تأثیر مهاجرت داخلی
بر الگوی مصرف انرژی در اقتصاد ایران

دکتر سعید عیسی‌زاده[۱]
جهانبخش مهرانفر[۲]
(تاریخ دریافت ۸۹/٤/۷- تاریخ تصویب ۸۹/۵/۲۵)

چکیده

ایران در 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 ۱۳۳۵ش.)، حدود ۳۱ درصد بود، هم اکنون به ٦۸ درصد جمعیت کشور افزایش یافته است. مهاجرت بی‌رویه از مناطق روستایی، مهمترین علت افزایش جمعیت شهرها طی چند دهه اخیر بوده است. این مهاجرت‌ها و افزایش میزان شهرنشینی، مصرف انرژی در ایران را به شدت تحت تأثیر قرار داده است. بر اساس آمار منتشر شده، متوسط مصرف سالانه انرژی در ایران، معادل ۱۵۵ میلیون تن نفت خام می‌باشد و از این نظر در رتبه سیزدهم جهان جای دارد. این مطالعه، ارتباط میان مصرف کل انرژی و سطح شهرنشینی در ایران را برای دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰ شمسی، با استفاده از روش خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده[۳](ARDL) مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج آن، حاکی از ارتباط مثبت و قوی میان شهرنشینی و مصرف کل انرژی، در بلندمدت است. همچنین، آزمون علیت گرانجری در خصوص مسیر ارتباط بین شهرنشینی و مصرف انرژی، یک رابطه

---

۱ - عضو هیئت علمی دانشگاه بو علی سینا، گروه اقتصاد (saeed_isazadeh@yahoo.com)
۲ - دانشجوی کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشگاه بو علی سینا(j_mehran۲۰۰۰@yahoo.com)
۳ - Autoregressive Distributed Lag

یک طرفه از شهرنشینی به مصرف انرژی را مشخص کرده و نشان می‌دهد که شهرنشینی علیت گرانجر مصرف انرژی می‌باشد.

واژگان کلیدی: مهاجرت داخلی، شهرنشینی، مصرف انرژی، ARDL، رابطه علیت گرانجری.

مقدمه

از دید تئوری‌های اقتصادی مهاجرت جمعیت روستایی به سمت مناطق شهری عمدتاً بدلیل وجود شکاف درآمدی بین مناطق روستایی و مناطق شهری اتفاق می‌افتد. آثار و تبعات مهاجرت داخلی (از روستا به مناطق شهری) از دید اقتصادی و اجتماعی بسیار گسترده است. در کنار آثار مثبت مهاجرت به شکل رفع نیاز نیروی کار مناطق شهری با افزایش صنعتی شدن جوامع، می‌توان به آثار منفی و اقتصادی آن از جمله: افزایش نرخ بیکاری در کوتاه مدت، افزایش بیکاری پنهان، گسترش فعالیت‌های غیر مولد و انواع مشاغل غیررسمی مثل فعالیت‌های دست‌فروشی و تکدی‌گری و همچنین آثار منفی و اجتماعی آن از جمله: افزایش آسیب‌های اجتماعی نظیر دزدی، تن فروشی، سرخوردگی جوانان از دستیابی به شغل، تداخل فرهنگی، بحران هویت برای جوانان و زنان، اشاره نمود. یکی از آثار نسبتاً مغفول مانده پدیده شهرنشینی در کشورمان، تأثیر آن بر الگوی مصرف بطور عام و الگوی مصرف انرژی بطور خاص است.

هر چند با توسعه‌یافتگی جوامع، مصرف انرژی نیز افزایش می‌یابد(هیرویوکی ایمائی[۱]،۱۹۹۷) ، ولی خود پدیده مهاجرت بطور خاص الگوی مصرف انرژی را تغییر می‌دهد. بعبارتی بروز پدیده شهرنشینی در اثر مهاجرت داخلی و همچنین پدیده صنعتی شدن در جوامع هر دو منجر به افزایش تقاضای انرژی می‌شوند، به بیان دیگر رشد سریع مصرف انرژی، اثر مشترک و توأم شهرنشینی و صنعتی شدن است.

جمعیت شهری ایران که در نخستین سرشماری انجام شده در کشور(سال ۱۳۳۵ش.) حدود ۳۱ درصد بود و هم اکنون به ٦٨ درصد جمعیت کشور افزایش یافته است. به عبارتی حدود ٤٠ درصد به جمعیت شهری کشور افزوده شده است. تعداد شهرهای کشور که در سال ٦٥ برابر با

۱ - Hiroyuki Imai

۴۹۶ شهر بود، در سال ۱۳۸۵ش. به یکهزار و ۱۴ شهر افزایش یافت[۱]. بعبارتی، طی بیست سال تعداد شهرهای کشور، بیش از دو برابر شده است. رشد جمعیت شهری در کشور فقط به تبع رشد زاد و ولد نبوده و مهاجرت بی‌رویه از مناطق روستایی مهمترین علت افزایش جمعیت شهرها، طی چند دهه اخیر، بوده است.

بر اساس آمار منتشر شده از سوی دفتر مطالعات شرکت بریتیش پترولیوم، مصرف انرژی در ایران بسیار بیشتر از کشورهایی است که از نظر توسعه یافتگی در سطح بالاتری نسبت به ایران قرار دارند. بر اساس این گزارش متوسط مصرف سالانه انرژی در ایران معادل ۱۵۵میلیون تن(۴۲۰ میلیون لیتر در روز) است و این کشور از این نظر در رتبه سیزدهم جهان جای گرفته است(خبرگزاری فارس،۸۸/۱/۱۸). کشورهایی که مصرف بیشتری از ایران دارند یا در جرگه کشورهای توسعه یافته بوده و یا در این مسیر قرار گرفته‌اند. بر اساس آمارهای ارائه شده به طور متوسط سالانه ۱/۶ درصد به میزان مصرف انرژی کشور اضافه شده است.[۲]

با عنایت به گسترش سریع جامعه شهری و رشد پویای شهرنشینی و از طرفی افزایش سرسام‌آور مصرف انواع انرژی در ایران، در سال‌های اخیر، نیاز مبرم برای مطالعه ارتباط بین شهرنشینی و مصرف انرژی جهت سیاستگذاری‌های بلندمدت انرژی احساس می‌شد. در این راستا این تحقیق به اثرات مهاجرت داخلی و پدیده شهرنشینی بر مصرف انرژی در طول سالهای ۱۳۸۵-۱۳۵۰ در اقتصاد ایران می پردازد.

