رابطه بین مصرف انرژی و رشد تولید در بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران (رهیافت علّیت گرنجر، تودا و یاماماتو و داده‌های تابلویی پویا)

The Relationship between Energy Consumption and Production Growth in Manufacturing Agencies Producing Transportation Vehicles

محمدعلی مولایی [*]، علی دهقانی [**]،
سمانه حسین‌زاده [***]

Mohammad Ali Molaei [*], Ali Dehghani [**],
Samaneh Hossein Zadeh [***]

دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۲۳ پذیرش: ۱۳۹۳/٦/۱۰

Received: 13/Jan/2014 Accepted: 1/Sep/2014

چکیده:

هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه بین مصرف انـرژی و رشـد تولیـد در ۲۰۳ بنگاه بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران با اسـتفاده از علیـت گرنجر، گرنجر- هشیائو، تودا و یاماماتو و داده‌های تـابلویی پویـا در دوره ۸۸-۱۳۷٤ می‌باشد. نتایج مدل نشـان مـی‌دهـد کـه بـین متغیرهـای ارزش تولیدات و انرژی مصرفی در این بنگاه‌ها، یک رابطه علّی یک طرفه از سوی انرژی مصرفی به ارزش تولیدات برقرار بوده و این رابطه علّی یک طرفه در هر دو رویکرد علّیت تأیید می‌شود. همچنین نتایج تخمین مدل با رویکـرد داده‌های تابلویی پویا نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی، رابطه مثبت و معنی‌داری بین متغیرهای مصرف انـرژی و ارزش تولیـدات در بنگـاه‌هـای بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران وجود دارد. همچنین بر اسـاس نتایج این مطالعه، افزایش سرمایه‌گذاری در بنگاه‌هـای تولیدکننـده وسـایل حمل و نقل ایران طی دوره مـورد بررسـی، اثـر بیشـتری بـر رشـد ارزش تولیدات این بنگاه‌ها، در مقایسه با افزایش استخدام نیروی کار و یا مصرف انرژی داشته است. این نکته بیانگر آن است که، تغییرات تکنولوژی تولیـد در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، از کاربر و یا انرژی‌بر به سرمایه‌بر، می‌تواند منجر به افزایش ارزش محصولات این بنگاه‌ها گردد.

کلمات کلیدی: علّیت گرنجر، گرنجر- هشیائو، تودا و یاماماتو، داده‌هـای تابلویی پویا، رشد تولید، انرژی، حمل و نقل.

طبقه‌بندی JEL: C23، Q43، L10.

Abstract:

This study aims at exploring the relationship between energy consumption/efficiency and production growth in manufacturing agencies producing transportation vehicles in 1995-2009 using Granjer, Hsiao's Granger, Toda-Yamamoto causality and DPD approach. The results of the model show that in these companies there is a one-tailed causal correlation between production value and energy consumption/efficiency and the given correlation is verified in both of the causal approaches. Similarly, the estimation of the model using DPD approach shows that there is a significant positive correlation between energy consumption and the value of the product in big factories producing transportation vehicles. The results also show that compared with an increase in the employment rate or energy consumption/efficiency, an increase in investment in these factories has a more significant effect on the value of the products in these agencies. This indicates that changes in production technology from labor or energy intensive to investment can lead to an increase in the value of products in agencies producing transportation vehicles in Iran.

Keywords: Granjer, Hsiao-Granger, Toda-Yamamoto Causality, Dynamic Panel Data, Energy, Production Growth.

JEL: C23, Q43, L10.

* استادیار اقتصاد دانشکده صنایع و مدیریت دانشگاه شاهرود (نویسـنده مسـئول) [این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین مصرف انـرژی و ارزش تولیدات در بخش صنعت ایران است که با حمایـت مـالی معاونـت محتـرم پژوهشی دانشگاه شاهرود انجام شده است].

Email: malimolaei@yahoo.com

** استادیار اقتصاد دانشکده صنایع و مدیریت دانشگاه شاهرود

Email: ali_dehghani@shahroodut.ac.ir

*** استادیار گروه آمار زیستی دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی

Email: sa.hosseinzadeh@uswr.ac.ir

* Assistant Professor of Economics, Shahrood University, Semnan, Iran (Corresponding Author).

** Assistant Professor of Economics, Shahrood University, Semnan, Iran.

*** Assistant Professor of Economics, Social Welfare and Rehabilitation Sciences University, Iran.

۱- مقدمه

تولید انواع وسایل حمل و نقل در ایران همواره مورد توجه دولت‌ها و محافل اقتصادی و سیاسی بوده است و حمایت‌های مختلفی که از صنعت حمل و نقل طی سال‌های گذشته صورت گرفته است، گواه این مدعاست که تولید وسایل حمل و نقل در ایران، جدای از اینکه در زمینه ایجاد اشتغال و افزایش صادرات غیرنفتی و کاهش واردات اهمیت داشته است، به عنوان یک صنعت استراتژیک مورد توجه بوده است. از سوی دیگر باید به بحث هدفمندسازی یارانه‌ها به‌خصوص در بخش انرژی در سال‌های اخیر، اشاره داشت که کاهش مصرف انرژی، مهم‌ترین هدف آن می‌باشد.

انرژی به عنوان یک ماده اولیه، نقش مهمی را در زنجیره تولید وسایل حمل و نقل ایران ایفا می‌کند و رشد تولیدات وسایل حمل و نقل در ایران، با افزایش مصرف حامل‌های انرژی همراه بوده است. علاوه بر این، در دهه‌های اخیر توجه ویژه‌ای به مصرف انرژی و تأثیر آن بر بخش‌های مختلف اقتصادی و محیط زیست شده است. کشور ایران به عنوان کشوری برخوردار از منابع بزرگ نفت و گاز و یکی از کشورهای مهم جهان در مبحث انرژی است. با این حال افزایش بی‌رویه مصرف انرژی و بالا بودن شدت انرژی، یکی از معضلات گریبانگیر کشور است. از جمله مهم‌ترین آثار نامطلوب مصرف بالای انرژی، باید به پدیده آلودگی هوا، به‌خصوص در شهرهای بزرگ صنعتی اشاره نمود، که بیشترین بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران نیز در همین شهرها واقع هستند.

از آنجا که بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران، از مهم‌ترین و بزرگ‌ترین مصرف‌کنندگان انرژی هستند، تلاش برای منطقی نمودن مصرف انرژی و استفاده بهینه آن، با توجه به محدودیت منابع و مشکلات زیست محیطی ناشی از مصرف زیاد، همواره مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی بسیاری از کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران بوده است.

تأکید برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی ایران و لایحه بودجه سال ۱۳۹۳ کشور، از یک سو، و قانون هدفمند کردن یارانه‌ها از سوی دیگر، دولت را مکلف نموده است تا برنامه‌های خاصی به منظور مصرف بهینه انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی، از جمله بخش صنعت، داشته باشد. بررسی مطالعات تجربی انجام شده نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه‌ای که به بررسی نحوه ارتباط بین مصرف انرژی و رشد تولیدات در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران بپردازد، انجام نشده است. در این راستا، هدف اصلی این مطالعه تبیین ارتباط بین متغیرهای مصرف انرژی ورشد تولید در بنگاه‌های بزرگ[1] تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷٤[2] می‌باشد.

فرضیه اساسی که این مطالعه در پی ارائه پاسخ مناسب به آن می باشد، عبارتست از: با افزایش مصرف انرژی در بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، میزان تولیدات این بنگاه‌ها افزایش خواهد یافت. اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق مربوط به ۲۰۳ بنگاه با ۵۰ نفر کارکن و بالاتر از صنایع تولید وسایل نقلیه موتوری، تولید بدنه– اتاق سازی– برای وسایل نقلیه موتوری و ساخت تریلر و نیم‌تریلر، تولید قطعات و ملحقات برای وسایل نقلیه موتوری و موتور آنها، تولید و تعمیر انواع کشتی، تولید و تعمیر انواع قایق و سایر شناورها به‌جز کشتی، تولید و تعمیر تجهیزات راه‌آهن، تولید انواع موتورسیکلت، تولید انواع دوچرخه و صندلی چرخدار معلولین و تولید سایر وسایل حمل و نقل طبقه‌بندی نشده در جای دیگر می‌باشد که از طرح‌های آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی با ۵۰ نفر کارکن و بالاتر کشور برای دوره

---

۱. منظور از بنگاه‌های بزرگ در این مقاله، بر اساس دسته‌بندی مرکز آمار ایران و طبقه‌بندی بین‌المللی استاندارد صنایع ISIC، بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران با ۵۰ نفر کارکن و بالاتر می‌باشد.

۲. آمار و اطلاعات خام مورد استفاده در این مقاله از طرح‌های آمارگیری از کارگاه‌های بزرگ صنعتی با ۵۰ نفر کارکن و بالاتر کشور اخذ شده است و سپس با استفاده از برنامه‌نویسی کامپیوتری، اطلاعات نهایی استخراج شده است. ضمناً دلیل انتخاب این دوره زمانی این است که اطلاعات جمع‌آوری شده از کارگاه‌های صنعتی ایران برای سال‌های قبل از ۱۳۷٤ منطبق با طبقه‌بندی قدیم ISIC بوده و از سال ۱۳۷٤ به بعد اطلاعات با طبقه‌بندی جدید گردآوری شده است و تیم تحقیق به منظور جلوگیری از اعمال سلیقه شخصی در تطبیق اطلاعات با طبقه‌بندی قدیم و جدید، از داده‌های سال ۱۳۷٤ به بعد استفاده نموده است. همچنین تا زمان اجرای این مطالعه (خرداد ماه ۱۳۹۳)، آخرین اطلاعات بنگاه‌های صنعتی کشور برای سال ۱۳۸۸ منتشر شده است.

