Archive of SID

فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۷، زمستان ۱۳۸۹، ۱۵٤ - ۱۱۵

بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و تقاضای بنزین و گازوئیل در ناوگان حمل و نقل (زمینی– جاده‌ای)

دکتر عباسعلی ابونوری * عطیه همدانی **

دریافت: ۸۸/۲/۱۶ پذیرش: ۸۹/٤/۷

تقاضای مواد سوختی / رشد اقتصادی / مدل خودرگرسیون‌برداری / آزمون علیت گرنجری / آزمون هم انباشتگی یوهانسن

چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی رابطه بین تقاضای بنزین و گازوییل و رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۳ با استفاده از روش‌های تخمین الگوی VAR و آزمون علیت گرنجر و آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون و مدل تصحیح خطا است. نتایج حاصل حاکی از یک رابطه بلند مدت بین مصرف سالیانه بنزین و تولید ناخالص داخلی است که اثر مصرف بنزین بر روی تولید ناخالص داخلی منفی است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد که بیشترین تاثیر بر روی تغییرات تولید ناخالص داخلی ناشی از خود آن است و بیشترین تغییرات مصرف بنزین توسط تولید ناخالص داخلی توضیح داده می‌شود. در حالیکه با حضور متغیر گازوییل، بیشترین تاثیر بر روی تغییرات تولید ناخالص داخلی ناشی از خود آن است و بیشترین تغییرات مصرف گازوییل توسط خود این متغیر توضیح داده می‌شود. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر در کوتاه‌مدت نشان‌دهنده یک رابطه علی یک طرفه از سوی تولید ناخالص داخلی به سمت مصرف بنزین می‌باشد اما هیچ گونه رابطه علی دو طرفه‌ای بین

* دکترای اقتصاد، استادیار دانشگاه، عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکز
aabounoori@yahoo.com
** کارشناس ارشد اقتصاد انرژی
thmdny@gmail.com
■ دکتر ابونوری، مسئول مکاتبات.

www.SID.ir

Archive of SID

مصرف سالیانه گازوییل و تولید ناخالص داخلی وجود ندارد. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر را تایید می‌کند. بین تولید ناخالص داخلی (GDP) و مصرف سالیانه بنزین و مصرف سالیانه گازوییل براساس آزمون یوهانسن در بلندمدت رابطه وجود دارد.

طبقه‌بندی JEL: L91, O40 .

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

امروزه تاثیر نفت و حامل‌های انرژی به ویژه بنزین، گازوییل و ... در اقتصاد کشور بر کسی پوشیده نیست. در نتیجه در تدوین سیاست‌های انرژی توجه به پیوستگی متقابل توسعه بخش‌های تولیدی، زیربنایی و اجتماعی با مصرف بهینه انرژی ضرورت تام دارد. بنابراین تحقق توسعه اقتصادی پایدار، در گرو آن است که تولید و بهره‌برداری از انرژی همراه با سایر نهاده‌ها نظیر تکنولوژی، منابع انسانی، مواد اولیه، منابع مالی و ... به طور هماهنگ و همساز برنامه‌ریزی شود.

ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در قالب تابع تولید، که رابطه فنی میان سطح تولید با مقدار مصرف هر یک از عوامل را نشان می‌دهد، قابل بررسی است. اگر انرژی را همانند سایر عوامل تولید (همچون نیروی کار و سرمایه) در چارچوب تابع تولید در نظر بگیریم، افزایش مصرف انرژی سطح تولید را افزایش می‌دهد.

اثرات متقابل انرژی و رشد اقتصادی بر یکدیگر به شکل‌گیری مباحث جدیدی در اقتصاد تحت عنوان رابطه علیت انجامیده که در دهه‌های اخیر بحث های زیادی را به خود اختصاص داده است. در این چارچوب، مطالعه ارتباط متقابل بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران نیز از اهمیت قابل توجهی برخوردار است.

۱. هدف، سوالات و فرضیه تحقیق

بین تولید ناخالص داخلی و نهاده انرژی یک رابطه دو طرفه وجود دارد (که در بخش مبانی نظری مقاله در مورد آن بیشتر توضیح داده خواهد شد) و حمل و نقل نیز یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی هر کشور در زمینه مصرف انرژی به حساب می‌آید و سهم بزرگی را در مصرف حامل‌های سوختی با ارزش دارد و رابطه دو طرفه‌ای میان پیشرفت و توسعه اقتصادی و گسترش خدمات حمل و نقل وجود دارد. امروزه بخش جاده‌ای مهم‌ترین شاخه حمل و نقل است و از سوی دیگر این بخش در هر کشوری بالاترین سهم را از لحاظ جابجایی مسافر و کالا دارد و به همان نسبت بیشترین مصرف سوخت را به خود اختصاص داده است و سوخت مصرفی وسایل نقلیه در بخش زمینی عموماً بنزین و

www.SID.ir

Archive of SID

گازوییل است. با توجه به این مطالب، در طی مقاله حاضر هدف بررسی این رابطه دو طرفه و میزان و جهت رابطه بین رشد اقتصادی و تقاضای بنزین و گازوییل می‌باشد. از طرفی با توجه به مباحث تئوریک در زمینه رابطه علّی و معلولی بین رشد و مصرف انرژی در مقاله حاضر به دنبال یافتن و بررسی این رابطه در بلندمدت و کوتاه‌مدت هستیم، به‌گونه‌ای که هدف نشان دادن تغییرات تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در اثر تغییرات مصرف بنزین و گازوییل (شوک‌ها) می‌باشد.

با توجه به مطالب ذکر شده، در طول این مقاله به دنبال یافتن پاسخ سوالات زیر می‌باشیم:

۱- آیا افزایش مصرف سوخت موجب رشد اقتصادی کشور، افزایش بیشتر تولید ناخالص داخلی، خواهد شد؟

۲- آیا افزایش تولید ناخالص داخلی منجر به افزایش مصرف سوخت خواهد شد؟

که برای پاسخگویی به سوالات فوق از مدل VAR[1] و تصحیح خطا[2] استفاده کرده‌ایم که نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی[3] (بررسی متغیرها در کوتاه‌مدت) و تجزیه واریانس[4] (بررسی متغیرها در بلندمدت و پیش‌بینی رفتار آنها در آینده) و مدل تصحیح خطا (پیش‌بینی عکس‌العمل متغیرها در اثر ایجاد شوک) پاسخگوی سوالات تحقیق می‌باشند.

فرضیه‌ای که در این مقاله مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت عبارت است از: بین رشد اقتصادی و تقاضای بنزین و گازوییل در ناوگان حمل و نقل ایران (زمینی- جاده‌ای) رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد.

برای بررسی صحت فرضیه تحقیق از آزمون علیت گرنجر[5] و یوهانسن[6] و مدل تصحیح خطا استفاده شده است که نتایج آن در ادامه مقاله قابل بررسی است.

1. Vector Autoregression Model (VAR).
2. Vector Error Correction Model (VECM).
3. Impulse Response Function (IRF).
4. Variance Decomposition (VD).
5. Granger Causality Test.
6. Johansen Cointegration Test.

www.SID.ir

Archive of SID

۲. مبانی نظری رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی

همانطور که می‌دانیم اقتصاد هر کشور رابطه مستقیمی با مقدار تولیدات آن کشور و بهبود وضعیت اقتصادی آن کشور دارد. طبق مدل‌های رشد نئو کلاسیک، سرمایه و نیروی کار (اعم از متخصص و غیرمتخصص) از مهم‌ترین عوامل موثر بر رشد اقتصادی هستند که در توابع رشد در نظر گرفته می‌شوند. نئوکلاسیک‌ها معتقد هستند که انرژی از طریق تاثیری که بر روی نیروی کار و سرمایه می‌گذارد، به طور غیر مستقیم بر رشد اقتصادی موثر است و مستقیما اثری بر رشد اقتصادی ندارد.

در نظریه‌های جدید رشد، عامل انرژی نیز با درجه اهمیت متفاوتی وارد مدل شده است. تغییر و تنوع در انرژی که در اثر تحولات تکنولوژی به وجود می‌آید، باعث تغییر در تولید می‌شود. به این معنا که با ارتقای سطح دانش فنی، بشر قادر به کارگیری سایر منابع انرژی‌زا شده که این امر خود باعث ایجاد تنوع در انرژی می‌شود و تنوع انرژی نیز عاملی برای تحولات تکنولوژیک می‌باشد. در نتیجه رابطه بین انرژی و تکنولوژی به صورت متقابل می‌باشد یعنی هر دو عامل هستند و هم معلول و بر یکدیگر اثر مستقیم دارند که ایجاد تنوع و تغییر در آن‌ها، تولید را دستخوش تغییر می‌نمایند و در نهایت اقتصاد نیز دچار تحول می‌گردد.

استرن[1] بیان می‌کند که در مدل بیوفیزیکی رشد انرژی تنها و مهم‌ترین عامل رشد است و از آنجا که هر فرآیند تولیدی به انرژی نیاز دارد، بنابراین انرژی همیشه یک عامل اساسی در فرایند تولید می‌باشد. از نظر وی، نیروی کار و سرمایه عوامل واسطه‌ای هستند که برای به کارگیری به انرژی نیاز دارند. استرن و کلولند با استفاده از ادبیات تابع تولید نئوکلاسیکی، عواملی که می‌توانند رابطه بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهند، مورد بررسی قرار دادند.

$$(Q_1,...,Q_m) = f(A, X_1,..., X_n, E_1,..., E_p) \qquad (۱)$$

که در آن Q_i تولیدات مختلف اقتصادی و x_i عوامل تولید و E_i عامل انرژی مانند نفت، بنزین و ... و A وضعیت تکنولوژیکی می‌باشند.

1 . Stern, D.I. and Cleveland, C.J. (2004).

www.SID.ir

Archive of SID

در این تابع، رابطه بین انرژی و تولید کل می‌تواند به وسیله عوامل زیر تحت تاثیر قرار گیرد:

جانشینی بین انرژی و دیگر عوامل، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر در ترکیب حامل‌های انرژی، تغییر در ترکیب محصول تولیدی، تغییر در میزان و ترکیب عوامل دیگر.

پیندیک[1] معتقد است، اثر قیمت انرژی بر رشد اقتصادی، به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. به نظر وی، در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده واسطه‌ای به کار می‌رود، افزایش قیمت آن (کاهش مصرف انرژی) بر امکانات و میزان تولید اثر گذاشته و تولید ملی را کاهش می‌دهد. وی برای نشان دادن آن از تابع هزینه کل استفاده کرده و تحلیل خود را براساس کشش هزینه تولید نسبت به قیمت انرژی انجام می‌دهد.

مطالعات متعددی برای تعیین و تبیین رابطه جانشینی یا مکملی سرمایه و انرژی صورت گرفته است. براساس داده‌های سری‌زمانی و نتایج بین بخشی، آپوستولاکیس[2] به این نتیجه رسید که انرژی و سرمایه در کوتاه‌مدت مکمل و در بلندمدت به صورت جانشین عمل می‌کنند. لکن با توجه به نتایج حاصل از بحث‌های هم‌جمعی نتایج مربوط به مکمل بودن این دو متغیر در کوتاه‌مدت مورد تردید است. تامپسون و تیلور[3] استدلال می‌کنند که با استفاده از کشش جانشینی موریشیما که به جای کشش‌های معمول مورد استفاده قرار می‌گیرد، انرژی و سرمایه جانشین هم هستند. به این ترتیب افزایش قیمت انرژی موجب افزایش در استفاده از دو عامل سرمایه و نیروی کار می‌شود و افزایش هزینه‌های تولید بر اثر افزایش قیمت انرژی، تخصیص عوامل تولید را تغییر می‌دهد و سهم نسبی تولید ناشی از دو عامل نیروی کار و سرمایه افزایش خواهد یافت.