توسعه اقتصادی و شهرنشینی

یکی از مهمترین پدیده‌های جمعیتی در پی توسعه اقتصادی و صنعتی شدن کشورها، رشد سریع شهرها و جمعیت شهرنشین است. مهمترین عاملی که مهاجرت جمعیت و نیروی کار روستایی را موجب می‌شود، تمرکز کارخانه‌ها و شرکت‌های تولیدی در مراکز شهری است. این امر به دنبال برخورداری شرکت‌های تولیدی از صرفه‌جویی‌های خارجی صورت می‌گیرد. جمعیت زیاد

---

۱ - سایت مرکز آمار ایران، پایگاه اطلاعاتی نشریات، سالنامه آماری کشور، سرشماری سال‌های ۱۳۳۵ و ۱۳۸۵، آمار مربوط به جمعیت و سرزمین و آب و هوا (http://amar.sci.org.ir) .

۲ - هفتمین همایش ملی انرژی، ۱ و ۲ دی ۱۳۸۸، سخنرانی معاون وزیر نفت، (http://lib.moe.org.ir)

شهرها، هزینه استخدام نیروی کار جدید در همه انواع آن و به ویژه نیروی کار ماهر و فنی را پائین می‌آورد. در شهرها یک رشته صنایع زیربنایی مثل آب، برق، سیستم فاضلاب، راه‌ها، راه‌آهن و در بسیاری از موارد بندرها را دولت با هزینه‌هایی ایجاد می‌کند که منعکس‌کننده صرفه‌جویی مقیاس در خور توجهی است. در ضمن، در شهرها تسهیلات بهداشتی و آموزشی مرتب توسعه می‌یابند. همچنین، هر شرکتی به علت حضور شرکت‌های بسیار دیگر از صرفه‌جویی‌های ناشی از تجمع منتفع می‌شود، زیرا دامنه گسترده‌ای از خدمات و مواد اولیه در دسترس قرار می‌گیرد. وجود بازارهای مالی و در کنار آن بهره‌مندی از تسهیلات ارتباطی داخلی و بین‌المللی ارزان از جمله دلایل دیگر ایجاد کارخانه‌ها در نقاط شهری می‌باشند. از اینرو جابجائی نیروی کار روستایی و اشتغال آنان در بخش صنعت با شهرنشینی همراه است.

به هر حال شهرنشینی جزء لاینفک توسعه می‌باشد و تاریخ نشان می‌دهد که رشد شهرنشینی به ارتقاء رشد اقتصادی و بهبود استانداردهای زندگی منجر شده است. اما این توزیع فضائی جمعیت، نگرانی بسیاری از کشورها را به دنبال داشته است. اغلب نگرانی‌ها بر سر این مسأله است که مبادا مهاجرت از مناطق روستائی باعث رشد سریع شهرها و به تبع آن ایجاد مشکلات جدی اجتماعی شود. مردم دریافته‌اند با حرکت به سمت شهرها و امرار معاش به طرق گوناگون می‌توانند زندگی بهتری در آنجا داشته باشند. همچنین آنان دریافته‌اند که می‌توانند در شهرها درآمدهای بالاتری کسب کنند و در نتیجه می‌توانند فرزندان را تحت آموزش و سایر خدمات اجتماعی مناسب‌تر قرار دهند. این موارد مجموعه خواسته‌هایی هستند که مردم در مهاجرت از روستاها به شهرها دنبال می‌کنند. اما با اینکه مهاجرت روستائیان به شهرها مفید است، زیان‌هایی را نیز برای جامعه به دنبال دارد. از هزینه‌های اجتماعی جانبی در ارتباط با مراحل مهاجرت می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

ازدحام ناشی از آن ممکن است تأمین زیربناهای شهری (مسکن، جاده، فاضلاب و خدمات اجتماعی) را با مشکل مواجه سازد. این مسأله همچنین ممکن است به صورت یک معضل در دارائی‌های مشترک مشاهده شود. همه ما از داشتن هوایی تمیز برای تنفس منتفع می‌شویم و وقتی هوا آلوده می‌شود، زیان می‌بینیم. اما هر فرد از جامعه، انگیزه چندانی برای اجتناب از آلودگی ندارد، چرا که چنین امری تأثیر چندانی در هوایی که یک شخص به صورت منفرد نیاز دارد، نخواهد داشت. شاید بسیاری از هزینه‌های اجتماعی مهاجرت از آنجا پدید می‌آید که دولت تصمیم می‌گیرد تسهیلاتی در اختیار جمعیت شهری قرار دهد، تسهیلاتی که هنوز به روستائیان

ارائه نشده است. اگر دولت برای شهرها تسهیلات بهتری از روستاها در نظر بگیرد، برخورداری مردم از فرصت‌های فراهم شده برای افزایش سطح سواد، بهداشت و خدمات تفریحی انگیزه‌های لازم برای مهاجرت روستائیان به شهرها را فراهم می‌نماید(آزاد ارمکی، ۱۳۷۹).

در طول دهه‌های اخیر پیامدهای شهرنشینی و اثرات مضر آن، خصوصاً اثرات آن بر محیط زیست و شتاب بخشیدن به روند کاهش منابع و ذخایر تجدیدناپذیر از مهمترین موارد تحقیقاتی اقتصاددانان بوده است. در زیر به طور خلاصه به بررسی اثرات مهاجرت بر مصرف انرژی، از دیدگاه متخصصان اقتصاد انرژی می‌پردازیم.

مهاجرت، شهرنشینی و مصرف انرژی

شهرنشینی فرایند انتقال جمعیت و نیروی کار کشور از مناطق روستائی به مناطق شهری بوده و عمدتاً ورود کشاورزان به شهر و اشتغال آنان در بخش صنعت و همچنین مشاغل خدماتی مرتبط با آن را شامل می‌شود. شهرنشینی که در پی صنعتی شدن یک کشور صورت می‌گیرد، یکی از ویژگی‌های عمده توسعه اقتصادی است. توسعه اقتصادی جامعه را از یک حالت محلی که تولیدات آن با استفاده از تکنولوژی‌های بسیار کم تغییر یافته در طول سالیان دراز و بر پایه انرژی‌های تجدیدناپذیر صورت می‌گیرد، به یک جامعه با مقیاس بزرگتری تبدیل می‌کند که از فناوری‌های قوی‌تر و تخصصی‌تر بهره برده و معمولاً با استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر به امر تولید می‌پردازد.