۱۳۷٤-۱۳۸۸ استخراج شده است. همچنین به منظور بررسی رابطه علّی بین مصرف انرژی و ارزش تولیدات، از رهیافت علّیت گرنجر، گرنجر-هشیائو و تودا و یاماماتو در سال ۱۳۸٦ و به منظور تخمین مدل اقتصاد سنجی از رویکرد داده‌های تابلویی پویا برای دوره ۱۳۸۸-۱۳۷٤ استفاده شده است.

نتایج این مطالعه می‌تواند مورد بهره‌برداری مدیران و تولیدکنندگان فعال در صنایع تولید وسایل حمل و نقل، و به‌ویژه بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران باشد. از این رو، این مطالعه، کاربردی بوده و نتایج آن در بحث مدیریت مصرف انرژی در کشور قابل استفاده می‌باشد. ضمن اینکه رویکرد دولت، کنترل و حذف یارانه‌ها، به‌خصوص یارانه انرژی در سال‌های اخیر بوده است و نتایج این مطالعه می‌تواند در این خصوص مورد استفاده قرار گیرد.

در ادامه، مقاله به‌صورت زیر سازماندهی شده است: پس از مقدمه، در قسمت دوم مقاله، به بررسی چارچوب نظری اثر مصرف انرژی بر ارزش تولیدات پرداخته شده و در ادامه، مطالعات تجربی تحقیق در قالب مطالعات داخلی و خارجی مرور می‌شود. در قسمت سوم به معرفی رهیافت علّیت گرنجر، گرنجر-هشیائو، تودا و یاماماتو و همچنین رویکرد داده‌های تابلویی پویا و مدل اقتصادسنجی پرداخته شده و در قسمت چهارم مقاله، تحلیل آماری، نتایج تخمین مدل و تحلیل نتایج ارائه می‌شوند. قسمت پنجم و پایانی مقاله نیز به جمع‌بندی و ارائه توصیه‌های سیاستی تحقیق، اختصاص یافته است.

۲- مبانی نظری و مطالعات تجربی

امروزه علاوه بر نهاده نیروی کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید در بحث‌های اقتصادی مطرح است. لذا تولید تابعی از نهاده نیروی کار، سرمایه و انرژی خواهد بود.

$$Q = f(K, L, E) \qquad (۱)$$

در این رابطه Q محصول ناخالص داخلی، K نهاده سرمایه، L نهاده نیروی کار و E انرژی است. همچنین فرض بر این است که در بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه مستقیم وجود دارد، به بیان ریاضی داریم:

$$\frac{\partial Q}{\partial K} > 0, \frac{\partial Q}{\partial L} > 0, \frac{\partial Q}{\partial E} > 0 \qquad (۲)$$

نهاده E می‌تواند توسط حامل‌های انرژی که شامل نفت، گاز، برق و زغال‌سنگ و ... است تأمین شود. از سوی دیگر مصرف انرژی تابعی معکوس از قیمت آن است و تغییر قیمت انرژی، اثری مهم در مصرف انرژی و در نتیجه تولید ناخالص داخلی دارد (ملکی، ۱۳۷۸، ٦).

استرن و کلولند (۲۰۰٤) با استفاده از ادبیات تابع تولید نئوکلاسیکی، عواملی که می‌توانند رابطهٔ بین مصرف انرژی و فعّالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند، را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها حالت کلی یک تابع تولید را به شکل زیر بیان می‌دارند:

$$(Q_1,..., Q_m) = f(A, X_1,..., X_n, E_1,..., E_p) \qquad (۳)$$

که در آن Q_i تولیدات مختلف اقتصادی از قبیل کالاهای تولیدی و خدمات، X_i نهاده‌های مختلف تولیدی از قبیل سرمایه، نیروی کار و غیره، E_i نهاده‌های متفاوت انرژی مانند نفت، زغال سنگ و غیره می‌باشد و A وضعیت تکنولوژیکی که به عنوان شاخص بهره‌وری کل عوامل تعریف شده است. در این تابع، رابطهٔ بین انرژی و تولید کل از قبیل تولید ناخالص داخلی می‌تواند به وسیلهٔ عواملی از قبیل جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر در ترکیب نهادهٔ انرژی و تغییر در ترکیب محصول تولیدی تحت تأثیر قرار گیرد. تغییر در ترکیب دیگر نهاده‌ها- برای مثال انتقال از اقتصاد کاربر به اقتصاد سرمایه‌بر- نیز می‌تواند رابطهٔ بین انرژی و تولید را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین ممکن است متغیّر نهاده‌های X بهره‌وری کل عوامل را تحت تأثیر قرار دهد، که این بحث در مجموعهٔ تغییرات تکنولوژیکی مورد بررسی قرار می‌گیرد (استرن و کلولند[1]، ۲۰۰٤، ٤۲-۱).

برای تحلیل بیشتر رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی، دیدگاه‌های مختلفی ارائه شده است. بر این اساس اثر قیمت انرژی بر رشد اقتصادی، به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. به این ترتیب، در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده واسطه‌ای در تولید به کار می‌رود، افزایش قیمت آن بر

1. Stern & Celeveland (2004)

امکانات و میزان تولید اثر خواهد گذاشت و تولید ملی را کاهش می‌دهد. ایشان در ادامه، از تابع هزینه کل برای نشان دادن آن استفاده می‌کنند و تحلیل خود را بر اساس کشش هزینه تولید نسبت به قیمت انرژی انجام می‌دهند. اگر سرمایه و کار را جانشین انرژی در نظر بگیریم، افزایش در قیمت انرژی موجب افزایش در استفاده از هر دوعامل سرمایه و نیروی کار می‌شود و افزایش هزینه‌های تولید بر اثر افزایش قیمت انرژی، تخصیص عوامل تولید را تغییر داده و سهم نسبی تولید ناشی از دو عامل کار و سرمایه افزایش خواهد یافت.

در زمینه بررسی رابطه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی در خارج و داخل کشور مطالعات متعددی صورت گرفته است که در هر یک از این مطالعات به صورت تک کشوری و بین کشوری و با بهره‌گیری از روش‌های مختلف علّیت در داده‌های سری زمانی و داده‌های تابلویی به بررسی رابطه علّی بین این دو متغیر پرداخته شده است.

اسکوالی[1] (۲۰۰۶) با استفاده از رویکرد تودا و یاماموتو به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد تولیدات را در کشورهای عضو اپک طی سال‌های (۲۰۰۳-۱۹۸۰) می‌پردازد و نتیجه می‌گیرد که رابطه بین این متغیرها در کشورهای مختلف یکسان نیست. ولد-رافائل[2] (۲۰۰۶) نیز نتیجه مشابه مطالعه قبلی را در بین ۱۷ کشور آفریقایی طی سال‌های (۲۰۰۱-۱۹۷۱) با همان رویکرد تودا و یاماموتو نتیجه‌گیری می‌نماید. هانگ و همکاران[3] (۲۰۰۸) با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته در داده‌های تابلویی (داده‌های تابلویی پویا) در ۸۲ کشور، در چهار گروه درآمدی متفاوت طی سال‌های (۲۰۰۲-۱۹۷۲) نتیجه مشابهی را می‌گیرند.

مهم‌ترین مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در خصوص بررسی رابطه علّی بین مصرف انرژی، ارزش تولیدات و رشد تولیدات، که رابطه دوطرفه بین متغیرهای مصرف انرژی و رشد تولیدات را مورد توجه قرار داده‌اند، شامل مطالعه یانگ[4] (۲۰۰۰)، فاتای و همکاران[5] (۲۰۰٤)، سیدیکوا[6] (۲۰۰٤)، آلتین آی و کاراگول[7] (۲۰۰۵)، هونو[8] (۲۰۰۵)، چونتاناوات و همکاران[9] (۲۰۰٦)، موزامدر و ماراده[10] (۲۰۰۷)، لی و لی[11] (۲۰۱۰)، سینها[12] (۲۰۰۹)، اپرجیس و پاین[13] (۲۰۱۰)، بلک و همکاران[14] (۲۰۱۰)، اسو[15] (۲۰۱۰)، هوگو آلتومونته و همکاران[16] (۲۰۱۱)، قسیم قاضی و همکاران[17] (۲۰۱۲)، خیاط و حشمتی[18] (۲۰۱٤)، طاهری‌فرد و رحمانی (۱۳۷٦)، ملکی (۱۳۷۸)، شرزه‌ای و وحیدی (۱۳۷۹)، ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰) و آرمن و زارع (۱۳۸٤) اشاره نمود.