به این ترتیب، اگر تولید تابعی از نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی در نظر گرفته شود خواهیم داشت:

$$Y = F(K, L, E) \qquad (۲)$$

در این رابطه، Y تولید ناخالص داخلی، K نهادهٔ سرمایه، L نهاده نیروی کار و E نهاده

1 . Pindyck, R.S. (1979).
2 . Apostolakis.
3 . Thompson & Taylor.

www.SID.ir

Archive of SID

انرژی می‌باشد. در نتیجه این سه نهاده باعث تغییر سطح تولید می‌گردند. فرض بر این است که بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه مستقیم وجود دارد، به عبارت دیگر، افزایش در هر یک از نهاده‌های مذکور باعث افزایش تولید می‌گردد و به بیان ریاضی خواهیم داشت:

$$\frac{\partial Y}{\partial K} > ، \frac{\partial Y}{\partial L} > o، \frac{\partial Y}{\partial E} > o \qquad (۳)$$

نهاده انرژی (E) می‌تواند، توسط مجموعه‌ای از عوامل نظیر نفت، گاز، برق، ذغال‌سنگ، بنزین، گازوئیل و... تأمین شود که به حامل‌های انرژی مشهور هستند.

۳. پیشینه مطالعات تحقیقاتی

۳-۱. مطالعات انجام شده در خارج از کشور

مطالعه اولیه در زمینه رابطه علیت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی توسط کرافت (۱۹۸۰) [1] در سال ۱۹۷۸ در مورد اقتصاد آمریکا برای دوره ۱۹۷۴-۱۹۴۷ انجام شد که بیانگر یک رابطه علیت یک طرفه از GNP به مصرف انرژی است. به این معنی که GNP، سطح مصرف انرژی را تعیین کرده و مصرف انرژی تابع سطح درآمد است.

در سال ۱۹۹۳ استرن [2] در تلاشی مجدد جهت بررسی این رابطه با استفاده از روش چندگانه از یک معادله اتورگرسیو معمولی برای داده‌های سال‌های ۹۰-۱۹۴۷ در ایالات متحده استفاده کرد و به شواهدی دست یافت که نشان می‌داد مصرف انرژی می‌تواند علت GNP باشد.

یانگ [3] در سال ۲۰۰۰ رابطه علّی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی را برای تایوان در دوره ۱۹۹۷-۱۹۴۵ مورد مطالعه قرار داد. وی همچنین رابطه علّی را میان GDP و زیر بخش‌های مصرف انرژی نظیر مصرف زغال‌سنگ، نفت، گاز طبیعی و الکتریسیته نیز مورد آزمون قرار داد. یانگ بر اساس تکنیک گرنجر یک رابطه علّی دو طرفه‌ای میان

1 . Kraft, I. and Kraft, A. (1978), PP. 401-403.
2 . Stern, D.I. (1993), PP. 137-150.
3 . Yang, H.Y. (2000), PP. 309-317.

www.SID.ir

Archive of SID

مصرف کل انرژی و GDP در تایوان به دست آورد. اما در مورد رابطه علّی میان GDP و انواع مصرف انرژی نیز جهت‌های علّی متفاوتی مشاهده نمود.

استرن[1] در سال ۲۰۰۰ در تجزیه و تحلیل تک معادله‌ای هم انباشتگی ایستا و نیروی کار، تجزیه و تحلیل چند متغیره پویا برای اقتصاد آمریکا در غالب مدل GDP و مصرف انرژی، سرمایه و نیروی کار رابطه معنی‌داری از مصرف انرژی به سمت تولید ناخالص داخلی مشاهده نمود. وی نشان داد که یک رابطه بلندمدت معنی‌داری میان متغیرهای الگو شده وجود دارد. در تجزیه و تحلیل چند متغیره مشاهده گردید که انرژی علت گرنجری تولید ناخالص داخلی بوده است.

گلاشور[2] در سال ۲۰۰۲ از یک بردار تصحیح خطای پنج متغیره جهت مطالعه علیت گرنجری بین تولید نا خالص داخلی و مصرف انرژی در کره جنوبی در دورهٔ زمانی ۱۹۶۱ تا ۱۹۹۰ استفاده کرد. نتایج وی نشان دهندهٔ یک رابطهٔ علیت دو طرفه بوده و نفت بیشترین تاثیر را بر رشد اقتصادی و مصرف انرژی داشت.

لی و چانگ[3] در سال ۲۰۰۵ در مقاله‌ای تحت عنوان «شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در تایوان»، به بررسی رابطهٔ بین مصرف انرژی و تولید نا خالص داخلی برای تایوان طی دورهٔ ۲۰۰۳-۱۹۵۴ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت انرژی به عنوان محرک رشد اقتصادی عمل کرده و در نتیجه سیاست‌های تحدید انرژی می‌تواند به رشد اقتصادی آسیب برساند و همچنین دریافتند که هم جمعی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی پایدار نبوده و بسیاری از وقایع اقتصادی پایداری دو سری زمانی را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

پاردو و کلیمنت[4] در سال ۲۰۰۶ در مقاله‌ای تحت عنوان «عوامل موثر بر رابطهٔ انرژی-محصول: مطالعه موردی کشور اسپانیا» به این نتیجه رسیدند که با استفاده از تحلیل هم انباشتگی چند متغیره یک رابطه علی بلندمدت می‌توان بین مصرف انرژی و تولید ناخالص

1 . Stern, D.I. (2000), PP. 267-283.
2 . Glasure, Y.U. (2002), PP. 355-365.
3 . Lee, Ch. and Chang, Ch. (2005), PP. 857-872.
4 . Climent, Francisco and Pardo A. (2006).

www.SID.ir

Archive of SID

داخلی متصور شد. آن‌ها هم‌چنین به یک رابطهٔ علّی یک طرفه انرژی به رشد اقتصادی دست یافتند.

۲-۳. مطالعات انجام شده در ایران

طاهری فرد و رحمانی[۱] در سال ۱۳۷۶ به بررسی رابطه علّی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۴۶ تا ۱۳۷۳ پرداختند. در این بررسی رشد اقتصادی در قالب مدلی به صورت تابعی از مصرف انرژی و سرمایه درمی‌آید و دو مدل (GDP) (CAPITAL GDP-EC) مورد بررسی قرار می‌گیرند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که یک رابطه بلند مدت بین مصرف انرژی، موجودی سرمایه و تولید نا خالص داخلی وجود دارد، به عبارت دیگر در بلندمدت مصرف انرژی و موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی تاثیر مثبت می‌گذارند. اما نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا و آزمون علیت گرنجر بیانگر عدم وجود ارتباط کوتاه‌مدت بین مصرف انرژی و موجودی سرمایه با تولید نا خالص داخلی می‌باشد.

شرزه‌ای و وحیدی[۲] در سال ۱۳۸۰ رابطه علیت بین متغیرهای مصرف انرژی، سطح قیمت‌ها و تولید ناخالص داخلی برخی از کشورهای عضو اوپک (اندونزی، ایران، کویت، عربستان و ونزوئلا) در طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۶۵ را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از برآورد الگو نشان می‌دهد به طور کلی در کشورهای مورد مطالعه درکوتاه‌مدت و بلندمدت، افزایش در مصرف انرژی نقش حائز اهمیت در افزایش تولید ناخالص داخلی این کشورها ندارند. همچنین افزایش در تولید ناخالص داخلی در پنج کشور مورد مطالعه موجب افزایش در میزان مصرف انرژی نمی‌گردد، اما تغییر در مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کلیه کشورها باعث تغییرات در سطح عمومی قیمت‌ها می‌گردد.

ابریشمی و مصطفایی[۳] در سال ۱۳۸۰ به بررسی رابطهٔ بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمدهٔ نفتی طی دورهٔ ۱۳۷۸-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که در

---

۱. طاهری فرد، احسان و رحمانی، علی (۱۳۷۶).

۲. شرزه‌ای، غلامعلی و وحیدی، محمدرضا (۱۳۸۰).

۳. ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر (۱۳۸۱) صص ۴۵-۱۱.

www.SID.ir

Archive of SID

کوتاه‌مدت رابطه علیت گرنجری از مصرف فرآورده‌های نفتی به تولید ناخالص داخلی وجود ندارد. ولی در بلندمدت رابطهٔ علیت گرنجری از مصرف فرآورده‌ها به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. همچنین در کوتاه‌مدت، رابطهٔ علیت ضعیفی از تولید به مصرف فرآورده‌ها وجود دارد و در بلندمدت نیز، رابطهٔ علیت از تولید ناخالص داخلی به مصرف فرآورده‌ها وجود دارد. بنابراین، آنها به عنوان یک نتیجه‌گیری سیاستی پیشنهاد می‌کنند که اگر هدف سیاست کلان کشور سرعت بخشیدن به روند توسعهٔ اقتصادی و اجتماعی باشد، باید از سیاست‌های شدید تحدید مصرف فرآورده‌های عمدهٔ نفتی که منجر به کاهش تقاضا و کارایی عوامل تولید می‌گردد، جلوگیری شود. آنها توصیه می‌کنند که کاهش در مصرف فرآورده‌های نفتی از طریق افزایش کارایی مصرف صورت پذیرد.

وافی نجار[1] درسال ۱۳۸۴ به تحلیل آماری و بررسی رابطه علیت گرنجری تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی و محاسبه کشش نهاده‌ای انرژی با استفاده از تابع تولید طی سال‌های ۱۳۴۶ تا۱۳۸۲ پرداخته است. نتایج این پژوهش حاکی از افزایشی بودن شدت مصرف انرژی طی دوره ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۲ است اما روند نزولی ضریب انرژی (و یا کشش نقطه‌ای انرژی، رشد مصرف انرژی به رشد تولید) طی سال‌های برنامه اول و دوم و سوم اقتصادی نشانگر آن است که از شدت آن کاسته گردیده است. هم چنین رابطه علیت گرنجر برای دوره ۱۳۴۷ تا ۱۳۸۲ حاکی از رابطه یک طرفه از تولید به مصرف انرژی است. تابع تولید اقتصاد کشور در ابتدا با دو نهادهٔ کار و سرمایه برای دوره مورد بررسی تخمین زده شده و مشخص شد که اولاً کشش نهاده‌ای سرمایه ونیروی کار به ترتیب برابر ۰/۶۵ و۰/۲۵ به دست آمده که سهم غالب نیز با سرمایه است و در ثانی با توجه به نتایج آزمون والد، اقتصاد کشور دارای بازده ترولی نسبت به مقیاس است، اگر چه در سطح اطمینان ۷۰ درصد فرض ثابت بودن بازدهی نسبت به مقیاس را نیز نمی‌توان رد کرد. هم‌چنین بررسی‌های مختلف نشان داد که با اضافه کردن انرژی، سهم سرمایه شکسته شده و به انرژی تعلق می‌گیرد، مضاف بر اینکه با توجه به همخطی شدید میان نیروی کار و انرژی که ناشی از عامل روند در محاسبه نیروی کار است نتایج رفع هم خطی نیز چندان

۱. وافی نجار، داریوش (۱۳۸۴)، صص ۷۳-۵۵.

www.SID.ir

Archive of SID

موثر نبوده و در عمل منتهی به حذف یکی از نهاده‌ها خواهد شد. با این حال تخمین‌های به دست آمده نشان می‌دهد که کشش نهاده‌ای انرژی برای کل اقتصاد طی دوره مورد بررسی حدود ۰/۲۰ بوده است و این نهاده به طور متوسط حدود یک سوم از سهم سرمایه را در تابع تولید به خود اختصاص می‌دهد.