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 فرایند شهرنشینی که جهت تسهیل تغییرات صنعتی ضروری است، نسبت داده می‌شوند.

بزرگتر بودن مقیاس تولید در فعالیت‌های جدید انرژی‌بر در مقایسه با فعالیت‌های سنتی جایگزین شده و همچنین تمرکز جمعیت در شهرها، عواملی هستند که باعث بالا رفتن مصرف انرژی می‌شوند. جمعیت و نیروی کار متمرکز در مناطق شهری، برای عرضه محصولات خود و نیز بدست آوردن بسیاری از عوامل تولیدی ملزم به حمل و نقل کالاها درفاصله‌های دور است که در گذشته غیر ضروری بود. از آنجایی که خانوارهای شهری سهم بیشتری از مواد غذائی مورد

نیاز خود را از خانوارهای روستایی خرید می‌کنند، انتقال جمعیت روستایی به مناطق شهری، نیاز به حمل و نقل مواد غذائی را نیز به دنبال دارد، در حالی که این نیاز در گذشته یا وجود نداشته و یا خیلی کم بوده است. در ضمن ارائه‌دهندگان کالاها و خدمات تجاری و صنعتی در سطح شهرها، نیازمند مصرف بیشتر سوخت و سایر انرژی‌های مورد نیاز تولید هستند. از طرفی دیگر شهرنشینی ارائه انواع خدمات شهری نظیر دفع زباله و فاضلاب را نیز به دنبال دارد که باعث بالا رفتن مصرف انرژی می‌شود. در محیط‌های روستائی با توجه به تراکم کمتر جمعیت، بدون آنکه خطرات بهداشتی برای جمعیت ساکن ایجاد شود؛ نیازی به ارئه این خدمات نمی‌باشد.

فناوری‌های جدید تولید، افزایش فشار رقابتی بازارهای توسعه یافته و افزایش کمبود فضا در شهرها عواملی هستند که تجزیه انرژی و تبدیل منابع سنتی و تجدیدناپذیر انرژی به منابع تجدیدپذیر را تقویت می‌کنند. افزایش درآمد سرانه حاصل از صنعتی شدن و تا حدودی مرتبط با شهرنشینی هم، تقاضای فرآورده‌های انرژی و خدمات تولیدی انرژی‌بر را افزایش می‌دهد.

پیامدهای مهاجرت و بروز پدیده شهرنشینی در ارتباط با مصرف انرژی از بعد دیگری نیز قابل بررسی است. رشد فعالیت‌های صنعتی و شهری با انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی همراه است. این امر، کاهش نسبت تولیدکنندگان محصولات کشاورزی به مصرف‌کنندگان آن را به دنبال دارد که باعث می‌شود واردات مواد غذائی در اولویت برنامه‌های کشور قرار گیرد. از طرفی دیگر جایگزینی واردات مواد غذائی با بهبود فناوری‌های کشاورزی قابل حصول است. تغییرات فنی در زمینه کشاورزی نیز باعث می‌شود کشاورزان مزارع را رها کرده و به فعالیت‌های شهری رو آورند. این تغییرات، افزایش مستقیم و غیرمستقیم مصرف انرژی از طریق تجهیزات مکانیزه و استفاده شدید از کودهای شیمیائی را نیز به دنبال دارند. از این رو افزایش سرانه مصرف انرژی و همچنین مصرف به ازای هر واحد تولید در اثر شهرنشینی بدیهی به نظر می‌رسد(دونالد جونز[۱]،۱۹۸۹)

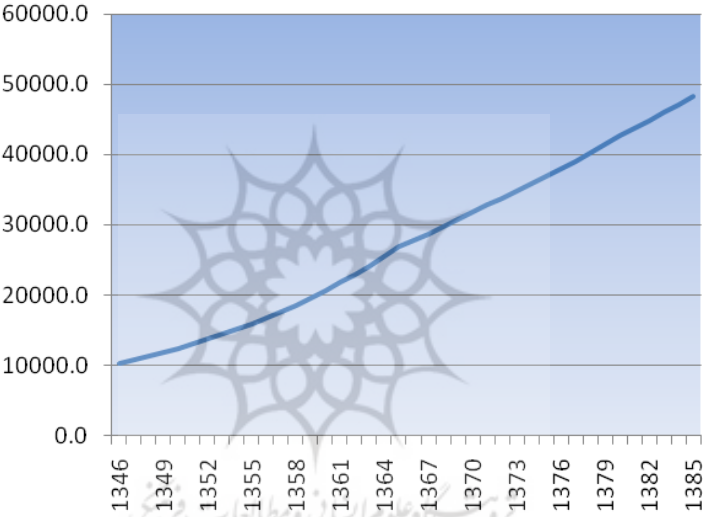
روند شهرنشینی در ایران

در طول سال‌های گذشته، ایران شاهد رشد سریع شهرنشینی بود. سرشماری سال ۱۳۳۵ش. نشان می‌دهد که جمعیت کل کشور در این سال ۱۸۹۵٤۷۰٤ نفر بوده که از این تعداد ۵۹۵۳۵٦۳ نفر

۱ - Donald W.Jones

در شهرها و بقیه در روستاها زندگی می‌کردند. اما طبق سرشماری سال ۱۳۸۵، جمعیت کل کشور در این سال به ۷۰٤۹۵۷۸۲ نفر رسیده و جمعیت شهرنشین نیز به ٤۸۲۵۹۹٦٤ نفر افزایش یافته است. نمودارهای ۱ و ۲ روند تغییر در جمعیت شهری و روستائی کشور را برای سال‌های ۱۳٤٦ تا ۱۳۸۵ نشان می‌دهند. شیب تند نمودار مربوط به جمعیت شهری، رشد سریع شهرنشینی را در طی این سال‌ها نشان می‌دهد. این در حالی است که نمودار مربوط به جمعیت روستایی، آهنگ تغییر بسیار ملایم‌تری را نشان می‌دهد. حتی بعد از سال ۱۳۷۰ شمسی نیز شیب این نمودار منفی شده است.