از جمله مطالعات مهم دیگر داخل کشور، می‌توان به مطالعه بهبودی و همکاران (۱۳۸۷) اشاره نمود که با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد زیوت- اندریوز و آزمون هم‌جمعی گریگوری – هانسن طی سال‌های ۱۳۸٤-۱۳٤٦ رابطه بین متغیرهای مصرف انرژی و رشد تولیدات را مطالعه و نتیجه می‌گیرند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری، رابطه بلندمدت مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران وجود دارد. بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه دیگری با استفاده از روش هم انباشتگی در داده‌های تابلویی به‌صورت بین کشوری و در ٦٤ کشور در حال توسعه و ١٤ کشور توسعه یافته طی سال‌های (۲۰۰٦-۱۹۷۰) رابطه بین این متغیرها را بررسی نموده و نتیجه می‌گیرند که رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در بلندمدت در بین کشورها وجود دارد و همچنین میزان مصرف انرژی در کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشورهای در حال توسعه است. آرمن و زارع (۱۳۸۸) نیز با استفاده ار رویکرد تودا و یاماموتو برای سال‌های ۱۳۸۵-۱۳٤٦

1. Squalli (2006)
2. Wolde-Rufael (2006)
3. Huang et al. (2008)
4. Yang (2000)
5. Fatai et al. (2004)
6. Siddiqui (2004)
7. Altinay & Karagol (2005)
8. Hoonu (2005)
9. Chontanawat et al. (2006)
10. Mozumder & Marathe (2007)
11. Lee & Lee (2010)
12. Sinha (2009)
13. Apergis & Payne (2010)
14. Belke et al. (2010)
15. ESSO (2010)
16. Hugo Altomonte et al. (2011)
17. Qasim Qazi et al. (2012)
18. Khayyat & Heshmati (2014)

رابطه بین این متغیرها را مورد بررسی قرار داده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که یک رابطه علّیت گرنجری یک طرفه از مصرف انرژی در بخش خانگی و تجاری و مصرف انرژی در بخش حمل و نقل به رشد اقتصادی وجود دارد.

شفیعی و صبوری‌دیلمی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی ضرورت بازنگری در شیوه تولید و مصرف انرژی در اقتصاد ایران پرداخته و بر مبنای یک تحلیل آماری، توصیفی و با توجه به هدر رفت منابع انرژی توسط مصرف‌کنندگان خانگی، تجاری، تولیدی کشاورزی و صنعتی و نیز هدر رفت حین تولید و انتقال، مصرف انرژی در ایران را دارای روند صعودی دانسته‌اند و نتیجه‌گیری می‌نمایند که ایران تا سال ۱٤۰٤ به وارد کننده انرژی در دنیا تبدیل خواهد شد.

حیدری و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین مصرف برق، قیمت برق و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بین مصرف برق و رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی یک رابطه منفی وجود داشته است.

فاضلی‌ویسری و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه مشابهی به تحلیل رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف برق در ایران می‌پردازند. نتایج این مطالعه بیانگر آن است که در بلندمدت بین مصرف انرژی الکتریکی و رشد اقتصادی ایران رابطه مستقیم وجود داشته است.

در خصوص جمع‌بندی مطالعات انجام شده خارجی و داخلی می‌توان بیان کرد که:

در ایران، مطالعه‌ای که با استفاده ازروش‌های علّیت گرنجر، تودا و یاماماتو، روش گرنجر- هشیائو و داده‌های تابلویی پویا برای بررسی رابطه علّی بین مصرف انرژی و ارزش تولیدات در بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران پرداخته شده باشد، انجام نشده است. لذا این مطالعه از این جهت حائز اهمیت می‌باشد.

۳- مواد و روش‌ها

هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر مصرف انرژی بر ارزش تولیدات در بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران می‌باشد که برای این منظور از مدل رشد کلاسیکی به صورت زیر استفاده شده است:

$$Q = f(K, L, EN) \qquad (٤)$$

که در آن Q متغیر وابسته بوده و بیانگر ارزش تولیدات بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران می‌باشد. همچنین K بیانگر میزان سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، L تعداد نیروی کار و EN ارزش انرژی مصرفی در هر یک از بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران می‌باشد. فرم تصریح شده مدل مذکور به شکل زیر می‌باشد:

$$LQ = {}_{i,t} + {}_{1}LK_{i,t} + {}_{2}LL_{i,t} + {}_{3}LEN_{i,t} + U_{i,t} \qquad (٥)$$

که در آن از متغیرهای مدل ریاضی قبلی لگاریتم نپرین گرفته شده است.

در این بخش از مقاله و قبل از ورود به مبحث روش‌شناسی و تخمین مدل اقتصادسنجی، آمار و اطلاعات مورد بهره‌برداری در مقاله، در سطح ۱۱ کد چهاررقمی ISIC مربوط به صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران[1]، در جدول (۱) ارائه و در ادامه توصیف خواهند شد.

بر اساس اطلاعات جدول (۱) ملاحظه می‌شود که در سال ۱۳۸٦ و در بین صنایع مختلف تولید وسایل حمل و نقل در ایران، کمترین شدت انرژی (نسبت مصرف انرژی به ارزش تولیدات) در صنعت ٤ رقمی تولید وسایل نقلیه موتوری (۰/۰۰۱۸) و بالاترین شدت انرژی هم در صنعت تولید و تعمیر تجهیزات راه آهن (۰/۰۰۹) بوده است.

۱. قابل ذکر است که در تحقیق جاری از اطلاعات خام مربوط به ۲۰۳ بنگاه بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران از مجموعه کدهای ISIC مربوط به تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و ... شامل ۱۱ کد ٤ رقمی از طبقه‌بندی آیسیک استفاده شده است که به دلیل استفاده اطلاعات در سطح بنگاه، از یکسو نام بنگاه‌ها توسط مرکز آمار ایران در اختیار محققین قرار نمی‌گیرد و فقط کد شناسایی از آنها، آن هم برای سال‌های اخیر، ارائه می‌شود و شناسایی و رهگیری بنگاه‌ها و استخراج داده‌های آنها در طول سال‌های مختلف، زمان زیادی را از تیم تحقیق گرفته است، از سوی دیگر، به دلیل زیاد بودن تعداد بنگاه‌ها، ارائه اطلاعات آنها به‌صورت جدول، خیلی طولانی خواهد شد. از این‌رو اطلاعات مورد استفاده در سطح صنعت، و نه بنگاه، تنظیم و تحت عنوان جدول (۱) ارائه شده است. این جدول، اطلاعات آماری را برای ۱۱ کد ٤ رقمی از طبقه‌بندی آیسیک که تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران می‌باشند، ارائه نموده است.

جدول (۱): ارزش تولیدات و نسبت مصرف انرژی به فروش در سطح ۱۱ کد چهاررقمی ISIC مربوط به صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران در سال ۱۳۸٦

ردیف	نام صنعت چهار رقمی	ارزش تولیدات (میلیون ریال)	ارزش انرژی مصرفی (میلیون ریال)	شدت انرژی*
۱	تولید وسایل نقلیه موتوری	۱۳٤۸۸۷۵۰۹	۲۳۰٦٦۰	۰/۰۰۱۸
۲	تولید بدنه، اتاق‌سازی، برای وسایل نقلیه موتوری و ...	۲۹۷۹۰۷۸	۷۱٦۱	۰/۰۰۲٤
۳	تولید قطعات و ملحقات برای وسایل نقلیه موتوری و ...	۳٤۱۸۳٤۰٦	۱۷۷۲۵۹	۰/۰۰۵۲
٤	تولید و تعمیر انواع کشتی	۲۷٦۵۱۲٦	۸۷۷۳	۰/۰۰۳۲
۵	تولید و تعمیر انواع قایق و سایر شناورها به‌جز کشتی	۸٦۷۷۱	٦۲۱	۰/۰۰۷۱
٦	تولید و تعمیر تجهیزات راه‌آهن	٦۸۲۲۵۰	٦۱۰۹	۰/۰۰۹
۷	تولید وسایل نقلیه هوایی و فضایی	۵۷۹۲۳٤	۲٤٦۰	۰/۰۰٤۲
۸	تولید سایر وسایل حمل و نقل سنگین طبقه‌بندی نشده	۲۳۰۳۱٤۲	۹۷۹۳	۰/۰۰٤۳
۹	تولید انواع موتو سیکلت	۲۱۱۲۲۸۱	۸۵۸۳	۰/۰۰٤
۱۰	تولید انواع دوچرخه و صندلی چرخ‌دار معلولین	۹۸۷۷٦	۸۵۷	۰/۰۰۸۷
۱۱	تولید سایر وسایل حمل و نقل سبک طبقه‌بندی نشده	۹۲۰۸٦	۳۵۳	۰/۰۰۳۹

*: شدت انرژی به‌صورت نسبت مصرف انرژی به فروش در سطح هر یک از کدهای ٤ رقمی تعریف و محاسبه شده است.

مأخذ: آمار خام از طرح‌های آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی با ۵۰ نفر کارکن و بالاتر مرکز آمار ایران، ۱۳۸٦.

در ادامه به صورت اجمالی به معرفی آزمون‌های علّیت گرنجر- هشیائو، تودا و یاماماتو و رویکرد داده‌های تابلویی پویا پرداخته می‌شود.