بهبودی، سلمانی و خلیل پور[۱] نیز به بررسی رابطهٔ تقاضای واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۶۴ تا ۱۳۸۳ پرداخته‌اند. در این بررسی از روش‌های آزمون علیت گرنجر استاندارد و تصحیح خطا استفاده نموده‌اند. نتایج حاصل از روش علیت گرنجر استاندارد نشان دهندهٔ این است که یک رابطهٔ علّی دو طرفه بین رشد اقتصادی و تقاضای واسطه‌ای انرژی وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تصحیح خطا نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین تقاضای واسطه‌ای انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد.

۴. مدل و روش تحقیق[۲]

برای آزمون فرضیات این تحقیق از مدل خود همبستگی برداری[۳] (VAR) استفاده شده است. همان‌طورکه می‌دانیم در روش‌های سنتی همزمان، ابتدا متغیرها را به دو دستهٔ «درون‌زا» و «برون‌زا» تفکیک کرده و برای تخمین ضرایب معادلات ساختاری، یک سری از محدودیت ها، بالاخص محدودیت‌های صفری را بر روی ضرایب معادلهٔ ساختاری به صورت پیش فرض، بایستی مد نظر قرار دهیم. اما در مدل‌های خودهمبستگی‌برداری، متغیرهای مورد نظر به صورت تابعی از مقادیر با وقفهٔ خود و سایر متغیرها و همچنین اجزای تصادفی ε_t تعریف می‌شوند. هیچ‌کدام از ماتریس‌های ضرایب

---

۱. بهبودی، داود، سلمانی، بهزاد و خلیل پور، افشین (۱۳۸۶).

۲. برای تعیین مدل و روش تحقیق در این مقاله از منابع زیر استفاده شده است:

شیرین بخش، شمس الله و حسن خونساری، زهرا (۱۳۸۴).

گجراتی، دامودار، «مبانی اقتصاد سنجی»، ترجمه حمید ابریشمی.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸).

3. Vector Autoregression Model.

www.SID.ir

Archive of SID

را از پیش مساوی با صفر در نظر نگرفته و به عبارت دیگر محدودیت‌های صفری بر روی ضرایب مدل وضع نمی‌شود.

اگر چه در مدل VAR می‌توان متغیرهای برون‌زای خالص را نیز وارد کرد، لیکن زمینه‌ای برای تفکیک اختیاری متغیرها به درون‌زا و برون‌زا، نظیر آنچه که در روش‌های سنتی همزمان معمول است وجود ندارد. درجهٔ وقفه m که خصوصیات پویایی مدل را تعیین می‌کند بر اساس ملاک‌هایی از قبیل آکائیک، شوارتز بیزین، حنان کویین و حداکثر مقدار تابع Log-Likelihood مشخص می‌شود.

با توجه به موارد فوق مشخص می‌شود که مدل‌های سادهٔ VAR به صورت صریح دارای مبانی نظری مشخصی نیستند. بنابراین در مواردی که پایه‌های نظری موضوع مورد بررسی از استحکام کافی برخوردار نباشند، زمینه کاربرد بیشتری را برای مدل‌های مزبور به‌وجود می‌آورد. البته نبایستی تصور داشت که مدل‌های VAR کاملاً بی‌ارتباط و بی‌نیاز از نظریه‌های مشخص اقتصادی هستند. زیرا متغیرهای مدل براساس نظریه‌های اقتصادی تعیین می‌شوند.

دلیل انتخاب مدل VAR برای این پژوهش به این منظور بوده است که این الگو رابطه بلندمدت بین متغیرها را تعیین می‌کند و از طرفی توانایی توضیح روابط کوتاه‌مدت بین متغیرها را نیز دارد و در نهایت رابطه VAR در راستای ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها است. دلایلی که مدل VAR برای بررسی در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است به شرح زیر می‌باشد:

۱- می‌توان روابط علت و معلولی را با استفاده از سری‌های زمانی این سیستم در هر اقتصاد خاص مورد مطالعه قرار داد. این رهیافت برای اقتصاد کلان و برخی از سنجی‌های دیگر در کشورهای جهان سوم که فاقد نظریه اقتصادی منسجم (همانند اقتصادهای پیشرفته و مبتنی بر بازار) می‌باشند، بسیار مفید است و بدین وسیله می‌توان متغیرهای کلیدی را در آن اقتصاد خاص شناخته و تئوری به دست آمده در مورد آن اقتصاد را توسعه داد.

۲- کاربرد مفید دیگر سیستم‌های VAR مطالعه زمان بندی شوک‌های اقتصادی است.

www.SID.ir

Archive of SID

اگر سیستم، نمایش واقعی اقتصاد باشد؛ آنگاه می‌توان دریافت که شوک‌های وارده بر اقتصاد طی چه مدت زمانی به طول می‌انجامد . حداکثر اثرهای آن‌ها در چه در دوره زمانی پس از وقوع شوک حاصل می‌گردد. مطالعه این شوک‌ها و این زمان‌بندی آن‌ها روشی است برای شناسایی پویایی اقتصادها، زیرا در هر اقتصاد متناسب با خصوصیات خاص آن شوک‌های یکسان اثرهای متفاوتی به جا می‌گذارند و مطالعه شوک‌ها و دوره‌های زمانی متناظر با آن‌ها می‌توانند سیاستگذاران را در طریق اثرگذاری بر کل سیستم اقتصاد یاری دهد.

۳- سومین کاربرد این رهیافت، تجزیه واریانس متغیرهای اقتصادی طی زمان است که به کاربرد دوم مرتبط می‌شود. به این معنا که در این مطالعات بررسی می‌گردد که هر متغیر کلیدی در اقتصاد تا چه حد در تغییرات متغیر دیگر دارای سهم است.

۴- در مدل VAR نیازی به نگرانی در مورد درون‌زا و برون‌زا بودن متغیرها نیست، تمامی متغیرها در مدل VAR درون‌زا هستند.

۵- تخمین مدل ساده و آسان می‌باشد و از روش متعارف OLS می‌توان برای هر یک از معادلات به صورت جداگانه استفاده کرد.

۶- پیش بینی‌هایی که از این روش به دست می‌آید در بسیاری از موارد بهتر از نتایج مدل‌های معادلات پیچیده همزمان و یا OLS است.

همانگونه که در تئوری‌های نوین اقتصادی، عامل انرژی نیز در مدل رشد وارد شده است؛ اگر تابع تولید را تابعی از نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی در نظر بگیریم، خواهیم داشت:

$$Y = F(K, L, E) \qquad (۵)$$

که نهاده E می‌تواند شامل انواع انرژی‌های مصرفی باشد.

بنابراین در این مطالعه برای به دست آوردن رابطه تولید در ایران از تابعی به فرم زیر استفاده خواهیم کرد:

$$GDP = F(L, K, E_t) \qquad (۶)$$

که در آن GDP تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ و L نیروی کار و K

www.SID.ir

Archive of SID

موجودی سرمایه به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ و Et را یک بار معادل E1 میزان مصرف سالیانه بنزین و بار دیگر معادل E2 میزان مصرف سالیانه گازوییل طی سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۳ در نظر گرفته‌ایم. لازم به ذکر است که داده‌های مذکور به شکل نرخ رشد لگاریتم‌ها در مدل لحاظ شده‌اند[۱].

۱-۴. ایستایی متغیرها

گام نخست در تحلیل الگوهای پویا، بررسی ایستایی متغیرها می باشد که در ادامه به آن می‌پردازیم. در بررسی ایستایی متغیرها اولین کار مشاهده نمودار سری زمانی متغیرها می‌باشد. آنگونه که نمودار بیشتر متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق نشان می‌دهد، درطول زمان مورد بررسی (۱۳۸۳-۱۳۴۵) تمام این متغیرها با یک روند صعودی همراه بوده‌اند که نشان از عدم ایستایی این متغیرها دارد ولی در تشخیص ایستایی با استفاده از نمودار در برخی از موارد نمی‌توان به صراحت قضاوت کرد. لذا ایستایی متغیرهای سری‌زمانی به صورت آماری نیز مورد آزمون واقع شده اند. در این مقاله از آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته جهت آزمون ایستایی استفاده شده است که در ادامه بررسی می‌شوند. در مورد متغیر سرمایه به دلیل شکست ساختاری از آزمون فیلیپس پرون نیز برای بررسی ایستایی استفاده شده است.

جدول ۱- نتایج حاصل از آزمون ADF برای آزمون ایستایی متغیرهای الگو

نام سری	ADF	مقادیر بحرانی مک-کینان MacKinon Critical Values		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
GDP	-۱/۱۱	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۰
K	۰/۰۲	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۰
L	۳/۱۶	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۰
E_1	۲/۳۹	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۰
E_2	-۰/۲۹	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۱. منبع داده‌های مورد استفاده در الگو دفتر اقتصاد کلان و انرژی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی و حساب‌های ملی بانک مرکزی می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- نتایج حاصل از آزمون ADF برای آزمون ایستایی تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو

نام سری	ADF	مقادیر بحرانی مک-کینان MacKinon Critical Values		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
GDP	-۴/۷۷	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۰
K	-۱/۶۱	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۰
L	-۴/۰۶	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۰
E1	-۳/۴۱	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۰
E2	-۳/۷۴	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- جدول آزمون فیلیپس پرون برای متغیر موجودی سرمایه K

نام سری	PP	مقادیر بحرانی مک-کینان MacKinon Critical Values		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
K	-۴/۹۵	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نتیجه تمامی متغیرهای تفاضل مرتبه اول در سطح و با وجود عرض از مبدا I(0) می‌باشند، و به عبارتی دیگر متغیرهای اصلی در سطح و با وجود عرض از مبدا I(1) هستند.

آزمون دیکی- فولر برای متغیرهای بالا در حالت عرض از مبدا و روند نیز بررسی شد که نتایج آن را در جدول‌های (۴) و (۵) مشاهده می‌کنید.

جدول ٤- نتایج حاصل از آزمون ADF برای آزمون ایستایی متغیرهای الگو

نام سری	ADF	مقادیر بحرانی مک-کینان MacKinon Critical Values		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
GDP	-۱/۳۴	-۴/۲۱	-۳/۵۳	-۳/۱۹
K	-۰/۲۹	-۴/۲۱	-۳/۵۳	-۳/۱۹
L	۱/۲۹	-۴/۲۱	-۳/۵۳	-۳/۱۹
E1	۲/۰۸۰	-۴/۲۱	-۳/۵۳	-۳/۱۹
E2	-۲/۱۴	-۴/۲۱	-۳/۵۳	-۳/۱۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۵- نتایج حاصل از آزمون ADF برای آزمون ایستایی تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو

نام سری	ADF	مقادیر بحرانی مک-کینان MacKinon Critical Values		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
GDP	-۴/۸۱	-۴/۲۱	-۴/۲۱	-۳/۱۹
K	-۴/۵۲	-۴/۲۱	-۴/۲۱	-۳/۱۹
L	-۴/۵۱	-۴/۲۱	-۴/۲۱	-۳/۱۹
E1	-۳/۶۵	-۴/۲۱	-۴/۲۱	-۳/۱۹
E2	-۴/۹۵	-۴/۲۱	-۴/۲۱	-۳/۱۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نتیجه تمامی متغیرهای تفاضل مرتبه اول در سطح و با وجود عرض از مبدا و روند نیز I(0) می‌باشند و یا به عبارتی دیگر متغیرهای الگو، تمامی در سطح با وجود عرض از مبدا و روند I(1) هستند.

۴-۲. تعیین وقفه بهینه در الگوی VAR

اولین مسئله در مدل‌های خود رگرسیون برداری تعیین طول وقفه است. در اینجا قاعده حداکثر کردن معیار شوراتز- بیزین و حنان-کویین مد نظر است.

مشاهده شد که در مدل مورد نظر با حضور متغیر مصرف سالیانه بنزین و گازوییل در وقفه ۱ معیار شوارتز- بیزین و حنان-کویین هر دو حداکثر مقدار را بین وقفه‌های ۱ ، ۲ و ۳ داشتند. در نتیجه برای این مدل طول وقفه ۱ انتخاب شده است. که نتایج آن را در جدول‌های (۶) و (۷) مشاهده می کنید.