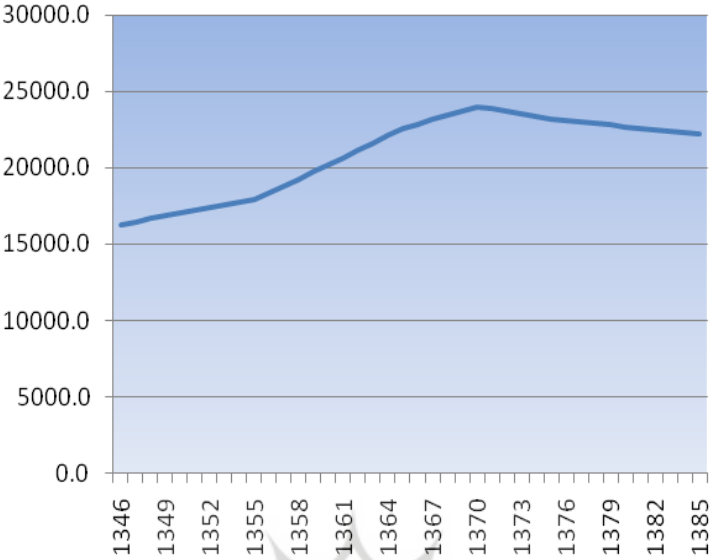
نمودار(۱): روند تغییر در جمعیت شهری ایران



منبع: (مرکز آمار ایران، سرشماری سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۳۵)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار(۲): روند تغییر در جمعیت روستایی ایران



منبع: (مرکز آمار ایران، سرشماری سالهای ۱۳۸۵-۱۳۳۵)

افزایش نسبت شهرنشینی ناشی از دو عامل تبدیل سکونتگاه‌های روستایی به شهر از یک سو و مهاجرت روستائیان به شهرها از سوی دیگر می‌باشد. از این رو بررسی روند تغییر در تعداد شهرها نیز ضروری به نظر می‌رسد. جدول زیر تعداد شهرهای ایران را در سال‌های مختلف نشان می‌دهد.

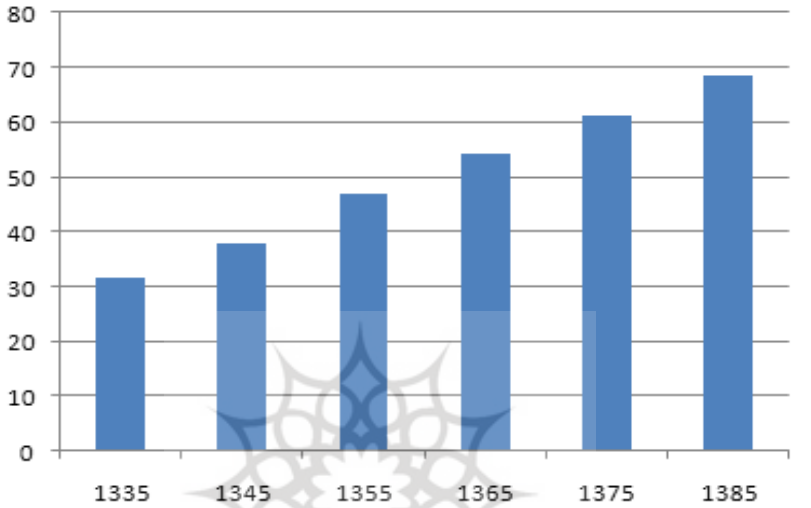
جدول ۱: تعداد شهرها در سال‌های مختلف

سال	تعداد شهرها
۱۳۳۵	۲۰۰
۱۳٤٥	۲۷۲
۱۳٥٥	۳۷۳
۱۳٦٥	٤۹٦
۱۳۷۰	٥۲۰
۱۳۷٥	٦۷۸
۱۳۸۰	۸۸۹
۱۳۸٥	۱۰۱٦

منبع: (مرکز آمار ایران، سرشماری سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۳۵)

در کل میزان شهرنشینی در ایران از ۳۱/٦۷ درصد در سال ۱۳۳۵ به ٦۸/٤۵ درصد در سال ۱۳۸۵ رسیده است. نمودار زیر روند شهرنشینی را در طول سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۳۵ نشان می‌دهد.

نمودار(۳): روند شهرنشینی درایران



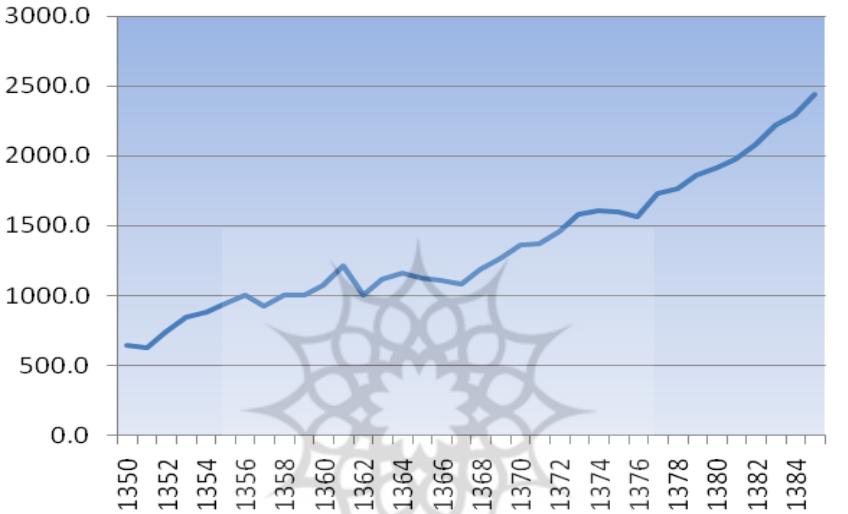
منبع: (مرکز آمار ایران، سرشماری سالهای ۱۳۸۵-۱۳۳۵)

مصرف انرژی در ایران

ایران از جمله کشورهایی است که از منابع فراوان انرژی برخوردار است و همواره به عنوان یکی از صادرکننده‌های اصلی نفت محسوب شده است، اما مصرف انرژی نیز در ایران بسیار زیاد است. طبق گزارش‌های رسیده، مصرف نهایی انرژی در ایران طی سال‌های ۱۳٤٦ تا ۱۳۸۵ش. روند صعودی داشته و از ٤۹/۵ میلیون بشکه نفت خام به ۹۳۱/٦ رسیده است. روند افزایش مصرف نهایی انرژی طی مدت مذکور دارای شیب تندی بوده، به طوری که در سال ۱۳۵۳به ۳/ ۱۱٤، در سال ۱۳٦۸ به ۳٤۷/۳ و در سال ۱۳۷۵ معادل ۵٦٦ میلیون بشکه نفت خام بوده است. مصرف فرآورده‌های نفتی در ایران در سال ۱۳۸۵معادل ۳۹۹ میلیون بشکه نفت خام و سهم ایران از مصرف فرآورده‌های نفتی جهان یک درصد بوده است. به گزارش بانک مرکزی مصرف روزانه نفت از ۲۷۷/۷ هزار بشکه در سال ۱۳۵۲ به یک میلیون و ٤۹۳ هزار بشکه در سال ۱۳۸۵ رسیده است. همچنین مصرف گاز طبیعی از ۱۲/۱ میلیارد متر مکعب در سال ۱۳۵۲ به ۱۲۲/۵