۳-۱- آزمون علّیت گرنجر- هشیائو[1]

آزمون هشیائو در دو مرحله انجام می‌شود. در مرحله اول، مجموعه‌ای از رگرسیون‌های خودرگرسیو روی متغیر وابسته تخمین زده می‌شود. در معادله رگرسیون اول، متغیر وابسته یک وقفه خواهد داشت و در رگرسیون‌های بعدی به ترتیب یک وقفه اضافه خواهد شد. m رگرسیونی که تخمین زده می‌شود به شکل زیر خواهد بود:

$$Y_t = \quad + \sum_{i=1}^{m} \; _iY_{t-i} + \; _{1t} \qquad (٦)$$

در مرحله بعد، تعداد وقفه مناسب بر اساس معیار خطای نهایی پیش‌بینی (FPE)[2] تعیین می‌شود. در این روش طول وقفه بهینه متغیر X طول وقفه‌ای است که حداقل معیار خطای نهایی پیش‌بینی را ایجاد کند. حال به منظور انجام علّیت گرنجری $FPE(m^*)$ را با $FPE(m^*,n^*)$ مقایسه می‌کنیم. اگر $FPE(m^*) < FPE(m^*,n^*)$ باشد، در نتیجه X علت گرنجری Y نیست. ولی اگر $FPE(m^*) > FPE(m^*,n^*)$ باشد، X علت گرنجری Y است. نکته مورد توجه در آزمون علّیت گرنجر هشیائو آن است که در این روش لازم است تمام متغیرها پایا باشند و در صورت ناپایایی متغیرها باید ابتدا از آنها تفاضل‌گیری نمود تا پایا شوند و سپس از تفاضل پایای آنها برای انجام آزمون استفاده کرد (هشیائو،۱۹۸۱، ۱۰٦-۸۵).

و سپس برای هر معادله رگرسیون معیار خطای نهایی پیش‌بینی (FPE) را به صورت زیر محاسبه می‌نماییم:

$$FPE(m) = \frac{T+m+1}{T-m-1} * \frac{ESS(m)}{T} \qquad (۷)$$

که در آن T حجم نمونه و ESS مجموع مربعات پسماند[3] است. طول وقفه بهینه (m^*) طول وقفه‌ای خواهد بود که حداقل معیار خطای نهایی پیش‌بینی را ایجاد کند. در مرحله دوم، هنگامی که m^* تعیین شد، معادلات رگرسیونی به فرم زیر با وقفه‌هایی که بر متغیر دیگر اعمال می‌شود، تخمین زده می‌شود:

$$Y_t = \quad + \sum_{i=1}^{m} \; _iY_{t-i} + \quad _jX_{t-j} + \; _{2t} \qquad (۸)$$

سپس، معیار خطای نهایی پیش‌بینی برای هر معادله رگرسیون با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود (هشیائو، ۱۹۸۱):

1. Hsiao Granger Causality

2. Final prediction error
3. Sum of squared error

$$FPE(m^*,n)=\frac{T+m^*+n+1}{T-m^*-n-1}*\frac{ESS(m^*,n)}{T} \quad (۹)$$

۳-۲- آزمون علّیت تودا و یاماماتو (TY)

تودا و یاماماتو در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل توضیح خود رگرسیون برداری (VAR) تعدیل یافته برای بررسی رابطه علّیت گرنجری پیشنهاد کردند. آنها استدلال می‌کنند که این روش حتی در صورت وجود یک رابطه هم‌جمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR، (k) و سپس درجه پایایی ماکزیمم (d) را تعیین کرد و یک مدل خودتوضیح برداری را با تعداد وقفه های (k+d) تشکیل داد. فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر است که $k\geq d$ باشد.

(۱۰)

$$Y_t = \sum_{i=1}^{k+d} {}_iY_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} {}_iX_{t-i} + u_t$$

(۱۱)

$$X_t = \sum_{i=1}^{k+d} {}_iY_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \Delta_i X_{t-i} + {}_t$$

برای آزمون این فرضیه که X علت گرنجری Y نیست، $\theta_i = 0$ را آزمون می‌کنیم. اگر این فرضیه رد نشود، در این صورت X علّیت گرنجری Y نخواهد بود (آرمن و زارع، ۱۳۸٤: ۱٤۰).

۳-۳- رویکرد داده‌های تابلویی پویا (DPD)

در بخش دیگر این مطالعه از رهیافت داده‌های تابلویی پویا در قالب تخمین‌زننده گشتاور تعمیم یافته استفاده شده است. دلیل استفاده از این روش نسبت به روش داده‌های تابلویی ایستا این است که به دلیل محدودیت آماری در مورد متغیرهای ارزش تولیدات، ارزش انرژی مصرفی در بنگاه‌های تولیدی وسائل حمل و نقل ایران برای سال‌های ماقبل ۱۳۷٤، استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی پویا برای داده‌های با دوره زمانی اندک مناسب بوده و لازم است پویایی مدل حفظ شود. از این‌رو متخصصان اقتصادسنجی برای رفع مشکل محدودیت زمانی در مورد دوره‌های زمانی اندک، روش داده‌های تابلویی پویا را به جای رهیافت داده‌های تابلویی ایستا پیشنهاد می‌کنند. علاوه بر این، اگر مشکل درون‌زایی بین متغیر و یا متغیرهای توضیحی وجود داشته باشد، این روش می‌تواند با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری این نقیصه را برطرف نماید. در این روش به منظور حفظ سازگاری ضرایب برآورد شده لازم است از روش دومرحله‌ای استفاده شود. بدین ترتیب که ابتدا معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل مورد آزمون قرار گیرد که برای این منظور از آزمون سارگان استفاده می‌شود. سپس در مرحله بعد مرتبه خود همبستگی جملات اختلال مورد آزمون قرار گیرد. زیرا در صورتی که مرتبه خود همبستگی جملات اختلال از مرتبه دو باشد، روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت و انفرادی کشورها روش مناسبی نخواهد بود.

برای بیان جبری روش گشتاور تعمیم یافته مدل پویای زیر را در نظر می‌گیریم:

$$y_{it} = y_{it-1} + {}'X_{it} + {}_i + {}_t + {}_{it} \quad (۱۲)$$

در رابطه فوق، y متغیر وابسته، X بردار متغیرهای توضیحی، بیانگر اثرات انفرادی یا ثابت کشورها، اثرات ثابت زمان، جمله اخلال و i و t به ترتیب نشانگر کشور و دوره زمانی می‌باشد. در تصریح مدل (۱۲)، فرض می‌شود که جملات اختلال دارای همبستگی با اثرات انفرادی یا اثرات ثابت کشورها و مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته نمی‌باشد. همچنین جملات اختلال از مدل با جزء اخلال ترکیبی به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$${}_{it} = {}_i + {}_t + {}_{it} \quad (۱۳)$$

در رابطه فوق، ${}_i$ ، دارای توزیع مستقل و یکسان با میانگین صفر و واریانس ^{2} ، ${}_t$ بیانگر اثرات زمانی با میانگین صفر و واریانس ^{2} و ${}_t$ نیز جملات اختلال می‌باشد. در معادلات (۵) و (۱۳) ملاحظه می‌شود، y_{it} تابعی از ${}_i$ بوده لذا y_{it-1} نیز تابعی از ${}_i$ بوده و متغیر y_{it-1} در سمت راست معادله (۱۲) با جزء اخلال دارای همبستگی است. بنابراین تحت این شرایط، استفاده از تخمین زننده حداقل مربعات معمولی منجر به تورش و ناسازگاری برآوردکننده‌ها شده و لازم است از تخمین زننده دیگری مانند روش گشتاور

تعمیم یافته استفاده شود. این تخمین زننده مبتنی بر استفاده از مقادیر وقفه‌دار متغیر درون‌زا (y_{it}) و همچنین متغیرهای برون‌زای مدل به عنوان متغیرهای ابزاری می‌باشد. علاوه بر این در صورتی که با برخی از متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد، در آن صورت یکی از روش‌های مناسب برای حذف اثرات ثابت و انفرادی کشورها استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول خواهد بود. زیرا در این حالت، استفاده از روش با اثرات ثابت منجر به تخمین‌زننده‌های تورش‌دار از ضرایب خواهد گردید و لازم است از رابطه (۱۲) تفاضل مرتبه اول گرفته شود. لذا در این وضعیت رابطه (۱۲) به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

$$\Delta y_{it} = \Delta y_{it-1} + \Delta' X_{it} + \Delta_t + \Delta_{it} \qquad (۱۴)$$

در رابطه (۱۴)، تفاضل وقفه‌دار متغیر وابسته (Δy_{it-1}) با تفاضل مرتبه اول جملات اختلال (Δ_{it}) دارای همبستگی بوده و همچنین مشکل درون‌زایی مربوط به برخی متغیرهای توضیحی وجود دارد که در مدل ملحوظ نشده است. از این‌رو لازم است برای برطرف کردن این مشکل از متغیرهای ابزاری در مدل استفاده شود. بنابراین شرایط گشتاوری زیر در مورد رابطه (۱۴) صادق می‌باشد:

$$E(y_{it-s}\Delta_{it}) = 0 \quad s \geq 2; t = 3,4,\ldots,T \qquad (۱۵)$$

$$E(X_{it-s}\Delta_{it}) = 0 \quad , s \geq 2; t = 3,4,\ldots,T \qquad (۱۶)$$

برای تخمین پارامترهای رابطه (۱۴)، از ماتریس متغیرهای ابزاری به صورت زیر استفاده می‌شود:

(۱۷)

$$z_i = diag(y_{i1}, y_{i2},\ldots,y_{it-2}, X_{i1}, X_{u2},\ldots,X_{it-2})$$

بنابراین تخمین زننده‌های روش گشتاور تعمیم یافته که با $\hat{\Delta}$ نمایش داده می‌شود به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\Delta} = (B'zA_N z'B)^{-1} B'zA_N z'Y \qquad (۱۸)$$

در ادامه و پس از تخمین ضرایب لازم است از آزمون سارگان برای بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل و بیش از حد مشخص بودن معادله استفاده شود. علاوه بر این باید مرتبه خودرگرسیونی جملات اختلال نیز مورد آزمون قرار گیرد. زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خود همبستگی جملات اختلال از مرتبه دو نباشد. آزمون سارگان[1] (۱۹۵۸) به صورت مجانبی دارای توزیع[2] بوده که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$S = \hat{}'z(\sum_{i=1}^{N} z_i' H_i z_i)^{-1} z'\hat{} \qquad (۱۹)$$

در این آزمون، $\hat{\Delta}$ ، $\hat{} = Y - X\hat{\Delta}$ ماتریس $k \times 1$ از ضرایب برآورد شده، z ماتریس متغیرهای ابزاری و H ماتریس مربع با ابعاد (T-q-1) می‌باشد که در آن T تعداد مشاهدات و q تعداد متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد. در این آزمون اگر فرضیه صفر رد نشود، در آن صورت متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل معتبر بوده و مدل نیاز به تعریف متغیرهای ابزاری بیشتر ندارد. اما در صورت رد فرضیه صفر متغیرهای ابزاری تعریف شده ناکافی و نامناسب بوده و لازم است متغیرهای ابزاری مناسبتری برای مدل تعریف شود. علاوه بر این آرلانو و باند[2] (۱۹۹۱) آماره آزمونی را برای بررسی مرتبه خود همبستگی جملات اختلال پیشنهاد می‌کنند که به صورت مجانبی دارای توزیع نرمال استاندارد بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$m2 = \frac{\hat{}'_{-2} \hat{}^*}{\hat{}_{1/2}} \sim N(0,1) \qquad (۲۰)$$

در این آزمون $\hat{}_{-2}$ بردار جملات اختلال با دو وقفه زمانی بوده و $\hat{}^*$ بردار $\sum_{i=1}^{N}(T_i - 4)*1$ از جملات اختلال سازگار با $\hat{}_{-2}$ می‌باشد. در این آزمون در صورت رد فرضیه صفر مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه دوم بوده و در صورتی که فرضیه صفر رد نشود جملات اختلال از خود همبستگی مرتبه اول برخوردار می‌باشند. در این شرایط استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت نسبت به روش انحرافات متعامد[3] روش مطلوب و مناسبی خواهد بود (آرلانو و باند، ۱۹۹۱، ۲۹۷-۲۷۷).

با در نظر گرفتن این ملاحظات در مورد رهیافت داده‌های

1. Sargan (1958)
2. Arellano & Bond(1991)
3. Orthogonal Deviations

تابلویی پویا و با گرفتن تفاضل مرتبه اول از طرفین معادله خواهیم داشت:

(۲۱)

$$LQ = \ _{i,t} + \ _1 LK_{i,t} + \ _2 LL_{i,t} + \ _3 LEN_{i,t} + U_{i,t}$$

$$LQ_{i,t} - LQ_{i,t-1} = \ _1(LK_{i,t} - LK_{i,t-1}) + \ _2(LL_{i,t} - LL_{i,t-1}) + \ _3(LEN_{i,t} - LEN_{i,t-1}) + (\ _{i,t} - \ _{i,t-1})$$

اگر در معادله فوق، مقدار وقفه دار متغیر وابسته (لگاریتم ارزش تولیدات) را به سمت راست منتقل نماییم، خواهیم داشت:

(۲۲)

$$LQ_{i,t} = \ _1(LK_{i,t} - LK_{i,t-1}) + \ _2(LL_{i,t} - LL_{i,t-1}) + \ _3(LEN_{i,t} - LEN_{i,t-1}) + LQ_{i,t-1} + (\ _{i,t} - \ _{i,t-1})$$

در معادله فوق فرض می‌شود $Cov(\ _{i,t}, \ _{i,t-1}) = 0$ برقرار بوده و $Cov(X, \ _{i,t}) = 0$ می‌باشد. که در آن بردار X، بردار متغیرهای توضیحی مدل مذکور است. به این معنی که کواریانس بین جملات اختلال در دو دوره متوالی، صفر بوده و کواریانس متغیرهای توضیحی با جملات اختلال نیز صفر است. در روش آرلانو و باند از ماتریس متغیرهای ابزاری برای ایجاد تخمین زننده‌های سازگار استفاده شده و آماره آزمون سارگان برای تعیین مشخص بودن معادله مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این آزمون اگر فرض صفر پذیرفته شود، بیانگر این است که معادله بیش از حد مشخص بوده و مدل به متغیرهای ابزاری نیازمند است. بنابراین باید از مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته به عنوان متغیرهای ابزاری برای رفع همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال استفاده نمود. علاوه بر این با توجه به اینکه در استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول، جملات اختلال از فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول پیروی می‌کنند، لذا برای اینکه روش آرلانو و باند منجر به تخمین زننده‌های سازگار مدل شود لازم است مرتبه خودرگرسیونی جملات اختلال مورد آزمون قرار گیرد (آرلانو و باند، ۱۹۹۱، ۲۸۷-۲۸٦). لازم به ذکر است که روش آرلانو و باند در صورتی به تخمین زننده‌های سازگار می‌انجامد که مرتبه خودرگرسیونی جمله اختلال از مرتبه ۲ نباشد. زیرا بر اساس روش تفاضل مرتبه اول، جملات اختلال از فرایند مرتبه اول تبعیت می‌کنند.

٤- نتایج تجربی

در این بخش از تحقیق، ابتدا به منظور بررسی صحت مدل‌سازی مدل‌های (۲۱) و (۲۲) بر اساس رویکرد دینامیکی تفاضل مرتبه اول، که در آنها، از متغیر ارزش تولیدات به‌عنوان متغیر وابسته و از متغیر ارزش انرژی مصرفی، به‌عنوان متغیر مستقل استفاده شده است، ابتدا با استفاده از رویکرد علّیت تودا و یاماموتو، جهت علّیت گرنجری بین متغیرهای مصرف انرژی و ارزش تولیدات در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، طی دوره مورد بررسی، تعیین و در ادامه، به تخمین مدل‌های دینامیکی فوق با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی پویا پرداخته خواهد شد.

با توجه به این که دوره مورد بررسی در این تحقیق۱۵ سال می باشد و برای آزمون علّیت استاندارد گرنجری نیاز به بررسی رابطه بلندمدت و هم‌جمعی بین متغیرها می‌باشد و با توجه به این که در آزمون علّیت تودا و یاماماتو اطلاع در مورد ویژگی‌های هم‌جمعی سیستم ضروری نیست، بنابراین در این تحقیق به منظور بررسی رابطه علّیت گرنجری بین متغیرها از روش تودا و یاماماتو استفاده می‌شود.

آزمون‌های متداول ریشه واحد نظیر دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون که برای داده‌های سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند، در مورد داده‌های تابلویی از توان آزمون پایینی برخوردار بوده و دارای تورش به سمت قبول فرضیه صفر می‌باشند.

یکی از آماره آزمون‌هایی که برای حل این مشکل پیشنهاد می‌شود، استفاده از آزمون هریس-تزاوا[1] است. مزیت این آماره آزمون نسبت به سایر آماره‌های آزمون ریشه واحد در داده‌های تابلویی نظیر آزمون لوین و همکاران[2] و ایم، پسران و شین[3] این است که این آماره آزمون در نمونه‌های با حجم بیشتر و دوره زمانی اندک، نسبت به سایر آزمون‌های ریشه واحد، آزمون مناسب و قوی‌تری می‌باشد. از این‌رو در این مطالعه با توجه به محدود بودن دوره زمانی مورد مطالعه و همچنین تعداد نسبتاً زیاد بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل مورد

1. Harris-Tzava
2. Levin, Lin & Chou
3. Im, Pesaran & Shin

مطالعه، از این آماره آزمون برای بررسی پایایی متغیرهای مصرف انرژی، ارزش تولیدات، نیروی کار و سرمایه‌گذاری استفاده شده است. فرضیه صفر این آماره آزمون بیانگر این امر است که متغیر مورد نظر ناپایا است. نتایج این آزمون در جدول (۲) بیان شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران

متغیر	آماره آزمون	ارزش احتمال (PV)	رد یا عدم رد فرضیه صفر	پایایی و ناپایایی متغیر
LQ	۳/۵۱	۰/۹۹۵	عدم رد فرضیه صفر	ناپایا
LEN	۷/۰۹	۱/۰۰۰	عدم رد فرضیه صفر	ناپایا
LK	٤/۰۲	۰/۹۹۵	عدم رد فرضیه صفر	ناپایا
LL	۳/۹۰	۰/۹۹۵	عدم رد فرضیه صفر	ناپایا
D(LQ)	-۷/٤۰	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر	پایا
D(LEN)	-۳/۰٦	۰/۰۰۵	رد فرضیه صفر	پایا
D(LK)	-۱۰/۳٦	۰/۰۰۱	رد فرضیه صفر	پایا
D(LL)	-۳/۹۹	۰/۰۰۲	رد فرضیه صفر	پایا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس آزمون هریس، نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای مدل نشان می‌دهد که تمامی متغیرها، در سطح ناپایا می‌باشند. همچنین بررسی پایایی متغیرها در تفاضل مرتبه اول و بر اساس نتایج همین آزمون، بیانگر آن است که متغیرها با یک مرتبه تفاضل‌گیری، پایا شده‌اند.