جدول ۶- تعیین وقفه بهینه درالگوی VAR با حضور متغیر مصرف سالیانه بنزین (E1)

وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	۲۲۹/۳۶	---	۳	-۱۲/۸۷	-۱۲/۷۰	-۱۲/۸۱
۱	۲۶۹/۵۷	۶۸/۹۲	۷/۵۹	-۱۴/۲۶	-۱۳/۳۷۲	-۱۳/۹۵
۲	۲۸۲/۵۰	۱۹/۲۱	۹/۴۰	-۱۴/۰۸	-۱۲/۴۸	-۱۳/۵۳
۳	۳۰۹/۱۵	۳۳/۵۰	۵/۶۶	-۱۴/۶۹	-۱۲/۳۸	-۱۳/۸۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۷- تعیین وقفه بهینه درالگوی VAR با حضور متغیر مصرف سالیانه گازوییل (E2)

وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	۲۳۱/۰۵	---	۲/۷۲	-۱۲/۹۷	-۱۲/۷۹	-۱۲/۹۱
۱	۲۶۹/۱۵	۶۵/۳۱	۷/۷۷	-۱۴/۲۳	-۱۲/۳۴	-۱۳/۹۳
۲	۲۸۴/۵۸	۲۲/۹۱	۸/۵۳	-۱۴/۲۰	-۱۲/۶۰	-۱۳/۶۵
۳	۳۰۲/۶۲	۳۰/۲۲	۵/۸۴	-۱۴/۶۶	-۱۲/۳۵	-۱۳/۸۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳-۴. آزمون علیت گرنجر[1] و رابطه کوتاه‌مدت متغیرها

جهت اطمینان از وجود رابطه بین متغیرهای موجود در مدل معرفی شده و بررسی درستی یا نادرستی فرضیه‌های تحقیق، در این بخش از آزمون علیت گرنجر استفاده شده است. برای بررسی رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف سالیانه بنزین و گازوییل از یک مدل خود توضیح برداری شامل نرخ رشد تولید ناخالص داخلی(GDP)، نرخ رشد مصرف بنزین(E1) و نرخ رشد مصرف گازوییل (E2)، به صورت معادلات زیر، استفاده شده است.

$$GDP_t = C_1 + \alpha_1 GDP_{t-1} + \beta_1 E_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (۷)$$

$$GDP_t = C_2 + \alpha_2 GDP_{t-1} + \beta_2 E_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (۸)$$

که در آن به جای متغیر E یک بار مصرف سالیانه بنزین (E1) و یک بار مصرف سالیانه گازوییل (E2) را قرار دادیم. وقفه بهینه در این آزمون یک می‌باشد.

آزمون علیت گرنجر برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی و مصرف سالیانه بنزین نشان می‌دهد که یک رابطه علی از سوی تولید ناخالص د اخلی (نرخ رشد اقتصادی) به سمت مصرف سالیانه بنزین وجود دارد اما آزمون گرنجر در مورد رابطه علیت بین مصرف سالیانه بنزین و تولید ناخالص داخلی چیزی نشان نمی‌دهد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۸) مشاهده می‌شود.

1 . Granger Causality Test.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۸- آزمون علیت گرنجر برای GDP و E1

فرضیه صفر	آماره F	احتمال	نتیجه
متغیر GDP علت گرنجری E1 نیست	۵/۷۶۷۴۳	۰/۰۰۷۴۲	فرضیه رد می‌شود
متغیر E1 علت گرنجری GDP نیست	۱/۲۲۳۰۰	۰/۳۰۸۱۶	فرضیه رد نمی‌شود

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از سوی دیگر آزمون علیت گرنجر برای تولید ناخالص داخلی و مصرف سالیانه گازوییل نشان می‌دهد که هیچ‌گونه رابطه علّی بین مصرف گازوییل و تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت وجود ندارد و یا حداقل رابطه علیت گرنجری چنین چیزی را نشان نمی‌دهد. نتایج این آزمون در جدول (۹) نمایش داده شده است.

جدول ۹- آزمون علیت گرنجر برای GDP و E2

فرضیه صفر	آماره F	احتمال	نتیجه
متغیر GDP علت گرنجری E2 نیست	۱/۲۰۹۵۵	۰/۳۱۲۰۲	فرضیه رد نمی‌شود
متغیر E2 علت گرنجری GDP نیست	۰/۰۹۰۷۷	۰/۹۱۳۴۷	فرضیه رد نمی‌شود

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین با توجه به مطالب ذکر شده و از آنجاییکه آزمون علیت گرنجر به بررسی روابط متغیرها در کوتاه‌مدت می‌پردازد، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در کوتاه‌مدت تغییرات تولید ناخالص داخلی بر روی مصرف سالیانه بنزین اثر می‌گذارد، حال آنکه مصرف سالیانه بنزین در کوتاه‌مدت بر روی تولید ناخالص داخلی تاثیری ندارد. برهمین اساس، آزمون علیت گرنجری هیچ‌گونه رابطه کوتاه‌مدتی بین متغیر تولید ناخالص داخلی و مصرف سالیانه گازوییل نشان نمی‌دهد.

۴-۴. الگوی تصحیح خطای برداری[1] با حضور متغیر مصرف سالیانه بنزین (E1)

در مرحلهٔ آخر باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون هم انباشته را محاسبه و پارامترهای کوتاه‌مدت را با تخمین ECM به دست می‌آوریم. الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت یک الگوی بازخور تلقی می‌گردد و بنابر آن متغیر وابسته نسبت به عدم تعادل دستگاه تعدیل

1. Vector Error Correction Model.

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شود و حصول به رابطه تعادلی بلندمدت را تضمین می‌کند. ضریب تعدیل در این الگو نشان‌دهنده رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها در راستای یک رابطه بلندمدت است. ECM یا الگوی تصحیح خطای‌برداری به شکل زیر تصریح می شود:

$$\Delta GDP = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{K} b_{i1}\Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} c_{i1}\Delta K_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} d_{i1}\Delta L_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} e_{i1}\Delta E_{1t-i} + \delta ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (۹)$$

$$\Delta E_1 = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{K} b_{i2}\Delta E_{1t-i} + \sum_{i=1}^{K} c_{i2}\Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} d_{i2}\Delta K_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} e_{i2}\Delta L_{t-i} + \omega ECT_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (۱۰)$$

که نتایج حاصل از تخمین الگو به شرح زیر است:

(۱۱)

$$DGDP = -0.003 - 0.55\,DGDP_{(-1)} - 0.99\,DK_{(-1)} + 2.14\,DL_{(-1)} - 0.188\,E_{1(-1)} - 0.010\,ECT_{(-1)}$$
$$[-0.010]\quad [-2.22]\qquad [0.87]\qquad [0.94]\qquad [-0.47]\qquad [-0.028]$$

همان‌طورکه در معادله (۱۱) مشاهده می‌گردد، نتایج به دست آمده از الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که ضریب تعدیل برای تولید ناخالص داخلی بین یک و صفر قرار دارد و اگر یک شوک در کوتاه‌مدت ایجاد شود، در هر دوره ۰/۰۱۰ اختلاف ناشی از شوک از بین می‌رود و دوباره متغیرها به روند بلندمدت خود برمی‌گردند. عدم معنی‌دار بودن ضریب جمله تصحیح خطا نشان‌دهنده عدم علیت گرنجری متغیرهای الگو شده به سمت متغیر وابسته یعنی تولید ناخالص داخلی (GDP) می‌باشد که این یافته نتایج آزمون علیت گرنجر را نیز تایید می‌کند و نشان می‌دهد که رابطه علیتی از سمت مصرف سالیانه بنزین (E1) بر روی تولید ناخالص داخلی (GDP) وجود ندارد.

(۱۲)

$$DE_1 = -0.0006 - 0.18\,DE_{1(-1)} - 0.26\,DGDP_{(-1)} - 0.02\,DK_{(-1)} + 0.36\,DL_{(-1)} - 0.43\,ECT_{(-1)}$$
$$[-0.05]\quad [-0.94]\qquad [-2.13]\qquad [-0.043]\qquad [0.33]\qquad [-2.94]$$

براساس معادله (۱۲) ضریب تعدیل برای مصرف سالیانه بنزین ۰/۴۳ می‌باشد و اگر یک شوک در کوتاه‌مدت ایجاد شود، در هر دوره ۰/۴۳ اختلاف ناشی از شوک از بین می‌رود و دوباره متغیرها به روند بلندمدت خود برمی‌گردند. معنی‌داری ضریب جمله تصحیح خطا

www.SID.ir

Archive of SID

نشان دهنده علیت گرنجری متغیرهای الگو شده (مستقل) به سمت متغیر وابسته یعنی مصرف سالیانه بنزین (E1) می‌باشد. بالا بودن آماره t برای تولید ناخالص داخلی به معنی علیت این متغیر به سمت مصرف سالیانه بنزین (E1) می‌باشد که همان‌طور که در آزمون علیت گرنجر نیز مشاهده شد متغیر تولید ناخالص داخلی علیت گرنجری مصرف سالیانه بنزین (E1) است.

۴-۵. الگوی تصحیح خطای برداری با حضور متغیر مصرف سالیانه‌گازوییل (E2)

ECM یا الگوی تصحیح خطای برداری با حضور متغیر مصرف سالیانه گازوییل (E2) به شکل زیر تخمین‌زده می‌شود:

(۱۳)

$$DGDP = -0.003 - 0.43\,DGDP_{(-1)} - 0.86\,DK_{(-1)} + 1.60\,DL_{(-1)} - 0.119\,E_{2(-1)} - 0.28\,ECT_{(-1)}$$
$$[-0.11]\quad [-1.82]\qquad [-0.74]\qquad [+0.69]\qquad [-0.28]\qquad [-0.86]$$

همان‌طورکه در معادله (۱۳) مشاهده می‌گردد، نتایج به دست آمده از الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که اگر یک شوک در کوتاه‌مدت ایجاد شود، در هر دوره ۰/۲۸ اختلاف ناشی از شوک از بین می‌رود و دوباره متغیرها به روند بلندمدت خود برمی‌گردند. بی معنی بودن ضریب جمله تصحیح خطا نشان‌دهنده عدم علیت گرنجری متغیرهای الگو شده به سمت متغیر وابسته یعنی تولید ناخالص داخلی (GDP) می‌باشد که این یافته نتایج آزمون علیت گرنجر را نیز تایید می‌کند و نشان می‌دهد که رابطه علیتی از سمت مصرف سالیانه گازوییل (E2) بر روی تولید ناخالص داخلی (GDP) وجود ندارد.

(۱۴)

$$DE_2 = -0.003 - 0.60\,DE_{2(-1)} - 0.014\,DGDP_{(-1)} + 0.77\,DK_{(-1)} + 0.22\,DL_{(-1)} - 0.13\,ECT_{(-1)}$$
$$[-0.29]\quad [-0.23]\qquad [-1.63]\qquad [+0.30]\qquad [+3.56]\qquad [-0.14]$$

براساس معادله (۱۴) ضریب تعدیل برای مصرف سالیانه گازوییل ۰/۱۳ می‌باشد و اگر یک شوک در کوتاه‌مدت ایجاد شود، در هر دوره ۰/۱۳ اختلاف ناشی از شوک از بین می‌رود و دوباره متغیرها به روند بلندمدت خود برمی‌گردند. عدم معنی‌داری ضریب جمله تصحیح خطا نشان‌دهنده عدم علیت گرنجری متغیرهای الگو شده (مستقل) به سمت متغیر

www.SID.ir

Archive of SID

وابسته یعنی مصرف سالیانه گازوییل (E2) می‌باشد. بنابراین همانطور که مشاهده می‌شود و براساس آزمون علیت گرنجر نیز بین متغیر تولید ناخالص داخلی و مصرف سالیانه گازوییل (E2) هیچ گونه رابطه‌ای در کوتاه‌مدت وجود ندارد.

