 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.
- Tashkini, A. (2005). *Applied Econometrics with the help of Microfit. Dibagaran Art & Cultural Institute*, Tehran, First Printing, (In Persian).
- Tone, B., & Eisenberg, J. (2007). The Aging US Population and Residential Energy Demand. *Energy Policy*, 35(1), 743-745.

- Wang, P., Vu, W., Zhu, B., & Wei, Y. (2013). Examining the Impact Factors of Energy-Related CO2 Emissions Using the STIRPAT Model in Guangdong Province, China. *Appl Energy*, 106, 65-71.
- Wei, T., (2011), What STIRPAT Tells about Effects of Population and Affluence on the Environment? *Ecological Economics*, 72, 70-74.
- Wiedenhofer, D., Lenzen, M., & Steinberger, J.K., (2013). Energy Requirements of Consumption: Urban form, Climatic and Socio-Economic Factors, Rebounds and their Policy Implications. *Energy Policy*, 63, 696–707.
- Yaobin, L. (2009), Exploring the Relationship between Urbanization and Energy Consumption in China using ARDL (Autoregressive Distributed Lag) and FDM (Factor Decomposition Model). *Energy*, 34, 1846–1854.
- York, R., Rosa, E.A., & Dietz, T. (2003). Methods STIRPAT, IPAT and Impact: Analytic Tools for Unpacking the Driving Forces of Environmental Impacts. *Ecological Economics*, 46(3), 351-365.
- Zhang, C., & Lin, Y. (2012). Panel Estimation for Urbanization, Energy Consumption and CO2 Emissions: a Regional Analysis in China. *Energy Policy*, 40:488-498.