در ادامه و قبل از بررسی رابطه علّی کوتاه‌مدت بین متغیرهای ارزش تولیدات صنایع تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران و ارزش انرژی مصرفی، بر اساس آزمون‌های تودا و یاماماتو و علّیت هشیائو، کشش ارزش تولیدات نسبت به متغیرهای نیروی کار، سرمایه‌گذاری و انرژی مصرفی در داده‌های تابلویی محاسبه شده است. برای این منظور ابتدا با بهره‌گیری از آماره آزمون F لیمر، مناسب بودن روش داده‌های تابلویی در مقابل روش حداقل مربعات تجمیع شده آزمون شده که نتایج دلالت بر استفاده از روش داده‌های تابلویی برای برآورد تابع تولید دارد. مقدار آماره F لیمر برابر با ۱۲/۳۱ بوده که از مقدار بحرانی بزرگ‌تر می‌باشد.

در مرحله بعد، به منظور انتخاب روش مناسب از بین روش با اثرات ثابت و تصادفی از آماره آزمون هاسمن استفاده شده که مقدار آماره آزمون هاسمن با توزیع کای دو برابر با ۱٤۹/۸۷ می‌باشد. به عبارت دیگر فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش با اثرات تصادفی رد شده و می‌توان برای تخمین تابع تولید از روش با اثرات ثابت استفاده نمود. در جدول (۳) نتایج برآورد تابع تولید به روش اثرات ثابت ارائه شده است:

جدول (۳): نتایج برآورد تابع ارزش تولیدات صنایع تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران به روش اثرات ثابت

عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال
C	۱/۲۳	۱/۰۱	۰/۰٤۷
LL	۰/۱٦	۳/۸۳	۰/۰۰۰
LK	۰/۷۳	۵/٦۳	۰/۰۰۰
LEN	۰/۳۱	۱۵/٦٦	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۳) بیانگر این است که متغیرهای نیروی کار، سرمایه‌گذاری و مصرف انرژی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش تولیدات صنایع تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران داشته و کشش ارزش تولیدات نسبت به نیروی کار، سرمایه‌گذاری و انرژی به ترتیب برابر با ۰/۱٦، ۰/۷۳ و ۰/۳۱ بوده که مجموع کشش‌ها بزرگ‌تر از یک می‌باشد. به عبارت دیگر بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس برای عوامل تولید نیروی کار، سرمایه و انرژی، در صنایع تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران در دوره زمانی مورد بررسی برقرار می‌باشد.

در ادامه به بررسی رابطه علّی کوتاه‌مدت بین متغیرهای ارزش تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران و ارزش انرژی مصرفی بر اساس آزمون‌های تودا و یاماماتو پرداخته می‌شود. به منظور استخراج جهت علّیت بین متغیرهای ارزش تولیدات و انرژی مصرفی در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران، از نتایج آزمون والد و الگوی خودرگرسیونی در داده‌های تابلویی[1]، استفاده شده است. از آنجا که در این مطالعه تعداد مشاهدات بزرگ‌تر از ۱۰۰

1. Panel VAR

می‌باشد، لذا می‌توان برای تعیین طول وقفه بهینه الگوی خودرگرسیون برداری از معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) استفاده نمود. نتایج در جدول (٤) گزارش شده است:

جدول (٤): نتایج تعیین وقفه بهینه مدل VAR

طول وقفه	معیار اطلاعاتی AIC	معیار اطلاعاتی SC	معیار اطلاعاتی HQ	معیار اطلاعاتی FPE
۰	-۲/۳٦	-۲/۷۵	-۲/۳۲	1.10e-06
۱	-۱۰/۸۹*	-۱۰/٤٤*	-۱۰/۷۱*	2.18e-10*
۲	-۱۰/۸۸	-۱۰/۰۷	-۱۰/۵۵	2.20e-10

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (٤) می‌توان بیان کرد که وقفه بهینه مدل خودرگرسیون برداری برای تمامی معیارهای اطلاعاتی برابر با یک می‌باشد.

در ادامه با توجه به وقفه بهینه تعیین شده برای مدل VAR و نیز تعیین ماکزیمم مرتبه پایایی مدل، دو مدل رگرسیون برای بررسی رابطه علّی بین دو متغیر مصرف انرژی و ارزش تولیدات در صنایع حمل و نقل ایران برآورد شده که نتایج به‌صورت جدول (۵) می‌باشد:

جدول (۵): نتایج برآورد مدل برای بررسی رابطه علّی از سوی مصرف انرژی به تولید در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران

عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال (PV)
C	۳/٦٦	۵/۹٤	۰/۰۰۰
LVP(-1)	۰/۵۵	٦/٤۱	۰/۰۰۰
LVP(-2)	۰/۰۲	۰/۲۳	۰/۸۷
LENER(-1)	۰/۲۲	۳/٤۵	۰/۰۰۷
LENER(-2)	۰/۰٤	۰/٦۲	۰/۵۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق بیانگر این است که وقفه مرتبه اول متغیر مصرف انرژی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر ارزش تولیدات در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران است. در حالی‌که وقفه مرتبه دوم متغیر ارزش انرژی مصرفی، تأثیر معنی‌دار بر ارزش تولیدات صنایع نامبرده ندارد.

در ادامه برای بررسی رابطه علّی از سوی متغیر مصرف انرژی به متغیر ارزش تولیدات در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران از آزمون والد استفاده شده است. این آزمون دارای توزیع کای-دو بوده و برای انجام این آزمون، مجموع ضرایب وقفه اول و دوم متغیر لگاریتم مصرف انرژی برابر با صفر قرار داده شده است. نتایج این آزمون در جدول (٦) خلاصه شده است:

جدول (٦): نتایج آزمون والد برای بررسی رابطه علّی از سوی مصرف انرژی به تولید

مقدار آماره آزمون کای-دو	درجه آزادی (تعداد محدودیت-ها)	مقدار بحرانی	ارزش احتمال (PV)
٦/۳۱	۱	۳/۸٤	۰/۰۱۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (٦) می‌توان بیان کرد که مقدار آماره کای- دو از مقدار بحرانی بزرگ‌تر بوده و لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه علّی از سوی مصرف انرژی به ارزش تولیدات در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران در سطح معنی‌دار ۵ درصد رد می‌شود. بنابراین رابطه علّی از سوی مصرف انرژی به تولید در این صنایع برقرار می‌باشد.

به منظور بررسی رابطه علّی از سوی ارزش تولیدات به مصرف انرژی، مجدداً مدل با در نظر گرفتن متغیر مصرف انرژی به عنوان متغیر وابسته برآورد شده است که نتایج دلالت بر عدم معنی‌داری ضرایب وقفه‌دار متغیر ارزش افزوده دارد. مقدار آماره کای- دو در این حالت برابر با ۲/٥٤ بوده که از مقدار بحرانی آن (۳/۸٤) کوچکتر است. از این‌رو فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه علّی از سوی ارزش افزوده به تولید در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران در سطح معنی‌دار ۵ درصد رد نشده و رابطه علّی صرفاً یک رابطه علّی یک سویه از مصرف انرژی به تولید در این صنایع می‌باشد.

در ادامه، با استفاده از روش علّیت گرنجر- هشیائو برای بررسی رابطه علّی کوتاه مدت بین متغیرهای ارزش تولیدات صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران و ارزش انرژی مصرفی و بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک، وقفه بهینه برای متغیرهای لگاریتم ارزش تولیدات و مصرف انرژی صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران تعیین شده است. نتایج در جدول (۷) گزارش شده است:

جدول (۷): تعیین وقفه بهینه برای متغیر وابسته در هر دو معادله

متغیر وابسته در هر معادله	طول وقفه بهینه (m*)	معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)	معیار خطای پیش بینی نهایی (FPE(m*)) برای هر معادله
LQ	۱	۲/۵۸	۰/۷۸
LEN	۱	۲/۵۹	۰/۷۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول مربوط به تعیین وقفه بهینه دلالت بر این دارد که برای دو متغیر لگاریتم ارزش تولیدات و مصرف انرژی در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران، وقفه بهینه برابر با یک بوده و معیار اطلاعاتی آکائیک به ترتیب برابر با ۲/۵۸ و ۲/۵۹ می‌باشد. لازم به ذکر است که با اضافه نمودن وقفه‌های بالاتر برای هر دو متغیر در هر معادله رگرسیون، مقدار آماره آکائیک و خطای پیش‌بینی افزایش یافته و کمترین مقدار خطای پیش‌بینی نهایی برای هر معادله زمانی است که هر دو متغیر در هر معادله با یک وقفه برآورد شوند.