الگوی تصحیح خطای‌برداری در حقیقت آزمون علیت گرنجری درون نمونه‌ای می‌باشد ولی اطلاعاتی در مورد خواص پویایی دستگاه ارائه نمی‌کند. تجزیه و تحلیل اثرات پویا از شوک‌های ایجاد شده در دستگاه با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس صورت می‌گیرد.

۶-۴. آزمون هم انباشتگی یوهانسن[1] و بررسی روابط بلندمدت متغیرها

به منظور برآورد رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها از روش حداکثر راستنمایی یوهانسن استفاده می‌شود. برای انجام آزمون همگرایی از آزمون‌های یوهانسن یعنی آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر بهره برده می‌شود. پس از تشخیص و برآورد بردارهای همگرایی و نرمال ساختن این بردارها با استفاده از آزمون نسبت حداکثر راستنمایی معنی‌دار بودن ضرایب بررسی می‌شود. وقفه بهینه برای انجام این آزمون همان وقفه بهینه در الگوی VAR می‌باشد لذا برای انجام این آزمون از وقفه یک استفاده کرده‌ایم.

جدول‌های (۱۰) و (۱۱) آزمون حداکثر مقادیر ویژه و اثر برای برآورد تعداد بردارهای هم انباشتگی را با حضور متغیر مصرف سالیانه بنزین نشان می‌دهند.

جدول ۱۰- آزمون حداکثر مقدار ویژه یوهانسن برای برآورد تعداد بردارهای هم‌انباشتگی با حضور متغیر مصرف سالیانه بنزین

آزمون صفر	آزمون مقابل	مقدار ویژه[2]	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	سطح بحرانی ٪۵	سطح بحرانی ٪۱
r = ۰	r = ۱	۰/۶۰۵	۳۳/۴۵	۲۷/۰۷	۳۲/۲۴
۰≤ r≤۱	r = ۲	۰/۴۳۲	۲۰/۴۲	۲۰/۹۷	۲۵/۵۲
۱≤ r ≤۲	r = ۳	۰/۲۵۰	۱۵/۵۳	۱۴/۰۷	۱۸/۶۳
۲≤ r ≤۳	r = ۴	۰/۰۸۲	۳/۱۱	۳/۷۶	۶/۶۵

منبع : یافته‌های تحقیق

1. Johansen Cointegration Test.
2. Eigenvalue.

www.SID.ir

Archive of SID

براساس این آزمون در سطح بحرانی یک درصد و پنج درصد یک بردار هم انباشتگی وجود دارد.

جدول ۱۱- آزمون اثر یوهانسن برای برآورد تعداد بردارهای هم انباشتگی با حضور متغیر مصرف سالیانه بنزین

آزمون صفر	آزمون مقابل	مقدار ویژه	آماره آزمون اثر	سطح بحرانی ٪۵	سطح بحرانی ٪۱
r = ۰	r = ۱	۰/۶۰۵	۷۲/۵۱	۴۷/۲۱	۵۴/۴۶
۰≤ r≤۱	r = ۲	۰/۴۳۲	۳۹/۰۶	۲۹/۶۸	۳۵/۶۵
۱≤ r ≤۲	r = ۳	۰/۲۵۰	۱۸/۶۴	۱۵/۴۱	۲۰/۰۴
۲ ≤ r ≤۳	r = ۴	۰/۰۸۲	۳/۱۱	۳/۷۶	۶/۶۵

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس این آزمون در سطح بحرانی یک درصد دو بردار هم انباشتگی و در سطح بحرانی پنج درصد، سه بردار هم انباشتگی موجود می‌باشد.

باتوجه به جداول فوق و مباحث تئوریک بردار هم انباشته نرمال شده به صورت زیر می‌باشد:

$$GDP = 0.76K + 1.49L + 0.84E_1 \qquad (۱۵)$$

ضریب متغیر موجودی سرمایه (K) نشان می‌دهد که به ازای یک درصد تغییر موجودی سرمایه (K) در بلندمدت، تولید ناخالص داخلی (GDP) به میزان ۰/۷۶ درصد تغییر خواهد کرد. بر همین اساس یک درصد افزایش در نیروی کار (L) در بلندمدت، باعث افزایش تولید ناخالص داخلی به میزان ۱/۴۹ درصد می‌شود که در بلندمدت رابطه مثبت‌تر و معنی‌دارتری را نشان می‌دهد. ضریب متغیر مصرف سالیانه بنزین نشان می‌دهد که در ازای یک درصد افزایش این متغیر در بلندمدت، تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۸۴ درصد افزایش می‌یابد.

از طرفی جدول‌های (۱۲) و (۱۳) آزمون حداکثر مقادیر ویژه و اثر برای برآورد تعداد بردارهای هم‌انباشتگی را با حضور متغیر مصرف سالیانه گازوییل (E2) نشان می‌دهند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱۲- آزمون حداکثر مقدار ویژه یوهانسن برای برآورد تعداد بردارهای هم انباشتگی با حضور متغیر مصرف سالیانه گازوییل

آزمون صفر	آزمون مقابل	مقدار ویژه[1]	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	سطح بحرانی ٪۵	سطح بحرانی ٪۱
r = ۰	r = ۱	۰/۶۱۱	۳۴/۰۰۰۵	۲۷/۰۷	۳۲/۲۴
۰≤ r≤۱	r = ۲	۰/۳۹۸	۱۸/۳۱	۲۰/۹۷	۲۵/۵۲
۱≤ r ≤۲	r = ۳	۰/۱۷۵	۶/۹۳	۱۴/۰۷	۱۸/۶۳
۲ ≤ r ≤۳	r = ۴	۰/۰۶۶	۲/۴۸	۳/۷۶	۶/۶۵

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس این آزمون در سطح بحرانی یک درصد و پنج درصد یک بردار هم‌انباشتگی وجود دارد.

جدول ۱۳- آزمون اثر یوهانسن برای برآورد تعداد بردارهای هم انباشتگی با حضور متغیر مصرف سالیانه گازوییل

آزمون صفر	آزمون مقابل	مقدار ویژه	آماره آزمون اثر	سطح بحرانی ٪۵	سطح بحرانی ٪۱
r = ۰	r = ۱	۰/۶۱۱	۶۱/۷۴	۴۷/۲۱	۵۴/۴۶
۰≤ r≤۱	r = ۲	۰/۳۹۸	۲۷/۷۴	۲۸/۶۸	۳۵/۶۵
۱≤ r ≤۲	r = ۳	۰/۱۷۵	۹/۴۲	۱۵/۴۱	۲۰/۰۴
۲ ≤ r ≤۳	r = ۴	۰/۰۶۶	۲/۴۸	۳/۷۶	۶/۶۵

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس این آزمون در سطح بحرانی یک درصد و پنج درصد، یک بردار هم انباشتگی موجود می‌باشد.

باتوجه به جداول فوق و مباحث تئوریک بردار هم انباشته نرمال شده به صورت معادله (۱۵) می‌باشد:

$$GDP = 1.35K + 2.94L + 0.34E_2 \qquad (۱۵)$$

1. Eigenvalue

www.SID.ir

Archive of SID

ضریب متغیر موجودی سرمایه (K) نشان می‌دهد که به ازای یک درصد تغییر موجودی سرمایه (K) در بلند مدت، تولید ناخالص داخلی (GDP) به میزان ۱/۳۵ درصد تغییر خواهد کرد. بر همین اساس یک درصد افزایش در نیروی کار (L) در بلندمدت، باعث افزایش تولید ناخالص داخلی به میزان ۲/۹۴ درصد می‌شود که در بلند مدت رابطه مثبت‌تر و معنی‌دارتری را نشان می‌دهد. ضریب متغیر مصرف سالیانه گازوییل (E2) نشان می‌دهد که در ازای یک درصد افزایش این متغیر در بلند مدت، تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۳۴ درصد افزایش می‌یابد.

همانطور که مشاهده می‌شود بین تولید ناخالص داخلی (GDP) و مصرف سالیانه بنزین (E1) و مصرف سالیانه گازوییل (E2) براساس آزمون یوهانسن در بلندمدت رابطه وجود دارد اما براساس بردارهای هم انباشتگی تاثیر مصرف سالیانه بنزین (E1) بر روی تولید ناخالص داخلی بیشتر است.

۴-۷. بررسی توابع عکس‌العمل آنی[1] (اثر شوک‌ها) با در نظر گرفتن متغیر مصرف سالیانه بنزین (E1)

نتایج بررسی اثر شوک‌ها در مدل، عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی طی دوره مورد بررسی (۱۳۴۵-۱۳۸۳) به شرح زیر می‌باشد:

- اگر شوک مثبتی از ناحیه مصرف سالیانه بنزین وارد شود این شوک در طول دوره مورد بررسی به‌صورت منفی بر تولید ناخالص داخلی ظاهر می‌گردد.
- اگر شوک مثبتی از ناحیه تولید ناخالص داخلی وارد شود اثر مثبت بر مصرف بنزین خواهد داشت.

ستون اول جدول (۱۴) نشان می‌دهد که یک تغییر ناگهانی یا شوک به اندازه یک انحراف معیار در متغیر مصرف سالیانه بنزین (E1) در متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) در دوره اول هیچگونه تغییری ایجاد نمی‌کند، اما در دوره دوم باعث کاهش میزان متغیر تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۲- می‌شود که در دوره سوم به اندازه ۰/۰۸- کاهش

1. Impulse Response Function.

www.SID.ir

Archive of SID

می‌یابد ولی در دوره چهارم این تاثیر کاهش می‌یابد اما همچنان منفی و به میزان ۰/۰۰۱- است. شوک مصرف سالیانه بنزین تا دوره ۲۰ تاثیر منفی بر روی تولید ناخالص داخلی دارد و بعد از آن تاثیرات تعدیل شده و به سمت شرایط پایدار تمایل پیدا می‌کند. این تاثیرات به صورت منفی در تمام دوره‌ها بوده است و این نشان می‌دهد که حرکت متغیر تولید ناخالص داخلی به سمت تعدیل در طی زمان شکل گرفته است.

یک تغییر ناگهانی یا شوک به اندازه یک انحراف معیار در متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) در دوره اول باعث افزایش متغیر مصرف سالیانه بنزین (E1) به اندازه ۰/۰۴۵ می‌شود که در دوره دوم به میزان ۰/۰۳۵ تغییر می‌کند و در دوره سوم کمتر می‌شود و به میزان ۰/۰۱۶ می‌رسد. در دوره‌های بعدی نیز این تاثیر کاهش می‌یابد اما همچنان مثبت است و در دوره ۲۶ این تاثیرات تعدیل شده و به سمت شرایط پایدار تمایل پیدا می‌کند. این تاثیرات به صورت مثبت در تمام دوره‌ها بوده است. این نتایج به شکل خلاصه در جدول شماره (۱۴) نمایش داده شده است.

جدول ١٤- جدول عکس‌العمل متغیرها نسبت به شوک‌ها

دوره	عکس العمل GDP به E1	عکس العمل E1 به GDP
۱	۰/۰۰	۰/۰۴۵
۲	-۰/۰۲۴	۰/۰۳۵
۳	-۰/۰۰۸	۰/۰۱۶
۴	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۱
۵	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۱۰
۶	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۹
۷	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۸
۸	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۶
۹	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۵
۱۰	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۵

منبع:یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

۸-۴. بررسی توابع عکس العمل آنی (اثر شوک‌ها) با در نظر گرفتن متغیر مصرف سالیانه گازوییل (E2)

نتایج بررسی اثر شوک‌ها در مدل، عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی طی دوره مورد بررسی (۱۳۴۵-۱۳۸۳) به شرح زیر می‌باشد:

- اگر شوک مثبتی از ناحیه مصرف سالیانه گازوییل وارد شود این شوک در طول دوره مورد بررسی به صورت منفی بر تولید ناخالص داخلی ظاهر می‌گردد.
- اگر شوک مثبتی از ناحیه تولید ناخالص داخلی وارد شود اثر مثبت بر مصرف سالیانه گازوییل خواهد داشت.