میلیارد متر مکعب در سال ۱۳۸۵ رسیده است. در طول این دوره مصرف برق از ۷۷۹٦ میلیون کیلووات ساعت به ۱۵۵۵۹۸ میلیون کیلووات افزایش داشته است. در کل سرانه مصرف انرژی در ایران از ٦۵۰ کیلوگرم نفت در سال ۱۳۵۰ به ۲٤۳۷/۹ کیلوگرم در سال ۸۵ رسیده است. نمودار(٤) مصرف سرانه انرژی در ایران را برای سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۰ به تصویر کشیده شده است(بانک مرکزی ایران).

نمودار(٤): مصرف سرانه انرژی در ایران(۱۳۸۵-۱۳۵۰)

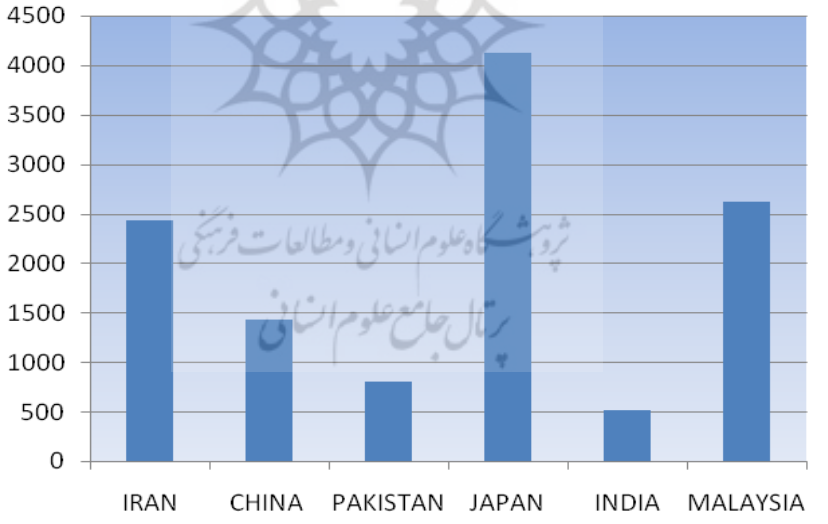


منبع: بانک مرکزی، بانک اطلاعاتی سری‌های زمانی اقتصادی، بخش انرژی

شیب تند این نمودار و افزایش غیر منطقی مصرف انرژی در کشور بسیار نگران‌کننده است. با نگاهی به آمارهای جهانی ملاحظه می‌کنیم که میزان مصرف انرژی در ایران در مقایسه با دیگر کشورهای جهان بسیار بالاست. آمارهای اعلام شده از سوی سازمان ملل نشان می‌دهند که در مجموع ایران از چین و هند با جمعیتی بیش از ۲ میلیارد نفر بیشتر گاز مصرف می‌کند. در مورد نفت هم مصرف ۱/٤ تا ۱/۵ میلیون بشکه در روز ایران در مقایسه با چین که ٦ میلیون بشکه و هند که ۲/۵ میلیون بشکه نفت در روز مصرف می‌کنند، بسیار بالا است. یعنی چین با جمعیتی ۱٤ برابر جمعیت ما، ٤ برابر ما نفت مصرف می‌کند و هند با جمعیتی ۱۳ برابر جمعیت ایران، تقریباً ۲ برابر ما نفت در روز مصرف می‌کند. در کل سرانه مصرف انرژی در ایران معادل ۱٤۳۳ کیلوگرم نفت خام در سال ۱۳۸۵ شمسی اعلام شده است. این مقدار برای کشورهای چین و هند به ترتیب ۷/ ۷۹۸ و ۵۰۹/۸ کیلوگرم نفت خام می‌باشد.

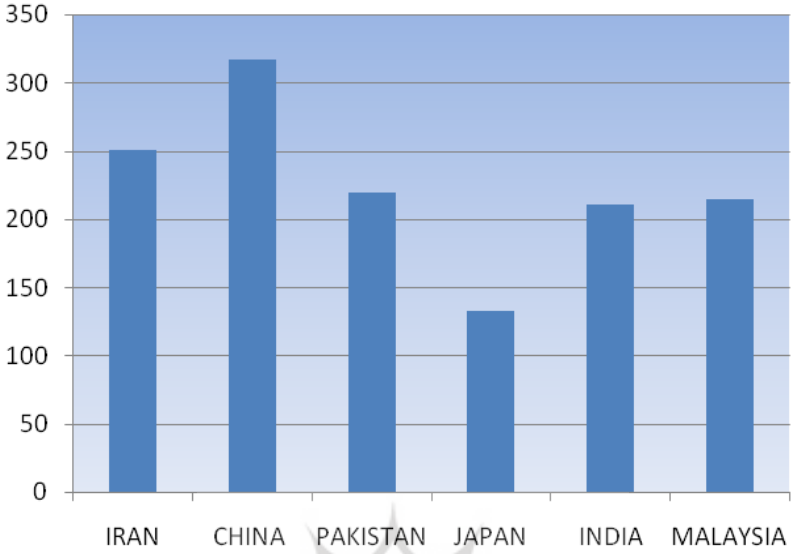
نمودار(۵) مصرف سرانه انرژی در ایران را با کشورهای منتخب خاورمیانه مقایسه می‌کند. ملاحظه می‌شود که ژاپن رتبه اول مصرف سرانه انرژی را در میان این کشورها دارد. بالا بودن مصرف سرانه ایران نسبت به کشورهای چین، هند و پاکستان به خوبی قابل تشخیص است. اما اگر مصرف انرژی به ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی را که شاخص بهتری نسبت به مصرف سرانه می‌باشد، در نظر بگیریم؛ شاهد تغییرات بسیار مهمی در این رتبه‌بندی خواهیم شد. مقایسه این شاخص برای کشورهای مذکور در نمودار(٦) به تصویر کشیده شده است. ژاپن که بالاترین مصرف سرانه انرژی را در بین این کشورها داشت، پایین‌ترین مصرف انرژی به ازای هر هزار دلار درآمد ناخالص داخلی را به خود اختصاص داده است. ایران بعد از چین بالاترین مصرف به ازای هر واحد تولید را نسبت به سایر کشورهای مورد مقایسه دارد. به گفته ایران پترو شبکه خبری نفت و انرژی، طبق آمار، میزان مصرف انرژی در ایران به ازاء هر واحد تولید ناخالص داخلی(GDP) معادل ۲/۵ و ۳ برابر مقداری است که در کشورهای صنعتی و در حال توسعه مصرف می‌شود.

نمودار(۵): سرانه مصرف انرژی (معادل کیلوگرم نفت) در سال ۲۰۰٦



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار(٦): مصرف انرژی به ازای هر هزار دلار تولید ناخالص داخلی در سال ۲۰۰٦



روش تحقیق

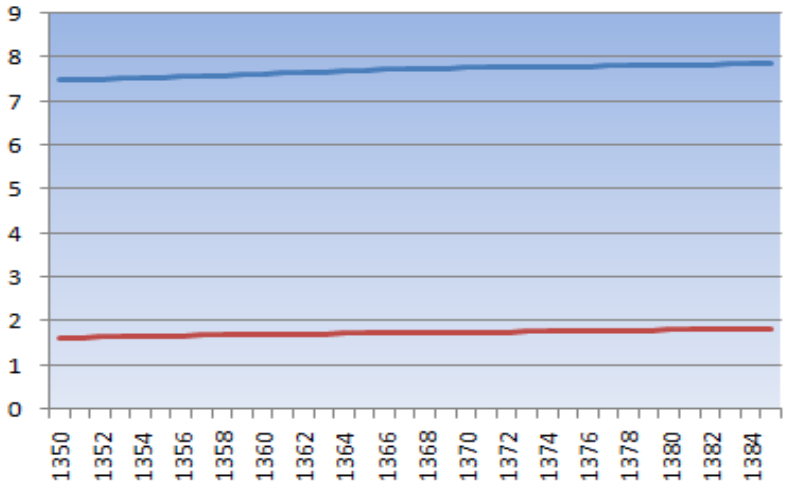
رشد جمعیت، شهرنشینی و رشد اقتصادی سه پارامتر مهمی هستند که مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. از اینرو مدل عمومی تقاضای انرژی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$TE_t = f(GDP_t, UL_t, POP_t)$$

متغییر وابسته TE مصرف کل انرژی و متغییرهای توضیحی GDP، UL و POP_t به ترتیب تولید ناخالص داخلی، سطح شهرنشینی و جمعیت کل را نشان می‌دهند. اندیس t علامت مربوط به دوره زمانی است که در این مطالعه به صورت سالانه می‌باشد. چون در مدل مورد بررسی بین متغیرهای جمعیت و شهرنشینی همخطی مشاهده شد، مجبور شدیم متغیر جمعیت کل را از مدل حذف و مصرف کل را تنها تابعی از متغیرهای شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی بگیریم.

روند متغیرهای جمعیت کل و شهرنشینی در نمودار زیر نشان داده شده است که وجود همخطی بین این دو متغیر را آشکار می‌سازد.

نمودار(۷): روند تغییر در متغیرهای جمعیت و شهرنشینی (۱۳۸۵-۱۳۵۰)



با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین معادله فوق معادله مصرف کل انرژی را به شکل زیر می‌نویسیم:

$$\ln TE_t = \Phi_0 + \Phi_1 \ln GDP_t + \Phi_2 \ln UL_t \qquad (1)$$

به منظور بررسی روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی مدل، از الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) که از وجود اریب در نمونه‌های کوچک و نداشتن توانائی در انجام فرضیات آماری به دور است، استفاده می‌کنیم. این روش الگوهای دراز مدت و کوتاه مدت موجود در مدل را بطور همزمان تخمین می‌زند. مزیت اصلی این روش این است که متغیرهای الگو می‌توانند I(۰) یا I(۱) باشند و دیگر نیازی به I(۱) بودن همه متغیرها نیست. در الگوی ARDL تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرها را می‌توان به کمک یکی از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC)، حنان کوئین(HRC) و یا R^2 مشخص کرد. نرم‌افزار Microfit، این امکان را فراهم نموده است که بتوان یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده را به صورت زیر برآورد کرد.

$$\alpha(L,P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta i(L, qi)x_{it} + u_t \ , \ i = 1,2,3,\ldots,k \qquad (2)$$

که در آن ، α عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته و L عملگر وقفه است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j}$$

$$\alpha(L,P) = (1 - \alpha_1 L^1 - \dots - \alpha_p L^p)$$

بنابراین:

$$\beta i(L, qi) = (\beta i_0 + \beta i_1 L + \beta i_1 L^2 + \dots) + \beta i q L^q \quad (3)$$

بر این اساس، مدل پویای ARDL برای تابع مصرف کل انرژی به شکل زیر خواهد بود:

$$ln TE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \beta i \, ln TE_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \varepsilon i \, ln GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \mu i \, ln UL_{t-i} + \varepsilon_0 \, ln \, GDP_t$$

$$+ \mu_0 \, ln \, UL_t + u_{1t} \quad (4)$$

در این تابع m , n و k به ترتیب تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای ln TE_t، $ln GDP_t$ و ln UL_t است.

برای تخمین رابطه بلند مدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به نحو زیر استفاده کرد: در مرحله اول وجود ارتباط بلند مدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلند مدت گرایش می‌یابد. لذا، برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد(نوفرستی،۱۳۷۸):

$H_0: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0$

$H_1: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 > 0$

کمیت آماره t مورد نظر برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \beta i - 1}{\sum_{i=1}^{m} s\beta i} \qquad (5)$$

با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر، در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه پایدار بلند مدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. در دراز مدت رابطه زیر بین متغیرها برقرار خواهد بود:

$$TE_t = TE_{t-1} = \ldots = TE_{t-m} \qquad GDP_t = GDP_{t-1} = \ldots = GDP_{t-n}$$

$$UL_t = UL_{t-1} = \ldots = UL_{t-k} \qquad (6)$$

لذا، رابطه بلند مدت مصرف کل انرژی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$lnTE_t = \Phi_0 + \Phi_1 ln\, GDP_t + \Phi_2 ln\, UL_t + u_{2t} \quad (7)$$

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند(نوفرستی،۱۳۷۸). معادله تصحیح خطای مدل ARDL را می‌توان به صورت رابطه (۸) نوشت:

$$\Delta lnTE_t = \Delta\hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^{m} \hat{\beta i}\, \Delta lnTE_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon i}\, \Delta lnGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\mu i}\, \Delta lnUL_{t-i}$$

$$+\lambda\, ECT_{t-1} + u_{3t} \qquad (8)$$

که در آن Δعملگر اولین تفاضل و $\hat{\alpha}_0$، $\hat{\mu}$ ، $\hat{\varepsilon i}$ و $\hat{\beta i}$، i ضرایب برآورد شده از معادله (۴) هستند. ECT_{t-1}

جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. ECT_{t-1} برابر است با:

$$ECT_{t-1} = \ln TE_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\varepsilon}_i \ln GDP_t - \hat{\mu}_i \ln UL_t \qquad (9)$$

نهایتاً، برای تشخیص مسیر ارتباط میان متغیرهای مصرف انرژی و شهرنشینی، از آزمون علیت گرانجر استفاده می‌کنیم. از طریق این آزمون، می‌توان به ارتباط یک طرفه یا دو طرفه و همچنین جهت ارتباط بین متغیرها پی برد.

به منظور انجام تخمین‌های مورد نظر، از بسته‌های نرم‌افزاری Eviews و Microfit استفاده شده و داده‌های متغیرهای مورد بررسی از WDI (۲۰۰۸) و همچنین از نشریات بانک مرکزی ایران گرفته شده است.

بحث و نتایج

بر اساس روابط ۲ و ۳ نتایج حاصل از برآورد مدل پویای مصرف انرژی که در قالب رابطه ٤ ارائه شد، در جدول زیر آورده شده است:

جدول ۱. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL (۱،۱،۲)

نام متغیر (VALUE)	ضریب		انحراف معیار (P_)
C عرض از مبدأ	α_0	(۰/۸)	۰/۷۲ (۰/۰۰۰)
LTE(-۱) لگاریتم مصرف کل انرژی با یک وقفه	β_1	(۰/۳۲)	۰/۱۲ (۰/۰۱۹)
LGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی	ε_0	(۰/۲۲)	۰/۰۶ (۰/۰۰۱)
LGDP(-۱) لگاریتم تولید ناخالص داخلی با یک وقفه	ε_1	(-۰/۱۶)	۰/۰۶ (۰/۰۱۸)
LUL لگاریتم شهرنشینی	μ_0	(۰/۹۳)	۰/۹۸ (۰/۳۵۲)
LUL(-۱) لگاریتم شهرنشینی با یک وقفه	μ_1	(-۲/۱)	۰/۹۶ (۰/۰۳۸)
LUL(-۲) لگاریتم شهرنشینی با دو وقفه	μ_2	(-۰/۰۶)	۰/۸۰ (۰/۰۰۱)
R^2 = ۰ / ۹۹۵	F : ۹۹۵/۶۳ (۰/۰۰۰)		

حال با استفاده از نتایج بدست آمده، فرضیه صفر وجود ریشه واحد و یا عدم همجمعی بین متغیرهای الگو را آزمون می‌کنیم. با توجه به اینکه بر اساس ضابطهSBC تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته تنها یک وقفه می‌باشد، فرضیه صفر و فرضیه مقابل در الگو به صورت زیر در می‌آید:

$H_0: \beta_1 - 1 \geq 0$

$H_1: \beta_1 - 1 < 0$

کمیت آماره t مورد نظر برای آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \beta i - 1}{\sum_{i=1}^{m} s\beta i} \rightarrow t = \frac{0.32122 - 1}{0.12867} = ۵,۲۷$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر(۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۹٪ برابر ٤/۵۳- است، فرضیه H_0 رد می‌شود. بنابراین نتیجه می‌گیریم یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت معادله مصرف انرژی بر اساس رابطه ٦، که در قالب رابطه ۷ ارائه شد، در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت مدل ARDL(۱،۱،۲)

نام متغیر (VALUE		ضریب	انحراف معیار (P_
C	عرض از مبدأ	۵/۶۰	۰/۸۴ (۰/۰۰۰)
LGDP	لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۰۸۱	۰/۰۳ (۰/۰۱۸)
LUL	لگاریتم شهرنشینی	۲/۷۸	۰/۵۶ (۰/۰۰۰)

همانطور که ملاحظه می‌شود، متغیر تولید ناخالص داخلی با ضریب ۰/۰۸۱۲۶۷ در سطح ۹۵٪ معنی‌دار می‌باشد. یعنی ارتباط مثبتی میان تولید ناخالص داخلی و مصرف کل انرژی وجود دارد که طبق تئوری‌های اقتصادی منطقی می‌باشد. همچنین متغیر شهرنشینی با ضریب ۲/۷۸۱۰ کاملاً معنی‌دار بوده و رابطه مثبتی با مصرف کل انرژی دارد. این به این معنی است که درصد بالای شهرنشینی با درصد بالای مصرف انرژی همراه است.

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌نماید. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. در نرم افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه

شود. به منظور بررسی روابط کوتاه مدت بین مصرف کل انرژی و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از مدل تصحیح خطا، در قالب رابطه ۸، استفاده شد که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است:

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

نام متغیر		ضریب	انحراف معیار(P_ VALUE)
dC	تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	۳/۸۰	۰/۱۲ (۰/۰۰۰)
dGDP	تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۲۲	۰/۰۶۵ (۰/۰۰۱)
dUL	تفاضل مرتبه اول لگاریتم شهرنشینی	۰/۹۳	۰/۹۸ (۰/۳۵۱)
ECM(-۱)	جزء تصحیح خطا	-۰/۶۷	۰/۱۲ (۰/۰۰۰)
R^2: ۰/۶۷	DW: ۲/ ۳۰	F :۱۳/۷۸(۰/۰۰۰)	

متغیر GDP در کوتاه مدت هم معنی‌دار می‌باشد، ولی متغیر شهرنشینی با اینکه ضریب مثبتی دارد، در کوتاه مدت رابطه معنی‌داری با مصرف کل انرژی ندارد. مقایسه روابط کوتاه مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که اثرات شهرنشینی بر مصرف انرژی، در بلندمدت خیلی بیشتر از کوتاه مدت می‌باشد. این امر به این معنی است که در ایران، اگر چه در کوتاه‌مدت، شهرنشینی بر مصرف انرژی تأثیر فراوانی نداشته است، در بلند مدت 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 حمل و نقل باشد. مخصوصاً اینکه از اوایل دهه ۷۰ به موازات افزایش جمعیت و شهرنشینی، تولید خودروهای شخصی و تحول در سیستم حمل و نقل عمومی، اعم از مسافری و باری، افزایش چشمگیری داشته است.

نتایج نشان می‌دهد که ضریب تصحیح خطا (ECT_{t-1})، که بر اساس رابطه ۹ برآورد شد، معنی‌دار و علامت آن مورد انتظار (منفی) بوده است. مقدار این ضریب نیز برابر با ۰/٦۷- بوده و نشاندهنده آن است که حدود ٦۷ درصد انحرافات (عدم تعادل) متغیر مصرف کل انرژی از مقادیر بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین رفته است.

جهت تشخیص مسیر ارتباط بین متغیرهای شهرنشینی و مصرف انرژی از آزمون علیت گرانجری استفاده شده است. نتیجه این آزمون در جدول ٤ قابل مشاهده است.

جدول ٤: نتایج حاصل از آزمون علیت گرانجری

فرضیه صفر:	آماره F	P-VALUE
UL (شهرنشینی) علیت گرانجر TE(مصرف انرژی) نیست.	۳/۵۶	۰/۰۴
TE (مصرف انرژی) علیت گرانجر UL (شهرنشینی) نیست.	۱/۹۳	۰/۱۶

با توجه به نتایج بدست آمده، فرضیه صفر مبنی بر علیت گرانجر نبودن شهرنشینی برای مصرف انرژی، رد شده و فرضیه مربوط به علیت گرانجر نبودن مصرف انرژی برای شهرنشینی پذیرفته می‌شود. به عبارتی دیگر، شهرنشینی علیت گرانجر مصرف انرژی می‌باشد ولی برعکس آن صحیح نیست. از اینرو این آزمون، یک رابطه یک طرفه از شهرنشینی به مصرف انرژی را تشخیص می‌دهد.

نتیجه‌گیری

بررسی سرشماری‌های صورت گرفته، نشان می‌دهد که ایران در طول سال‌های اخیر شاهد افزایش چشمگیر شهرنشینی، از طریق افزایش تعداد شهرها و مهمتر از آن مهاجرت بی‌رویه روستائیان بوده است. رشد شهرنشینی، استفاده بیشتر از منابع انرژی، همچون گاز طبیعی، نفت و برق را موجب شده است. سرانه مصرف انرژی در ایران از ٦٥٠ کیلوگرم نفت در سال ۱۳۵۰ به ۹ /۲٤۳۷ کیلوگرم در سال ۸۵ رسیده است. بر اساس آمارهای ارائه شده، به طور متوسط سالانه ۱/٦ درصد به میزان مصرف انرژی کشور افزوده شده است. مصرف انرژی در ایران بسیار بیشتر از کشورهایی است که از نظر توسعه‌یافتگی در سطح بالاتری نسبت به ایران قرار دارند.

در این مطالعه، اثر شهرنشینی بر مصرف انرژی، با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده(ARDL)، برای سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۰ شمسی مورد بررسی قرار گرفت. همچنین با استفاده از رابطه علیت گرانجری، مسیر ارتباط بین شهرنشینی و مصرف انرژی نیز مشخص شد. نتایج تخمین مدل ARDL نشان داد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای شهرنشینی، تولید ناخالص داخلی و مصرف کل انرژی وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت مدل، رابطه مثبت و معنی‌داری را میان متغیرهای شهرنشینی و GDP با مصرف کل انرژی بدست داد. برآورد مدل تصحیح خطا نشان داد که حدود ٦٧ درصد انحرافات (عدم تعادل) متغیر مصرف کل انرژی از مقادیر بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین رفته است. بررسی رابطه علیت گرانجری میان متغیرهای شهرنشینی و مصرف انرژی، وجود یک

رابطه یک طرفه از شهرنشینی به مصرف انرژی را نتیجه داد. به عبارتی دیگر، نتیجه این آزمون نشان می‌دهد که در ایران، شهرنشینی علیت گرانجر مصرف انرژی می‌باشد ولی مصرف انرژی علیت گرانجر شهرنشینی نمی‌باشد. با توجه به یافته‌های فوق پیشنهاد سیاستی ما این است که سیاستگذار اقتصادی، علاوه بر سیاست‌های مستقیم کاهش مصرف انرژی، باید به اقدامات کاهش مهاجرت روستایی از جمله توسعه روستایی و توسعه محلی اهتمام ورزد. این سیاست‌های غیرمستقیم قبلاً بعنوان سیاستی در جهت کاهش مصرف انرژی مورد توجه نبوده است. این در حالی است که امروزه کاهش عوارض شهرنشینی در راستای صرفه‌جویی در مصرف انرژی، از منافع این اقدامات زیربنایی به شمار می‌رود.

منابع

- بانک مرکزی ایران(۱۳۸۵)، ***بانک اطلاعاتی سری‌های زمانی اقتصادی، بخش انرژی، مصرف فرآورده‌های مختلف انرژی در سالهای ۱۳۸۵-۱۳۵۰***، تهران: بانک مرکزی ج.ا.ا.
- خبرگزاری فارس(۱۳۸۸)، ***اصلاح الگوی مصرف***، بخش انرژی، ۱۶ فروردین ۱۳۸۸ ، قابل دسترسی در آدرس http:// www.farsnews.com
- مالکوم گیلیس و همکاران، ***اقتصاد توسعه***، ترجمه آزاد ارمکی، غلامرضا(۱۳۷۹)، تهران، نشر نی، چاپ دوم.
- مرکز آمار ایران(۱۳۸۵)، پایگاه اطلاعاتی نشریات، ***سالنامه آماری کشور، سرشماری سال‌های ۱۳۳۵ و ۱۳۸۵***، آمار مربوط به جمعیت و سرزمین و آب و هوا.
- نوفرستی، محمد(۱۳۸۷)، ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی***، تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.
- Donald W.Jones(2004), ***Urbanization and Energy***, RCF Economic and Financial Consulting, Inc. Chicago, United States.
- Donald W.Jones(1989), ***Urbanization and Energy Use In Economic Development***, The Energy journal, volume 10, Issue 4, pages: 29-44
- Hiroyuki, Imai.(1997), The Effect of Urbanization on Energy Consumption". ***J. of Population Problems***, 53-2(1997.6) pp.43-49
- Yaobin, Liu(2009), ***Exploring the Relationship between Urbanization and Energy Consumption in China Using ARDL (Autoregressive Distributed Lag) and FDM (Factor Decomposition Model)***, Research Center of the Central China Economic Development, Nanchang University, Nanchang 330047, China.