در ادامه، در هر معادله، مقدار وقفه‌دار هر دو متغیر لگاریتم مصرف انرژی و ارزش تولیدات صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران اضافه شده و وقفه بهینه برای متغیرهای توضیحی محاسبه می‌شود. پس از محاسبه وقفه بهینه متغیرهای توضیحی (n*)، خطای پیش‌بینی نهایی برای m* و n* با m* مقایسه شده و در صورتی که FPE(m*,n*) کمتر از FPE(m*) باشد، علّیت از سوی متغیر X به Y برقرار می‌باشد. در جدول (۸) برای هر دو معادله رگرسیون وقفه بهینه برای متغیرهای توضیحی تعیین شده و مقدار FPE(m*,n*) برای هر دو حالت محاسبه شده است:

جدول (۸): تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای توضیحی در هر دو معادله

متغیر وابسته در هر معادله	طول وقفه بهینه (n*)	معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)	معیار خطای پیش بینی نهایی (FPE(m*,n*))
LQ	۱	۲/۵۵	۰/۷۵
LEN	۱	۲/۶	۰/۸۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۸) ملاحظه می‌شود که وقفه بهینه هر دو متغیر توضیحی در هر دو معادله برابر با یک بوده و معیار اطلاعاتی آکائیک به ترتیب برابر با ۲/۵۵ و ۲/۶ می‌باشد. به عبارت دیگر در معادله مربوط به متغیر لگاریتم ارزش افزوده، متغیر لگاریتم مصرف انرژی را می‌توان با یک وقفه لحاظ نمود و لحاظ نمودن وقفه‌های بالاتر این متغیر منجر به افزایش معیار اطلاعاتی آکائیک می‌شود. علاوه بر این، خطای پیش‌بینی نهایی (FPE(m*,n*)) در معادله لگاریتم ارزش افزوده برابر با ۰/۷۵ بوده که کمتر از (FPE(m*) یعنی ۰/۷۸ است. از آنجا که (FPE(m*,n*) کوچکتر از FPE(m*) می‌باشد، لذا رابطه علّی از سوی متغیر مصرف انرژی به ارزش تولیدات در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران برقرار است.

همچنین برای معادله مربوط به لگاریتم مصرف انرژی، مقدار FPE(m*,n*) برابر با ۰/۸۱ بوده که بزرگ‌تر از FPE(m*) یا ۰/۷۹ است، از این‌رو بر اساس رهیافت علّیت گرنجر- هشیائو رابطه علّی از سوی ارزش تولیدات به مصرف انرژی در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران برقرار بوده و صرفاً رابطه علّی در این صنایع و در دوره مورد بررسی، یک رابطه علّی یک سویه می‌باشد.

این نتیجه در مدل‌های (۲۱) و (۲۲) مورد استفاده قرار گرفته است. بر این اساس در مدلسازی مدل‌های (۲۱) و (۲۲)، که در ادامه مقاله با رویکرد داده‌های تابلویی پویا به تخمین آنها در سطح بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران پرداخته خواهد شد، متغیرهای وابسته و مستقل به ترتیب ارزش تولیدات و ارزش انرژی مصرفی می‌باشند که برای اندازه‌گیری متغیر ارزش انرژی مصرفی و استفاده آن در تخمین روابط فوق، از شاخص شدت انرژی مصرفی، که به‌صورت نسبت انرژی مصرفی به ارزش تولیدات بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران، محاسبه شده است، استفاده خواهد شد.

در ادامه به منظور بررسی رابطه بین ارزش انرژی مصرفی و ارزش تولیدات در بنگاه‌های تولیدی وسائل حمل و نقل ایران، با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی پویا به تخمین مدل پرداخته خواهد شد. در این روش، قبل از تخمین مدل باید مشخص بودن معادله یا معتبر بودن متغیرهای ابزاری مورد

استفاده در مدل[1] مورد آزمون قرار گیرد. برای این امر از آماره آزمون سارگان[2] که مبتنی بر آزمون J می‌باشد استفاده می‌شود. نتایج آزمون سارگان در جدول (۹) ارائه شده است:

جدول (۹): نتایج آزمون سارگان در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران

مقدار آماره [2]	درجه آزادی	ارزش احتمال (pv)
۱۰/٦٦	۱۰	۰/۲۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۹)، ملاحظه می‌شود فرضیه صفر مبنی بر مشخص بودن معادله رد نمی‌شود. بنابراین استفاده از متغیرهای ابزاری برای کنترل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال در مدل ضروری بوده و متغیر ابزاری تعریف شده در مدل (مقدار وقفه‌دار اول متغیر وابسته) معتبر می‌باشد. در ادامه به تخمین مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته می‌شود. نتایج به صورت جدول (۱۰) می‌باشد:

جدول (۱۰): نتایج تخمین مدل (متغیر وابسته LQt)[3] در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران

نام متغیر	ضریب	ارزش احتمال (PV)
LK	۱/۰٦	۰/۰۰۱
LQ_{t-1}	۰/۳۰	۰/۰۰۱
LL	۰/۱۸	۰/۰۰۲
LEN	۰/۲٤	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج فوق می‌توان بیان کرد که در سال‌های ۱۳۸٦-۱۳۷۹ و در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران، متغیرهای سرمایه‌گذاری، نیروی کار، مصرف انرژی و مقدار وقفه‌دار متغیر ارزش تولیدات تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش تولیدات در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران داشته‌اند، که این نتایج با انتظارات نظری کاملاً سازگار است. همچنین با ملاحظه کشش‌های به‌دست آمده در جدول (۱۰)، ملاحظه می‌شود که: اولاً ضریب کشش به‌دست آمده برای متغیر مصرف انرژی معادل ۰/۲٤ است. ثانیاً کشش ارزش تولیدات نسبت به نیروی کار معادل ۰/۱۸ است. ثالثاً کشش ارزش تولیدات نسبت به متغیر سرمایه‌گذاری برابر ۱/۰٦ بوده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقدار عددی این کشش نسبت به سایر متغیرها بیشتر است. به این مفهوم که افزایش سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران طی دوره مورد بررسی، اثر بیشتری بر ارتقاء ارزش تولیدات این بنگاه‌ها، در مقایسه با افزایش استخدام نیروی کار یا مصرف انرژی داشته است. این نکته بیانگر این است که تغییرات تکنولوژی تولید در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، از کاربر به سرمایه‌بر می‌تواند منجر به افزایش ارزش محصولات این بنگاه‌ها گردد. البته بررسی قابلیت جانشینی عوامل تولید و توجیه اقتصادی این امر از جهت مقایسه قیمت عوامل تولید، در این مطالعه بررسی نشده است.

ضریب مربوط به مقدار وقفه‌دار ارزش تولیدات نیز معادل ۰/۳۰ برآورد شده است که نشان می‌دهد در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران و طی دوره مورد بررسی، ارزش تولیدات بنگاه‌های مذکور به مقدار ارزش تولیدات این بنگاه‌ها در دوره قبل بستگی دارد و از این رو متغیر ارزش تولیدات برآورد شده در این تحقیق، از یک مدل پویا تبعیت می‌نماید.

در ادامه این مطالعه وجود مرتبه خودرگرسیونی بین جملات اختلال در روش آرلانو و باند مورد آزمون قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج به دست آمده از بررسی خود رگرسیونی بین جملات اختلال، مرتبه خودرگرسیونی از مرتبه یک بوده و از مرتبه دو نمی‌باشد. بنابراین با توجه به اینکه در روش آرلانو و باند از تفاضل مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت استفاده می‌شود، لذا در صورتی که خودرگرسیونی از مرتبه‌ای بیش از دو باشد، در آن صورت تخمین زننده‌های مربوطه دارای خاصیت سازگاری نخواهند بود (آرلانو و باند، ۱۹۹۱، ۲۸۷). با توجه به این نکته در این مطالعه وجود خودرگرسیونی مرتبه اول تأیید شده و تخمین زننده‌ها دارای ویژگی سازگاری می‌باشند. به عبارت دیگر روش آرلانو و باند روش مناسبی

---

۱. در این مطالعه از مقدار وقفه‌دار اول متغیر لگاریتم ارزش تولیدات در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران به عنوان متغیر ابزاری در مدل استفاده شده است.

2. Sargan Test

۳. شایان ذکر است که بر اساس روش آرلانو و باند (AB) متغیرهای وابسته و توضیحی در شکل استاندارد خود به صورت تفاضل مرتبه اول می‌باشند.