ستون اول جدول (۱۵) نشان می‌دهد که یک تغییر ناگهانی یا شوک به اندازه یک انحراف معیار در متغیر مصرف سالیانه گازوییل (E2) در متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) در دوره اول هیچگونه تغییری ایجاد نمی‌کند، اما در دوره دوم باعث کاهش میزان متغیر تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۱۲- می‌شود که این رقم در دوره سوم به اندازه ۰/۰۰۵- کاهش می‌یابد. در دوره چهارم این تاثیر کاهش می‌یابد اما همچنان منفی و به میزان ۰/۰۰۳- است. شوک مصرف سالیانه گازوییل تا ۲۷ دوره تاثیر منفی بر روی تولید ناخالص داخلی دارد و بعد از آن تاثیرات تعدیل شده و به سمت شرایط پایدار تمایل پیدا می‌کند. این تاثیرات به صورت منفی در تمام دوره‌ها بوده است و این نشان می‌دهد که حرکت متغیر تولید ناخالص داخلی به سمت تعدیل در طی زمان شکل گرفته است.

ستون دوم جدول (۱۵) نشان می‌دهد که یک تغییر ناگهانی یا شوک به اندازه یک انحراف معیار در متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) در دوره اول باعث افزایش متغیر مصرف سالیانه گازوییل (E2) به اندازه ۰/۰۲۵ می‌شود که در دوره دوم به میزان ۰/۰۱۹ کاهش می‌یابد. این رقم در دوره سوم کمتر می‌شود و به میزان ۰/۰۱۲ می‌رسد. در دوره‌های بعدی نیز این تاثیر کاهش می‌یابد اما همچنان مثبت است و در دوره ۳۵ این تاثیرات تعدیل شده و به سمت شرایط پایدار تمایل پیدا می‌کند. این تاثیرات به صورت مثبت در تمام دوره‌ها بوده است. این نتایج به شکل خلاصه در جدول شماره (۱۵) نمایش داده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱۵- جدول عکس‌العمل متغیرها نسبت به شوک‌ها

عکس‌العمل E2 به GDP	عکس العمل GDP به E2	دوره
۰/۰۲۵	۰/۰۰	۱
۰/۰۱۹	-۰/۰۱۲	۲
۰/۰۱۲	-۰/۰۰۵	۳
۰/۰۰۹	-۰/۰۰۳	۴
۰/۰۰۸	-۰/۰۰۲۹	۵
۰/۰۰۷	-۰/۰۰۲۵	۶
۰/۰۰۶	-۰/۰۰۲۲	۷
۰/۰۰۵	۰/۰۰۱۹	۸
۰/۰۰۴۹	-۰/۰۰۱۶	۹
۰/۰۰۴۲	-۰/۰۰۱۴	۱۰

منبع:یافته‌های تحقیق

با توجه به مطالب ذکر شده می‌توان نتیجه‌گیری کرد که اثرات تغییرات مصرف سالیانه گازوییل بر روی تولید ناخالص داخلی دیرتر از اثرات مصرف سالیانه بنزین بر روی تولید ناخالص داخلی تعدیل می‌گردد، از طرفی متغیر مصرف سالیانه بنزین (E1) در اثر تغییرات تولید ناخالص داخلی (GDP) سریع‌تر از متغیر مصرف سالیانه گازوییل (E2) به حالت تعدیل برمی‌گردد.

۹-۴. بررسی تجزیه واریانس[1] تولید ناخالص داخلی (GDP) با حضور متغیر مصرف سالیانه بنزین (E1)

نتایج حاصل از تجزیه واریانس متغیر تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که در دورهٔ اول تمام واریانس خطا در تولید ناخالص داخلی توسط خود آن توجیه می‌شود. در دورهٔ دوم ۹۶/۶۶ درصد از واریانس خطا در تولید ناخالص داخلی توسط خود آن، ۰/۶۵ درصد توسط موجودی سرمایه، ۰/۱۹ درصد توسط نیروی کار و ۲/۵ درصد توسط مصرف بنزین توجیه می‌شود. در دورهٔ سوم ۹۵/۶۶ درصد از واریانس خطا در تولید ناخالص داخلی

1. Variance Decomposition.

www.SID.ir

Archive of SID

توسط خود آن، ۱/۳۶ درصد توسط موجودی سرمایه، ۰/۲۰ درصد توسط نیروی کار و ۲/۷۶ درصد توسط مصرف بنزین توجیه می‌شود. بالاخره در دوره آخر (دورهٔ سی و هشتم)، ۹۴/۳ درصد از واریانس خطا در تولید ناخالص داخلی توسط خود آن، ۲/۷۹ درصد توسط موجودی سرمایه، ۰/۲۰ درصد توسط نیروی کار و ۲/۶۹ درصد توسط مصرف سالیانه بنزین توجیه می‌شود.

لذا در کوتاه‌مدت (اولین دوره‌های پیش‌بینی)، میان‌مدت و بلندمدت، متغیر تولید ناخالص داخلی بالاترین سهم را در تغییرات متغیر رشد اقتصادی دارد و پس از آن موجودی سرمایه بالاترین سهم را در تغییر تولید ناخالص داخلی به خود اختصاص می‌دهد. سهم تاثیر موجودی سرمایه طی ۲۰ دوره اول افزایشی است اما بعد از آن تا انتهای دوره دارای یک روند ثابت است. سهم تاثیر مصرف سالیانه بنزین (E1) طی ۱۲ دوره ابتدایی کاهشی است ولی پس از آن تا انتهای دوره دارای یک روند ثابت است. سهم تاثیر نیروی کار طی ۸ دوره ابتدایی افزایشی است و سپس تا انتهای دوره یک روند ثابتی را دنبال می‌کند. این نتایج برای ۱۰ دوره ابتدایی در جدول (۱۶) قابل بررسی است.

جدول ۱۶- تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی با حضور متغیر مصرف سالیانه بنزین (E1)

دوره	تولید ناخالص داخلی (GDP)	سرمایه (K)	نیروی کار (L)	مصرف سالیانه بنزین (E1)
۱	۱۰۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۹۶/۶۶	۰/۶۵	۰/۱۹	۲/۴۷
۳	۹۵/۶۶	۱/۳۶	۰/۲۰	۲/۷۶
۴	۹۵/۲۳	۱/۸۱	۰/۱۹۹	۲/۷۵
۵	۹۴/۹۸	۲/۰۸	۰/۱۹۸	۲/۷۳
۶	۹۴/۷۹	۲/۲۷	۰/۱۹۸	۲/۷۲
۷	۹۴/۶۶	۲/۴۱	۰/۱۹۹	۲/۷۱
۸	۹۴/۵۶	۲/۵۲	۰/۱۹۹	۲/۷۱
۹	۹۴/۴۹	۲/۵۹	۰/۲۰	۲/۷۰
۱۰	۹۴/۴۴	۲/۶۴	۰/۲۰	۲/۷۰

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۱۰. بررسی تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی (GDP) با حضور متغیر مصرف سالیانه گازوییل (E2)

نتایج حاصل از تجزیه واریانس متغیر تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که در دورهٔ اول تمام واریانس خطا در تولید ناخالص داخلی توسط خود آن توجیه می‌شود. در دورهٔ دوم ۹۸/۶۶ درصد از واریانس خطا در تولید ناخالص داخلی توسط خود آن، ۰/۳۷ درصد توسط موجودی سرمایه، ۰/۲۹ درصد توسط نیروی کار و ۰/۶۶ درصد توسط مصرف گازوییل توجیه می‌شود. در دورهٔ سوم ۹۷/۹۷ درصد از واریانس خطا در تولید ناخالص داخلی توسط خود آن، ۰/۸۵ درصد توسط موجودی سرمایه، ۰/۳۶ درصد توسط نیروی کار و ۰/۸۰ درصد توسط مصرف سالیانه گازوییل توجیه می‌شود. بالاخره در دوره آخر (دورهٔ سی و هشتم)، ۹۶/۲۶ درصد از واریانس خطا در تولید ناخالص داخلی توسط خود آن، ۲/۳۹ درصد توسط موجودی سرمایه، ۰/۳۸درصد توسط نیروی کار و ۰/۹۶ درصد توسط مصرف سالیانه گازوییل توجیه می‌شود.

لذا در کوتاه‌مدت (اولین دوره‌های پیش‌بینی)، میان مدت و بلندمدت متغیر تولید ناخالص داخلی بالاترین سهم را در تغییرات متغیر رشد اقتصادی دارد که این سهم طی ۲۰ کاهشی می‌باشد و پس از آن تا پایان دوره دارای یک روند ثابت می‌باشد. پس از آن موجودی سرمایه بالاترین سهم را در تغییر تولید ناخالص داخلی به خود اختصاص می‌دهد. سهم تاثیر موجودی سرمایه طی ۲۰ دوره اول افزایشی است اما بعد از آن تا انتهای دوره دارای یک روند ثابت است. سهم تاثیر مصرف سالیانه گازوییل (E2) طی ۲۰ دوره ابتدایی افزایشی است ولی پس از آن تا انتهای دوره دارای یک روند ثابت است. سهم تاثیر نیروی کار طی ۱۵ دوره ابتدایی افزایشی است و سپس تا انتهای دوره یک روند ثابتی را دنبال می‌کند. می‌توان این نتایج را در جدول (۱۷) برای ۱۰ دوره ابتدایی مشاهده نمود.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱۷- تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی با حضور متغیر مصرف سالیانه گازوییل (E2)

دوره	تولید ناخالص داخلی (GDP)	سرمایه (K)	نیروی کار (L)	مصرف سالیانه گازوییل (E2)
۱	۱۰۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۹۸/۶۶	۰/۳۷	۰/۲۹	۰/۶۶
۳	۹۷/۹۷	۰/۸۵	۰/۳۶	۰/۸۰
۴	۹۷/۵۲	۱/۲۵	۰/۳۷	۰/۸۴
۵	۹۷/۱۸	۱/۵۵	۰/۳۷	۰/۸۷
۶	۹۶/۹۴	۱/۷۷	۰/۳۷	۰/۸۹
۷	۹۶/۷۶	۱/۹۴	۰/۳۷	۰/۹۱
۸	۹۶/۶۳	۲/۰۵	۰/۳۷	۰/۹۲
۹	۹۶/۵۳	۲/۱۴	۰/۳۸	۰/۹۳
۱۰	۹۶/۴۶	۲/۲۱	۰/۳۸	۰/۹۴

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به مطالب ذکر شده در بخش‌های (۹-۴) و (۱۰-۴) و بررسی تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی (GDP) می‌توان دریافت که سهم تغییرات مصرف سالیانه بنزین بر روی تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت (اولین دوره های پیش‌بینی)، میان‌مدت و بلندمدت، بیشتر از سهم تغییرات مصرف سالیانه گازوییل می‌باشد.

۱۱-۴. بررسی تجزیه واریانس مصرف سالیانه بنزین (E1)

نتایج حاصل از تجزیه واریانس متغیر مصرف سالیانه بنزین نشان می‌دهد که در دورهٔ اول ۵۷/۱۳ درصد از واریانس خطا در مصرف بنزین توسط خود آن و ۳۹/۷۹ درصد توسط تولید ناخالص داخلی و ۲/۳۳ درصد توسط موجودی سرمایه و ۰/۷۳ درصد توسط نیروی کار توجیه می‌شود. در دورهٔ دوم ۴۵/۷۹ درصد از واریانس خطا در مصرف بنزین توسط خود آن و ۴۹/۸۹ درصد توسط تولید ناخالص داخلی و ۳/۲۸ درصد توسط

www.SID.ir

Archive of SID

موجودی سرمایه و ۱/۰۲ درصد توسط نیروی کار توجیه می‌شود. در دورهٔ سوم ۴۳/۰۹ درصد از واریانس خطا در مصرف بنزین توسط خود آن و ۵۰/۷۶ درصد توسط تولید ناخالص داخلی و ۴/۹۱ درصد توسط موجودی سرمایه و ۱/۲۲ درصد توسط نیروی کار توجیه می‌شود. بالاخره در دوره آخر (دورهٔ سی و هشتم)، ۳۷/۷۷ درصد از واریانس خطا در مصرف بنزین توسط خود آن و ۵۱/۲۸ درصد توسط تولید ناخالص داخلی و ۹/۷۷ درصد توسط موجودی سرمایه و ۱/۱۵ درصد توسط نیروی کار توجیه می‌شود.

لذا در کوتاه‌مدت (اولین دوره‌های پیش‌بینی)، میان‌مدت و بلندمدت تولید ناخالص داخلی بالاترین سهم را در تغییر مصرف سالیانه بنزین به خود اختصاص می‌دهد که ابتدا طی هفت دوره ابتدایی روند افزایشی و بعد از آن تا پایان دوره یک روند ثابت دارد. و پس از آن خود متغیر مصرف بنزین بالاترین تاثیر را در مصرف سالیانه بنزین دارد، این سهم طی ۱۳ دوره ابتدایی کاهش می‌یابد اما پس از آن تا پایان دوره یک روند ثابتی را طی می‌کند. سهم تاثیر متغیر موجودی سرمایه طی ۲۲ دوره اول افزایش می‌یابد و بعد از آن تا دوره نهایی یک روند تقریبا ثابتی دارد. سهم تاثیر متغیر نیروی کار طی چهار دوره ابتدایی در طی زمان افزایش می‌یابد اما بعد از آن با یک روند نزولی و تقریبا ثابتی بر روی مصرف سالیانه بنزین تاثیر می‌گذارد.

جدول ۱۸- تجزیه واریانس متغیر مصرف سالیانه بنزین (E1)

دوره	تولید ناخالص داخلی (GDP)	سرمایه (K)	نیروی کار (L)	مصرف سالیانه بنزین (E1)
۱	۳۹/۷۹	۲/۳۲	۰/۷۳	۵۷/۱۳
۲	۴۹/۸۹	۳/۲۸	۱/۰۲۲	۴۵/۷۹
۳	۵۰/۷۶	۴/۹۱	۱/۲۲	۴۳/۰۹
۴	۵۰/۷۳	۶/۳۴	۱/۲۳	۴۱/۶۷
۵	۵۰/۸۰	۷/۳۶	۱/۲۱	۴۰/۶۱
۶	۵۰/۹۲	۸/۰۵	۱/۲۰۰	۳۹/۸۱
۷	۵۱/۰۳	۸/۵۳	۱/۱۸	۳۹/۲۴
۸	۵۱/۱۰	۸/۸۷	۱/۱۸	۳۸/۸۳
۹	۵۱/۱۵	۹/۱۲	۱/۱۷	۳۸/۵۴
۱۰	۵۱/۱۹	۹/۳۰	۱/۱۷	۳۸/۳۳

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

کاهش شدید سهم تاثیر مصرف سالیانه بنزین در دوره دوم نسبت به دوره اول (از ۵۷/۱۱ درصد به ۴۵/۷۹ درصد) و در مقابل افزایش شدید سهم تولید ناخالص داخلی (GDP) (از ۳۹/۷۹ درصد به ۴۹/۸۹ درصد) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت (اولین دوره‌های پیش‌بینی)، تغییرات تولید ناخالص داخلی (GDP) به سرعت بر روی مصرف بنزین تاثیر می‌گذارد. می‌توانید این نتایج را برای ۱۰ دوره ابتدایی در جدول شماره (۱۸) مشاهده کنید.

۱۲-۴. بررسی تجزیه واریانس مصرف سالیانه گازوییل (E2)

نتایج حاصل از تجزیه واریانس متغیر مصرف سالیانه گازوییل نشان می‌دهد که در دورهٔ اول ۷۶/۴۹ درصد از واریانس خطا در مصرف گازوییل توسط خود آن و ۱۶/۶۸ درصد توسط تولید ناخالص داخلی و ۱/۱۳ درصد توسط موجودی سرمایه و ۵/۶۸ درصد توسط نیروی کار توجیه می‌شود. در دورهٔ دوم ۶۸/۱۲ درصد از واریانس خطا در مصرف گازوییل توسط خود آن و ۲۲/۸۸ درصد توسط تولید ناخالص داخلی و ۲/۶۴ درصد توسط موجودی سرمایه و ۶/۳۴ درصد توسط نیروی کار توجیه می‌شود. در دورهٔ سوم ۶۴/۴۷ درصد از واریانس خطا در مصرف گازوییل توسط خود آن و ۲۴/۸۳ درصد توسط تولید ناخالص داخلی و ۴/۳۳ درصد توسط موجودی سرمایه و ۶/۳۵ درصد توسط نیروی کار توجیه می‌شود. بالاخره در دوره آخر (دورهٔ سی و هشتم)، ۵۶/۰۶ درصد از واریانس خطا در مصرف بنزین توسط خود آن و ۲۸/۸۰ درصد توسط تولید ناخالص داخلی و ۹/۴۹ درصد توسط موجودی سرمایه و ۵/۶۳ درصد توسط نیروی کار توجیه می‌شود.

لذا در کوتاه‌مدت (اولین دوره‌های پیش‌بینی)، میان مدت و بلندمدت مصرف گازوییل بالاترین سهم را در تغییر مصرف سالیانه گازوییل به خود اختصاص می‌دهد که ابتدا طی ۲۰ دوره روند کاهشی و بعد از آن تا پایان دوره یک روند ثابت دارد. پس از آن متغیر تولید ناخالص داخلی بالاترین تاثیر را در مصرف سالیانه گازوییل دارد، این سهم طی ۲۵ دوره ابتدایی کاهش می‌یابد اما پس از آن تا پایان دوره یک روند ثابتی را طی می‌کند. سهم تاثیر متغیر موجودی سرمایه طی ۱۶ دوره اول افزایش می‌یابد و بعد از آن تا دوره نهایی یک روند تقریبا ثابتی دارد. سهم تاثیر متغیر نیروی کار طی پنج دوره ابتدایی در طی

www.SID.ir

Archive of SID

زمان افزایش می‌یابد اما بعد از آن با یک روند نزولی و تقریبا ثابتی بر روی مصرف سالیانه گازوییل تاثیر می‌گذارد. می‌توان این نتایج را در جدول (۱۹) برای ۱۰ دوره ابتدایی مشاهده نمود.

جدول ۱۹- تجزیه واریانس متغیر مصرف سالیانه گازوییل (E2)

دوره	تولید ناخالص داخلی (GDP)	سرمایه (K)	نیروی کار (L)	مصرف سالیانه گازوییل (E2)
۱	۱۶/۶۸	۱/۱۳	۵/۶۸	۷۶/۴۹
۲	۲۲/۸۸	۲/۶۴	۶/۳۴	۶۸/۱۲
۳	۴۳/۸۳	۴/۳۳	۶/۳۵	۶۴/۴۷
۴	۵۲/۹۱	۵/۷۳	۶/۲۱	۶۲/۱۴
۵	۲۶/۶۹	۶/۷۶	۶/۰۶	۳۰/۴۷
۶	۲۷/۲۶	۶/۵۱	۵/۸۶	۵۹/۲۶
۷	۲۷/۶۷	۸/۰۵	۴/۸۶	۵۸/۴۰
۸	۲۷/۹۸	۸/۴۴	۵/۸۰	۵۷/۷۷
۹	۲۸/۱۹	۸/۲۷	۵/۷۶	۵۷/۳۱
۱۰	۲۸/۳۵	۸/۹۲	۵/۷۲	۵۶/۹۸

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به مطالب بخش‌های (۱۱-۴) و (۱۲-۴) می‌توان مشاهده کرد که سهم متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) در تغییرات مصرف سالیانه بنزین (E1) در کوتاه‌مدت (اولین دوره‌های پیش‌بینی)، میان‌مدت و بلندمدت بیشتر از سهم آن در تغییرات مصرف سالیانه گازوییل (E2) می‌باشد و بیشترین سهم در تغییرات مصرف سالیانه گازوییل بر خلاف متغیر مصرف سالیانه بنزین، متعلق به خود مصرف سالیانه گازوییل می‌باشد.

جمع‌بندی و ملاحظات

براساس نتایج به دست آمده در مقاله حاضر، آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که یک رابطه علّی یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به سمت مصرف سالیانه بنزین وجود

www.SID.ir

Archive of SID

دارد در حالیکه این آزمون هیچ گونه رابطه علّی را بین مصرف سالیانه گازوییل و تولید ناخالص داخلی نشان نمی‌دهد. نتایج مدل تصحیح خطا نیز موید نتایج این آزمون است.

براساس نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا اگر یک شوک از ناحیه مصرف بنزین در کوتاه‌مدت ایجاد شود، فقط ۰/۰۱۰ اختلاف ناشی از آن در هر دوره تعدیل می‌شود در حالیکه اگر یک شوک در تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت ایجاد شود، ۰/۳۴اختلاف ناشی از آن در هر دوره تعدیل می‌شود. نتایج آزمون یوهانسن نشان می‌دهد که در بلندمدت به ازای هر یک درصد تغییر در مصرف سالیانه بنزین در بلندمدت، تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۸۴ درصد تغییر می‌کند. در نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی طی سی و هشت (۳۸) دوره مورد بررسی، مشاهده می‌شود که تغییرات تولید ناخالص داخلی بر اثر شوک ناشی از مصرف بنزین در بلندمدت بعد از بیست (۲۰) دوره به حالت تعدیل و پایدار برمی‌گردد در حالیکه تغییرات مصرف سالیانه بنزین بر اثر شوک ناشی از تولید ناخالص داخلی بیشتر است و بعد از بیست و شش (۲۶) دوره تعدیل می‌شود. نتایج بررسی تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با وجود متغیر مصرف سالیانه بنزین، تولید ناخالص داخلی بیشترین تاثیر را بر روی خودش دارد و از سوی دیگر بیشترین تاثیر را بر روی تغییرات مصرف سالیانه بنزین نیز دارد که یافته‌های آزمون علیت گرنجر را نیز تایید می‌کند.

براساس نتایج مدل تصحیح خطا در اثر یک شوک ناشی از مصرف سالیانه گازوییل در کوتاه‌مدت، ۰/۲ اختلاف ناشی از آن در هر دوره تعدیل می‌شود در حالیکه اگر یک شوک در تولید ناخالص داخلی ایجاد شود، ۰/۱۳ اختلاف ناشی از آن در هر دوره تعدیل می‌شود. نتایج آزمون یوهانسن نشان می‌دهد که در بلندمدت به ازای هر یک درصد تغییر در مصرف سالیانه گازوییل در بلندمدت، تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۳۴ درصد تغییر می‌کند. در نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی طی سی و هشت (۳۸) دوره مورد بررسی، مشاهده می‌شود که تغییرات تولید ناخالص داخلی بر اثر شوک ناشی از مصرف بنزین در بلندمدت بعد از بیست و هفت (۲۷) دوره به حالت تعدیل و پایدار برمی‌گردد در حالیکه تغییرات مصرف سالیانه گازوییل بر اثر شوک ناشی از تولید ناخالص داخلی کمتر

www.SID.ir

Archive of SID

است و بعد از سی و پنج (۳۵) دوره تعدیل می‌شود. نتایج بررسی تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با وجود متغیر مصرف سالیانه گازوییل، تولید ناخالص داخلی بیشترین تاثیر را بر روی خودش دارد در حالیکه مصرف سالیانه گازوییل بیشترین سهم را بر روی تغییرات خودش دارد که تایید دیگری بر یافته‌های آزمون علیت گرنجر است.

بنابراین به عنوان یک نتیجه‌گیری سیاستی، چناچه هدف کلان سیاست کشور سرعت بخشیدن به روند توسعه اقتصادی و اجتماعی باشد، توصیه می‌شود از سیاست‌های تحدیدی مصرف انرژی علی الخصوص بنزین که منجر به کاهش تقاضا می‌شود، جلوگیری شود لذا کاهش مصرف انرژی تنها در شرایطی قابل قبول است که منجر به افزایش کارایی انرژی گردد.

همانگونه که نتایج نشان می‌دهد وجود رابطه کوتاه مدت و بلند مدت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف سالیانه بنزین، بیانگر اهمیت این حامل انرژی می‌باشد؛ به عنوان مثال هر سیاستی که باعث کاهش مصرف بنزین شود (بدون ایجاد کارایی) در کوتاه مدت فقط ۰/۰۱۰ اختلاف ناشی از این شوک در هر دوره تعدیل می‌شود و به ازای هر یک درصد کاهش، تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۸۴ درصد کاهش می‌یابد (که این شوک ایجاد شده بعد از ۲۰ دوره به حالت تعادل و پایدار می‌رسد) و از سوی دیگر براساس بررسی تجزیه واریانس، تولید ناخالص داخلی که بیشترین سهم را بر روی خودش و تغیرات مصرف بنزین دارد (وکاهش آن که با کارایی همراه نبوده است) بر روی مصرف بنزین نیز تاثیر می‌گذارد و باعث کاهش مصرف آن می‌شود (که بعد از ۲۶ دوره تعدیل می‌شود) به همراه کاهش همزمان تولید ناخالص داخلی و این کاهش مصرف بنزین نیز مجددا باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌گردد و این امر در نهایت منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌گردد که در تناقض با اهداف برنامه‌های توسعه اقتصادی کشور است.

براساس یافته‌های تحقیق مصرف سالیانه گازوییل در بلند مدت با تولید ناخالص داخلی رابطه دارد و از آنجاییکه در بین حجم بالای بار که توسط کامیون‌ها و تریلرها در بخش حمل و نقل جاده‌ای ایران حمل می‌شود، کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای نیز وجود دارند؛

www.SID.ir

Archive of SID

لذا کاهش مصرف سوخت گازوییل در خودروهای سنگین براساس مسافت پیموده شده که نشان‌دهنده افزایش کاریی است باعث کاهش هزینه حمل و نقل کالاها و نهاده‌های تولیدی می‌شود و در نهایت در بلندمدت باعث کاهش قیمت تمام شده کالاهای تولیدی و افزایش قدرت رقابت‌پذیری آن‌ها در بازار داخلی می‌شود؛ که در نتیجه آن افزایش تولید و توسعه اقتصادی را همراه با کاهش مصرف انرژی و افزایش کارایی خواهیم داشت. اگر براساس سیاست‌های تحدیدی با کاهش مصرف گازوییل روبرو شویم بی آنکه افزایشی در کارایی داشته باشیم، در کوتاه مدت فقط ۰/۲۸ اختلاف ناشی از این شوک در هر دوره تعدیل می‌شود و به ازای هر یک درصد کاهش در مصرف گازوییل در بلند مدت، با میزان ۰/۳۴ درصد کاهش در تولید ناخالص داخلی روبرو می‌شویم (که بعد از ۲۷ دوره تعدیل می‌شود) که در نتیجه براساس بررسی تجزیه واریانس که تولید ناخالص داخلی بیشترین تاثیر را بر روی خودش دارد با کاهش تولید ناخالص داخلی روبرو می‌شویم. از سوی دیگر براساس بررسی تجزیه واریانس چون در بلند مدت مصرف گازوییل بیشترین تاثیر را بر روی خودش دارد، لذا کاهش مصرف گازوییل نیز منجر به کاهش دوباره مصرف آن (که بعد از ۳۵ دوره تعدیل می‌شود) و کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود. این کاهش همزمان در مصرف گازوییل و تولید ناخالص داخلی در نهایت منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌گردد که بر خلاف اهداف توسعه اقتصادی کشور است.

سیاست‌های کاهش مصرف سوخت که باافزایش کارایی نیز همراه باشند می‌توانند سیاست‌هایی از قبیل: ترغیب بخش خصوصی به سرمایه‌گذاری در بخش حمل و نقل، آموزش رانندگان و تعمیر کاران، موظف ساختن شرکت‌های سازنده خودرو به احداث تعمیرگاه‌های مجاز، احداث مراکز فنی معاینه خودروها، تعریف و تدوین استانداردهای موثر در میزان مصرف سوخت، ایجاد شبکه رایانه‌ای حمل و نقل به منظور کاستن از سفرهای تک سرنشین، سیاست‌های جایگزینی انرژی و ... می‌باشند.

ترغیب بخش خصوصی به سرمایه‌گذاری در بخش حمل و نقل باعث افزایش رقابت بین بنگاه‌های بخش صنعت حمل و نقل می‌شود که در نهایت می‌تواند منجر به افزایش تولید خودروهای کاراتر و با مصرف سوخت کم‌تر شود.

www.SID.ir

Archive of SID

تعریف و تدوین استانداردهای موثر در میزان مصرف سوخت و ملزم ساختن کارخانجات تولیدکننده خوردو به رعایت آن‌ها باعث می‌شود که خودروهای در حال حرکت در بخش حمل و نقل زمینی و جاده‌ای ایران از کیفیت مطلوب‌تری برخوردار باشند و لذا سوخت کم‌تری مصرف کنند و در نتیجه کاهش مصرف سوخت همراه با افزایش کارایی خواهد بود.

استفاده از انرژی‌های ارزان قیمت جایگزین باعث می‌شود که مصرف بنزین و یا گازوییل کاهش یابد و قیمت تمام شده محصولات تولیدی نیز کاهش می‌یابند و به تبع آن قدرت رقابت پذیری آن‌ها افزایش می‌یابد. از سوی دیگر به دلیل اینکه این نوع سوخت‌ها آلودگی کم‌تری در محیط زیست ایجاد می‌کنند از یک طرف با کاهش هزینه‌های ناشی از ایجاد آلودگی محیط زیست و از طرف دیگر با افزایش کارایی خودروهای در حال تردد به دلیل تولید گازهای کم‌تر آلوده‌کننده محیط زیست؛ باعث افزایش کارایی خواهند شند که در نهایت منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی و رشد و توسعه می‌گردد.

بخش تولیدی کشور تاکنون از مزیت انرژی ارزان برخوردار بوده است و چنانچه این مزیت از این بخش گرفته شود، از یک طرف موجب کاهش قدرت رقابت‌پذیری آن شده و توان صادرات غیر نفتی را به‌رغم سیاست های توسعه صادرا ت غیرنفتی محدودتر می‌کند و از طرف دیگر، آثار انتقال این افزایش هزینه به قیمت محصولات در حدی موجب افزایش قیمت‌ها خواهد بود که ساختار تقاضای داخلی قابلیت جذب این محصولات را نخواهد داشت و رکود و بیکاری و کاهش تولید پیامد طبیعی آن خواهد بود.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر، (۱۳۸۱)؛ «بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی در ایران»، مجله دانش و توسعه، شماره ۱۴، صص ۴۵-۱۱

آرمن، سید عزیز و روح الله زارع، (۱۳۸۴)؛ «بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۱ »، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هفتم، شماره ۲۴، صص ۱۴۳-۱۱۷ .

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی و ترازنامه سال‌های مختلف

بستان جوادی، محمد مهدی، (۱۳۷۲)؛ تبیین کاربرد اصول ترمودینامیک در اقتصاد با تکیه بر مفهوم عدم تعادل، مباحث رشد و نقش انرژی به عنوان مهم‌ترین نهاده تولید، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

بهبودی، داود، بهزاد سلمانی، و افشین خلیل‌پور، (۱۳۸۶)؛ بررسی رابطه تقاضای واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)، ششمین همایش ملی انرژی، سازمان مدیریت و برنامه ریزی، دفتر اقتصاد کلان و انرژی.

شرزه‌ای، غلامعلی و محمدرضا وحیدی، (۱۳۸۰)؛ بررسی رابطه بین مصرف انرژی و درآمد واقعی و سطح عمومی قیمت‌ها در کشورهای عضو اوپک، سومین همایش ملی انرژی ایران.

شیرین بخش، شمس الله و زهرا حسن خونساری، (۱۳۸۴)؛ کاربرد Eviews در اقتصادسنجی، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، چاپ اول.

طاهری فرد، احسان و علی رحمانی، (۱۳۷۶)؛رابطه علّی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در اقتصاد ایران، دومین همایش ملی انرژی ایران.

گجراتی، دامودارا، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه حمید ابریشمی، (۱۳۸۳)؛ موسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، تهران، چاپ سوم.

ملکی، رضا، (۱۳۸۲)؛ «رابطه علیت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در ایران»، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۸۹، صص ۱۲۲-۸۱.

www.SID.ir

Archive of SID

ملکی، رضا، (۱۳۷۸)؛ بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.

نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸)؛ ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، انتشارات موسسه رسا، تهران، چاپ اول، ۱۳۷۸

وافی نجار، داریوش، (تابستان ۱۳۸۴)؛ تحلیل آماری و بررسی رابطه علیت گرنجری تولید ناخالص داخلی با مصرف انرژی و محاسبه کشش نهاده‌ای انرژی با استفاده از تابع تولید (۱۳۸۲-۱۳۴۶)، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال دوم، شماره ۵، صص ۷۳-۵۵.

وزارت نیرو، ترازنامه انرژی، سال‌های مختلف.

Berndt, E.R. and Wood, D.O., (1975); «Technology, Prices and the Drived Demand for Energy», *Review of Economics and Statistics*, No. 57, PP. 256-268.

Climent, Francisco and Pardo A., (2006); «*Decoupling Factors on the Energy-Output Linkage: The Spanish Case*», *Energy Policy*.

Glasure, Y.U., (2002);«Energy and National Income in Korea: Further Evidence on the Role of Omitted Variables», *Energy Economics*, No. 24, PP. 355-365.

Kraft, I. and Kraft, A., (1978);«On the Relationship Between Energy and GNP», *Journal of Energy Development*, No. 3, PP. 401-403.

Lee, Ch. and Chang, (2005); Ch., «Structural Breaks, Energy Consumption and Economic Growth Revisited: Evidence from Taiwan», *Energy Economics*, No. 27, PP. 857-872.

Oh, W. and Lee, K. (2004); «Causal Relationship of Korea 1970-1999», *Energy Economics,* No. 26, PP. 51-59.

Pindyck, R.S., (1977);«The Structure of World Energy Demand», *MIT Press.*

R. M Masih and R.Masih, (1996);«Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality», *Energy Economics*, pp. 165-83.

Stern, D.I., (1993); «Energy and Economic Growth in the USA. A
www.SID.ir

Archive of SID

Multivariate Approach», *Energy Economics*, No. 15, PP. 137-150,

Stern, D.I., (2000);«A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy», *Energy Economics*, No. 22, PP. 267-283.

Stern, D.I. and Cleveland, C.J., (2004); «Energy and Economic Growth», Rensselaer Working Papers, No. 0410.

Yang, H.Y., (2000); «A Note on the Causal Relationship Between Energy and GDP in Taiwan», *Energy Economics*, No. 22, PP. 309-317.

www.SID.ir