برای تخمین مدل بوده و نیازی به تخمین مدل بر مبنای سایر روش‌های پویا نظیر بلاندل و باند نمی‌باشد. نتایج آزمون آرلانو و باند در جدول (۱۱) ارائه شده است:

جدول (۱۱): نتایج آزمون آرلانو و باند (تعیین مرتبه خودهمبستگی بین جملات اختلال تفاضل‌گیری شده)

مرتبه خود همبستگی	مقدار آماره آزمون Z	ارزش احتمال
۱	-۱/۰۸	۰/۰۵
۲	-۱/۲۳	۰/۱۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۱۱) می‌توان بیان کرد که مقدار آماره آزمون Z برای مرتبه اول برابر با ۱/۰۸- بوده و برای مرتبه دوم ۱/۲۳- می‌باشد، لذا فرضیه صفر برای مرتبه اول رد گردیده در حالی‌که برای مرتبه دوم این فرضیه قابل رد نمی‌باشد. از این‌رو می‌توان بیان کرد که مرتبه خودهمبستگی بین جملات اختلال از مرتبه یک بوده و روش آرلانو و باند روش مناسبی برای تخمین مدل و حفظ سازگاری ضرایب می‌باشد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه با هدف بررسی رابطه علّی کوتاه‌مدت بین متغیرهای رشد تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران و مصرف انرژی این بنگاه‌ها طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷٤ می‌باشد. برای این منظور از رهیافت علّیت گرنجر و گرنجر- هشیائو در داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، دلالت بر این دارد که بر اساس هر دو رهیافت مورد مطالعه، یک رابطه علّی یک طرفه از سوی مصرف انرژی به ارزش تولیدات این بنگاه‌ها برقرار می‌باشد. به عبارت دیگر افزایش مصرف انرژی علّیت افزایش ارزش تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران می‌باشد. نتایج به دست آمده در این مطالعه با مطالعات تجربی مرور شده در این مقاله، سازگار می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده از این مطالعه می‌توان بیان کرد که مصرف انرژی از عوامل تعیین کننده ارزش تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷٤ بوده است. از آنجا که افزایش مصرف انرژی می‌تواند منجر به بهبود تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران شود، لذا مهم‌ترین توصیه سیاستی این مطالعه آن است که برنامه‌ریزان اقتصادی با اعمال سیاست‌های بهینه مصرف انرژی ضمن افزایش بازدهی مصرف انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید، زمینه‌های تقویت و افزایش ارزش تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران را فراهم آورند تا از این طریق منجر به افزایش رشد بخش حمل و نقل در ایران گردند.

همچنین بر اساس نتایج این مطالعه، افزایش سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران طی دوره مورد بررسی، اثر بیشتری بر ارتقاء ارزش تولیدات این بنگاه‌ها، در مقایسه با افزایش استخدام نیروی کار و یا مصرف انرژی داشته است. این نکته بیانگر این است که تغییرات تکنولوژی تولید در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، از کاربر به سرمایه‌بر می‌تواند منجر به افزایش ارزش محصولات این بنگاه‌ها گردد. البته بررسی قابلیت جانشینی عوامل تولید به لحاظ فنی در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران و توجیه اقتصادی این امر از جهت مقایسه قیمت عوامل تولید، در این مطالعه بررسی نشده است.

از سوی دیگر بر اساس نتایج مطالعه جاری، ملاحظه می‌شود که در سال ۱۳۸٦ و در بین صنایع مختلف تولید وسایل حمل و نقل در ایران، کمترین شدت انرژی (نسبت مصرف انرژی به ارزش تولیدات) در صنعت ٤ رقمی تولید وسایل نقلیه موتوری (۰/۰۰۱۸) و بالاترین شدت انرژی هم در صنعت تولید و تعمیر تجهیزات راه‌آهن (۰/۰۰۹) بوده است. قابل ذکر است که بالا بودن این شاخص می‌تواند نشان از هدر رفت انرژی و مصرف بیش از حد آن باشد که بالاترین میزان این شاخص در صنعت تولید تجهیزات راه‌آهن بوده است. از آنجا که بر اساس بررسی‌های انجام شده، در صنعت تولید تجهیزات راه‌آهن ایران در سال ۱۳۸٦ تعداد ۸ بنگاه با بیش از ۵۰ نفر کارکن فعالیت داشته‌اند که هیچکدام از آنها مالکیت خصوصی نداشته‌اند و دولتی بوده‌اند، از این‌رو به مدیران این صنعت، و سایر صنایع تولید تجهیزات و وسایل حمل و نقل در ایران، توصیه می‌شود به منظور کاهش شاخص شدت انرژی و صرفه‌جویی در مصرف انرژی در فرآیند تولید، برنامه‌ریزی ویژه‌ای داشته باشند.

منابع

آرمن، سیدعزیز و زارع، روح‌الله (۱۳۸٤). بررسی علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳٤٦. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران*، سال هفتم، شماره ۲٤، ۱٤۳-۱۱۷.

آرمن، سیدعزیز و زارع، روح‌الله (۱۳۸۸). مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علّیت بر اساس روش تودا و یاماموتو. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ششم، شماره ۲۱، ۹۲-٦۷.

ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر (۱۳۸۰). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فراورده‌های عمده نفتی ایران. *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۱، ٤۵- ۱٤.

بهبودی، داود؛ اصغرپور، حسین و قزوینیان، حسن (۱۳۸۷). شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران (۱۳۸٤-۱۳٤٦). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳، ۸۳-۵٤.

بهبودی، داود؛ محمدزاده، پرویز و جبرائیلی، سودا (۱۳۸۸). بررسی رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ششم، شماره ۲۳، ۲۱-۱.

حیدری، حسن؛ نجار فیروزجایی، محمد و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین مصرف برق، قیمت برق و رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه سیاست‌ها و پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال نوزدهم، شماره ۵۹، ۲۰۰-۱۷۵.

شرزه‌ای، غلامعلی و وحیدی، محمدرضا (۱۳۷۹). بررسی ارتباط متقابل بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های پانل در کشورهای منتخب عضو اوپک. *نشریه مدیریت و توسعه*، سال اول، شماره ۷، ۲۳-۱٦.

شفیعی، سعیده و صبوری‌دیلمی، محمدحسن (۱۳۸۹). ضرورت بازنگری در شیوه تولید و مصرف انرژی در اقتصاد ایران. *ماهنامه بررسی مسایل و سیاست‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۱ و ۱۲، ٤۲-۲۱.

طاهری‌فرد، احسان و رحمانی، علی (۱۳۷٦) . بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و موجودی سرمایه برای کشور ایران طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳٤٦. *دومین همایش ملی انرژی ایران*، تهران.

فاضلی‌ویسری، سمیرا؛ دودابی‌نژاد، امیر و سجادی، سید حسین (۱۳۹۲). تحلیل رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف برق در ایران. *نخستین کنفرانس ملی انجمن انرژی ایران*، تهران، ٦-۱.

ملکی، رضا (۱۳۷۸). بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی. *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

منصف، عبدالعلی، ترکی، لیلا و علوی، جابر (۱۳۹۲). تحلیل اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D-8: علیت گرنجر پانلی با رویکرد بوت استرپ (۲۰۱۰-۱۹۹۰). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۹۲-۷۳.

Altinay, G. & Karagol, E. (2005). Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Turkey. ***Energy Economics***, 27, 849-856.

Apergis, N. & Payne, J. E. (2010). Renewable Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from a Panel of OECD Countries. ***Energy Policy***, 38, 656–660.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. ***Review of Economic Studies,*** 58, 277–297.

Belke, A., Dreger, Ch. & Haan, F. (2010). Energy Consumption and Economic Growth –New Insights into the Cointegration Relationship. ***Ruhr economic papers***, 190, 1-22.

Chontanawat, J., Hunt, L. & Pierse, R. (2006). Causality between Energy Consumption and GDP: Evidence from 30 OECD and 78 Non-OECD Countries. ***Survey Energy Economics Center***, 1-64.

ESSO, J. L. (2010). The Energy Consumption-Growth Nexus in Seven Sub-Saharan African Countries. ***International Journal of Energy***

Economics and Policy, 30(2), 1191-1209.

Fatai, K., Oxley, L. & Scrimgeour. F.G. (2004). Modeling the Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, the Philippines and Thailand. *Mathematics and Computer in Simulation*, 64, 431-445.

Hoonu, S. (2005). Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from Korea. *Energy Policy*, 33, 1627-1632.

Hsiao, C. (1981). Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection. *Journal of Monetary Economics*,7(8), 85-106.

Huang, B., Hwang, M. J. & Yang, C. W. (2008). Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Growth Revisited: A Dynamic Panel Data Approach. *Ecological Economics*, 67(1), 41-54.

Hugo Altomonte, H., Nelson, C., Diego, R. & Giovanni, S. (2011). The Dynamics of Industrial Energy Consumption in Latin America and their Implications for Sustainable Development. *Cepal Review*, 105.

Khayyat, N. T., & Heshmati, A. (2014). Production Risk, Energy Use Efficiency and Productivity of Korean Industries. IZA DP, *Working Paper*, No. 8081.

Lee, C. & Lee, J. (2010). A Panel Data Analysis of the Demand for Total Energy and Electricity in OECD Countries. *Energy Journal*, 31, 1–23.

Mozumder, P. & Marathe, A. (2007). Causality Relationship between Electricity Consumption and GDP in Bangladesh. *Energy Policy*, 36(1) 395-402.

Qasim Qazi, A., Khalid, A. & Mudassar, M. (2012). Disaggregate Energy Consumption and Industrial Output in Pakistan: An Empirical Analysis. *Economics, Discussion Paper*, 2012-29.

Siddiqui, R. (2004). Energy and Economic Growth in Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 43(2), 175–200.

Sinha, D. (2009). The Energy Consumption-GDP Nexus: Panel Data Evidence from 88 Countries. MPRA, Paper No. 18446.

Squalli, J. (2006). Electricity Consumption and Economic Growth: Bounds and Causality Analyses of OPEC Members. *Energy Economics*. 29(6), 1192–1205.

Stern, D. I. & Celeveland C. J. (2004). Energy and Economic Growth. *Department of Economics*, Sage 3208, Rensselaer Polytechnic Institute

Wolde-Rufael, Y. (2006). Electricity Consumption and Economic Growth: A Time Series Experience for 17 African Countries. *Energy Policy*, 34, 1106-1114.

Yang, H. Y. (2000). A Note on the Causal Relationship between Energy and GDP in Taiwan. *Energy Economics*, 22, 309-317.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی