بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسؤول: دکترهادی غفاری

سر دبیر: دکتر محمد رضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	موسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
۱	دکتر ابوالقاسم اثنی عشری	دانشگاه پیام نور مازندران	دانشیار	اقتصاد
۲	دکتر فرهاد خداداد کاشی	دانشگاه پیام نور سازمان مرکزی	دانشیار	اقتصاد
۳	دکتر سید محمد رضا سید نورانی	دانشگاه علامه طباطبایی	دانشیار	اقتصاد
۴	دکتر اس پی سینگ	آی آی تی رورکی هندوستان	استاد	اقتصاد
۵	دکتر مهدی صادقی شاهدانی	دانشگاه علوم اقتصادی	دانشیار	اقتصاد
۶	دکتر محمد حسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	دانشیار	اقتصاد
۷	دکتر محمد رضا لطفعلی‌پور	دانشگاه فردوسی مشهد	دانشیار	اقتصاد
۸	دکتر غلامرضا مصباحی مقدم	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
۹	دکتر محمد علی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	استادیار	اقتصاد
۱۰	دکتر محمود یحیی زاده‌فر	دانشگاه مازندران	دانشیار	مدیریت

ویراستار فارسی: دکتر محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: دکتر مژگان عیوضی

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

شمارگان چاپ: ۱۰۰۰ نسخه

قیمت: توزیع در سراسر کشور به صورت رایگان

آدرس پستی دبیرخانه: اراک، خیابان شهید شیرودی، کوچه امانی راد، دانشگاه پیام نور استان مرکزی، صندوق پستی ۱۱۳۶-۳۸۱۳۵ دفتر فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی.

تلفن: ۲۲۴۷۸۵۳ – ۰۸۶۱ نمابر: ۴۰۲۱۱۵۱ -۰۸۶۱ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰

پست الکترونیکی: egdr@pepnu.ir **آدرس الکترونیکی:** www.pepnu.ir

این فصلنامه به موجب نامه شماره ۸۹/۳/۱۱/۳۶۹۳۴ مورخ ۸۹/۸/۸ کمیسیون نشریات علمی‌کشور دارای درجه علمی- پژوهشی است و در قالب تفاهم نامه، با همکاری (به ترتیب حروف الفبا) دانشگاه امام صادق (ع)، دانشگاه بوعلی سینا، دانشگاه پیام نور استان مازندران، دانشگاه صنعتی شاهرود، دانشگاه علوم اقتصادی و دانشگاه مازندران منتشر می‌شود.

همکاران علمی‌فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر سید عزیز آرمن	دکتر سهراب دل انگیزان	دکتر زین العابدین صادقی	دکتر یوسف محنت فر
دکتر اسماعیل ابونوری	دکتر سعید راسخی	دکتر لطفعلی عاقلی	دکتر سید نظام الدین مکیان
دکتـر محمـد طـاهر احمـدی	دکتر علی ربیعی	دکتر حجت اله عبدالملکی	دکتر عبد العلی منصف
شادمهری	دکتر مصطفی رجبی	دکتر قهرمان عبدلی	دکتر داوود منظور
دکتر رضا اکبریان	دکتر محمدجواد رزمی	دکتر علیرضا عرفانی	دکتر فرشاد مؤمنی
دکتر حسین اکبری فرد	دکتر رضا رنج پور	دکتر مرتضی عزتی	دکتر رزیتا مؤید فر
دکتر مینو امینی میلانی	دکتر منصور زراء نژاد	دکتر علی عسگری	دکتر محسن مهرآرا
دکتر محمد ایمانی برندق	دکتر بهرام سحابی	دکتر صدیقه عطر کار روشن	دکتر نادر مهرگان
دکتر صادق بافنده ایمان دوست	دکتر مصطفی سلیمی فر	دکتر مصطفی عماد زاده	دکتر میرناصر میر باقری هیر
دکتر جهانگیر بیابانی	دکتر کیومرث سهیلی	دکتر محمد حسن فطرس	دکتر زهرا میلا علمی
دکتر مهدی پدرام	دکتر الهمراد سیف	دکتر علی فلاحتی	دکتر رضا نجار زاده
دکتر محسن پور عبادالهان	دکتر ابوالفضل شاه آبادی	دکتر محمدعلی فلاحی	دکتر سید عباس نجفی زاده
دکتر فتح‌اله تاری	دکتر ناصر شاهنوشی	دکتر محمد علی فیض پور	دکتر زهرا نصرالهی
دکتر وحید تقی نژاد	دکتر بیتا شایگانی	دکتر علی کارشناسان	دکتر خدیجه نصرالهی
دکتر سید عبدالمجید جلائی	دکتر حسین شریفی رنانی	دکتر مصطفی کریم زاده	دکتر محمد نوفرستی
دکتر سید ابراهیم حسینی نسب	دکتر احمد شعبانی	دکتر اسرافیل کسرایی	دکتر محمد واعظ برزانی
دکتر مسعود خداپناه	دکتر علیرضا شکیبایی	دکتر اکبر کمیجانی	دکتر مسعود همایونی فر
دکتر منصور خلیلی عراقی	دکتر محمد نبی شهیکی تاش	دکتر محمد لشکری	دکتر کاظم یاوری
دکتر یداله دادگر	دکتر حسین صادقی	دکتر پرویز محمدزاده	

این فصلنامه دارای ضریب تاثیر (IF= 0.63) از پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) می باشد.

این فصلنامه از اولین شماره در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC)، بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran)، مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID) و پایگاه جهانی (EconLit) نمایه شده است.

Journal of Economic Literature
American Economic Association Publications
2403 SIDNEY STREET, SUITE 260
PITTSBURGH, PENNSYLVANIA 15203
Telephone (412) 432-2300
Fax (412) 431-3014

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

Thank you for providing a copy of the *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research* to *EconLit*. An annotation of the journal will appear in the New Journals section of the Annotated Listing of New Books department of the September 2011 issue of the *Journal of Economic Literature* (*JEL*).

In addition, the journal has been evaluated and accepted for listing in *EconLit*. We require that you send us copies of all individual issues of the journal, beginning with your back issues to date. This arrangement, which is subject to periodic review and may be changed in the future, carries an exchange provision: The American Economic Association provides the editors of listed journals with complimentary copies of *JEL* on CD.

Please find enclosed a complimentary subscription form and instructions concerning the provision of abstracts for *EconLit*. I am also enclosing promotional literature describing the indexes. If you have any questions, please let me know.

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

Hadi Ghaffari
Payame Noor University of Markazi Province
P.O Box 38135-1136
Arak
IRAN

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

۱- مباحث توصیفی و کیفی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

۲- مباحث تحلیلی و کمی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

۳- نظریه پردازی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی از دیدگاه اسلام

٤- نظریه پردازی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران

۵- سیاست‌ها و راهبردهای رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای درحال‌توسعه

٦- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

۷- استراتژی‌های رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای درحال‌توسعه

۸- بررسی تطبیقی رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای اسلامی

۹- بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت، خدمات و...) و رشد و توسعه اقتصادی

۱۰- کاربرد تکنیک‌های نوین اقتصاد ریاضی و اقتصاد سنجی در جهت حل مسائل رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

۱۱- جهانی شدن، تجارت بین‌الملل و رشد و توسعه اقتصادی

۱۲- سایر موضوعات مرتبط در حوزه اقتصاد توسعه و توسعه اقتصادی

شرایط پذیرش مقاله

الف – محتوی

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی‌و پژوهشی داشته باشد.

۳- حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده یا نویسندگان باشد.

٤- در هیچ یک از نشریات داخلی و خارجی یا مجموعه مقالات سمینارها و مجامع علمی‌به چاپ نرسیده و یا به طور همزمان برای سایر مجلات ارسال نشده باشد (در ضمن تا سه ماه بعد از ارسال مقاله به این فصلنامه از ارسال آن به مجله دیگر خودداری فرمائید در غیر این صورت ضمن حذف مقاله از پذیرش مقالات بعدی معذوریم).

ب – شکل ظاهری

۱- مقاله شامل عنوان، معرفی نویسنده یا نویسندگان (آدرس محل کار، تلفن، نمابر و پست الکترونیکی)، چکیده فارسی و انگلیسی، واژه‌های کلیدی (۳ تا ۷ واژه)، طبقه بندی JEL، مقدمه، پیشینه، روش، چارچوب نظری، یافته‌ها، نتیجه‌گیری، پیوست‌ها و فهرست منابع باشد.

۲- استفاده از نرم افزار Microsoft Word 2003-2007 در اندازه کاغذ A4 (رحلی ۲۹/۷ * ۲۱) مطابق نمونه مقاله تدوین شود.

۳- فاصله های متن مقالات از چهار طرف صفحه عبارتند از : Bottom: 2.5 cm, Top: 2.5 cm , Left: 2 cm , Right: 2 cm و مقاله دو ستونی با فاصلهٔ مساوی از لبه‌های راست و چپ کاغذ، عرض هر ستون ۸ سانتیمتر، فاصله دو ستون ۱ سانتیمتر ، فاصله سطرها سینگل (تک فاصله) و با تورفتگی پاراگراف چهار حرف تایپ می‌شود.

٤- عنوان مقاله فارسی با قلم B Lotus ضخیم ۱۸، نام نویسندگان با قلم B Lotus ضخیم ۱۳ و عنوان مقاله لاتین با قلم Times New Roman ضخیم ۱۷، نام نویسندگان با قلم Times New Roman نازک ۱۲ باشد.

۵- تعداد کلمات چکیده حداقل ۱۰۰ و حداکثر ۲۵۰ کلمه. عنوان چکیده فارسی B Lotus ضخیم ۱۲ و متن چکیده فارسی با قلم B Lotus نازک ۱۰، عنوان چکیده لاتین Times New Roman ضخیم ۱۲ و متن چکیده لاتین با قلم Times New Roman نازک ۱۰ باشد.

٦- متن فارسی مقاله با قلم B Lotus نازک ۱۲، برای متن‌های لاتین با قلم Times New Roman نازک ۱۱. تیتر های داخلی مقاله با قلم B Lotus ضخیم ١٤، تیترهای فرعیB Lotus ضخیم۱۲ و فونت متن مقاله B Lotus نازک ۱۲ باشد.

۷- روش ارجاع داخل متون (APA) باشد، یعنی منابع مورد استفاده در متن به این صورت درج شود:

نام خانوادگی نویسنده، تاریخ انتشار، شماره جلد و شماره صفحه (مظفر، ۱۳۷۵، ج ۱، ص ۱۱). در صورت تکرار بلافاصله همان منبع کلمه همان با شماره جلد و صفحه آورده شود.

۸- تمام منابع به صورت انگلیسی باشد. فهرست منابع در آخر مقاله بر حسب حروف الفبایی نام خانوادگی نویسنده، به شکل زیر تنظیم گردد:

الف) کتاب: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، نام کتاب، نام مترجم، محل انتشار، نام ناشر، شماره چاپ، تاریخ انتشار، شماره جلد.

ب) مقاله: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام نشریه، محل انتشار، شماره مجله و شماره صفحات.

ج) مجموعه مقالات: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام و نام خانوادگی گردآورنده، عنوان مجموعه مقالات، سال، شماره صفحات.

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

۹- کلیه مقالاتی که در آن‌ها از روش‌های کمی‌و تجربی استفاده شده، لازم است داده‌ها، پرسشنامه و یا خروجی کامپیوتری را به ضمیمه مقاله ارسال نمایند.

نحوه ارسال مقاله

۱- مراجعه به سایت فصلنامه به آدرس www.pepnu.ir

۲- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

۳- مطالعه راهنمای نویسندگان و تنظیم مقاله بر اساس آن.

۴- ثبت نام در سامانه.

۵- ورود به سامانه با کلمه کاربری و کلمه عبور شخصی.

۶- ارسال مقاله.

لازم به ذکر است که نامه اعلام وصول به محض تکمیل فرایند ارسال مقاله به آدرس الکترونیکی شما ارسال خواهد شد.

سایر نکات

- ترتیب مقالات به ارزش علمیو یا شخصیت نویسندگان ارتباطی ندارد.
- مسؤولیت محتوای مقالات به عهده نویسندگان است و چاپ مقاله لزوماً به معنای تایید آن نیست.
- فصلنامه در ویراستاری، تلخیص و تنظیم مطالب مقاله آزاد است.
- مقالات دریافت شده در صورت پذیرش یا عدم پذیرش، مسترد نخواهد شد.

فهرست مطالب

نقش صادرات در بهره وری و رشد اقتصادی: شواهد تجربی از ایران ۹
دکتر اکبر کمیجانی ، غلامعلی حاجی

بررسی رابطه علّی بهره وری کل عوامل و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران ۲۱
دکتر ابوالفضل شاه‌آبادی ، زهرا خانی

توسعه انسانی تعدیل شده و پایداری رشد اقتصادی: مقایسه تطبیقی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه ۳۳
دکتر محمد حسن فطرس، اسماعیل ترکمنی

عوامل موثر بر مکان‌یابی شهرک های صنعتی با توجه به شاخص های توسعه پایدار و اولویت‌بندی آن‌ها با استفاده از اعداد فازی مثلثی ۵۱
دکتر زهرا نصراللهی، فخرالسادات صالحی قهفرخی

تحلیل تعادل عمومی محاسبه پذیر اثر اصلاح یارانه حاملهای انرژی بر تورم و تولید ناخالص داخلی ۶۷
دکتر سید ابراهیم حسینی نسب، هاتف حاضری نیری

اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسان آن بر صادرات غیرنفتی ایران ۸۱
دکتر سعید راسخی، میلاد شهرازی، محمدرضا عبداللهی

برآورد تابع تقاضای برق و پیش بینی آن برای افق چشم انداز ۱۴۰۴ ایران و نقش آن در توسعه کشور با توجه به هدفمند شدن یارانه های انرژی ۹۱
علی چنگی آشتیانی، مهدی جلولی

سخن سردبیر:

بی شک یکی از مهمترین دست آوردهای امروز دانشگاه پیام نور انتشار نشریات متعدد علمی پژوهشی است. فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی یکی از برجسته ترین فصلنامه های علمی پژوهشی دانشگاه پیام نور است که آخرین یافته های اقتصادی در زمینه رشد و توسعه را در اختیار تشنگان علم قرار می دهد.

این فصلنامه از ابتدای فعالیت خود به صورت علمی پژوهشی منتشر می شود و در حال حاضر با ضریب تاثیر ۰/۶۳رتبه اول فصلنامه های اقتصادی کشور را به خود اختصاص داده است. لذا ضمن قدردانی و سپاسگزاری از محققیق و نویسندگانی که حاصل تلاش و زحمات خود را توسط این نشریه منتشر می نماید، انتظار است اساتید و محققین محترم با ارائه مقالات دست اول خود، ما را در به ثمر رساندن اهداف اصلی نشریه یاری داده و همچنان ما را قادر سازند مسیر و استراتژی خود را که بر اساس بهبود مستمر در کار و کیفیت شکل گرفته ادامه دهیم.

علاوه بر این موفقیت فصلنامه مرهون تلاش های دلسوزانه اعضاء محترم هیئت تحریریه و داوران ارجمند است که با حساسیت تمام نسبت به انتشار مقالات برتر که بتواند به پیشبرد مرزهای دانش کمک کند اهتمام ویژه دارند می باشد.

امروز پیچیدگی های اقتصاد بگونه ای است که تنها یافته های علمی می تواند راهگشای عبور از تنگناهای متعدد باشد. الگوی پیشرفت ایرانی اسلامی و یا اقتصاد مقاومتی و اثرات آنها بر رشد و توسعه اقتصادی از مباحث مهمی است که به عنوان مطالبات مقام معظم رهبری نیز مطرح می باشند. مقالاتی که بتوانند ابعاد مختلف این مباحث را مطرح و به صورت کاربردی راهگشای مسئولان نظام باشد از اولویت خاصی برای فصلنامه برخوردار است.

اکنون که هفتمین شماره از فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی تقدیم علاقمندان می گردد، شایسته است از زحمات مجموعه همکاران محترمی که در تهیه و نهایی نمودن این هفت شماره ما را یاری نمودند تشکر گردد.

نخست لازم می آید از ریاست محترم دانشگاه جناب آقای دکتر زیاری و معاونت محترم پژوهشی دانشگاه جناب آقای دکتر آخوند و همکاران محترم که ما را در بهبود مستمر فصلنامه یاری نمودند تشکر گردد.

دوم از اقبال مدیر مسئول محترم فصلنامه جناب آقای دکتر غفاری که علیرغم تمام مشغله ها نسبت به راه اندازی و مدیریت بی نقص آن اهتمام ویژه داشتند تشکر می گردد.

سوم، با توجه به تلاش بی وقفه و پیگیر جناب آقای دکتر علی یونسی، مناسب است از ایشان به عنوان مدیر داخلی و همکارانشان در قسمت های مختلف تشکر گردد.

چهارم، از همه اعضائ محترم هیئت علمی دانشگاه های کشور به خصوص اساتید محترم دانشگاه پیام نور و دانشجویان ارجمند که تامین کننده مقالات ارزشمند فصلنامه بودند، تقدیر می گردد.

همچنین لازم است از توجه و دقت دفتر چاپ و نشر دانشگاه پیام نور، برای نشر به موقع و مناسب فصلنامه یاد نماییم.

امید است که فصلنامه منتشر شده در تامین اهداف پژوهشی دانشگاه موثر بوده و در آینده ثمراتی به مراتب نیکوتر و مفید تر در پی داشته باشد.

نقش صادرات در بهره وری و رشد اقتصادی: شواهد تجربی از ایران

The Role of Exports on Productivity and Economic Growth: Some Empirical Evidence of Iran

دکتر اکبر کمیجانی [*]، غلامعلی حاجی [**]

Akbar Komijani (Ph.D.)[*], Gholamali Haji [**]

دریافت: ۱۳۹۰/۱۰/۱۰ پذیرش:۱۳۹۱/٤/۱۵

Accepted: 5/July/2012 Received: 31/Dec/2011

چکیده:

در این مقاله منابع رشد در دوره ۸۹-۱۳۳۸ برای ایران در قالب دو مدل بررسی میشود. در مدل اول علاوه بر نیروی کار و سرمایه از صادرات، مخارج دولت و رابطه مبادله نیز به عنوان نهاده های موثر در فرایند تولید استفاده می شود. وارد کردن صادرات به خاطر ارائه بهبود تکنیک تولید، آموزش نیروی کار ماهر و بهبود مدیریت در سطح جهانی به خاطر بازبودن اقتصاد و همچنین وارد کردن مخارج دولت و رابطه مبادله نیز به خاطر وابسته بودن بودجه دولت به نفت و باز بودن اقتصاد کشور بوده است. در مدل دوم، اقتصاد به دو بخش صادراتی و غیرصادراتی تفکیک می شود که هر یک از این دو بخش دارای تابع تولید جداگانه ای است. در این مدل، رشد نه تنها به خاطر نیروی کار و سرمایه در بخش صادراتی تحقق می یابد، بلکه تخصیص مجدد منابع از بخش غیرصادراتی به بخش صادراتی نیز در رشد موثر خواهد بود. در هر دو مدل رابطه مثبت و معناداری بین صادرات و رشد اقتصادی وجود دارد. در هر دو مدل آماره بریوش-گودفری بر عدم وجود خود همبستگی بین جملات پسماند دلالت دارند. همچنین آماره بریوش-پاگان-گودفری نیز بر عدم وجود ناهمسانی واریانس جملات پسماند دلالت دارند.

کلمات کلیدی: صادرات، رشد اقتصادی، بهره وری.

طبقه‌بندیJEL: O40, C12, C20.

Abstract:

In this article growth resources for Iran will be assessed for the period of 1959 – 2010 in format of two models. In the first model in addition of labor and capital from export, government expenditure and terms of trade in the production process will be used as effective inputs. Inserting export was because of offering improvement of production technique training of skilled labor and work wild improvement was because of open economy and also inserting government spending and also terms of trade was because of dependence of government budget to oil and open economy of country. In the second model, economy will be divided to, two sectors of export and non – export that each of these sectors has a separate production function. In this model growth not only occurs because of labor and capital in export sector but also reallocation of resources from non – export sector to export sector will be effective in growth. In both models there is a positive and significant relation between export and economic growth. In both models Bruesch-Godfrey statistic indicates to the lack of serial correlation between residual terms also Bruesch-Pagan-Godfrey statistic indicates to lack of infinite consistency residual term variance.

Keywords: Exports, Economic Growth, Productivity.
JEL: O40, C12, C20.

* استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

Email: komijani@ut.ac.ir

** دانشگاه آزاد اسلامی ، واحد اراک، گروه اقتصاد

Email: g-haji@iau-arak.ac.ir

[*] Professor of Economics, Tehran University, Tehran, Iran.
Email: komijani@ut.ac.ir

[**] Islamic Azad University, Arak, Iran.
Email: gholamali_haji@yahoo.com

مقدمه

ارتباط تجارت و رشد اقتصادی همواره مورد توجه نظریه پردازان توسعه بوده است، طوری که اقتصاددانان کلاسیک تجارت را موتور رشد و توسعه می دانستند. آنها به منافع متعدد تجارت خارجی و تاثیر آن بر رشد و توسعه اقتصادی اشاره دارند. آنها اثرات تجارت خارجی را به دو بخش اثرات مستقیم مانند تقسیم کار جهانی، گسترش بازار، افزایش اثرات جانبی سرمایه گذاری، تخصیص منابع و اثرات غیر مستقیم را مانند تامین مواد اولیه و اقلام مورد نیاز، انتقال دانش و تکنولوژی جدید و انتقال سرمایه خارجی و ایجاد رقابت و تشویق آن تقسیم می کنند (قره باغیان، ۱۳۷۳).

بحث نقش صادرات در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه یک مسیر قابل تاملی را پیموده است و از جایگزینی واردات به توسعه صادرات و افزایش درجه باز بودن اقتصاد حرکت نموده است. کشور ایران دارای اقتصاد مبتنی بر نفت بوده و صادرات آن عمدتاً از محل تولید نفت و استفاده از این درآمد برای خرید اکثر نیازها به صورت کالا های مصرفی، واسطه ای و سرمایه ای و خدمات نیروی کار از خارج از کشور بوده است. تعداد قابل ملاحظه ای مطالعات تجربی وجود دارد که رابطه قوی و مثبت بین صادرات و رشد اقتصادی را تائید می کند. هدف این مقاله بررسی رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی برای ایران در قالب دو مدل می باشد. وجه تمایز این تحقیق نسبت به دیگر تحقیقات انجام شده یکی گسترش دوره مورد بررسی و دیگری ارائه مدل دوم می باشد که در آن اقتصاد به دو بخش صادراتی و غیرصادراتی تفکیک می شود و اثرات بخش صادراتی بر تولید دیگر بخش ها مورد بررسی قرار می گیرد. بقیه مقاله به شرح زیر تدوین شده است. در بخش دوم مروری بر ادبیات تحقیق، در بخش سوم مروری بر مطالعات گذشته ، در بخش چهارم چارچوب نظری، در بخش پنجم داده ها و برآورد مدل و بالاخره در بخش ششم نتیجه گیری تحقیق ارائه شده است.

مروری بر ادبیات تحقیق

در اقتصاد آزاد، تجارت بین الملل به صورت موتور قدرتمند رشد عمل می کند و در همه جا تمامی درآمدها را افزایش می دهد و اختلاف درآمد بین کشورهای ثروتمند و فقیر را محدود می کند. به طور کلی هر کشوری با مشارکت در تجارت جهانی وضع بهتری خواهد داشت نسبت به زمانی که در یک اقتصاد بسته عمل می کند. تجارت دارای اثراتی بر رشد اقتصادی می باشد. اولاً، با فرض تحرک کامل منابع و انعطاف پذیری قیمت عوامل باز هم بر حسب نظر ریکاردو عواید ثابتی بر تجارت مترتب است که سطح درآمد سرانه را ارتقاء می بخشد. ممکن است عایدات تخصیصی ثابت از محل تجارت زیاد باشد، خصوصاً اگر صادرات به جهان سوم امکان دهد در موارد کوچک بودن بازار داخلی به علت درآمد سرانه پائین، از صرفه جوئی های مقیاس استفاده شود. حتی ممکن است در کشورهای پرجمعیت جهان سوم تقاضاهای بازار داخلی در حدی نباشد که بتواند صرفه جوئی های تولید با مقیاس زیاد را در بسیاری از مراحل تولید صنعتی بکار گیرد. در چنین مواردی اقدام به صادرات کشورها را از مزایای بازده صعودی برخوردار می کند. ثانیاً، با فرض آنکه میل نهائی به مصرف یک نباشد، افزایش سطح سرمایه گذاری همراه با افزایش در سطح درآمد خواهد بود. مادامی که اقتصاد با قانون بازدهی نزولی سرمایه مواجه نشده است، این سرمایه گذاری بالاتر به نوبه خود به طور مستمر نرخ رشد تولید را افزایش خواهد داد. ثالثاً تجارت، قیمت نسبی واردات و قیمت کالاهائی که در داخل برای جانشینی واردات تولید می شوند را کاهش می دهد. اگر کالاهای سرمایه ای نسبتاً متکی بر واردات باشند، که احتمال آن در بسیاری از کشورهای جهان سوم وجود دارد، تجارت خارجی هزینه سرمایه گذاری مربوط به مصرف را کاهش خواهد داد. با فرض وجود اثر جانشینی قیمت، این امر خود سطح سرمایه گذاری و نرخ رشد را باز هم بالاتر خواهد برد. رابعاً، اقتصاد باز از نسبت نهائی سرمایه به تولید کمتری برخوردار خواهد بود، یعنی بهره وری سرمایه گذاری در اقتصاد باز احتمالاً بیشتر از اقتصاد حمایتی خواهد بود.

بهبود تخصیص منابع که ملازم استراتژی مبتنی بر تشویق صادرات است به طور قطع کارائی سرمایه گذاری را افزایش

می دهد. علاوه بر این، احتمالاً اقتصاد باز برای وارد کردن تکنولوژی پیشرفته از خارج در موقعیت بهتری قرار دارد و این نیز موجب کاهش نسبت نهائی سرمایه به تولید می شود. تا آنجا که رشد اساساً به نرخ تراکم سرمایه و بهره وری سرمایه گذاری بستگی داشته باشد، مقدار کمتر نسبت نهائی سرمایه به تولید موجب شتاب در نرخ رشد کلی اقتصاد خواهد شد. و بالاخره آنکه تجارت بین الملل بر توزیع درآمد اثر می گذارد. به طور کلی استراتژی توسعه مبتنی بر تشویق صادرات، توزیع درآمد را به نفع عوامل تولید به کار گرفته شده در بخش صادرات جابجا می کند. معمولاً فرض بر آن است که صادرات، آن عامل تولیدی که نسبتاً فراوان است را به شدت مصرف می کند.

به عبارت دیگر در کشورهای جهان سوم که نیروی کار فراوان موجود است، در بستر استراتژی توسعه با جهت گیری صادرات، دستمزدها سهم بیشتری از درآمد ملی را به خود اختصاص می دهند و موجب توزیع عادلانه تر درآمد می شوند. یکی از بزرگترین مزایای استراتژی توسعه مبتنی بر صادرات در اقتصاد کشورهای دارای نیروی کار فراوان آن است که چنین اقتصادی کشور را قادر می سازد تا رشد را در فعالیت های اشتغال بر متمرکز نماید (گریفین، ۱۹۸۹).

مروری بر مطالعات گذشته (داخل و خارج)

جلالی نائینی و محمدی(۱۳۷۵) در مقاله ای مجموع کالاها و خدماتی که در کشور تولید می شود را به تولید برای داخل و تولید برای صادرات تقسیم کرده اند. نتایج این تحقیق نشان می دهد که در دوره ۵۲-۱۳۳۹ یک درصد افزایش در حاصلضرب سهم صادرات در تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد صادرات واقعی سرانه باعث افزایش ۰/۷۵ درصد در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه شده است. ضریب صادرات دربرگیرنده اثرات مثبت خارجی بخش صادرات روی سایر بخش هاست و این امر نشان می دهد که در کشورهای نفتی صادرات بر تولید تاثیر مثبت داشته است. در دوره ۶۰-۱۳۵۲ این تاثیر کاهش می یابد و این امر به خاطر نحوه تخصیص درآمدهای نفتی به سایر بخش ها می باشد. در عین حال صادرات نقش مثبت خود را بر رشد اقتصادی به خوبی نشان می دهد. رهبر (۱۳۷۶) با توجه به اتکای اقتصاد ایران به نفت و صادرات نفتی سعی کرده است با طرح الگوئی رشد اقتصادی در ایران را با دو عامل استخراج ذخائر زیرزمینی و انباشت ذخائر ارزی با استفاده از یک تابع تولید کاب-داگلاس تشریح نماید. نتایج نشان می دهد افزایش ذخائر ارزی که خود از طریق گسترش صادرات حاصل می شود، شرایط لازم برای افزایش محصول ملی را فراهم می کند. در این الگو ثابت شده است که سهم خالص صادرات درست برابر کشش تولیدی "عامل استخراج منابع زیرزمینی" می باشد. سپس با استفاده از داده های تحقیق ، کشش تولیدی ذخائر زیرزمینی در اقتصاد ایران محاسبه می گردد. از این طریق اندازه بهینه صادرات کشور تعیین می شود که رشد پایدار و حداکثر رفاه را برای کشور تضمین می کند. اقبالی و همکاران (۱۳۸۲) رابطه بین صادرات نفتی و رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از یک تابع تولید مورد بررسی قرار داده اند. آنها با استفاده از همگرائی یکسان و تکنیک اتو رگرسیو با وقفه های توزیع شده رابطه بلندمدت صادرات نفتی و رشد اقتصادی را ۰/۰۷۸ درصد و با یک وقفه دو ساله برآورد کرده اند. کمیجانی و صفوی (۱۳۸۵) به بررسی اثر توسعه صادرات بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در زیر بخش‌های صنعتی چهار استان تهران، اصفهان، آذربایجان شرقی و خراسان پرداخته اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که رشد صنایع غذایی، فلزات اساسی،صنایع شیمیایی در استان تهران، صنایع فلزات اساسی، صنایع شیمیایی و غذایی در استان اصفهان، صنایع فلزات اساسی، غذایی و متفرقه در استان آذربایجان شرقی از مجرای رشد بهره‌وری عوامل تولید بیشترین تأثیر پذیری را از توسعه صادرات دارند.همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که زیر بخش‌های هر چهار استان که رشد آنها بیشترین حساسیت را نسبت به توسعه صادرات دارند، عبارتند از: صنایع کاغذ، شیمیایی، فلزات اساسی و غذایی. ابریشمی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی اثر سیاست های آزاد تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای اسلامی از روش پانل پویا برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۳ پرداخته اند. در این تحقیق از متغیرهای مرسوم در مدل رشد،

مانند سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی، جمعیت و متغیرهای کنترل، مانند حجم کل تجارت بین الملل استفاده شده است. نتایج این تحقیق بیانگر آثار مثبت و ناچیز سیاست های آزاد تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای اسلامی می باشد.

احمد و سامچای[1] (۱۹۹۵) از طریق روش شناسی هم انباشتگی و تصحیح خطا رابطه بلندمدت بین صادرات و رشد اقتصادی را برای کشورهای جنوب شرقی آسیا برآورد کرده اند. آل یوسف[2] (۱۹۹۷) رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی را برای کشورهای عربستان سعودی،کویت، امارات متحده عربی و عمان در دوره ۱۹۹۳-۱۹۷۳ بررسی کرده است. برآوردها نشان می دهد رابطه مثبت و معناداری بین صادرات و رشد اقتصادی وجود دارد. ایکایاناک[3] (۱۹۹۹) با استفاده از مدل های هم انباشتگی و تصحیح خطا رابطه علیت بین رشد صادرات و رشد اقتصادی را در هشت کشور آسیائی با استفاده از داده های سالیانه ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۷ مورد بررسی قرار داده است.نتایج تجربی نشان می دهد که رابطه علیت دو طرفه بین رشد صادرات و رشد اقتصادی در هند، اندونزی، کره، پاکستان، فیلیپین، سریلانکا و تایلند وجود دارد. به علاوه، شواهدی از وجود رابطه علیت گرنجر کوتاه مدت از رشد اقتصادی به رشد صادرات در همه موارد به جز سریلانکا حکایت دارد. هرچند، شواهد قوی برای علیت کوتاه مدت رشد صادرات به رشد اقتصادی وجود ندارد. لاو و چندرا[4] (۲۰۰۵) فرضیه صادرات منجر به رشد را برای بنگلادش در چارچوب اتو رگرسیو برداری چند متغیره آزمون کرده اند. نتایج نشان می دهد که جهت رابطه علیت در کوتاه مدت و بلند مدت از درآمد به سمت صادرات است. این نتیجه خیلی تعجب آور بوده است، چون در بیشتر دوره مورد بررسی استراتژی درون نگر توسعه را دنبال کرده است که در مقابل گسترش صادرات بوده است. کانیا[5] (۲۰۰۶) امکان وجود رابطه علیت بین صادرات و تولید ناخالص داخلی را برای ۲۴ کشور سازمان همکاری اقتصادی و توسعه در دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۷ با استفاده از دو مدل متفاوت بررسی کرده است. یک مدل دو طرفه (صادرات – تولید ناخالص داخلی) و یک مدل سه طرفه (درجه بازبودن- صادرات- تولید ناخالص داخلی) که هر دو با و بدون روند خطی بوده اند. نتایج نشان می دهد که رابطه علیت یک طرفه از صادرات به تولید ناخالص داخلی در بلژیک، دانمارک، ایسلند، ایرلند، ایتالیا، نیوزیلند، اسپانیا و سوئد و رابطه علیت یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به صادرات در استرالیا، فرانسه، یونان، ژاپن، مکزیک، نروژ و پرتقال وجود دارد، در حالی که در مورد استرالیا، کره، لوکزامبورک، سوئیس، انگلیس و امریکا شواهدی از رابطه علیت در هر جهت وجود ندارد. آکیوز[6] (۲۰۰۶) رابطه بین صادرات و رشد تولید ناخالص داخلی را در ژاپن بررسی کرده است. نتایج این تحقیق نشان می دهد بین صادرات و رشد تولید ناخالص داخلی در ژاپن رابطه دوطرفه وجود دارد. به علاوه، سایر متغیرها مانند سرمایه و تولید خارجیان دارای اثر معنی داری بر رشد بهره وری در ژاپن بوده اند. اکسیائو و رید[7] (۲۰۰۷) رابطه بین صادرات و رشد تولید را برای سه کشور عمده صادرکننده گندم، "استرالیا، کانادا و امریکا" در دوره ۱۹۶۶ تا ۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داده اند. آنها با ترکیب تولید، تجارت بین الملل و نظریه های توسعه، از مدل میانگین متحرک اتو رگرسیو برداری[8] با چهار متغیر تولید، صادرات، واردات و قیمت تولیدکننده برای هر کشور استفاده کرده اند. نتایج علیت نشان می دهد که فرضیه صادرات منجر به رشد برای کانادا و امریکا به صورت دو طرفه است. ضمناً اثر شوک های اقتصاد کلان نیز در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. بهمنی اسکوئی و ایولولا[9] (۲۰۰۷) رابطه کوتاه مدت و بلندمدت بین رشد صادرات و رشد اقتصادی را با استفاده از رویکرد آزمون کرانه ها برای داده های صادرات و تولید ۴۴ کشور در حال توسعه بررسی کرده اند. نتایج نشان می دهد که فرضیه صادرات منجر به رشد در شصت درصد از این کشورها تائید می شود.

آکیوز[10] (۲۰۰۷) اثرات توسعه صادرات و واردات را بر

1. Ahmad and Somchai (1995)
2. Al-Yousif (1997)
3. Ekanayake (1999)
4. Love and Chandra (2005)
5. Konya (2006)
6. Awokuse (2006)
7. Xiao and Reed (2007)
8. Vector auto regressive moving average (VARMA)
9. Bahmani-Oskooee and Oyolola (2007)
10. Awokuse (2007)

رشد در سه اقتصاد در حال گذر بررسی نموده است. نتایج تجربی نشان می دهد که تجارت، رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار می دهد. آکیوز [1] (۲۰۰۸) رابطه بین تجارت و رشد اقتصادی را در آرژانتین، کلمبیا و پرو با تاکید بر نقش صادرات و واردات مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می دهد تاکید صرف بر مطالعات گذشته مبنی بر اینکه صادرات موتور رشد است ممکن است گمراه کننده باشد. اگر چه خیلی از شواهد تجربی از فرضیه صادرات منجر به رشد حمایت می کنند، شواهد تجربی برای فرضیه واردات منجر به رشد نسبتاً قوی تر است. در برخی موارد، همچنین شواهدی از رابطه علیت از رشد تولید ناخالص داخلی به سمت صادرات و واردات وجود دارد. امیساکین [2] (۲۰۰۹) فرضیه صادرات منجر به رشد را برای نیجریه مورد بررسی قرار داده است. در این تحقیق رابطه بین رشد اقتصادی و صادرات برای دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۰ با استفاده از داده های سالیانه بررسی شده است. نتایج آزمون غیرعلیت تودا- یاماموتو [3] نشان می دهد که یک رابطه دوطرفه بین تولید و صادرات وجود دارد. همچنین نتایج آزمون کرانه های اتو رگرسیو با وقفه های توزیع شده [4] نیز نشان می دهد رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد، وقتی که بردار متغیرها بر حسب تولید نرمالیزه شده است. پاپ سیلاغی [5] (۲۰۰۹) فرضیه صادرات منجر به رشد و فرضیه رشد منجر به صادرات را برای کشورهای اروپای مرکزی و شرقی از طریق آزمون های هم انباشتگی و علیت بررسی کرده است. در سیستم های دو طرفه رابطه علیت از صادرات به تولید ناخالص داخلی برای بلغارستان، جمهوری چک، استونی و لتونی بدست آمده است. اولاح و همکاران [6] (۲۰۰۹) رشد منجر به صادرات را با استفاده از تکنیک اقتصاد سنجی سری های زمانی برای پاکستان در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۸ مورد بررسی قرار داده اند. نتایج این تحقیق نشان می دهد توسعه صادرات منجر به رشد اقتصادی می شود. آنها همچنین رابطه علیت بین رشد اقتصادی، صادرات، واردات، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی و درآمد سرانه را بررسی کرده اند. آزمون علیت گرنجر مرسوم نشان می دهد که علیت یک طرفه بین رشد اقتصادی، صادرات و واردات وجود دارد. از سوی دیگر علیت گرنجر از طریق بردار تصحیح خطا با کمک مقدار F مدل و مقدار t عبارت تصحیح خطا مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج آزمون، علیت گرنجر مرسوم را دوباره تائید می نماید. زانگ و بایم بریج [7] (۲۰۱۱) رابطه بین صادرات، واردات و رشد اقتصادی برای کره جنوبی و ژاپن را از طریق مدل اتو رگرسیو برداری مورد بررسی قرار داده اند. چندین نتیجه از این کار تجربی استخراج شده است. اولاً، سه متغیر برای هر دو کشور هم انباشته بوده اند، یعنی آنکه رابطه بلندمدت برقرار بوده است. ثانیاً، شواهدی از رابطه علیت دوطرفه بین واردات و رشد اقتصادی برای هر دو کشور وجود دارد. و بالاخره، ژاپن به نظر می رسد فرضیه صادرات منجر به رشد را تجربه کرده است، در حالی که رشد تولید ناخالص داخلی در کره جنوبی دارای اثر منفی بر رشد صادرات بوده است.

چارچوب نظری

به منظور بررسی رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی، مقاله حاضر دو مدل از ادبیات موجود را به کار می برد. یکی در چهارچوب نوعی تابع تولید است که در آن سطح صادرات، سطح مخارج دولت و رابطه مبادله به عنوان نهاده ها در فرایند تولید وارد می شوند. وارد کردن متغیر صادرات اثرات مثبت صادرات بر رشد اقتصادی را تداعی می کند که از طریق ارائه بهبود تکنیک تولید، آموزش نیروی کار با مهارت بالا و توسعه مدیریت به دلیل رقابت جهانی می باشد. همچنین، وضعیت بازبودن کشور، علاوه بر این واقعیت که همه درآمد های نفتی به بودجه دولت تعلق دارد، وارد کردن رابطه مبادله و سطح مخارج دولت به عنوان عوامل توضیح دهنده در تابع تولید را تشریح می نماید. این تصریح می تواند از تابع تولید کل زیر استخراج گردد.

1. Awokuse (2008)
2. Omisakin (2009)
3. Toda-Yamamoto non-causality test
4. Auto regressive distributed lag bounds testing
5. Pop Silaghi (2009)
6. Ullah and et all. (2009)
7. Zang and Baimbridge (2011)

$$Y = f(L, K, X, G, T) \qquad (۱)$$

که Y تولید کل واقعی؛ L و K به ترتیب اشاره به نهاده های کار و سرمایه دارند. X، G و T سطح صادرات، مخارج دولت و رابطه مبادله هستند که به عنوان نهاده های دیگر معرفی شده اند. با گرفتن دیفرانسیل کل از معادله (۱) داریم:

(۲)

$$dY = Y_L\, dL + Y_K\, dK + Y_X\, dX + Y_G\, dG + Y_T\, dT$$

که Y_i مشتق جزئی Y نسبت به i امین نهاده تولید می باشد. با تقسیم معادله (۲) بر Y و دست کاری این معادله می توان معادله رشد زیر را بدست آورد.

(۳)

$$\dot{Y} = e_L\, \dot{L} + e_K\, \dot{K} + e_X\, \dot{X} + e_G\, \dot{G} + e_T\, \dot{T}$$

که نقطه روی هر یک از متغیرها به معنای نرخ رشد و e_L، e_K، e_X، e_G و e_T به ترتیب کشش های تولید نسبت به نیروی کار، سرمایه، صادرات، مخارج دولت، و رابطه مبادله است. به هرحال، چون K و نرخ رشد سرمایه برای ایران در دسترس نیست، می توان آن را با $\Delta K / Y$ جایگزین کرد که تقریبی از نسبت سرمایه گذاری به درآمد می باشد. با این اصلاح معادله (۳) را می توان به صورت زیر نوشت.

(۳a)

$$\dot{Y} = e_L\, \dot{L} + (\partial Y / \partial K)(K / Y)(dK / K) + e_X\, \dot{X} + e_G\, \dot{G} + e_T\, \dot{T}$$

با جایگزینی dK بوسیله I داریم

(۳b)

$$\dot{Y} = e_L\, \dot{L} + \alpha\,(I / Y) + e_X\, \dot{X} + e_G\, \dot{G} + e_T\, \dot{T}$$

که α تولید نهائی سرمایه یعنی $\partial Y / \partial K$ است. با اضافه کردن عبارت ثابت و جزء خطا به معادله (۳b) مدل رشد ما به صورت زیر خواهد شد.[1] این اولین مدلی است که در مقاله مورد استفاده قرار می گیرد(Ram, 1985).

(٤)

$$\dot{Y} = a_0 + a_1\, \dot{L} + a_2\,(I / Y) + a_3\, \dot{X} + a_4\, \dot{G} + a_5\, \dot{T} + \varepsilon$$

مدل دوم که در این مقاله مورد استفاده می باشد دارای چارچوبی است که به وسیله فدر[2] (۱۹۸۲) پیشنهاد شد. مطابق با این مدل، اقتصاد شامل یک بخش صادراتی (X) و یک بخش غیر صادراتی (N) است. همچنین تابع تولید برای این دو بخش متفاوت است.

$$N = F(K_n, L_n, X) \qquad (۵)$$

$$X = G(K_x, L_x) \qquad (٦)$$

ستاده در بخش صادراتی به وسیله نیروی کار L_x و سرمایه K_x در این بخش تولید می شود. در حالی که ستاده در بخش غیرصادراتی به وسیله نیروی کار L_n، سرمایه K_n و یک "اثر خارجی" که از بخش صادراتی X نشات می گیرد، تولید می شود. این اثر خارجی بیانگر اثرات مثبت صادرات بر دیگر بخش ها می باشد، طوری که بهبود تکنیک های تولید، مدیریت کارا و در سطح بالا و جریان مستمر نهاده های وارداتی را ارائه می دهد. از آنجا که داده های عوامل تولید به آسانی قابل دسترس نیست، تصریح مورد نیاز آن است که می توان از بهره وری نهائی بخشی استفاده کرد. با فرض آنکه نسبت بهره وری نهائی عوامل تولید در دو بخش از عدد یک به اندازه δ انحراف داشته باشد، داریم:

$$(G_k / F_k) = (G_L / F_L) = ۱ + \delta \qquad (۷)$$

که اندیس ها اشاره به مشتقات جزئی دارند. در حالت عدم وجود اثرات خارجی و برای مجموعه مشخصی از قیمت ها، وضعیتی که در آن $\delta = ۰$ است، بیانگر آن است که تخصیص منابع تولید ملی را حداکثر می نماید. هرچند به دلایلی بهره وری نهائی عوامل احتمالاً در بخش غیرصادراتی کمتر است (یعنی، $\delta > ۰$). یک دلیل مهم فضای رقابتی تری است که در آن بنگاهها با جهت گیری صادرات فعالیت می کنند. رقابت؛ نوآوری، سازگاری و مدیریت کارای منابع بنگاهها و غیره را تحت تاثیر قرار می دهد. دلیل دیگر برای انحراف بین بهره وری های نهائی عوامل بخشی، مقررات گوناگون و محدودیت هایی مانند سهمیه بندی اعتبارات و نرخ ارز است. نااطمینانی بیشتر در مورد فعالیت های صادراتی عامل موثر دیگری در انحراف بهره وری نهائی می تواند باشد. تفاوت های بهره وری به خاطر اثرات خارجی در δ انعکاس نمی یابد، چون به طرز ویژه ای شناسائی خواهند شد (Feder, 1982) .

با دیفرانسیل گیری از معادلات (۵) و (٦) نتیجه خواهد شد:

1. Ram (1985)
2. Feder (1982)

(۸)

$$dN = (\partial F/\partial K_n)(dK_n) + (\partial F/\partial L_n)(dL_n) + (\partial F/\partial X)(dX)$$
$$dN = F_k.dK_n + F_L.dL_n + F_x.dX = F_k.I_n + F_L.dL_n + F_x.dX$$

(۹)

$$dX = (\partial G/\partial K_x)(dK_x) + (\partial G/\partial L_x)(dL_x) = G_k.dK_x + G_L.dL_x$$
$$dX = G_k.I_x + G_L.dL_x$$

که I_n و I_x به ترتیب سرمایه گذاری های ناخالص بخشی و dL_n و dL_x تغییرات در نیروی کار بخشی و F_x بیانگر اثر خارجی نهائی صادرات بر تولید بخش غیرصادراتی است. در صورتی که تولید ناخالص داخلی به وسیله Y نشان داده شود، و چون طبق تعریف $Y = N + X$ است، نتیجه می شود

(۱۰)

$$dY = dN + dX$$

با بکار بردن معادلات (۷) تا (۹) در معادله (۱۰) حاصل خواهد شد

(۱۱)

$$dY = F_k.I_n + F_L.dL_n + F_x.X + (1+\delta).F_k.I_x + (1+\delta).F_L.dL_x$$
$$= F_k.(I_n + I_x) + F_L.(dL_n + dL_x) + F_x.dX + \delta.(F_k.I_x + F_L.dL_x)$$

سرمایه گذاری کل I به صورت $(\equiv I_n + I_x)$ و کل تغییرات نیروی کار dL به صورت $(\equiv dL_n + dL_x)$ تعریف می شود. به یاد آورید که معادلات (۷) و (۹) به معنای این است که

(۱۲)

$$F_k.I_x + F_L.dL_x = \frac{1}{1+\delta}.(G_k.I_x + G_L.dL_x) = \frac{dX}{1+\delta}$$

با بکار بردن این نتیجه در معادله (۱۱) بالاخره خواهد شد

(۱۳)

$$dY = F_L.dL + F_k.I + (\delta/(1+\delta) + F_x).dX$$

مشابه کار برانو (۱۹۶۸) فرض کنید رابطه خطی بین بهره وری نهائی واقعی نیروی کار در هر بخش و تولید متوسط برای هر واحد نیروی کاردر اقتصاد وجود دارد، یعنی

$$F_L = \alpha.(Y/L) \qquad (۱۴)$$

سپس با تقسیم معادله (۱۳) بر Y و با در نظر گرفتن $F_k \equiv \beta$ نتیجه آن پس از جایگذاری خواهد شد

(۱۵)

$$dY/Y = \alpha.(dL/L) + \beta.(I/Y) + [\delta/(1+\delta) + F_x].(dX/X).(X/Y)$$

بالاخره با اضافه کردن عبارت ثابت و جزء خطا به معادله (۱۵) مدل رشد اقتصادی فدر به صورت زیر خواهد شد . این دومین مدلی است که در مقاله مورد استفاده قرار می گیرد.

(۱۶)

$$\dot{Y} = a_. + a_L.\dot{L} + a_K.(I/Y) + [\delta/(1+\delta) + MP_x].\dot{X}\ (X/Y) + \mu$$

معادله (۱۶) اساس کار دومین مدل این مقاله می باشد.

باید توجه داشت که اگر بهره وری های نهایی بین بخش ها یکسان در نظر گرفته شود ($\delta = 0$) و اگر اثرات خارجی بین بخشی وجود نداشته باشد ($F_x = 0$) آنگاه معادله (۱۶) به فرمول آشنای نئوکلاسیک ها از مدل منابع رشد تبدیل خواهد شد. در حالت متداول تر، عبارت $[\delta/(1+\delta) + F_x]$ احتمالاً برای کشورهای کمتر توسعه یافته غیر صفر است. در چهارچوب فرمول بندی حاضر پارامتر β یعنی همان $[\delta/(1+\delta) + F_x]$ بایستی به عنوان بهره وری نهائی سرمایه در بخش غیرصادراتی تفسیر شود، به جای آنکه به عنوان بهره وری نهائی سرمایه در کل اقتصاد بیان گردد. تفسیر معادله منابع رشد کاملاً روشن است: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی از مشارکت تشکیل عوامل (رشد سرمایه و نیروی کار) و منافع حاصل از جابجائی عوامل از بخش با بهره وری پائین (غیر صادراتی) به بخش با بهره وری واقعی بالا (صادراتی) حاصل می شود. مزیت این مدل آن است که به روشنی دو مکانیسم را بیان می کند که از طریق آن ها صادرات بر رشد اقتصادی اثر می گذارد؛ یعنی بهره وری بیشتر نهاده در بخش صادراتی و اثر خارجی مثبت سطح بخش صادرات بر دیگر بخش های اقتصادی را بیان می کند. مجموع این دو اثر به وسیله ضریب $\dot{X}\ (X/Y)$ در معادله (۱۶) نشان داده می شود. معادلات (٤) و (۱۶) اساس برآوردهای گزارش شده برای ایران در این مقاله می باشد.

داده ها و برآورد مدل

در این مقاله برای برآورد هر دو مدل از تولید ناخالص داخلی، صادرات کالاها و خدمات، مخارج مصرفی دولت، و سرمایه گذاری کل به میلیارد ریال و به قیمت های ثابت سال ۱۳۷٦ برای دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۳۸ و به صورت سالیانه استفاده

شده است. داده های اشتغال نیز برای این دوره بر حسب هـزار نفر جمع آوری شده است. بـرای محاسـبه رابطـه مبادلـه ابتـدا صادرات کالاها و خدمات به قیمت های جاری بـه صـادرات کالاها و خدمات به قیمت های ثابـت تقسـیم شـده اسـت تـا شاخص ضمنی قیمت کالاهای صـادراتی بدسـت آیـد، سـپس واردات کالاها و خدمات به قیمـت هـای جـاری بـه واردات کالاها و خدمات به قیمت های ثابـت تقسـیم شـده اسـت تـا شاخص ضمنی قیمت کالاهای وارداتی بدست آید و در ادامـه از تقسیم شاخص ضمنی قیمت کالاهای صادراتی به شـاخص ضمنی قیمت کالاهای وارداتی رابطه مبادله بدست آمده اسـت. این داده ها از سایت رسمی بانک مرکـزی جمهـوری اسـلامی ایران[1] و گزارش های سالانه این بانک جمع آوری شده اسـت. ما تحلیل خود را با آزمون هـای ریشـه واحـد[2] بـرای بررسـی ایستائی سری های زمانی مورد استفاده در این دو مدل آغاز می کنیم.

برای انجام این کار از آزمون های دیکی- فولر تعمیم یافتـه[3] و فیلیپس-پرون[4] استفاده می شود. نتایج این آزمون ها در جداول (۱) و (۲) آمده است (گجراتی، ۱۹۹۵).

جدول (۱): آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته*

یک بار تفاضل		سطح		متغیرها
عرض از مبدأ	تعداد وقفه	عرض از مبدأ	تعداد وقفه	
- ۸/۱۳	۰	-۳/۸۵	۰	$\dot{Y}$
- ۸/۱۷	۱	- ٦/٥٨	۰	$\dot{L}$
- ۷/٥۹	۳	- ٥/۸۰	۱	$\dot{X}$
- ۱۱/۷٦	۰	- ۲/٦۰	۱	$\dot{G}$
- ۹/٤۹	۱	- ۸/۱٥	۰	$\dot{T}$
- ٦/۱۲	۰	- ۱/۹۹	۰	I/Y
- ۷/٥٤	۱	- ٤	۰	$\dot{X}(X/Y)$

* مقدار بحرانی آزمون در سطح ۱ درصد ۳/۵۷-، در سطح ۵ درصد ۲/۹۲- و در سطح ۱۰ درصد ۲/٦۰- می باشد.

جدول (۲): آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون*

یک بار تفاضل		سطح		
عرض از مبدأ	تعداد وقفه	عرض از مبدأ	تعداد وقفه	
- ۱٦/۱۷	۲۸	- ۳/۷۸	٤	$\dot{Y}$
- ٤۰/٥۸	٤۸	- ٦/٦۳	٥	$\dot{L}$
- ۲۰/۹۳	۲۷	- ٥/۱۷	۸	$\dot{X}$
- ۱۲/۸۹	۲	- ٤/٤۳	٤	$\dot{G}$
- ۲٤/۰٥	٥	- ۸/۱٦	۲	$\dot{T}$
- ٦/۱۸	٦	- ۲/۱٦	۲	I/Y
- ۱٤/٦۰	۱٥	- ۳/۹٤	۲	$\dot{X}(X/Y)$

* مقدار بحرانی آزمون در سطح ۱ درصد ۳/۵۷-، در سطح ۵ درصد ۲/۹۲- و در سطح ۱۰ درصد ۲/٦۰- می باشد.

بر اساس آزمون دیکـی- فـولر تعمـیم یافتـه سـری هـای زمانی؛ رشد تولید ناخالص داخلی $\dot{Y}$؛ رشـد نیـروی کـار $\dot{L}$؛ رشد صادرات کالاها و خدمات $\dot{X}$؛ رشد رابطـه مبادلـه $\dot{T}$ و حاصلضـرب رشـد صـادرات در نسـبت صـادرات بـه تولیـد ناخالص داخلی $\dot{X}(X/Y)$ در مقادیر سطح ایستا می باشند، یعنی این سری ها انباشته از مرتبه صفر هستند. از سوی دیگـر سری های زمانی رشـد مخـارج دولـت $\dot{G}$ و نسـبت سـرمایه گذاری به تولید ناخالص داخلی I/Y در مقـادیر سـطح غیـر ایستا می باشند. اما با یک بار تفاضل گیری ایستاشده انـد، بـه عبارت دیگر این سری های زمانی انباشته از مرتبه یک هستند.

بر اساس آزمون فیلیپس-پرون سـری هـای زمـانی؛ رشـد تولید ناخالص داخلی $\dot{Y}$، رشد نیروی کار $\dot{L}$، رشد صـادرات کالاها و خدمات $\dot{X}$، رشد مخارج دولـت $\dot{G}$ ، رشـد رابطـه مبادله $\dot{T}$ و حاصلضرب رشد صادرات در نسبت صادرات بـه تولید ناخالص داخلی $\dot{X}(X/Y)$ در مقادیر سطح ایستا مـی باشند. یعنی این سری ها انباشته از مرتبه صفر هستند. از سوی دیگر برای سری زمانی نسبت سرمایه گذاری به تولید ناخالص داخلی I/Y در مقادیر سطح غیر ایستا می باشند. اما با یـک بار تفاضل گیری از سری زمانی I/Y ایستا شـده اسـت. بـه عبارت دیگر این سری زمانی انباشته از مرتبه یک است.

براورد معادله (٤) از روش حداقل مربعات معمولی به صـورت $(۴a)$ است.

1. www.cbi.ir
2. Unit root test
3. Augmented Dickey-Fuller
4. Phillips-Perron

(٤a)

$$\dot{Y} = -۰/۸۷۰ + ۰/۷۸۸\dot{L} + ۵/۴۲۶(I/Y) + ۰/۱۷۵\dot{X} + ۰/۲۷۳\dot{G} - ۰/۰۴۶\dot{T}$$
$$(۲/۸۹۱)\ (۰/۲۹۲)\ (۸/۵۲۰)\ (۰/۰۳۰)\ (۰/۰۴۹)\ (۰/۰۱۹)$$
$$R^۲ = ۰/۶۶\ ,\ \bar{R}^۲ = ۰/۶۲\ ,\ F = ۱۷/۴۵\ ,\ DW = ۱/۷۳$$

در معادله $(۴a)$ اعداد داخل پرانتز پائین ضرایب خطای معیار می باشد. بر اساس مقدار آماره t عرض از مبدأ و ضریب I/Y در سطح ۵ درصد معنادار نیستند ولی سایر ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار هستند. ضریب رشد نیروی کار معنادار و دارای علامت صحیح است و لذا کشش تولید نسبت به نیروی کار (۰/۷۸۸) است. ضریب I/Y در سطح ۵ درصد معنادار نیست، هر چند دارای علامت صحیح است، این ضریب به معنای تولید نهائی سرمایه است که به دلیل عدم وجود آمار سرمایه و نرخ رشد آن از I/Y به جای نرخ رشد سرمایه استفاده شده است. ضریب رشد صادرات دارای علامت صحیح و معنادار است و کشش تولید نسبت به صادرات (۰/۱۷۵) است. ضریب رشد مخارج دولت دارای علامت صحیح و معنادار است و کشش تولید نسبت به مخارج دولت (۰/۲۷۳) است. ضریب رشد رابطه مبادله دارای علامت صحیح و معنادار است و کشش تولید نسبت به رابطه مبادله (۰/۰٤٦-) است. مقدار عددی ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد ٦٦ درصد تغییرات رشد اقتصادی را متغیرهای توضیح دهنده در مدل بیان می کنند.

با استفاده از آزمون همبستگی سریالی بریوش-گودفری مقدار آماره $n \times R^۲ = ۲/۰۱۲$ برای فرضیه صفر (عدم وجود همبستگی سریالی) بیانگر عدم وجود همبستگی سریالی جملات پسماند در سطح ۵ درصد می باشد.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.883435	Prob. F(2,43)	0.4207
Obs*R-squared	2.012882	Prob. Chi-Square(2)	0.3655

با استفاده از آزمون ناهمسانی واریانس بریوش-پاگان-گودفری مقدار آماره $n \times R^۲ = ۴/۰۳۲$ برای فرضیه صفر (عدم وجود ناهمسانی واریانس) بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس جملات پسماند در سطح ۵ درصد می باشد.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.624343	Prob. F(5,45)	0.6820
Obs*R-squared	3.308432	Prob. Chi-Square(5)	0.6526
Scaled explained SS	4.032545	Prob. Chi-Square(5)	0.5447

مقدار آماره دیکی- فولر(٦/٢٩-) و همچنین مقدار آماره فیلیپس-پرون (٦/٢٧-) در حالت وجود عرض از مبدا بر روی جملات پسماند معادله $(۴a)$ بیانگر آن است که متغیرها در معادله $(۴a)$ هم انباشته هستند و یا آنکه بین متغیرها رابطه بلندمدت وجود دارد. پس نتایج براورد معادله $(۴a)$ ساختگی و جعلی نیست و قابل دفاع می باشد.

برآورد معادله (١٦) از روش حداقل مربعات معمولی به صورت $(۱۶a)$ است.

(١٦a)

$$\dot{Y} = -۵/۲۶۸ + ۰/۸۲۳\dot{L} + ۱۸/۰۸۰\ (I/Y) + ۱/۳۵۲\ \dot{X}(X/Y)$$
$$(۳/۴۰۲)\ (۰/۳۱۸)\ (۹/۸۴۹)\ (۰/۱۸۴)$$
$$R^۲ = ۰/۵۸\ ,\ \bar{R}^۲ = ۰/۵۶\ ,\ F = ۲۱/۳۳\ ,\ DW = ۱/۳۶$$

در معادله $(۱۶a)$ اعداد داخل پرانتز پائین ضرایب خطای معیار می باشد. بر اساس مقدار آماره t عرض از مبدأ و ضریب I/Y در سطح ۵ درصد معنادار نیستند، ولی سایر ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار هستند. ضریب رشد نیروی کار معنادار و دارای علامت صحیح است و لذا کشش تولید نسبت به نیروی کار (۰/۸۲۳) است. ضریب I/Y در سطح ۵ درصد معنادار نیست، هر چند دارای علامت صحیح است و در سطح ۸ درصد معنادار است. این ضریب به معنای تولید نهائی سرمایه است که به دلیل عدم وجود آمار سرمایه و نرخ رشد آن از I/Y به جای نرخ رشد سرمایه استفاده شده است. ضریب رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی $\dot{X}(X/Y)$ دارای علامت صحیح و معنادار است. مقدار عددی ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد ۵۸ درصد تغییرات رشد اقتصادی را متغیرهای توضیح دهنده در مدل بیان می کنند.

با استفاده از آزمون همبستگی سریالی بریوش-گودفری مقدار آماره $n \times R^۲ = ۵/۱۶۱$ برای فرضیه صفر (عدم وجود همبستگی سریالی) بیانگر عدم وجود همبستگی سریالی جملات پسماند در سطح ۵ درصد می باشد.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.533302	Prob. F(2,45)	0.0907
Obs*R-squared	5.161062	Prob. Chi-Square(2)	0.0757

با استفاده از آزمون ناهمسانی واریانس بریوش–پاگان–گودفری مقدار آماره $n\times R^{2}=۰/۹۳۹$ برای فرضیه صفر (عدم وجود ناهمسانی واریانس) بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس جملات پسماند در سطح ۵ درصد می باشد.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.293965	Prob. F(3,47)	0.8295
Obs*R-squared	0.939326	Prob. Chi-Square(3)	0.8159
Scaled explained SS	0.998512	Prob. Chi-Square(3)	0.8016

مقدار آماره دیکی– فولر(۵/۱۶–) و همچنین مقدار آماره فیلیپس–پرون (۵/۰۸–) در حالت وجود عرض از مبدا بر روی جملات پسماند معادله $(۱۶a)$ بیانگر آن است که متغیرها در معادله $(۱۶a)$ هم انباشته هستند و یا آنکه بین متغیرها رابطه بلندمدت وجود دارد. پس نتایج براورد معادله $(۱۶a)$ ساختگی و جعلی نیست و قابل دفاع می باشد.

تفکیک اثرات خارجی و نتایج تجربی

تا به حال ما قادر به تفکیک بهره وری عوامل به اجزای آن نشده ایم. می توان با فرض هائی مقدار عبارت F_x را تعیین کرد. فرض کنید اثر صادرات بر تولید بخش غیر صادراتی را با استفاده از یک تابع با کشش ثابت بیان کرد، یعنی

$$N = F(K_n, L_n, X) = X^{\theta}.\psi(K_n, L_n) \qquad (۱۷)$$

که θ یک پارامتر است. می توان نشان داد

$$\partial N/\partial X \equiv F_x = \theta.(N/X) \qquad (۱۸)$$

حال معادله (۱۵) را می توان دوباره نوشت

(۱۹)

$$dY/Y = \alpha.(dL/L) + \beta.(I/Y) + \delta/(۱+\delta).(dX/X).(X/Y) + \theta.(N/X).(dX/X).(X/Y)$$

اما

$$\theta.(N/X) = \theta.[(N/Y)/(X/Y) = \theta.[(۱ - X/Y)/(X/Y)] = [\theta/(X/Y) - \theta]$$

با استفاده از این نتیجه، می توان معادله (۱۹) را دوباره مرتب کرد تا نتیجه زیر بدست آید:

(۱۹)

$$dY/Y = \alpha.(dL/L) + \beta.(I/Y) + [\delta/(۱+\delta) - \theta].(dX/X)(X/Y) + \theta.(dX/X)$$

دقت کنید اگر فرض شود $\delta/(۱+\delta) = \theta$ ، مدل به صورت زیر خلاصه خواهد شد:

$$\dot{Y} = \alpha.\dot{L} + \beta.(I/Y) + \theta.\dot{X}$$

که این معادله بوسیله مایچالاپولوس و جای(۱۹۷۳)، بالاسا(۱۹۷۷) و تایلر(۱۹۸۱) مورد استفاده قرار گرفته است. براورد معادله (۱۹) پس از افزودن عرض از مبدأ و جمله خطا به روش حداقل مربعات به شرح زیر خواهد بود (Feder,1982)

$(19a)$

$$\dot{Y} = -6/050 + 0/843\,\dot{L} + 19/891\,(I/Y) + 1/561\,\dot{X}(X/Y) - 0/042\,\dot{X}$$
$$(3/636)\quad (0/321)\quad (10/310)\quad (0/376)\quad (0/066)$$
$$R^2 = 0/58\ ,\ \bar{R}^2 = 0/54\ ,\ F = 15/90\ ,\ DW = 1/40$$

در معادله $(۱۹a)$ اعداد داخل پرانتز پائین ضرایب خطای معیار می باشد. بر اساس مقدار آماره t عرض از مبدأ و ضریب I/Y و ضریب $\dot{X}$ در سطح ۵ درصد معنادار نیستند ولی سایر ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار هستند. ضریب رشد نیروی کار معنادار و دارای علامت صحیح است و لذا کشش تولید نسبت به نیروی کار (۰/۸۴۳) است. ضریب I/Y در سطح ۵ درصد معنادار نیست، هر چند دارای علامت صحیح است و در سطح ٦ درصد معنادار است. این ضریب به معنای تولید نهائی سرمایه است که به دلیل عدم وجود آمار سرمایه و نرخ رشد آن از I/Y به جای نرخ رشد سرمایه استفاده شده است. ضریب رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی $\dot{X}(X/Y)$ دارای علامت صحیح و معنادار است. همچنین ضریب رشد صادرات در سطح ۵ درصد معنادار نیست، به همین خاطر نتایج معادله $(۱۹a)$ تفاوت چندانی با نتایج معادله $(۱۶a)$ ندارد. مقدار عددی ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد ۵۸ درصد تغییرات رشد اقتصادی را متغیرهای توضیح دهنده در مدل بیان می کنند.

نتیجه گیری

در این مقاله رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از دو مدل برای دوره زمانی ۸۹–۱۳۳۸ مورد بررسی

واقع شده است. در مدل اول که بر پایه یک تابع تولید کلی قرار دارد علاوه بر نهاده های کار و سرمایه از صادرات، مخارج دولت و رابطه مبادله نیز به عنوان دیگر متغیرهای توضیح دهنده در مدل استفاده شده است. لحاظ کردن صادرات، مخارج دولت و رابطه مبادله به خاطر آن است که اقتصاد ایران به درآمد حاصل از صادرات نفت متکی بوده است و مخارج دولت عمدتاً از محل درآمد نفت تامین شده است و همچنین اقتصاد باز بوده است. در مدل دوم اقتصاد به دو بخش صادراتی و غیر صادراتی تفکیک شده است و هر بخش دارای تابع تولید مجزائی است و میزان تولید بخش صادراتی بر تولید بخش غیر صادراتی موثر می باشد. در این مدل رشد اقتصادی به رشد کار و سرمایه و حاصل ضرب رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی بستگی دارد.

نتایج برآورد هر دو مدل از روش حداقل مربعات معمولی نشان می دهد عرض از مبدأ و نسبت سرمایه گذاری به تولید ناخالص داخلی که به عنوان جانشینی برای رشد سرمایه بکار رفته است، از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنادار نیستند. بقیه ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار هستند. آزمون همبستگی سریالی بریوش-گودفری بر عدم وجود همبستگی سریالی جملات پسماند در هر دو مدل دلالت دارد. همچنین آزمون ناهمسانی واریانس بریوش-پاگان-گودفری بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس جملات پسماند در هر دو مدل می باشد. آزمون دیکی-فولر و فیلیپس-پرون نیز بر روی جملات پسماند هر دو مدل حکایت از هم انباشتگی متغیرها در هر دو مدل دارد. مقدار عددی ضریب تعیین در مدل اول ٦٦ درصد و در مدل دوم ۵۸ درصد می باشد. ضریب رشد صادرات در مدل اول بیانگر آن است که هر یک درصد افزایش صادرات به طور متوسط باعث افزایش ۰/۱۷۵ درصد رشد اقتصادی خواهد شد. ضریب رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی $\dot{X}(X/Y)$ در مدل دوم نیز بیانگر آن است که هر یک درصد افزایش رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی باعث افزایش ۱/۳۵۲ درصد رشد اقتصادی خواهد بود. لذا در هر دو مدل صادرات اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. در حالی که هنوز وابستگی اقتصاد ایران به نفت شدید است، دولت بهتر است تلاش نماید این وابستگی را کاهش داده و بین اقتصاد داخل و خارج پیوند برقرار نماید. نتایج تجربی نشان می دهد در چارچوب برقراری آزادی اقتصادی، جهت گیری بیشتر بازار و اجتناب از سیاست ها و مقررات محدود کننده می توان به رشد بیشتر دست یافت.

منابع:

1. Abrishami, H., Mehrara, M. and Irannejad, M.R. (2010), "Effects of Liberalization Policies on Economic Growth in Islamic Countries", Journal of Economic Research, 91, pp. 219.
2. Ahmad, J. and Somchai, S. (1995), "Unit Root and Cointegration Causality between Export and Economic Growth: Empirical Evidence from the Asean Countries", Economic Letters, 49, pp. 329-334.
3. Al-Yousif, K.Y. (1997), "Exports and Economic Growth: some empirical evidence from the Arab Gulf countries", Applied Economics, 29, pp. 693- 697.
4. Awokuse, T.O. (2008), "Trade Openness and Economic Growth: is Growth Export-led or Import-led?", Applied Economics, 40, pp. 161–173.
5. Awokuse, T.O. (2006), "Export-led Growth and the Japanese Economy: Evidence from VAR and Directed Acyclic Graphs", Applied Economics, 38, pp. 593–602.
6. Awokuse, T.O. (2007), "Causality between Exports, Imports, and Economic Growth: Evidence from transition economies", Economic Letters, 94, pp. 389–395.
7. Bahmani-Oskooee, M. and Oyolola, M. (2007), "Exports Growth and Output Growth: an Application of Bounds Testing Approach", Journal of Economics and Finance, 31(1), pp. 1-11.
8. Eghbali, A., Halafi, H.R. and Gaskari, R. (2003), "Oil Exports and Economic Growth", Journal of Economic Research, Special Issue, 82, pp. 109-129.
9. Feder, G. (1982), "On Exports and Economic Growth", Journal of Development Economics, 12, pp.59-73.
10. Gharabaghian, M. (1994), "Economic Development", Ney Press.

11. Griffin, K. (1989), "Economic Development Strategies", translated by M.H. Hashemi and H. Raghfar, Ney Press.
12. Gujarati, D. (1995), "Principles of Econometrics", translated by H. Abrishami, Tehran University Press.
13. Jalali Naini, S.A.R. and Mohammadi, M.R. (1996), "Exports and Economic Growth", Journal of Business, 1, pp. 6-36.
14. Komijani, A. and Safavi, B. (2006), "Effects of Exports on Total Factor Productivity Growth in Manufacturing: The Provinces of Tehran, Isfahan, Khorasan, and East Azarbaijan", Nameh Mofid, 54, pp 9-25.
15. Konya, L. (2006), "Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach", Economic Modelling, 23, pp. 978–992.
16. Love, J. and Chandra, R. (2005), "Testing Export-led Growth in Bangladesh in a Multivarate VAR Framework", Journal of Asian Economics, 15, pp. 1155–1168
17. Omisakin,O.A. (2009),"Export-led Growth Hypothesis: Further Econometric Evidence from Nigeria", Pakistan Journal of Social Sciences, 6(4), pp. 219-223.
18. Pop Silaghi, M.I. (2009), "Exports-Economic Growth Causality: Evidence from CEE Countries", Romanian Journal of Economic Forecasting , 2, pp. 105-117.
19. Rahbar, F. (1997), "Explaining the Growth Based on Foreign Trade", Journal of Economic Studies, 51, pp. 65-86.
20. Ram, R. (1985), "Exports and Economic Growth: Some Additional Evidence", Economic Development and Cultural Change, 33, pp. 415-25.
21. Ullah, S., Zaman, B., Farooq, M. and Javid, A. (2009), "Cointegration and Causality between Exports and Economic Growth in Pakistan", European Journal of Social Sciences, 10(2), pp.25-36.
22. Xiao,Q. and Reed, M. (2007), "Export and Production Growth: Evidence from Three Major Wheat Exporters of Australia, Canada and the United States", Applied Economics, 39, pp. 309–319.
23. Zang, W. and Baimbridge, M. (2011), "Exports, Imports and Economic Growth in South Korea and Japan: a Tale of Two Economies", Applied Economics, 39, pp.1–12.

بررسی رابطه علّی بهره‌وری کل عوامل و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران

Investigating the Causal Relationship between Total Factor Productivity Growth and Unemployment Rate of Iran

دکتر ابوالفضل شاه‌آبادی *، زهرا خانی **

دریافت: ۱۳۹۰/۱۰/۲۱ پذیرش: ۱۳۹۱/٤/٥

چکیده:

کاهش نرخ بیکاری یکی از بارزترین اهداف برنامه‌ریزان و تصمیم‌گیران اقتصادی کشورها محسوب می‌شود و رسیدن به این مهم، سرآغاز از میان بردن بسیاری از مشکلات اقتصادی، اجتماعی خواهد بود. براساس مبانی نظری و مطالعات تجربی بهره‌وری کل عوامل نقش تعیین‌کننده‌ای بر نرخ بیکاری دارد. لذا هدف مطالعه حاضر بررسی اثر بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران و بررسی جهت علّیت بین این دو متغیر طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۰می‌باشد. نتایج مطالعه بیانگر اثر منفی و معنی‌دار بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. از طرفی انجام آزمون علّیت گرنجری نشان داد، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت شاهد رابطهٔ علّیت دو طرفه بین نرخ بیکاری و بهره‌وری کل عوامل اقتصاد ایران می‌باشیم. بنابراین با ارتقاء سطح دانش فنی(تکنولوژی) و افزایش انگیزه نیروی کار و پرهیز از تعیین دستوری دستمزدها، می‌توان در راستای افزایش بهره‌وری کل عوامل و کاهش نرخ بیکاری گام برداشت.

کلمات کلیدی: نرخ بیکاری، بهره‌وری کل عوامل، اقتصاد ایران، رابطه علیت.

طبقه‌بندی JEL : E24, D24, J24.

* استادیارگروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا ، همدان

Email: shahabadia@gmail.com

** کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه بوعلی سینا ، همدان

Email: zkhany@gmail.com

Abolfazl Shahabadi (Ph.D.), Zahra Khany ***

Accepted: 5/July/2012 Received: 11/Jan/2012

Abstract:

Decreasing unemployment rate is one of the most striking objects for economic planners and decision makers; and achieves to this, will lead to solve a lot of economic and social problems. According to theory and empirical studies, total factor productivity growth has a determinant role in unemployment rate. This study investigates the impacts of total factor productivity on the unemployment rate in the economy of Iran, based on annual data spanning the period 1971-2009. Results of the study indicate that total factor productivity growth has a significant and negative effect on unemployment rate of Iran's economy in the short-term and long-term. On the one hand, Granger causality test shows two-way causality relationship between unemployment rate and total factor productivity rate in economy of Iran, both in the short-term and the long-term. Thus, promoting the level of technical knowledge (technology) and enhancing motivation of workforce for more and use full work as well as avoiding of determining wages as imperative and other production factors, can move toward increase total factor productivity and reduce unemployment rate of Iran's economy.

Keywords: Unemployment Rate, Total Factor Productivity, Iran Economy, Causal Relationship.
JEL: E24, D24, J24.

* Assistant Professor of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email: shahabadia@gmail.com.

** M.A. Student in Economics of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email: zkhany@gmail.com.

مقدمه

امروزه اکثر کشورهای جهان با مسائل و مشکلات جذب نیروی انسانی آماده کار در بازار کار به‌صورت بیکاری مواجه هستند که علاوه بر اتلاف منابع انسانی، مسائل و مشکلات متعدد اقتصادی و اجتماعی را به همراه دارد. با توجه به اینکه عوامل متعددی بر اشتغال تأثیرگذار هستند، هدف مطالعه حاضر بررسی اثرگذاری بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۰ می‌باشد. بهبود رشد بهره‌وری کل عوامل به عنوان یکی از کارآمدترین روش‌های افزایش نرخ رشد اقتصادی و کاهش نرخ بیکاری مورد توجه بیشتر برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران کشورهای توسعه‌یافته بوده و سرمایه‌گذاری‌های بسیار زیادی را در این خصوص انجام داده‌اند. هم‌چنین روند بلندمدت آمار بین‌المللی نشان می‌دهد همبستگی قوی بین بهره‌وری و سطح اشتغال برقرار است.

بهره‌وری نه تنها بهترین شاخص برای تعیین سرمایه‌گذاری‌ها و ایجاد شغل است، بلکه عامل تأمین منابع مالی برای ایجاد مشاغل جدید و اشتغال مجدد است (شاه آبادی، ۱۳۸۱: ۳۸۷). بالا بودن نرخ بیکاری یکی از مشکلات عمده پیش روی اقتصاد ایران بوده و در اثر این پدیده زیان‌های اقتصادی و اجتماعی بسیاری بر اقتصاد ایران وارد آمده است. رشد بالای جمعیت، پایین بودن رشد اقتصادی، کمبود تقاضای نیروی کار، شکاف فناوری درون‌زا با فناوری‌های جهانی، رشد پایین بهره‌وری کل عوامل و... را از عوامل اساسی نرخ بالای بیکاری در اقتصاد ایران می‌توان نام برد. از سوی دیگر، در برنامه چهارم و پنجم توسعه اقتصادی، بر ارتقای سطح بهره‌وری تأکید شده ولی مطالعات انجام شده تاکنون به صورت جامع بر تأثیر این مؤلفه بر نرخ بیکاری در اقتصاد ایران نپرداخته است. هم‌چنین با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی تحقیق حاضر، این دو متغیر ارتباط تنگاتنگی با یکدیگر دارند، لذا تعیین جهت علّیت میان آنها ضرورت می‌یابد. بنابراین ضرورت دارد جهت ارائه‌ی توصیه‌های سیاستی مناسب جهت کاهش نرخ بیکاری در اقتصاد ایران، به مطالعه در خصوص اثر رشد بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری و تعیین جهت علّیت مابین آنان پرداخت.

ساختار ادامه‌ی مقاله به شرح زیر است. بخش اول و دوم، به مبانی نظری و مطالعات تجربی و بخش سوم به ارائه مدل پرداخته و سپس در بخش چهارم به بررسی نتایج تخمین مدل و در نهایت به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات پرداخته می‌شود.

۱. مبانی نظری

بیکاری به عنوان یکی از موانع جدی برای پیشرفت‌های اقتصادی و اجتماعی طبقه‌بندی می‌شود. بنابراین برای جلوگیری از اثرات منفی بیکاری، کاهش نرخ بیکاری را به عنوان یکی از اهداف برجسته توسعه در کشورهای در حال توسعه باید در نظر گرفت. یکی از مشخصه‌های کشورهای درحال‌توسعه، پایین بودن نرخ رشد بهره‌وری است. افزایش بهره‌وری در نتیجه کاهش استفاده از منابع، کاهش هزینه، استفاده از روش‌های بهتر تولید یا بهبود توانایی عوامل تولید مخصوصا" نیروی کار حاصل می‌شود (Okpechi, 1991:42).

از دیدگاه بسیاری از اقتصاددانان بین رشد بهره‌وری کل عوامل و نرخ بیکاری ارتباط تنگاتنگی وجود دارد. عده‌ای از اقتصاددانان بیان می‌دارند وقتی فناوری جدید در بنگاهی به کار گرفته می‌شود، بنگاه دو راه در پیش دارد، یا در جهت ارتقای مشاغل موجود برمی‌آید و تعداد کارگران موجود را حفظ می‌کند یا اینکه مجبور به نابودی مشاغل می‌گردد و کارگرانش را از دست می‌دهد. در حالت اول، رشد سریع بهره‌وری منجر به تقاضای بیشتر برای نیروی کار شده و دائما" کاهش نرخ بیکاری را به دلیل اثرات تبدیل سرمایه در بردارد (Obandan and Odusola, 2000: 2).

در واقع افزایش رشد بهره‌وری منجر به تبدیل سرمایه و سپس منجر به کاهش هزینه‌های استخدام نیروی کار و در نتیجه افزایش تقاضای نیروی کار می‌گردد. اما اگر بنگاه نتواند فناوری جدید را در مشاغل موجود به کار گیرد، رشد سریع بهره‌وری منجر به تخریب خلاق[1] می‌گردد و نرخ بیکاری

۱. اولین بار جوزف شومپیتر (۱۹۴۲) عبارت تناقض آلود تخریب خلاق را به کار برد. واقعیتی است که به طور پیوسته ساختارهای اقتصادی را از درون متحول می‌سازد و ساختار کهنه را نابوده کرده و ساختار جدیدی را به وجود می‌آورد.

افزایش می‌یابد(Aghion and Howitt, 1994: 479).

بنابراین اثر رشد بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری مبهم است و بستگی به این دارد که فناوری جدید تا چه حد در مشاغل جدید تجسم می‌یابد. بدین معنی که آیا فناوری جدید را می‌توان در مشاغل موجود به کار گرفت یا نیازمند به کارگیری آن در مشاغل جدید است (Mortensen and Pissarides 1998: 736,). وقتی فناوری به صورت انباشته باشد (مثل کامپیوتر، ماشین‌آلات)، اثر رشد بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری به صورت معنی‌داری مثبت است. زیرا در این حالت اثر تخریب خلاق قوی‌تر از اثر تبدیل سرمایه است (Pissarides and Vallanti, 2005: 3).

درحالی که تعدادی از اقتصاددانان مانند آقیون و هویت[1] (۱۹۹٤) و پیسارید و مرتنسن[2] (۱۹۹۸) اعتقاد به اثر بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری دارند، اما بعضی از آنها همانند تابلینی و داوری[3] (۲۰۰۰) و پامننبرگ و برانینگر[4] (۲۰۰۲) و بین و پیسارایدِ[5] (۱۹۹۳) و زاگلر[6] (۱۹۹۹) به بررسی اثر بیکاری بر بهره‌وری پرداخته‌اند. اثر بیکاری روی بهره‌وری به شدت تحت تأثیر سرمایه انسانی[7] است. افزایش نرخ بیکاری آثار و تبعات اقتصادی زیادی را به همراه دارد. که از آن جمله می‌توان به افزایش سرمایه به ازای هر واحد نیروی کار و کاهش درآمد اشاره داشت. افزایش سرمایه موجب افزایش دستمزد و بهره‌وری کارگران با بهره‌وری بالاتر می‌شود و کاهش درآمد نیز منجر به کاهش پس‌انداز و مخارج آموزشی می‌گردد. از طرفی کاهش پس‌انداز و مخارج آموزشی نقش زیادی در کاهش سرمایه فیزیکی و انسانی دارند. از آنجایی که سرمایه فیزیکی و انسانی از عوامل اثرگذار در نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل می‌باشند، بنابراین با کاهش آنها، بهره‌وری کل عوامل کاهش می‌یابد. در نتیجه افزایش نرخ بیکاری منجر به کاهش بهره‌وری کل عوامل می‌گردد (Brauninger and Pannenberg, 2002: 107). از این رو علاوه بر بررسی تاثیر بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری، بررسی رابطه‌ی علّیت بین این دو متغیر نیز ضروری به نظر می‌رسد.

۲. مروری بر مطالعات تجربی

استبان و همکاران(۲۰۱۰)، به بررسی تاثیر رشد بهره وری کل عوامل بر نرخ بیکاری اقتصاد ژاپن طی دهه ۱۹۹۰ پرداختند. زیرا اقتصاد ژاپن در دهه فوق الذکر، با بالاترین نرخ بیکاری بعد از جنگ جهانی دوم مواجه بود به نحوی که بیکاری در این دهه نسبت به دوران قبل از جنگ سه برابر شده بود. براساس نتایج بیان می‌دارند رشد پایین بهره‌وری کل عوامل، منجر به کاهش تعداد ساعات کار و افزایش نرخ بیکاری می‌گردد (Esteban et al. , 2010: 50-68).

کیم و همکاران(۲۰۰۸) به بررسی رابطه‌ی بین رشد بهره وری و اشتغال در جمهوری کره پرداخته و بیان می‌دارند، شوک مثبت فناوری منجر به افزایش رشد بهره‌وری و افزایش تعداد ساعات کار می‌گردد. ایده‌ی اصلی این مطالعه آن است که شوک مثبت فناوری، هم بهره‌وری و هم تقاضای نیروی کار را افزایش می‌دهد که به نوبه‌ی خود منجر به افزایش اشتغال می‌شود (Kim et al. , 2008: 1-20).

کوگل (۲۰۰۷) به بررسی اثر رشد بهره‌وری کل عوامل روی نرخ بیکاری ۲۰ کشور عضو OECD[8] در دوره ۲۰۰۰-۱۹٦۱، می‌پردازد. براساس نتایج مطالعه بیان می‌دارد تفاوت در نرخ بیکاری کشورها ناشی از تفاوت در نسبت ثابت سرمایه به تولید است و تفاوت در نسبت ثابت سرمایه به تولید با تفاوت در نرخ پیشرفت‌های فنی توضیح داده می‌شود. نتایج مطالعه نشان می‌دهد رشد بهره‌وری کل عوامل، اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ بیکاری، حتی پس از کنترل متغیرهای نهادی بازار کار دارد (Kogel, 2007: 1-20).

لادو(۲۰۰٦) در مطالعه ای با استفاده از سیستم معادلات همزمان به برآورد ساختاری مدل مطرح شده در مطالعه‌ی

1. Aghion and Howitt (1994)
2. Pissarides and Mortensen (1998)
3. Tabellini and Daveri (2000)
4. Pamnenberg and Bräuninger (2002)
5. Bean and Pissarides (1993)
6. Zagler (1997)

۷. سرمایه انسانی عبارت است از مجموعه دانش و مهارتهای جمع شده در نیروی انسانی یک سازمان. سرمایه انسانی مستلزم سرمایه گذاری بر روی نیروهای انسانی یک مجموعه به منظور بالا بردن بازدهی آنهاست.

۸. استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، هلند، فرانسه، آلمان، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، فنلاند، نیوزیلند، نروژ، پرتقال، اسپانیا، سودان، سوئیس، انگلستان و ایالات متحده.

پیساراید و والانتی پرداخت. وی ۱۰۱ ناحیه‌ی اروپایی را در دوره ۱۹۹۵-۱۹۸۱، در نظر گرفته و نتایج متفاوتی در مقایسه با مطالعه‌ی پیساراید و والانتی[1] به دست آورد. نتایج مطالعه بیانگر آن است که اثر رشد بهره‌وری بر نرخ اشتغال در کوتاه مدت به صورت معنی‌داری منفی است. اما در بلندمدت به دلیل اثرگذاری عواملی غیر از اثر تبدیل سرمایه و تخریب خلاق، رابطه‌ی بین رشد بهره‌وری و نرخ اشتغال مشخص نیست (Ladu, 2006: 1-38).

پیساراید و والانتی(۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های مربوط به کشورهای صنعتی (اتحادیه اروپا (غیر از اسپانیا و یونان) و ایالات متحده و ژاپن) به بررسی اثر رشد بهره‌وری روی پایداری بیکاری[2] و طرح دو دیدگاه مهم مطرح شده در ادبیات اقتصادی مربوط به مکانیزم اثرگذاری رشد بهره‌وری بر بیکاری طی دوره ۱۹۹۵-۱۹٦٥، پرداختند. در دیدگاه نخست که بر روی عرضه‌ی نیروی کار تمرکز کرده است، ادعا می‌شود رشد سریع بهره‌وری، عرضه‌ی نیروی کار را افزایش می‌دهد. دیدگاه دوم اثر رشد بهره‌وری روی تقاضای نیروی کار را بررسی کرده و این نکته را بازگو می‌کند که وقتی فناوری جدید وارد شرکتی می‌شود، شرکت ممکن است قادر به ارتقای مشاغل موجود و حفظ همان تعداد کارگر شود و یا ممکن است مجبور به اخراج کارگران و نابودی مشاغل گردد. در این مطالعه بیان می‌دارند اثر رشد سریع بهره‌وری کل عوامل روی پایداری بیکاری از لحاظ تئوری می‌تواند مثبت یا منفی باشد. اما به لحاظ تجربی این رابطه به شدت منفی است (Pissarides and Vallanti, 2005: 607-640).

تریهان (۲۰۰۳) به بررسی رابطه‌ی علّی بین رشد بهره‌وری و نرخ بیکاری می‌پردازد. دلایل تجربی ارائه شده در این مقاله نشان می‌دهد شوک مثبت فناوری منجر به کاهش نرخ بیکاری تا چندین سال پس از وقوع شوک، می‌گردد (Trehan, 2003: 13-27).

رضایی و سملر(۲۰۰۷) به بررسی رابطه کوتاه مدت و بلندمدت نرخ رشد بهره‌وری و نرخ بیکاری در ایالات متحده طی دوره ۲۰۰۲-۱۸۸۹ می پردازند. نتایج تجربی این مطالعه بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت ۱٪ افزایش در نرخ رشد بهره‌وری، نرخ بیکاری را ۰.۰۲٪ افزایش و در بلندمدت ۱٪ افزایش در نرخ رشد بهره‌وری، ۲.۲۳٪ نرخ بیکاری را کاهش می‌دهد. به عبارتی افزایش نرخ رشد بهره‌وری در کوتاه‌مدت منجر به افزایش نرخ بیکاری به میزان بسیار ناچیز و در بلندمدت منجر به کاهش نرخ بیکاری به صورت معنی‌داری می‌شود (Rezai and Semmler, 2007: 1-34).

سلاکالک (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای به تخمین شیب منحنی فیلیپس در ایالات متحده می‌پردازد و به این مطلب اشاره می‌کند که می‌توان برای تخمین شیب منحنی فیلیپس از بهره‌وری استفاده کرد. نتایج مطالعه بیانگر رابطه ای به شدت منفی مابین نرخ طبیعی بیکاری و رشد بهره‌وری در ایالات متحده است (Slacalek, 2005: 1-35).

نینگ (۲۰۰٤) در مطالعه‌ای، با استفاده از اطلاعات ۸ کشور عضو OECD[3] در بازه زمانی ۱۹۹۵-۱۹٦٦ به تجزیه وتحلیل علّی بین رشد بهره‌وری و نرخ بیکاری از طریق آزمون علّیت گرنجر می پردازد. براساس نتایج تجربی در حالت تعادلی، ضرایب تخمین بیانگر رابطه‌ی منفی معنی‌دار بین نرخ بیکاری و رشد بهره وری می باشد. با انجام آزمون علّیت گرنجر، بیان می‌کند در اکثر کشورهای مورد مطالعه، جهت علّیت از رشد بهره وری به بیکاری معنی‌دار، و از بیکاری به رشد بهره‌وری بی‌معنی می‌باشد (Ning,2004: 1-28).

اوباندان و اودوسلا(۲۰۰۰) به تجزیه و تحلیل رشد بهره‌وری و نرخ بیکاری در کشور نیجریه پرداختند. آنها معتقد بودند رشد بهره‌وری عامل مهمی در بهبود رفاه مردم و ارتقای پیشرفت اجتماعی می‌باشد و بدون رشد بهره‌وری، درآمد سرانه رشدی نخواهد داشت. آنها بخشهای مختلف اقتصادی – صنعت، کشاورزی و خدمات – را بررسی نموده و یکی از نتایج مهم این مطالعه وجود رابطه‌ی معکوس بین رشد بهره‌وری و نرخ بیکاری است (Obandan and Odusola,

---

۱. پیساراید و والانتی در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که اثر رشد بهره وری بر نرخ اشتغال در سال اول منفی و پس از آن مثبت می‌گردد.

۲. پایداری یک متغیر اقتصادی به معنای سرعت بازگشت متغیر به سمت مقدار تعادلی خود، پس از وارد شدن یک شوک اقتصادی و فاصله گرفتن از روند تعادلی خود است.

۳. استرالیا، بلژیک، کانادا، فرانسه، ژاپن، هلند، اسپانیا و ایالات متحده.

(2000: 1-36).

برانینگر و پاننبرگ (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای به این سوال پاسخ می دهند که "آیا بیکاری در بلندمدت اثری بر بهره وری کل عوامل می‌گذارد؟" آنها در پاسخ به این سوال به صورت تجربی رابطه‌ی بین بیکاری و بهره‌وری را در چارچوب داده‌های پنل برای ۱۳ کشور عضو *OECD*، بررسی نموده و به این نتیجه رسیدند بیکاری اثر منفی بر رشد بهره وری کل عوامل دارد (Brauninger and Pannenberg, 2002: 105-120).

مطالعه داخلی در خصوص اثر بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری و یا رابطه‌ی علّی این دو انجام نگرفته است. برخی از محققان در مطالعات خود، به بررسی رابطه برخی متغیرها با متغیر اشتغال یا نرخ بیکاری پرداخته‌اند. در ادامه به چند نمونه مطالعه داخلی در خصوص اشتغال و بیکاری و عوامل موثر بر آن اشاره می شود:

نصابیان (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر اشتغال در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داده است و از عواملی همچون ارزش افزوده، موجودی سرمایه، دستمزد نیروی کار، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و وقفه‌ی اول اشتغال در تخمین تابع تقاضای نیروی کار استفاده می‌کند. مطابق این مطالعه، ضریب مربوط به ارزش افزوده، مثبت و معنی‌دار است. ضریب متغیر دستمزد منفی و غیرمعنی-دار است. ضریب موجودی سرمایه مثبت و معنی‌دار است و ضریب وقفه ی اول اشتغال مثبت و معنی‌دار است (نصابیان، ۱۳۸۵: ۱۲۲-۹۷).

پژویان و امینی (۱۳۸۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثر قانون حداقل دستمزد بر اشتغال گروه‌های جمعیتی جوان در اقتصاد ایران می‌پردازند. نتیجه‌ی مطالعه این است که افزایش حداقل دستمزد واقعی بر اشتغال زنان و مردان در گروه های سنی ۱٤-۱۰ و ۱۹-۱۵ ساله، تأثیر منفی معنی‌داری دارد(پژویان و امینی، ۱۳۸۰: ٧٤-٥٧).

هادیان و رضایی سخا (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر شوک‌های کلان اقتصادی بر نرخ بیکاری در اقتصاد ایران طی دوره ۸٦-۱۳٤٥ می پردازند. براساس نتایج این مطالعه، هر یک از شوک های مورد بررسی با توجه به ماهیت آنها اثرات متفاوتی دارند. شوک بهره‌وری و شوک تقاضای کل باعث کاهش نرخ بیکاری شده و شوک دستمزد، قیمت و عرضه نیروی کار منجر به افزایش نرخ بیکاری در اقتصاد ایران شده است(هادیان و رضایی سخا، ۱۳۸۸: ۵۰-۲۷).

براساس مطالعات تجربی می‌توان بیان داشت بهره‌وری کل عوامل نقش تعیین‌کننده بر نرخ بیکاری دارد. اما تاکنون مطالعات جامعی در خصوص نقش بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران و رابطه‌ی علّی مابین این دو متغیر صورت نگرفته است. لذا تفاوت مطالعه حاضر با سایر مطالعات انجام شده تمرکز بر نقش بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۰، می‌باشد.

۳. ارائه الگو

برای ارزیابی تاثیر رشد بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری، الگوی تجربی به صورت زیر می باشد:

$$LU_t = F(LPL_t,\ LTFP_t,\ LRW_t,\ LK_t) \qquad (۱)$$

LU: لگاریتم نرخ بیکاری

LPL : لگاریتم جمعیت فعال

$LTFP$: لگاریتم بهره‌وری کل عوامل

LRW: لگاریتم حداقل دستمزد واقعی

LK: لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی

شکل کلی مدل $ARDL$ به صورت زیر است:

$$U_t = \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i LTFP_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن U_t متغیر وابسته (نرخ بیکاری)، TFP_{t-i} بردار متغیر توضیحی(بهره وری کل عوامل) و ε_t جمله اخلال است. روش تخمین همجمعی مستلزم این است که متغیرهای لحاظ شده در مدل، دارای ریشه واحد مساوی یعنی یک ریشه واحد باشند، اما یکی از مزیت‌های مدل $ARDL$ این است که این روش مستلزم داشتن این شرط نیست. علاوه بر آن، مدل $ARDL$ به دلیل امکان لحاظ کردن وقفه برای مدل ، رویکرد رسیدن از مدل کلی به مدل نهایی را فراهم می‌کند و در نهایت اینکه در این رویکرد، متغیرهای در تفاضل اول به سادگی در

چارچوب مدل تصحیح خطا، قابل مدل‌سازی هستند. در این مطالعه به منظور بررسی رابطه علّیت گرنجری بین متغیرها، از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده می‌کنیم.

شایان ذکر است، داده‌های مربوط به نرخ بیکاری از دفتر نظارت راهبردی ریاست جمهوری و آمار مربوط به جمعیت فعال و موجودی سرمایه مورد استفاده در این مطالعه از اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و آمار مربوط به حداقل دستمزد واقعی از وزارت کار و امور اجتماعی(شورای عالی کار) تهیه شده است. همچنین آمار مربوط به بهره‌وری کل عوامل توسط محقق محاسبه شده است. داده‌های مربوط به متغیر حداقل دستمزد واقعی و موجودی سرمایه (به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦) در نظر گرفته شده‌اند. موجودی سرمایه بر حسب میلیارد ریال، حداقل دستمزد واقعی به صورت سالانه و بر حسب ریال و جمعیت فعال کشور میلیون نفر در نظر گرفته شده‌اند.

اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل، محققان را قادر به تعیین سهم عوامل تولید در رشد اقتصادی می‌سازد. تابع تولید با ویژگی تکنولوژی خنثی سولو به صورت زیر می‌باشد:

$$GDP(t) = A(t) * F[K(t),\ L(t)] \qquad (۳)$$

که $GDP(t)$ بیانگر تولید ناخالص داخلی، $A(t)$ سطح تکنولوژی، $K(t)$ موجودی سرمایه فیزیکی و $L(t)$ نیروی کار است. معادله (۳) را می توان به فرم زیر تبدیل کرد:

$$\frac{GDP^{\cdot}(t)}{GDP(t)} = \frac{A^{\cdot}(t)}{A(t)} + a(t)\frac{K^{\cdot}(t)}{K(t)} + b(t)\frac{L^{\cdot}(t)}{L(t)} \qquad (٤)$$

$a(t)$ و $b(t)$ به ترتیب سهم سرمایه و نیروی کار از تولید ناخالص داخلی است. به طور کلی $L(t)$ و $K(t)$ و $GDP(t)$ اجزای شناخته شده‌ای هستند. بنابراین تنها جزء ناشناخته در معادله (٤)، $\frac{A^{\cdot}(t)}{A(t)}$ می‌باشد که به راحتی از جزء پسماند سولو(بهره‌وری کل عوامل) قابل محاسبه است(Ganev, 2005: 4-7).

$$\frac{A^{\cdot}(t)}{A(t)} = \frac{GDP^{\cdot}(t)}{GDP(t)} - a(t)\frac{K^{\cdot}(t)}{K(t)} - b(t)\frac{L^{\cdot}(t)}{L(t)} \qquad (٥)$$

پس از تخمین تابع تولید سهم سرمایه و نیروی کار از تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران به ترتیب ۰.٥٦ و ۰.٤٤ به دست آمده است. که با جایگذاری در معادله (٥) بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران محاسبه شده است. نتایج تخمین تابع تولید در جدول (۱) خلاصه شده است.

٤. برآورد مدل و تجزیه وتحلیل نتایج:

همان طوری که نتایج جدول(۲) نشان می‌دهد، در کوتاه مدت رابطه مثبت میان نرخ بیکاری و جمعیت فعال وجود دارد. این رابطهٔ مثبت با اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد افزایش جمعیت فعال، با افزایش نرخ بیکاری همراه بوده است. ضریب منفی متغیر $LTFP$، بیانگر ارتباط منفی و کاملاً معنی‌دار میان رشد بهره‌وری کل عوامل و نرخ بیکاری است. همانطور که انتظار می‌رفت، نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل بر روی نرخ بیکاری تأثیر منفی گذاشته است. زیرا با افزایش رشد بهره‌وری کل عوامل و در نتیجه رونق فعالیت‌های اقتصادی، تقاضای نیروی کار افزایش یافته و نرخ بیکاری کاهش می‌یابد. ضریب تخمینی متغیر حداقل دستمزد واقعی مثبت است. زیرا با افزایش دستمزدها، تقاضا برای نیروی کار کاهش و عرضه نیروی کار افزایش می‌یابد. این امر نهایتاً منجر به افزایش نرخ بیکاری می‌شود. همچنین همانطور که انتظار می رفت، رابطه‌ی بین موجودی سرمایه فیزیکی و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران منفی است. زیرا متناسب با افزایش موجودی سرمایه شاهد افزایش تقاضا برای نیروی کار می باشیم.

جدول (۱): نتایج تخمین تابع تولید در اقتصادایران

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C	۳.۷۲	۱.۰۱	۳.٦۷	۰.۰۰۰٦
Log(L)	۰.٤٤	۰.۲۰	۲.۱۹	۰.۰۳۳۲
Log(K)	۰.٥٦	۰.۱۱	٤.۷۹	۰.۰۰۰
R-squared	۰.۹۱			

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۲): نتایج برآورد رابطه کوتاه مدت

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C	۳.۸٦	۱.۰٤	۳.۷۱	۰.۰۰۱
LU(-1)	۰.٦۸	۰.۱۱	٦.۰۰	۰.۰۰۰
LPL	۳.٤۰	۱.۵۰	۲.۲۷	۰.۰۳۱
LTFP	−۱.٦٦	۰.٤۸	−۳.۵۰	۰.۰۰۲
LTFP (-1)	۱.۳۰	۰.٤۵	۲.۹۰	۰.۰۰۷
LRW	۰.۰۹	۰.۰٤	۲.۳۳	۰.۰۱۱
LK	−۰.۳۱	۰.۱۱	−۲.۹۲	۰.۰۰۷
R-squared	۰.۷٦	Mean dependent var		۲.٤۸
R-Bar- squared	۰.۷۰	S.D. dependent var		۰.۱۲
S.E. of regression	۰.۰٦	Akaike info criterion		٤٦.۳۱
Residual Sum squared	۰.۱۲	Schwarz criterion		۳۸.۹٤
Log likelihood	۵۵.۳۱	F-statistic		۱۱.٦۸
DW-Statistic	۱.۷٤	Prob(F-statistic)		۰.۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

۱.٤. نتایج آزمون‌های تشخیص

براساس آزمون‌های تشخیص که درجدول(۳) ارائه شده، در رابطه‌ی کوتاه‌مدت مربوط به معادله(۱) خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس وجود ندارد و فرم تبعی مناسب بوده و توزیع نرمال است.

جدول (۳): نتایج آزمون‌های تشخیص

فرضیه صفر	معادله (۱)	
	LM(CHSQ)	سطح احتمال
عدم خودهمبستگی سریالی	۱.۰۸	۰.۳۰
وجود فرم تبعی مناسب	۰.۰۱۳	۰.۹۱
وجود توزیع نرمال	٤.۷۰	۰.۱۱
ناهمسانی واریانس	۱.٤۹	۰.۲۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

۲.٤. نتایج آزمون هم‌انباشتگی ARDL

جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای نرخ بیکاری، جمعیت فعال، بهره‌وری کل عوامل، نرخ دستمزد واقعی و موجودی سرمایه، باید معادلات خود بازگشتی نظیر معادلهٔ(٦) که در آن LU لگاریتم نرخ بیکاری، LPL لگاریتم جمعیت فعال، $LTFP$ لگاریتم بهره‌وری کل عوامل، LRW لگاریتم حداقل دستمزد واقعی و LK لگاریتم موجودی سرمایه می‌باشد، تخمین زده شود.

(٦)

$$\Delta LU_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1i} \Delta LU_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{2i} \Delta LPL_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{3i} \Delta LTFP_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=1}^{n} \alpha_{4i} \Delta LRW_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{5i} \Delta LK_{t-i} + \alpha_1 LU_{t-1} + \alpha_2 LPL_{t-1} + \alpha_3 LTFP_{t-1}$$
$$+ \alpha_4 LRW_{t-1} + \alpha_5 LK_{t-1} + \varepsilon_t$$

در معادلهٔ(٦)، که متغیر LU_t متغیر وابسته است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها

$(H_0: \alpha_1=\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0)$

را در برابر فرضیه مخالف

$(H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq 0)$

با استفاده از آماره F که آن را

$$FLU_t(LU_t | LPL_t, LTFP_t, LRW_t, LK_t)$$

می‌نامیم، آزمون می‌کنیم. اگر آماره F محاسباتی از حد بالای محدوده مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی پسران و همکاران تجاوز نماید، فرضیه صفر مبنی بر عدم‌وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را رد می‌کنیم. اگر آمارهF محاسباتی کمتر از حد پایین این محدوده باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و چنانچه آمارهF محاسباتی، درون محدوده بحرانی قرار گیرد، نتیجه غیرمعیّن و غیر قابل استنباط خواهد بود. قبل از انجام هم‌جمعی باید از I(2) نبودن متغیرها اطمینان یابیم. بدین منظور، آزمون ریشه واحد با استفاده از روش دیکی ــ فولر تعمیم یافته انجام می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول(٤) آورده شده است.

همانطور که از جدول (٤) پیداست، متغیر لگاریتم نرخ بیکاری و لگاریتم موجودی سرمایه در سطح و بقیه متغیرها انباشته از درجه یک می‌باشند. پس جهت بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌توانیم از روش هم‌انباشتگی $ARDL$ استفاده کنیم. هم‌چنین جدول(٥)، آماره F محاسباتی و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران را نشان می‌دهد.

همانطور که در جدول (٥) مشاهده می‌کنیم، آمارهٔ F محاسباتی در حالت‌های،

$FLU_t\,(LU_t \mid LPL_t, LTFP_t, LRW_t, LK_t)$ و

$FLTFP_t\,(LTFP_t \mid LPL_t, LU_t, LRW_t, LK_t)$ و

$FLK_t\,(LK_t \mid LPL_t, LTFP_t, LRW_t, LU_t)$

ازحد بالای مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪ تجاوز می‌نماید. در نتیجه، یک رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها در سطح ۹۵٪ وجود خواهد داشت. اما، گرچه وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، بیانگر وجود رابطه علّیت گرنجری بین متغیرها حداقل در یک جهت خواهد بود، جهت رابطه علّیت گرنجری بین متغیرها را نمی‌تواند تعیین کند. از این‌رو، به منظور بررسی رابطه علّیت گرنجری بین متغیرها، از الگوی تصحیح خطای برداری ($VECM$) استفاده می‌کنیم.

جدول (٤): نتایج آزمون ریشه واحد Augmented Dickey Fuller Test statistic

متغیر	طول وقفه بهینه	آماره محاسبه شده	کمیت بحرانی جدول (٩٥٪)	عرض از مبدأ	روند	نتیجه
LU	۰	-۳.۰٥٦	-۲.۹٤۱	دارد	ندارد	مانا
LPL	۰	-۰.٤٦۲	-۲.۹٤۱	دارد	ندارد	نامانا
DLPL	~	-٥.٤۳۳	-۲.۹٤۳	دارد	ندارد	مانا
LTFP	۱	-۱.۳٥۹	-۲.۹٤۱	دارد	ندارد	نامانا
DLTFP	~	-٤.۲۸٦	-۲.۹٤۳	دارد	ندارد	مانا
LRW	~	-۱.۳۳۱	-۲.۹٤۱	دارد	ندارد	نامانا
DLRW	~	-٥.۰٦۲	-۲.۹٤۳	دارد	ندارد	مانا
LK	~	-٥.۸۹۱	-۲.۹٤۱	دارد	ندارد	مانا

علامت D، نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرهاست.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (٥): آماره F جهت بررسی رابطه بلندمدت متغیرها

رابطه میان متغیرها	مقدار آماره F	محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۹۰ درصد* / محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد	
		I(0)	I(1)
$FLU_t\,(LU_t \mid LPL_t, LTFP_t, LRW_t, LK_t)$	٥.۰٦	۲.٤۲٥ ۲.۸٥	۳.٥۷٤ ٤.۰٤۹
$FLTFP_t\,(LTFP_t \mid LPL_t, LU_t, LRW_t, LK_t)$	۱۷.۳۲	۲.٤۲٥ ۲.۸٥	۳.٥۷٤ ٤.۰٤۹
$FLRW_t\,(LRW_t \mid LPL_t, LTFP_t, LK_t, LU_t)$	۲.٥۰	۲.٤۲٥ ۲.۸٥	۳.٥۷٤ ٤.۰٤۹
$FLK_t\,(LK_t \mid LPL_t, LTFP_t, LRW_t, LU_t)$	۹٤.٤۸	۲.٤۲٥ ۲.۸٥	۳.٥۷٤ ٤.۰٤۹

*: مقادیر بحرانی در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (٦): نتایج آزمون علیت گرانجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته		آزمون علیت کوتاه‌مدت	آزمون علیت بلندمدت	
			ECM	آزمون توام
		$DLTFP_{t-1}$	ECM_{t-1}	$DLTFP, ECM_{t-1}$
DLU_t	H_0	$\alpha_{3i}=0$	$\lambda_1=0$	$\alpha_{3i}=0, \lambda_1=0$
	ضریب	-۱.٦٦	-۰.۳۱	۲٤.٦٥
	(احتمال)	(۰.۰۰۰)	(۰.۰۰۹)	(۰.۰۰۰)

۱ ـ آزمون معنی‌داری ضریب با وقفه متغیر توضیحی با استفاده از آزمون والد، ۲- آزمون معنی‌داری ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون t

۳ـ آزمون معنی‌داری ضریب با وقفه متغیر توضیحی توأم با ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون والد

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۷): نتایج آزمون علیت گرانجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته		آزمون علیت کوتاه‌مدت	آزمون علیت بلندمدت	
			ECM	آزمون توام
		DLU_{t-1}	ECM_{t-1}	DLU, ECM_{t-1}
$DLTFP_t$	H_0	$\alpha_{3i}=0$	$\lambda_1=0$	$\alpha_{3i}=0, \lambda_1=0$
	ضریب	-۰.۱۲	-۰.٤۹	٤۹.۱۳
	(احتمال)	(۰.۰۰۰)	(۰.۰۰۰)	(۰.۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳.٤. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تصحیح خطا

جدول(٦)، نتایج آزمون علّیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت را با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله (۷) که در آن LU_t متغیر وابسته و LPL_t، $LTFP_t$، LRW_t و LK_t متغیرهای مستقل هستند، نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها با استفاده از معیار آکائیک شوارتز برابر با (۱،۰،۱،۰،۰) تعیین شده است.

(۷)

$$DLU_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n}\alpha_{1i} DLU_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\alpha_{2i} DLPL_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\alpha_{3i} DLTFP_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\alpha_{4i} DLRW_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\alpha_{5i} DLK_{t-i} + \lambda_1 ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

جدول (۷)، نتایج آزمون علّیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت را با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله (۸) که در آن $LTFP_t$ متغیر وابسته و LPL_t، LU_t، LRW_t و LK_t متغیرهای مستقل هستند، نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها با استفاده از معیار آکائیک شوارتز برابر با (۱،۰،۰،۱،۱) تعیین شده است.

(۸)

$$DLTFP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n}\alpha_{1i} DLTFP_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\alpha_{2i} DLPL_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\alpha_{3i} DLU_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\alpha_{4i} DLRW_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\alpha_{5i} DLK_{t-i} + \lambda_1 ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

جداول (٦) و (۷) نشان می‌دهند در کوتاه‌مدت با توجه به معنی‌دار بودن متغیر $DLTFP$ و DLU، رابطه‌ای دوطرفه بین بهره‌وری کل عوامل و نرخ بیکاری کشور وجود دارد. با توجه به معنی‌دار بودن ضریب تصحیح خطا ECM_{t-1} در معادلات (۷) و (۸) در بلندمدت رابطه‌ای دوطرفه بین بهره وری کل عوامل و نرخ بیکاری وجود دارد. این رابطه با استفاده از آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری همزمان ضرایب ECM_{t-1} و $DLTFP$ ، ECM_{t-1} و DLU مورد تأیید قرار می‌گیرد. جهت بررسی دقیق تأثیر رشد بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت، نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا و الگوی بلندمدت مرتبط با معادلهٔ (۷) در جداول (۸) و (۹) آمده است.

جدول (۸): نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
DC	۳.۸٦	۱.۰٤	۳.۷۱	۰.۰۰۱
DLPL	۳.٤۰	۱.۵۰	۲.۲۷	۰.۰۳۰
DLTFP	−۱.٦٦	۰.٤۸	−۳.۵۰	۰.۰۰۱
DLRW	۰.۰۹	۰.۰٤	۲.۳۳	۰.۰۱۱
DLK	−۰.۳۱	۰.۱۱	−۲.۹۲	۰.۰۰٦
ECM (-1)	−۰.۳۱	۰.۱۱	−۲.۸۰	۰.۰۰۹
R-squared	۰.۵۹	Mean dependent var		۰.۰۰۸۵
R-Bar-squared	۰.۵۵	S.D. dependent var		۰.۰۹
S.E. of regression	۰.۰٦	Akaike info criterion		٤٦.۳۱
Residual Sum squared	۰.۱۲	Schwarz criterion		۳۸.۹٤
Log likelihood	۵۵.۳۱	F-statistic		۸.۵۸
DW-Statistic	۱.۷٤	Prob(F-statistic)		۰.۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۹): نتایج برآورد الگوی بلندمدت

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C	۱۲.۱٤	٤.۹٤	۲.٤۹	۰.۰۲۰
LPL	۱.۲۳	۰.٦۲	۱.۹۹	۰.۰۵٦
LTFP	−۱.۸۹	۰.٤۱	−۲.۳٤	۰.۰۱۰
LRW	۰.۱۲	۰.۰٦	۲.۱۳	۰.۰۹۰
LK	−۰.۹۷	۰.۳٤	−۲.۸۵	۰.۰۹۰

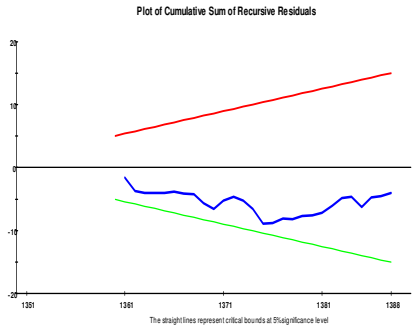
مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول(۸)، منفی بودن ضریب متغیر $DLTFP$ نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت، رشد بهره‌وری کل عوامل باعث کاهش نرخ بیکاری در اقتصاد ایران شده است. نتایج جدول (۹) حاکی از آن است که رشد بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران داشته است. همچنین مشاهده می‌گردد ضریب رشد بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت می‌باشد که بیانگر این مطلب است که رشد بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت نسبت به دوره زمانی کوتاه‌مدت تأثیر بیشتری بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران داشته است. چرا که در بلندمدت و با گذشت زمان و به کارگیری تکنولوژی و اثرات تبدیل سرمایه در ساختارهای اقتصادی، اشتغال افزایش و نرخ بیکاری بیشتر کاهش می‌یابد.

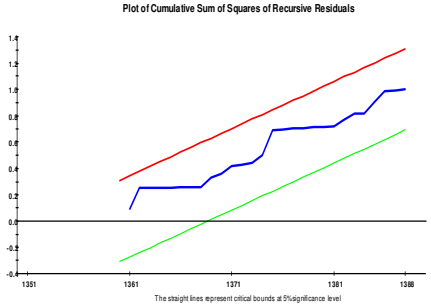
انجام آزمون علّیت گرنجری نشان داد در کوتاه‌مدت بهره‌وری کل عوامل علّیت گرنجر نرخ بیکاری می‌باشد. همچنین نرخ بیکاری نیز علّیت گرنجر رشد بهره‌وری کل عوامل می‌باشد. در بلندمدت نیز رابطه علّیت دو طرفه میان نرخ بیکاری و رشد بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران وجود دارد.وجود رابطه علّیت بلندمدت از نرخ بیکاری به رشد بهره وری کل عوامل نشان می‌دهد در بلندمدت تغییر در نرخ بیکاری ایران، تغییر در رشد بهره وری کل عوامل را به دنبال داشته است. در واقع، رشد بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت به نرخ بیکاری ایران واکنش نشان می‌دهد.

٤.٤. نتایج بررسی استحکام مدل با استفاده از آزمون های $CUSUM$ و $CUSUMSQ$

بر اساس دو آزمون $CUSUM$ و $CUSUMSQ$ و با توجه به اینکه مدل به روش $ARDL$ برآورد شده است، می‌توان گفت مدل برآورد شده از استحکام مناسبی برخوردار است، زیرا آزمون منحنی مورد نظر بین فواصل اطمینان قرار دارد که نتایج آن در نمودارهای زیر مشاهده می‌شود.



نمودار (۱): نتیجه استحکام مدل با استفاده از آزمون CUSUM



نمودار(۲): نتیجه استحکام مدل با استفاده از آزمون CUSUMSQ

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

بیکاری از جمله مشکلاتی است که اقتصادهای مختلف با آن مواجه هستند و مقابله با آن از اهداف مهم دولت‌ها می‌باشد. از سوی دیگر، لازمه دستیابی به رشد و توسعه مستمر، بهره‌برداری بهینه از منابع تولید می‌باشد. با توجه به اینکه معیار توسعه‌یافتگی هر کشوری به میزان بهره‌گیری مطلوب و بهینه از منابع و امکانات موجود در جهت نیل به اهداف اقتصادی آن بستگی دارد و نیروی کار در این میان از اهمیت ویژه ای برخوردار است، لذا شناسایی منابع عدم‌تعادل در بازار کار و تجزیه وتحلیل مکانیزم برگشت به تعادل اهمیت زیادی در تصمیمات اقتصادی دارد. مطالعه حاضر، به دلیل اهمیت رشد بهره‌وری کل عوامل به بررسی اثر آن بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران و تعیین جهت علّیت بین این دو متغیر پرداخته است.

نتایج مطالعه بیانگر اثر منفی و معنی‌دار بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. همچنین رشد بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت نسبت به دوره زمانی کوتاه‌مدت تأثیر بیشتری بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران دارد. از طرفی انجام آزمون علّیت گرنجری نشان داد، در کوتاه مدت بهره‌وری کل عوامل و نرخ بیکاری علّیت گرنجر یکدیگر می‌باشند. همچنین در بلندمدت شاهد رابطهٔ علّیت دوطرفه میان نرخ بیکاری و بهره‌وری کل عوامل اقتصاد ایران می‌باشیم. وجود رابطه‌ی علّیت بلندمدت از نرخ بیکاری به بهره‌وری کل عوامل نشان می‌دهد در بلندمدت تغییر در نرخ بیکاری ایران، تغییر در بهره‌وری کل عوامل را به دنبال داشته است. در واقع، بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت به نرخ بیکاری ایران واکنش نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، در بلندمدت به دلیل اثرات تبدیل سرمایه و ایجاد مشاغل جدید افزایش نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل منجر به کاهش نرخ بیکاری می‌گردد. هم‌چنین با تغییر نرخ بیکاری نیز به دلیل تغییر پس‌انداز و مخارج آموزشی و در نتیجه تغییر سرمایه فیزیکی و انسانی، رشد بهره‌وری کل عوامل تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

با توجه به نتایج مطالعه حاضر، جهت ارائه توصیه‌های سیاستی در راستای کاهش نرخ بیکاری پیشنهادات زیر ارائه می‌گردد:

- جهت‌گیری سیاست‌های افزایش تولید با رویکرد ارتقای بهره‌وری کل عوامل،
- افزایش موجودی سرمایه فیزیکی کارآمد و استفاده بهینه از آن در فرآیند تولید،
- ایجاد انعطاف‌پذیری در قانون کار به منظوردستیابی سریع تر کارفرمایان به ترکیب بهینه نیروی کار،
- ارتقاء سطح دانش فنی(تکنولوژی) و نرخ پیشرفت فنی و کاستن از شکاف سطح آن با سطح جهانی،
- کاهش انحراف موجود در قیمتهای عوامل تولید و پرهیز از تعیین دستوری دستمزدها و ایجاد ارتباط بین دستمزدها و بهره‌وری در جهت افزایش انگیزه نیروی کار و استفاده بهینه از عوامل تولید.

منابع:

1. Aghion, P. and Howitt, P. (1994), “Growth and Unemployment", Review of Economic Studies, 61, pp.477-494.
2. Baseri, B. and Jahangard, E. (2007), “Analysis of the Capacity of Agricultural Employment in Iran”, Agricultural Economics and Development, 15(59), pp. 119-146.

3. Brauninger, M. and Pannenberg, M. (2002), "Unemployment and Productivity Growth: an Empirical Analysis within an Augmented Solow Model", Economic Modelling, 19(1); pp. 105-120.
4. Esteban- Pretel, J. Nakajima, R. and Tanaka, R. (2010), "TFP Growth Slowdown and the Japanese Labor Market in the 1990s", Journal of the Japanese and International Economies, 24(1); pp. 50-68.
5. Ganev, K. (2005), "Measuring Total Factor Productivity: Growth Accounting for Bulgaria", GE, Growth, Math methods from Econ WPA, No: 0504004, pp. 1-32.
6. Hadian, E. and Rezaei Sakha, Z. (2009), "The Effects of Macroeconomic Shocks on Unemployment in Iran", Quarterly Journal of Quantitative Economics, 20(1), pp. 27-50.
7. Kim, S., Lim, H. and Park, D. (2008), "Productivity and Employment in a Developing Country: Evidence from Republic of Korea", Asian Development Bank, www.adb.org.
8. Kogel, T. (2007), "Total Factor Productivity Growth and the Long-Run Unemployment Rate", Department of Economics and Management, University of the Azores, Ponta Delgada, Portugal, http://ssrn.com.
9. Ladu, M.G. (2006), "Total Factor Productivity Growth and Employment: A Simultaneous Equations Model Estimate", Working Paper Crenos, Centre for North-South Economic Research, University of Cagliari and Sassari, Sardinia.
10. Mortensen, D.T. and Pissarides, C.A. (1998), "Technological Progress, Job Creation and Job Destruction", Review of Economic Dynamics, 1, pp. 733-753.
11. Nayebi, H.R., Ebrahimi, R. and Azadegan, A.S. (2010), "Measurment and Analysis of Factor Affecting the Growth of TFP in Economy of Iran, Using the Augmented Solow Model", Journal of Economic Research, 37, pp. 121-140.
12. Nessabian, Sh. (2006), "The Role of Foreign Direct Investment on Employment in Iran", Economic Research Review, 22, pp. 97-122.
13. Ning, X. (2004), "Unemployment and Productivity Growth: an Empirical Analysis of Causality", Project Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Master of Arts, in the Department of Economics.
14. Obandan. M.I. and Odusola, A.F. (2000), "Productivity and Unemployment in Nigeria", National Centre for Economic Management and Administration, Ibadan.
15. Okpechi, S.O. (1991), "Private Sector and Productivity Improvement in Nigeria", Productivity for Self-Reliance and Excellence, National Productivity Centre, Lagos.
16. Pazhouyan, J. and Amini, A. (2001), "The Effect of Minimum Wage Law on Employment by Various Young Age Groups", Economic Research Review, 1(2); pp. 57-74.
17. Pissarides, C.A. (2000), "Equilibrium Unemployment Theory", Cambridge Mass: MIT Press.
18. Pissarides, C.A. and Vallanti, G. (2005), "The Impact of TFP Growth on Steady-State Unemployment", International Economic Review, 48(2); pp. 607-640.
19. Rezai, A. and Semmler, W. (2007), "Productivity and Unemployment in the Short and Long Run", Schwartz Center for Economic Policy Analysis.
20. Seddiqi, J.U. (2000), "Demand for Money in Bangladesh: A Cointegration Analysis", Applied Economics, 32, pp. 1977-1984.
21. Slacalek, J. (2005), "Productivity and Natural Rate of Unemployment", Department of Macro Analysis and Forecasting, DIW Berlin.
22. Trehan, B. (2003), "Productivity Shocks and the Unemployment Rate", Economic Review, econpapers.repec.org /article/ fipfedfer
23. www.cbi.i

توسعه انسانی تعدیل شده و پایداری رشد اقتصادی:
مقایسه تطبیقی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه

Modified Human Development and Sustainability of Economic Growth: A Comparative Study of Selected Developed and Developing Countries

دکتر محمد حسن فطرس*، اسماعیل ترکمنی**

Mohammad Hasan Fotros (Ph.D.), Esmaeil Torkamani***

دریافت:۱۳۹۰/۱۲/۰۲ پذیرش:۱۳۹۱/۰۲/۲۷

Received: 11/Jan/2012 Accepted: 25/June/2012

چکیده:

این مقاله با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان به بررسی تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی پایدار برای دوره‌ی زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸ کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در سه گروه کشورهای با درآمد سرانه بالا، با درآمد سرانه متوسط و با درآمد سرانه پایین پرداخته است. نتایج برآورد معادله رشد اقتصادی به روش 3SLS بیانگر آن است که شاخص توسعه انسانی تعدیل شده تاثیر مثبتی روی رشد اقتصادی هر سه گروه کشورها دارد؛ اما ضریب این تاثیرگذاری در کشورهای با درآمد سرانه بالا ۱۲/٤، در کشورهای با درآمد سرانه متوسط ۵/۲ و در کشورهای با درآمد سرانه پایین ۵/۸ می‌باشد. به بیان دیگر تاثیر شاخص توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته بیش از دو برابر آن در کشورهای در حال توسعه است. نتایج بررسی معادله ناپایداری، یک رابطه‌ی N واژگون بین ناپایداری و شاخص توسعه انسانی تعدیل شده در کشورهای با درآمد سرانه بالا را نشان می‌دهد؛ در حالیکه برای کشورهای با درآمد سرانه متوسط و پایین، یک رابطه‌ی N شکل بین ناپایداری و شاخص توسعه انسانی تعدیل شده به‌دست می‌آید.

کلمات کلیدی: شاخص توسعه انسانی تعدیل شده، پایداری رشد اقتصادی، پس‌انداز واقعی.

طبقه‌بندی JEL: O15،Q01،Q56.

* دانشیار دانشگاه بوعلی سینا همدان

Email: mhfotros@hotmail.com

** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان

Email: esmaeltorkamani@yahoo.com

Abstract:

This paper investigates the effect of modified human development on sustainability of economic growth for the period of 1980 to 2008 in developed and developing countries by using a system of simultaneous equations. Results of the estimations using a 3SLS method indicate that modified human development index has a positive effect on economic growth in the three groups of countries: the coefficient for high per capita income countries is 12.4; in countries with average per capita income it is 5.2; and it is 5.8 for countries with low per capita income. In other words, the effect of modified human development index on economic growth in developed countries is tow times higher than of developing countries. For the non-sustainability, results indicate that there is an inverse N relationship between non-sustainability and modified human development index in high per capita income countries; but for countries with average and low per capita income, there is a simple N shape relationship.

Keywords: Modified Human Development Index, Sustainability of Economic Growth, Genuine Saving.
JEL: O15, Q01, Q56.

* Associate Professor of Economics, Bu Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email: mhfotros@hotmail.com

** M.A. Student in Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email: esmaeltorkamani@yahoo.com

مقدمه

انسان به‌عنوان عاملی اساسی در رشد و توسعه اقتصادی جوامع از موضوعات مهم در ادبیات علم اقتصاد است. از توجه آدام اسمیت به نیروی کار و نقش آن در رشد ثروت کشورها در قرن هیجدهم گرفته تا تاکید آمارتیا سن[1] بر قابلیت و استحقاق[2] و به‌طورخلاصه توسعه انسانی[3]، همگی بر اهمیت این موضوع دلالت دارند. هرچند در دوره‌ای اهمیت و نقش انسان در رشد و توسعه اقتصادی کم‌رنگ بوده است، اما، پس از فراز و فرودهایی، بسیاری از صاحب نظران علوم انسانی به این جمع‌بندی رسیده‌اند که انسان نقطه آغازین و محور و گرانیگاه رشد و توسعه است. می‌توان گفت که نقش صنایع فولاد، سدها و ماشین‌آلات که پیش‌ترجایگاه منحصر به‌فردی در حوزه رشد و توسعه داشتند کم‌رنگ شده است. درعوض، آموزش و پرورش و بهداشت به‌همراه مقوله‌هایی مانند جنسیت و محیط زیست که اصطلاحاً بخش‌های نرم افزاری رشد و توسعه‌اند، در کانون توجه قرار گرفته‌اند.

تفکر توسعه انسانی برای اولین بار توسط آمارتیا سن و محبوب‌الحق٤ مطرح شد. هدف از این توسعه ایجاد محیطی توان‌مند برای مردم در برخوردار شدن از زندگی طولانی‌تر، سالم‌تر و خلاق‌تر است. توسعه انسانی دو وجه دارد: یکی ایجاد قابلیت‌های انسانی٥، مانند بهبود در سلامت، دانش و مهارت است؛ دیگری، استفاده افراد از قابلیت‌های کسب شده برای ایجاد فرصت‌ها، مانند فعال بودن در عرصه سیاسی، اجتماعی و فرهنگی است (UNDP,1990). قابلیت‌های انسانی نقش مهمی در خروج از رکود و رفتن به سمت رشد اقتصادی ایفا می‌کنند.

نظریه‌های نوین رشد برآنند که رشد و توسعه اقتصادی نمی‌توانند بدون توسعه منابع انسانی به مسیری مطلوب برسند. آموزش و پرورش، افزایش مهارت و قابلیت‌ها از الزامات توسعه اقتصادی یک کشور است (Agarwal, 2006). در واقع، بهبود در سطوح توسعه انسانی باعث بالا بردن عملکرد رشد اقتصادی می‌شود (Duflo, 2001;Schultz, 2001).

مطالعات نشان می‌دهند که تغذیه و سلامت به‌عنوان عوامل توسعه انسانی روی سطح درآمد و نرخ رشد تاثیر قابل توجهی داشته‌اند. رشد اقتصادی، بدون بهبود در توسعه انسانی استمرار نمی‌یابد و توسعه انسانی، پیش‌نیاز رشد پایدار بلندمدت است؛ هر کشور برای حرکت در مسیر رشد اقتصادی به یک آستانه توسعه انسانی نیاز دارد. در مدل‌های رشد درون‌زا، این همان چیزی است که توسعه انسانی را از سرمایه انسانی جدا می‌کند. تغییر در سرمایه انسانی و کیفیت نیروی کار برای رشد اقتصادی درون‌زا مهم است، در حالی که سطح توسعه انسانی تعیین کننده رشد پایدار است.

رسیدن به سطح رشد پایدار و مداوم، مستلزم توجه بیشتر به محیط‌زیست است. این تفکر باعث شد موضوع توسعه پایدار مطرح شود. در توسعه پایدار هیچ پیش‌فرضی علیه مطلوب بودن و امکان‌پذیری رشد اقتصادی ارائه نشده است. برعکس، از رشد و توسعه اقتصادی استقبال شده است (پرمن و همکاران، ١٣٧٦). بر اساس دیدگاه استراتژی حفاظت جهانی[6]، توسعه پایدار فرایندی است که با سازماندهی و تنظیم رابطه انسان و محیط و مدیریت استفاده از منابع و محیط زیست، دستیابی به تولید فزاینده و مستمر و پایدار را برای زندگی مطمئن، رفاه اجتماعی، امنیت غذایی و عدالت بین نسل‌ها تسهیل می‌کند (Adams,1993). شاید بتوان گفت که تاثیر عمده تفکر توسعه پایدار، رد کردن این طرز تفکر است که توجه به محیط زیست، لزوماً به ایجاد محدودیت برای رشد و توسعه می‌انجامد.

ارتباط بین رشد اقتصادی و محیط‌زیست اغلب در چارچوب منحنی زیست‌محیطی کوزنتس[7] بررسی می‌شود. اما در تحلیل منحنی مذکور، به توسعه پایدار و استفاده از منابع طبیعی در رشد اقتصادی آن‌گونه که باعث پایداری[8] شود توجه نشده‌است. در تفکر توسعه پایدار، بهبود در توسعه انسانی به بهبود کیفیت محیط‌زیست کمک خواهد کرد. بنابراین، توسعه انسانی می‌تواند بر رشد اقتصادی و پایداری تاثیر بگذارد.

1. Amartya Sen (2000)
2. Capability and Entitlement
3. Human Development
4. Mahbub ul Haq
5. Human Capabilities

6. World Conservation Strategy (WCS)
7. Environment Kuznets Curve (EKC)
8 .Sustainability

در مطالعه حاضر، ارتباط علّی بین توسعه انسانی تعدیل شده و رشد اقتصادی و پایداری (با در نظر گرفتن مدل‌های رشد اقتصادی و منحنی زیست‌محیطی کوزنتس)، برای ۵۸ کشور منتخب (شامل توسعه یافته و درحال توسعه، و در سه گروه درآمدی) برای دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار می‌گیرد. سازماندهی مقاله چنین است که در ادامه و در بخش دوم، ادبیات موضوع، پیشینه تحقیق و مبانی تجربی مرور می‌شوند؛ در بخش سوم، الگوی اقتصادسنجی و داده‌ها تعریف و تبیین می‌شوند؛ در بخش چهارم، برآورد الگو و نتایج بیان می‌شوند؛ در پایان و در بخش پنجم، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری انجام می‌گیرد.

۱- ادبیات موضوع

توسعه انسانی فرایند بسط انتخاب‌های افراد است. رابطه‌ای بسیار قوی بین رشد اقتصادی و توسعه انسانی وجود دارد (Suri et al. , 2011). از یک طرف رشد اقتصادی منابع لازم در جهت بهبود در توسعه انسانی پایدار را فراهم می‌کند و از طرف دیگر، افزایش در توسعه انسانی و بهبود در آن عامل مهمی در رشد اقتصادی است. بنابراین، رابطه بین رشد اقتصادی و توسعه انسانی، رابطه‌ای دو طرفه است. بین رشد اقتصادی و توسعه انسانی، می‌توان دو جریان (الف) جریان از رشد اقتصادی به توسعه انسانی و (ب) جریان از توسعه انسانی به رشد اقتصادی را از هم بازشناخت.

(الف) جریان از رشد اقتصادی به توسعه انسانی- تولید ناخالص ملی عمدتاً از طریق فعالیت‌های خانوارها و دولت، جامعه مدنی، سازمان‌های اجتماعی و همچنین دیگر سازمانهای غیردولتی به توسعه انسانی کمک می‌کند. فعالیتهایی مثل آموزش، بهداشت، اجرای سیاست‌های توزیع مناسب‌تر درآمد و ثروت و مبارزه با فقر بر توسعه انسانی اثر می‌گذارند. در این جریان، به‌طور آشکار رشد درآمد ملی و در نتیجه درآمد سرانه عامل اصلی رشد قابلیت افراد است که باعث بهبود در توسعه انسانی می‌شود. تاثیر رشد اقتصادی بر سطح توسعه انسانی جامعه به عوامل و شرایط دیگر جامعه نیز بستگی دارد. تا جایی که سطح یکسان تولید ناخالص ملی می‌تواند با توجه به تخصیص آن در میان و در درون نهادها منجر به سطوح متفاوت توسعه انسانی شود. تمایل خانوارها در صرف کردن درآمدها در بخشهایی که مستقیماً باعث بهبود توسعه انسانی می‌شود مانند غذا، آب قابل شرب، آموزش و بهداشت در کشورهای مختلف، متفاوت است و به سطح و توزیع درآمد در میان خانواده‌ها و همچنین به کنترل این هزینه‌ها در درون خانواده‌ها وابسته است. وقتی سطح فقر در یک جامعه یا در یک کشور - به دلیل پایین بودن درآمد سرانه یا توزیع نامناسب درآمد- بالا است، مخارج خانواده‌ها روی توسعه انسانی محدود و پایین خواهد بود. مطالعات نشان می‌دهند به‌طورکلی، فقر با رشد اقتصادی کاهش می‌یابد؛ این کاهش فقر روی سطوحی از توسعه انسانی تاثیرگذار خواهد بود.

(ب) جریان از توسعه انسانی به رشد اقتصادی- جریان دوم، جریان از توسعه انسانی به رشد اقتصادی است. توسعه انسانی می‌تواند به افزایش درآمد ملی کمک کند. افراد جامعه اگر سالم‌تر، باسوادتر و دارای تغذیه بهتر باشند بیشتر در فعالیت‌های اقتصادی شرکت می‌کنند. سطح توسعه انسانی بالاتر، علاوه بر افزایش توسعه انسانی، قابلیت افراد را هم افزایش می‌دهد؛ افزایش قابلیت افراد باعث افزایش فعالیت و بهره‌وری بالاتر آن‌ها می‌شود. بهداشت و آموزش جمعیت از عوامل تعیین کننده رشد و تولید است. به‌ویژه، (الف) بهداشت، آموزش ابتدایی و متوسطه و بهبود در تغذیه، بهره‌وری کارگران روستایی و شهری را افزایش می‌دهند؛ (ب) آموزش متوسطه از جمله فنی و حرفه‌ای، دست‌یابی به مهارت‌ها و ظرفیت‌های مدیریتی را تسهیل می‌کنند؛ (پ) آموزش عالی با حمایت از توسعه علوم پایه، انتخاب فناوری مناسب وارداتی و انطباق آن با داخل باعث توسعه فناوری می‌شود؛ (ت) آموزش متوسطه و عالی همچنین سهم مهمی در توسعه نهادهای کلیدی از جمله، دولت، قانون وسیستم‌های مالی دارندکه عوامل ضروری رشد اقتصادی هستند. مطالعات بانک جهانی این نظر را بیشتر تقویت می‌کند که توسعه منابع انسانی تاثیر مهمی بر رشد اقتصادی دارد. مطالعات تجربی به تأثیر مثبت آموزش بر بهره‌وری نیروی کار و نوآوری و بهبود فناوری و همچنین اثر بهداشت و سلامتی و تغذیه مناسب بر روی بهره‌وری و درآمد

نیروی کار اشاره دارند. آموزش بیشتر، فرصت‌های بیشتر می‌آفریند و در نتیجه، افراد دارای آموزش بالاتر، می‌توانند به طور کاراتر و مؤثرتر فعالیت کنند. هم‌چنین باید در نظر داشت که پیشرفت فنی به میزان تحقیق و توسعه بستگی دارد و تحقیق و توسعه هم به توسعه انسانی وابسته است. افزایش قابلیت‌ها و کارکردهای افراد باعث افزایش مزیت‌های نسبی در اقتصاد می‌شود و کارایی بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد. بنابراین، در معنای گسترده‌تر، توسعه انسانی با سرمایه انسانی همراه می‌شود و بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. هر یک از اجزای توسعه انسانی به طریقی جداگانه بر رشد اقتصادی مؤثر است.

با توجه به دو جریان مذکور، عملکرد کشورها در ارتباط با رشد اقتصادی و توسعه انسانی را می‌توان در چهار دسته قرار داد: (۱) توسعه انسانی پایین و رشد اقتصادی کم (چرخه معیوب[1])، (۲) توسعه انسانی بالا و رشد اقتصادی زیاد (چرخه خوب و کامل[2])، (۳) توسعه انسانی بالا و رشد اقتصادی کم (توسعه انسانی نامتوازن[3])، (٤) توسعه انسانی پایین و رشد اقتصادی زیاد (رشد اقتصادی نامتوازن[4])در چرخه کامل، توسعه انسانی بالا افزایش رشد را در پی دارد که به نوبه خود باعث بالا رفتن توسعه انسانی می‌شود.در چرخه معیوب، توسعه انسانی ضعیف باعث کاهش رشد می‌شود. این وضع به نوبه خود باعث کاهش در توسعه انسانی می‌شود .

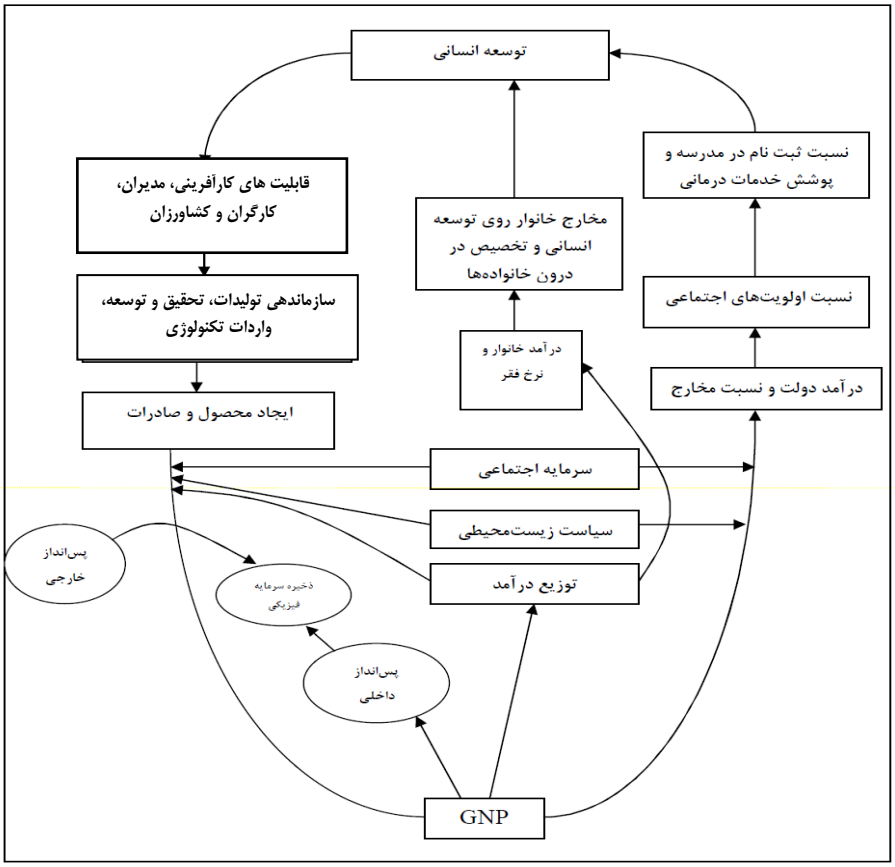
در هر دو حالت اول، رابطه‌ای قوی و مستقیم بین رشد اقتصادی و توسعه انسانی وجود دارد. در دو حالت آخر، ارتباط ضعیفی بین این دو متغیر وجود دارد: از یک طرف، توسعه انسانی بالا ممکن است رشد اقتصادی مطلوب را ایجاد نکند، که ممکن است ناشی از کمبود منابع به‌دلیل نرخ پایین سرمایه‌گذاری باشد. از طرف دیگر، رشد اقتصادی بالا ممکن است موجب بالا رفتن توسعه انسانی نشود، که می‌تواند به‌خاطر کمبود سرمایه اجتماعی باشد. این موارد حالت‌های ناپایدار هستند. در هر دو حالت اخیر، یکی از عوامل نقش ترمز را ایفا می‌کند و منجر به ایجاد چرخه معیوب می‌شود.

۱-۱ رابطه بین توسعه انسانی و پایداری

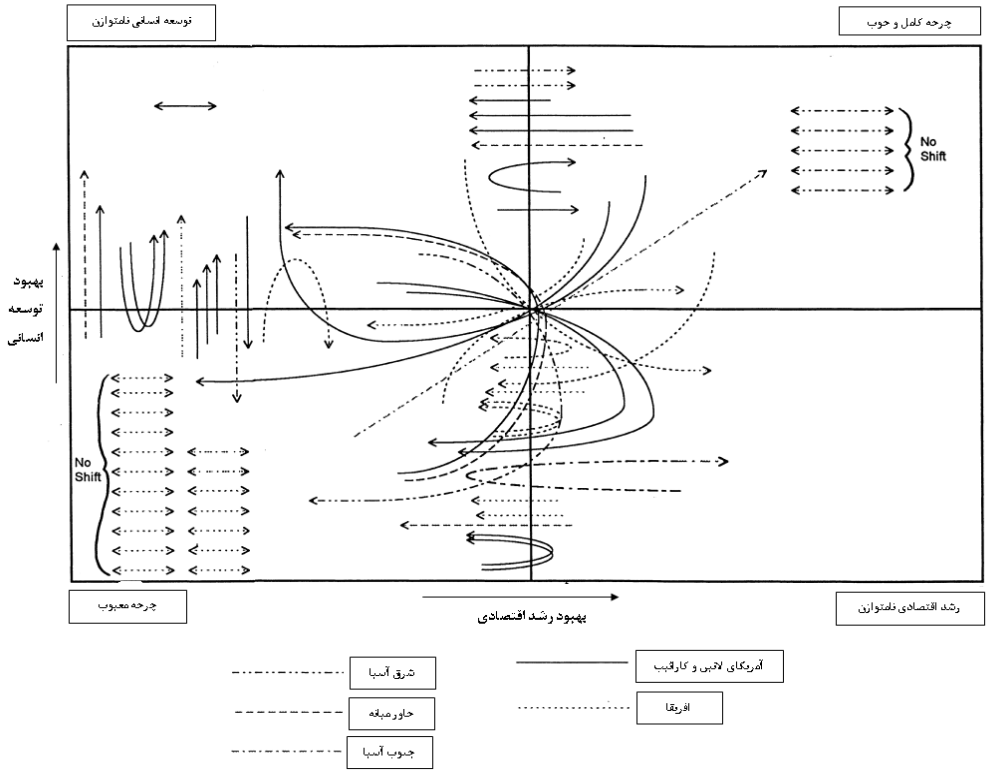
توسعه اقتصادی به‌عنوان پدیده‌ای پویا، فرایند بهبود کیفیت زندگی انسان‌ها است. امروزه، بهداشت و آموزش و پرورش- که مولفه‌های اصلی توسعه انسانی‌اند- همراه با مقوله‌های محیط‌زیست به‌عنوان بخش‌های نرم افزاری رشد و توسعه، در کانون توجه قرار گرفته‌اند. انسان نیازمند توسعه‌ای است که هم مردم‌مدار یعنی معطوف به بهبود شرایط انسانی باشد و هم به حفاظت از محیط‌زیست توجه کند. هدف اصلی از توسعه انسانی ایجاد محیطی است که در آن مردم بتوانند توانایی‌های خود را گسترش دهند و برای نسل‌های حاضر و نیز برای نسل‌های آینده فرصت‌های وسیع‌تری فراهم کنند. رویکرد توسعه انسانی به‌طور فزاینده‌ای بر جنبه‌هایی از محیط‌زیست تمرکز کرده است و به‌عنوان فرآیندی مشارکتی و پویا، منطبق بر مفهوم توسعه پایدار گزارش براتلند است. معنی واژه "توانایی" در این عبارت مرتبط با مفهوم رویکرد توسعه انسانی است (Costantini & Monni ,2008).

پس، توسعه پایدار توسعه‌ای است که به نیازهای کنونی پاسخ می‌گوید بدون آن‌که موجب از بین رفتن توانایی نسل‌های آینده در پاسخ‌گویی به نیازهای‌شان شود (فطرس، ۱۳۷۵). توسعه پایدار به‌جای آن‌که پایداری را به حفاظت از بیوسفر یا اکوسیستم و نظام‌های طبیعی محدود کند، به‌این تعبیر هم هست که فعالیت‌های اقتصادی می‌توانند جوابگو و ارضاءکننده نیازهای انسان باشد. همچنین، هیچ پیش فرضی علیه مطلوب بودن و امکان‌پذیری رشد اقتصادی ارائه نشد. برعکس، از رشد و توسعه اقتصادی استقبال شد. زیرا، مشکلات فقر و توسعه نیافتگی را نمی‌توان حل کرد، مگر آن‌که دوره‌ای از رشد تجربه شود که در آن کشورهای در حال توسعه نقش بزرگ‌تری به عهده داشته و منافع بیشتری به دست آورند (WCED, 1987).

1. Vicious Cycle
2. Virtuous Cycle
3. Human Development Lopsided
4. Economic Growth Lopsided



شکل (۱): چرخه توسعه انسانی– رشد اقتصادی، منبع: **Ranis et al. (2000)**



شکل (۲): رابطه بین توسعه انسانی و رشد اقتصادی و تغییرات آنها ، منبع: **Ranis et al. (2000)**

ارتباط بین بهبود کیفیت زندگی انسان و استفاده از محیط-زیست در قالب منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بررسی می‌شود. فرضیه‌ی "منحنی زیست‌محیطی کوزنتس" در اوایل دهه ۱۹۹۰ شکل گرفت[۱] (فطرس وهمکاران،(۱) ۱۳۸۹). محور افقی این منحنی، درآمد سرانه و محور عمودی آن میزان تخریب محیط-زیست را نشان می‌دهد. الگوی مورد استفاده در اکثر مطالعات انجام شده، برای تعیین رابطه میان تخریب محیط‌زیست و درآمد به صورت زیر است:

$$E_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \beta_3 X_i^3 + \beta_4 Z_i + e_i$$

که در آن E_i نشان دهنده سطح کلی از فشار بر محیط-زیست، X_i درآمد سرانه و Z_i متغیرهای دیگر را نشان می‌دهد[۲]. برای رابطه بالا نقطه‌ی بازگشت درآمدی در $X = \frac{-\beta_1}{2\beta_2}$ حاصل می‌شود. در سطوح پایین توسعه، هم مقدار و هم شدت تخریب زیست‌محیطی به اثرات فعالیت اقتصادی مداوم بر منابع طبیعی و همچنین مقادیر ضایعات تجزیه‌پذیر محدود می‌شود. در سطوح بالاتر توسعه، تغییرات ساختاری به سمت صنایع و خدمات مبتنی بر اطلاعات، فناوری‌های کارآمدتر و در نتیجه افزایش تقاضا برای کیفیت محیط‌زیست، زمینه کاهش مداوم در تخریب محیط‌زیست را فراهم می‌کند (Panayotou, 2003).

۲- مطالعات تجربی

مطالعات انجام شده پیرامون نقش انسان در رشد و توسعه اقتصادی به شروع علم اقتصاد و دیدگاه آدام اسمیت بر می‌گردد. در نظریات اقتصاددانان کلاسیک، انسان به‌عنوان یکی از نهاده‌های تولید در چرخه تولید کالاها و خدمات مورد توجه بود. شولتز[۳] در سال ۱۹۶۱ این نظریه را به‌صورت جدیدی مطرح کرد. وی این فرضیه را عنوان کرد که کلید توسعه‌ی اقتصادی خود انسان است و نه منابع مادی . وی به این نتیجه رسید که بیست تا چهل درصد رشد ملی ایالات متحده در طی سال‌های ۱۹۲۹ تا ۱۹۵۶ آمریکا به آموزش مربوط بوده است. شولتز موفقیت‌های ژاپن را در تولیدات کشاورزی در بین سال‌های ۱۸۷۵ تا۱۹۱۰ و نیز بازسازی سریع آلمان پس از جنگ جهانی دوم را به دلیل استقرار یک نظام آموزش فراگیر و جامع در ژاپن و آلمان می‌داند.

رانیز[۴]، استوارت[۵] و رامیرز[۶] (۲۰۰۰) به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توسعه انسانی برای ۷۶ کشور منتخب در بازه زمانی ۱۹۹۲-۱۹۷۰ و با روش OLS پرداختند. شواهد به دست آمده حاکی از آن است که تمرکز بر توسعه انسانی باید در شروع هر برنامه بهسازی مد نظر قرار گیرد؛ چرا که رشد اقتصادی، بدون بهبود در توسعه انسانی استمرار نمی یابد.

نومر[۷] (۲۰۰۱) به بررسی شاخص توسعه انسانی و پایداری در ۱۵۵ کشور منتخب پرداخت؛ وی از HDI برای اندازه‌گیری توسعه انسانی و از شاخص پس‌انداز حقیقی[۸] برای پایداری استفاده کرد. نومر نشان داد که سطحی پایین از شاخص توسعه انسانی، باعث کاهش سطح پایداری می‌شود.

لین[۹] (۲۰۰۳) به بررسی تاثیر آموزش و پرورش و نقش پیشرفت‌های فنی روی رشد اقتصادی در تایوان در بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۵ پرداخت. نتایج بررسی وی نشان داد که آموزش و پرورش تاثیری مثبت و قابل توجه در رشد اقتصادی تایوان داشته‌است، اما نقش پیشرفت‌های فنی در رشد اقتصادی مهم به نظر نرسیده بود.

کستانتینی و مونی[۱۰] (۲۰۰۸)، ارتباط علّی بین محیط-زیست، توسعه انسانی و رشد اقتصادی را برای کشورهای منتخب در بازه زمانی ۲۰۰۳-۱۹۷۰ بررسی کردند. نتایج

---

۱. "منحنی زیست‌محیطی کوزنتس" نام خود را از مطالعه گسترده و تجربی سیمون کوزنتس در باره رشد اقتصادی که یکی از یافته‌های اصلی و بسیار مشهورشده آن مربوط به تاثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد است اخذ کرده است. سیمون کوزنتس رابطه بین محصول ناخالص ملی سرانه و نابرابری در توزیع درآمد را به شکل U واژگون معرفی می‌کند.

۲. اگر $\beta_1 > 0$ و $\beta_2 < 0$ و $\beta_3 = 0$ باشد یک رابطه‌یU معکوس میان E و X وجود دارد که همان منحنی زیست محیطی کوزنتس است. اگر $\beta_1 < 0$ و $\beta_2 > 0$ و $\beta_3 = 0$ باشد یک رابطه‌ی U شکل میان E و X وجود دارد. اگر $\beta_1 > 0$ و $\beta_2 < 0$ و $\beta_3 > 0$ باشد یک رابطه‌ی N شکل میان E و X وجود دارد. اگر $\beta_1 < 0$ و $\beta_2 > 0$ و $\beta_3 < 0$ باشد یک رابطه‌ی N برعکس میان E و X وجود دارد.

3. Schultz (1961)
4. Ranis (2000)
5. Stewart (2000)
6. Stewart (2000)
7. Stewart (2000)
8. Genuine Saving(GS)
9. Lin (2003)
10. Costantini & Monni (2008)

بررسی نشان داد که رابطه بین توسعه انسانی و رشد اقتصادی مثبت، اما رابطه بین منابع طبیعی و رشد اقتصادی منفی بوده است. سپس، توسعه انسانی و پایداری را در قالب منحنی زیست محیطی کوزنتس بررسی کردند و نشان دادند بین ناپایداری و توسعه انسانی یک رابطه U واژگون برقرار است.

گورلوک[1] (۲۰۰۸) ارتباط بین GDP سرانه و شاخص توسعه انسانی تعدیل شده با مصرف بیولوژیکی اکسیژن در کشورهای حوزه دریایی مدیترانه را بررسی کرد و نشان داد که رابطه‌ای غیرخطی بین شاخص‌های درآمد سرانه، توسعه انسانی تعدیل‌شده و مصرف بیولوژیکی اکسیژن وجود دارد.

ماخرجی و چاکرابورتی[2] (۲۰۰۷) به بررسی ارتباط بین محیط‌زیست، توسعه انسانی و رشد اقتصادی برای ۱٤ ایالت هندوستان در دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۰٤ پرداختند. ایشان از شاخص عملکرد زیست‌محیطی(EPI)[3]- که محکی است مستخرج ازروشی برای کمی و عددی کردن عملکرد سیاستهای زیست‌محیطی یک کشور- برای بررسی کیفیت محیط‌زیست، از HDI برای توسعه انسانی و از GDP سرانه برای رشد اقتصادی استفاده کردند. نتایج بررسی نشان دادند که رابطه N واژگونی میان شاخص توسعه انسانی و کیفیت محیط‌زیست برقرار است و پایداری و رفاه انسان مکمل یکدیگرند. در ادامه، برخی از مطالعات داخلی به اجمال مورد اشاره قرار می‌گیرند.

شرزه ای و محقق(۱۳۹۰) کوشیده‌اند در قالب چند الگوی رگرسیونی و در سطح بین المللی، تفاوت دو رویکرد پایداری ضعیف و پایداری قوی یعنی امکان یا عدم امکان جانشینی سرمایه فیزیکی به جای سرمایه طبیعی را به‌طور تجربی تحلیل و بررسی کنند. بنابر نتایج مطالعه ایشان سرمایه طبیعی نقشی مستقیم، مثبت و مستقل در توضیح‌دهندگی شاخص‌های توسعه پایدار دارد و افزودن شاخص‌های سرمایه فیزیکی، انسانی و اجتماعی، معناداری ضریب سرمایه طبیعی را برهم نزده‌است. بنابراین، طبق فرض الگوی پایداری قوی، انواع دیگر سرمایه جانشین سرمایه طبیعی نمی‌شوند.

ملکی و حسین زاده دلیر(۱۳۹۰) با شناسایی پایداری و ناپایداری نواحی شهر ایلام و نقاط قوت و ضعف این نواحی با استفاده از شاخص های توسعه ی پایدار، ترکیبی از روش های تحلیلی و موردی- زمینه ای استفاده کرده‌اند. برای تجزیه و تحلیل داده ها از روش تحلیل عاملی، شاخص ترکیبی توسعه ی انسانی (HDI) و ضریب پراکندگی استفاده شده است. جامعه ی آماری شامل نواحی ١٤ گانه ی شهر ایلام بوده‌است. نتایج نشان می دهد که از میان ١٤ ناحیه ی شهری، یک ناحیه ی پایدار، با شاخص ترکیبی توسعه ی انسانی و با ضریب ۰/۷۲ ، سه ناحیه ی نیمه پایدار و ۱۰ ناحیه ی دیگر ناپایدار بوده اند.

پوراصغرسنگاچی و همکاران(۱۳۹۰) تصدیق می‌کنند که شاخص‌های پایداری، به‌ویژه زمانی که به صورت ترکیبی استفاده می شوند، ابزارهای ارزشمندی برای ارزیابی عملکرد کشورها و مقایسه آن‌ها در زمینه توسعه پایدار قلمداد می‌شوند. براین اساس در مقاله خود، ابتدا شاخص های توسعه پایدار و برخی از مهمترین مدل ها و روش‌های سنجش آن‌ها رامعرفی می‌کنند. سپس، با استفاده از روشی تحلیلی- تطبیقی و با استفاده از اطلاعات ۱۳۰ کشور، رابطه هرکدام از روش‌های اندازه‌گیری که در قالب شاخص‌های ترکیبی ارائه شده‌اند را با استفاده از ضرایب همبستگی بین هر کدام از روش‌ها با استفاده از نرم افزار SPSS تعیین و مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند و نقاط اشتراک و تفاوت‌های آن‌ها را مشخص کردند.

بهبودی و همکاران (۱۳۸۹) به برآورد یک مدل EKC تعدیل یافته که در آن، به جای مفاهیم رشد اقتصادی و محیط زیست از معیارهای توسعه و پایداری استفاده شده، پرداختند. به طوری که معیار ناپایداری، مقدار منفی شاخص پس انداز خالص تعدیل شده و معیار توسعه ، شاخص توسعه انسانی در نظر گرفته شده است. جامعه آماری ۲۰ کشور صادر کننده نفت و دوره بررسی ۲۰۰٦-۱۹۹۰ بوده‌است. برای برآورد از روش داده های پانلی استفاده شده است. در تصریح مدل، متغیرهای وفور منابع، تولیدات کارخانه‌ای و نیز متغیرهای نهادی حاکمیت قانون و اثربخشی دولت به عنوان متغیرهای کنترل مورد استفاده قرارگرفتند. نتایج تخمین، وجود رابطه‌ی U وارون بین توسعه انسانی و ناپایداری منابع را در این گروه از

1. Gurluk (2008)
2. Mukherjee & Chakraborty (2007)
3. Environmental Performance Index (EPI)

کشورها تایید کرد.

سرایی و زارعی فرشاد (۱۳۸۸) با استفاده از جای پای بوم شناختی[1]، منابع بوم شناختی ایران را از انقلاب اسلامی تا سال ۱۳۸۰ بررسی کرده‌اند. با بررسی آمارهای ارائه شده، در این پژوهش مشخص شد که در ایران از منابع اکولوژیک به‌صورت ناپایدار استفاده شده است[2].

مطالعات داخلی در زمینه های بیش و کم مرتبط با جنبه‌هایی از موضوع این مطالعه سابقه‌ای نسبتا طولانی دارند. از دیگر مطالعات می‌توان به لطفعلی پور و همکاران(۱۳۹۰)، فطرس و همکاران (۱۳۸۹)، ولی‌بیگی و پناهی(۱۳۸۹)، فطرس و همکاران (۱۳۸۹)، نصراللهی و گولک(۱۳۸۸)، چینی پرداز و همکاران(۱۳۸۵) و نوربخش(۱۹۹۸) اشاره کرد.

۳- معرفی الگو و داده‌ها

بنابرآنچه بیان شد، توسعه انسانی علاوه بر تاثیری که به‌طور مستقیم بر رشد اقتصادی و سطح پایداری می‌گذارد، می‌تواند غیرمستقیم روی رشد اقتصادی تاثیربگذارد. در این بخش به معرفی الگوهای مورد نظر جهت بررسی تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده روی رشد اقتصادی و پایداری می‌پردازیم. بدین منظور ابتدا شاخص پس‌انداز واقعی و شاخص توسعه انسانی تعدیل شده را معرفی می‌کنیم. در ادامه، الگوهای مورد نظر ارائه می‌شوند.

۳-۱- شاخص پس‌انداز واقعی[3]

اصطلاح پس‌انداز واقعی(GS) را نخستین‌بار هامیلتون[4] ابداع و رایج کرد تا این موضوع را منعکس کند که پس‌انداز می‌باید شامل همه اشکال سرمایه مطلوبیت‌زا از جمله سرمایه طبیعی باشد (Dietz & Neumayer, 2004). مفهوم GS را پیرس و اتکینسون (Pearce & Atkinson, 1993) مطرح کردندکه اکنون یکی از سنجه‌های عمده مطالعه توسعه پایدار است. داده‌های پایه‌ای آنرا بانک جهانی فراهم می‌کند که شاخص پس‌انداز واقعی را برای اندازه‌گیری پایداری معرفی کرده است (Hamilton, 2005). پس‌انداز واقعی، با افزودن سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، وسپس کسر کاهش منابع طبیعی و خسارت ناشی از آلودگی از پس‌انداز به دست می‌آید. محاسبه پس‌انداز واقعی می‌تواند برای ارزیابی رشد اقتصادی، بهره‌وری در استخراج، رفاه مردم، توسعه اقتصادی پایدار بلندمدت و برای اندازه‌گیری پایداری از توسعه اقتصادی مورد استفاده قرار گیرد. بانک جهانی مقدار پس‌انداز واقعی را برای کشورها به صورت زیر محاسبه کرده است:

پس‌انداز واقعی= (پس انداز ناخالص ملی)+ (هزینه آموزش و پرورش)- (مصرف سرمایه ثابت)- (استخراج(تخلیه) منابع انرژی) – (استخراج(تخلیه) معادن) – (خالص کاهش جنگل) – (خسارت‌های ناشی از آلودگی‌ها شامل انتشار دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق در هوا).

پس‌انداز واقعی به‌عنوان تفسیری از مقدار پایداری تلقی می‌شود. اگر GS>0 باشد، توسعه پایدار است. یعنی، پایداری برقرار است. اگر GS=0 باشد، حداقل سطح توسعه پایدار وجود دارد. اگر GS<0 باشد توسعه ناپایدار برقرار است.

۳-۲- شاخص توسعه انسانی تعدیل شده[5]

این شاخص، میانگین ساده‌ای از دو شاخص امیدِ به زندگی در آغاز تولد و آموزش و پرورش است. شاخص توسعه انسانی علاوه بر دو بعد بالا، درآمد سرانه را هم شامل می‌شود. علت استفاده از این شاخص، جلوگیری از محاسبه مجدد GDP در الگوها می‌باشد؛ زیرا GDP که در شاخص توسعه انسانی وجود دارد در سایر قسمت‌های الگو هم وجود دارد. بدین سبب، از HDIM استفاده می‌شود تا از دوباره شماری جلوگیری شود.

HDIM به صورت زیر تعریف می‌شود:

1. Ecological Footprint

۲. "جای پای بوم شناختی کیفیت نیازهای یک گروه انسانی را که با مقدار مشخصی از سطح زمین و آب، به تولید منابع مصرفی و دفع مواد زائد حاصل از زندگی خود اقدام می کند، اندازه گیری می نماید- جای پای بوم شناختی، مقایسه جامعی از تقاضا و مقدار عرضه منابع طبیعی ارائه می دهد. در ارزیابی های جای پای بوم شناختی، جای پای بوم شناختی واقعی یک منطقه(مانند: شهر، کشور و غیره) با جای پای بوم شناختی بالقوه‌ای که برای پایداری آن منطقه مورد نیاز خواهد بود، سنجیده می‌شود. مدیریت منابع طبیعی به توانایی و سرعت تجدید آن منابع در راستای توسعه پایدار مربوط می شود." (سرایی و زارعی فرشاد ، ۱۳۹۰، ص ۹۷).

3. Genuine Saving (GS)

4. Hamilton (1994)

5. Modified Human Development Index (HDIM)

HDIM= $\frac{1}{2}$ (شاخص آموزش و پرورش + شاخص امید به زندگی)

شاخص امید به زندگی= $\frac{x_1-25}{85-25}$

شاخص آموزش و پرورش= $\frac{2}{3}\left[\frac{x_2-0}{100-0}\right]+\frac{1}{3}\left[\frac{1}{3}\sum\frac{x_3-0}{100-0}\right]$

x_1 میزان امید به زندگی(به سال‌ها)، x_2 نرخ باسوادی بزرگسالان(تعداد جمعیت بالای ۱۵ سال سن) و x_3 نسبت ثبت نام ناخالص در دوره‌های ابتدایی، متوسطه و آموزش عالی است.

۳-۳- معادله رشد اقتصادی

الگوی مورد استفاده در بررسی رابطه بین توسعه انسانی تعدیل شده و رشد اقتصادی، مبتنی بر چارچوب الگوهای جدید رشد و توسعه انسانی است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$g_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GDP_T + \alpha_2 HDIM_t + \alpha_3 NR_t + \alpha_4 INST_t + \alpha_5 COND_t + e_t \quad (۱)$$

که در آن، g_t نرخ رشد GDP واقعی سرانه، $\ln GDP_T$ لگاریتم طبیعی GDP واقعی سرانه در ابتدای دوره است؛ $HDIM_t$ شاخص توسعه انسانی تعدیل شده است. NR_t موجودی منابع طبیعی است که عبارت است از مجموع درآمد منابع طبیعی (درآمدهای حاصل از زغال سنگ، جنگل، گاز طبیعی و نفت) به‌صورت درصدی از GDP. $INST_t$ کیفیت نهادها[1]؛ میانگین شش شاخص، کنترل فساد[2]، کارآیی دولت[3]، ثبات سیاسی[4]، حاکمیت قانون[5]، کیفیت قوانین[6] و حق اظهار نظر و پاسخ‌گویی[7] می‌باشد. $COND_t$ سایر متغیرهای توضیحی می‌باشد که شامل INV سرمایه‌گذاری، FDI سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، INF نرخ تورم و GNI ضریب جینی است. داده‌های الگو از سایت بانک جهانی (WDI) و گزارش‌های سالیانه سازمان ملل متحد گرفته شده است.

1. Quality of Institutions
2. Control of Corruption
3. Government Effectiveness
4. Political Stability
5. Rule of Law
6. Regulatory Quality
7. Voice and Accountability

۳-۴- معادله کیفیت نهادها

الگوی مورد استفاده در بررسی رابطه بین توسعه انسانی تعدیل شده و کیفیت نهادها، به صورت معادله (۲) تعریف می‌شود:

$$INST_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln GDP_T + \gamma_2 HDIM_t + \gamma_3 NR_t + \gamma_4 COND_t + \square_t \quad (۲)$$

معادله (۲) الگوی کیفیت نهادها است که کیفیت نهادها را به‌صورت متغیر درون‌زا در نظر می‌گیرد.

۳-۵- معادله توسعه انسانی تعدیل شده

در بخش ادبیات موضوع بیان شد که بین رشد اقتصادی و توسعه انسانی رابطه‌ای دو سویه وجود دارد. یعنی، جریانی از توسعه انسانی به رشد اقتصادی که معادله (۱) بیانگر این جریان است و یک جریان از رشد اقتصادی به توسعه انسانی که معادله (۳) این جریان را بازگو می‌کند.

$$HDIM_t = \delta_0 + \delta_1 \ln GDP_T + \delta_2 g_t + \delta_3 COND_t + \mu_t \quad (۳)$$

g_t : نرخ رشد GDP واقعی سرانه است و $COND_t$: سایر متغیرهای توضیحی می‌باشد.

۳-۶- معادله پایداری

برای بررسی تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر پایداری در قالب منحنی زیست‌محیطی کوزنتس(EKC)، در رابطه مذکور، بجای درآمد سرانه از شاخص توسعه انسانی تعدیل شده (HDIM) و بجای انتشار دی‌اکسیدکربن (آلودگی) از شاخص پس‌انداز واقعی (GS) با علامت منفی که نشان دهنده سطح غیر پایدار است استفاده می‌شود. علامت منفی به‌این دلیل به‌کار می‌رود که ارتباط منطقی مندرج در منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بین متغیرها حفظ شود. بنابراین، الگو به صورت زیر تبیین می‌شود:

$$GS_t = \beta_0 + \beta_1 HDIM_t + \beta_2 HDIM_t^2 + \beta_3 HDIM_t^3 + \beta_4 COND_t + \varepsilon_t \quad (۴)$$

GS_t شاخص پس‌انداز حقیقی و متغیر وابسته است، علامت منفی سطح ناپایداری را نشان می‌دهد. $COND_t$ سایر متغیرهای توضیحی است که شامل $\ln TRADE_t$ لگاریتم متغیر

باز بودن اقتصاد است که به صورت مجموع صادرات و واردات به عنوان درصدی از GDP است. $\ln U_t$ لگاریتم متغیر شهرنشینی می‌باشد.

برای بررسی رشد اقتصادی، توسعه انسانی و پایداری لازم است که چهار معادله فوق به‌طور همزمان برآورد شوند. مدل مورد استفاده در این بخش، سیستم معادلات همزمان متشکل از چهار معادله است که به روش سیستمی برآورد می‌شوند. روش‌های سیستمی، پارامترهای ساختاری یک الگو را به گونه‌ای برآورد می‌کنند که تمام معادلات مدل به‌طور همزمان در نظر قرارگیرند. بر این اساس، چون تمام اطلاعات موجود در معادلات، مثل ارتباط بین جملات خطای معادلات در نظر گرفته می‌شوند، کارآیی برآورد کننده‌ها نسبت به روش‌های تک معادله‌ای بیشتر است (صدیقی و دیگران،۱۳۸٦). روش مناسب‌تر برآورد سیستمی نیز روش 3SLS است.

٤- برآورد الگو و نتایج برآورد

برای بررسی تاثیر همزمان توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی و پایداری با استفاده از سیستم معادلات همزمان و روش 3SLS با به‌کارگیری داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ چهار معادله برآورد و مورد آزمون قرار می‌گیرند. در سیستم معادلات همزمان جهت بررسی قدرت توضیح دهندگی مدل و بنابراین خوبی برازش معادلات (قدرت شبیه سازی درون نمونه‌ای مدل) نمی‌توان به اماره R2 استناد کرد (کریم‌کشته و دیگران، ۱۳۸٤). در این شرایط از شاخص‌های دیگری نظیر ضریب همبستگی خطی ساده بین مقادیر تاریخی و شبیه‌سازی شده، ریشه میانگین مربعات خطا[1]، شاخص تایل[2] و آماره کارتر- نیگر[3] (R^2_{CN}) استفاده می‌شود. این آماره برای معادله به‌صورت $R^2_{CN} = \left[1 - \frac{MSE}{\delta^2_Y}\right]$ تعریف می‌شود که در آن MSE میانگین مربعات خطا و δ^2_Y واریانس متغیر وابسته است و هنگام مقایسه، همانند R2 تحلیل می‌شود. پس، برای بررسی خوبی برازش از آماره R^2_{CN} استفاده می‌شود. برای برآورد الگوها در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ برای ۵۸ کشور، در سه گروه به روش 3SLS ، ابتدا میانگین داده‌های هر متغیر در دوره زمانی مورد نظر برای هر کشور محاسبه و در ادامه به عنوان داده‌های متغیر برای هر کشور وارد الگو می‌شوند.

٤-۱- تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی و پایداری در کشورهای با درآمد سرانه بالا

معادلات (۱) تا (٤) مطرح شده در بالا با استفاده از روش 3SLS برای کشورهای با درآمد سرانه بالا برآورد شده‌اند. جدول (۱) نتایج برآورد برای کشورهای با درآمد سرانه بالا را خلاصه کرده است

نتایج برآورد الگو به روش 3SLS برای کشورهای با درآمد سرانه بالا حاکی از آن است که:

در معادله رشد اقتصادی، علامت ضریب تولید ناخالص سرانه اولیه منفی است که فرضیه هم‌گرایی شرطی را تائید می‌کند. بدین معنی که بالا بودن میزان رشد آغازین با رشد اقتصادی رابطه معکوس دارد؛ به عبارت دیگر، در میزان های رشد اولیه پایین امکان تجربه میزان‌های رشد بالاتر فراهم‌تر است.

1. Root of Mean Square Error (RMSE)
2. Theil Inequality Coefficient
3. Cartre- Nager

جدول (۱): نتایج برآورد الگو برای کشورهای با درآمد سرانه بالا

متغیرها	g	-GS	INST	HDIM
C	۱۴/۶۳*	۵۰۳/۸	-۹/۴***	۰/۹۲*
	(۶/۵)	(۰/۸۱)	(-۱/۷۴)	(۳/۹۳)
LnY	-۰/۳۳***		۰/۱۳	-۰/۰۰۰۸
	(-۱/۸۳)		(۱/۳)	(-۰/۲۸)
HDIM	۱۲/۴*	-۱۷۷۲/۲۱**	۱۰/۵۲**	
	(۴/۸۱)	(-۲/۸۳)	(۲/۷۷)	
HDIM2		۲۰۵۵/۶**		
		(۲/۸۶)		
HDIM3		-۷۸۶/۶**		
		(-۲/۸۹)		
INST	۰/۳۵**			۰/۰۹***
	(۲/۳)			(۱/۸۳)
NR	۰/۰۳۴*		۰/۰۸۲	
	(۳/۴۴)		(۱/۳)	
INV	۰/۱۴*		۰/۰۲۹	۰/۰۰۵*
	(۵/۲۷)		(۰/۸)	(۴/۰۳)
FDI	-۰/۱***			
	(-۱/۹)			
INF	-۰/۰۵**		۰/۰۰۷	-۰/۰۰۴**
	(-۲/۶)		(۰/۱۲)	(-۲/۷۴)
GNI	۰/۷۱*			۰/۰۳۴*
	(۵/۹۵)			(۴/۷۶)
TR		۰/۲۸*		
		(۴/۴)		
U		-۰/۴۴		
		(-۱/۰۵)		
g				۰/۰۴۷*
				(۵/۸۳)
D-W	۱/۷۱	۲/۱۹	۱/۶۵	۲/۲
R2CN	۰/۹۹	۰/۵۱	۰/۴۷	۰/۸۱

اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهند.

* معنی‌دار در سطح ۹۹٪ ** معنی‌دار در سطح ۹۵٪ *** معنی‌دار در سطح ۹۰٪

منبع: محاسبات تحقیق

از سوی‌دیگر، همانگونه که از دیدگاه نظری انتظار داریم (۱)اثر توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است، (۲)تاثیر کیفیت نهادها بر رشد اقتصادی مثبت است، (۳)اثر موجودی منابع طبیعی بر رشد اقتصادی مثبت است، (۴)تاثیر سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی مثبت، (۵) اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی منفی و(۶) تاثیر ضریب جینی بر رشد اقتصادی مثبت می‌باشند. در معادله EKC تعدیل شده، ضریب شاخص توسعه انسانی تعدیل شده منفی، ضریب مجذور شاخص توسعه انسانی تعدیل مثبت و ضریب توان سوم منفی است که براساس ضابطه ریاضی معادله درجه سوم[۱] (یعنی، اگر $\beta_1 < 0$ و $\beta_2 > 0$ و $\beta_3 < 0$ باشد یک رابطه‌ی N

۱. توضح منحنی زیست‌محیطی کوزنتس ،ص۴۰.

برعکس میان E و X وجود دارد) نشان دهنده یک رابطه‌ی N واژگون بین ناپایداری و شاخص توسعه انسانی تعدیل شده است. تاثیر درجه باز بودن اقتصاد بر ناپایداری مثبت است.

در معادله کیفیت نهادها، تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر کیفیت نهادها مثبت است که منطبق بر انتظار نظری است. تاثیر موجودی منابع طبیعی و سرمایه‌گذاری و نرخ تورم بر کیفیت نهادها مثبت، ولی از نظر آماری معنی‌دار نیستند.

در معادله شاخص توسعه انسانی تعدیل شده، همانگونه که از دیدگاه نظری انتظار داریم، تاثیر کیفیت نهادها بر توسعه انسانی تعدیل شده مثبت، تاثیر سرمایه‌گذاری بر توسعه انسانی تعدیل شده مثبت، اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی منفی، اثر ضریب جینی بر شاخص توسعه انسانی تعدیل شده مثبت و تاثیر متغیر رشد اقتصادی بر شاخص توسعه انسانی تعدیل شده مثبت می‌باشد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از جدول (۱) می‌توان گفت که در کشورهای توسعه یافته تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی مثبت و همچنین با افزایش توسعه انسانی تعدیل شده سطح پایداری افزایش می‌یابد که این امر باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

٤-۲- تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی و پایداری در کشورهای با درآمد سرانه متوسط

معادلات (۱) تا (٤) مطرح شده در بالا با استفاده از روش 3SLS برای کشورهای با درآمد سرانه متوسط برآورد شده‌اند. نتایج برآورد در جدول (۲) آورده شده است.

نتایج برآورد الگو به روش 3SLS برای کشورهای با درآمد سرانه متوسط حاکی از آن است که:

در معادله رشد اقتصادی، علامت ضریب تولید ناخالص سرانه اولیه منفی است که فرضیه هم‌گرایی شرطی را تائید می‌کند. همانگونه که از دیدگاه نظری انتظار داریم، اثر توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است، تاثیر کیفیت نهادها بر رشد اقتصادی مثبت است، اثر موجودی منابع طبیعی بر رشد اقتصادی مثبت است، تاثیر سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی مثبت است ولی معنی‌دار نیست، تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی روی رشد اقتصادی منفی است، اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی مثبت و تاثیر ضریب جینی بر رشد اقتصادی مثبت می‌باشد.

در معادله EKC تعدیل شده، ضریب شاخص توسعه انسانی تعدیل شده مثبت، ضریب مجذور شاخص توسعه انسانی تعدیل منفی و ضریب توان سوم مثبت است که نشان دهنده یک رابطه‌ی N شکل بین ناپایداری و شاخص توسعه انسانی تعدیل شده است. تاثیر درجه باز بودن اقتصاد بر ناپایداری مثبت است و اثر متغیر شهرنشینی بر ناپایداری مثبت می‌باشد.

در معادله کیفیت نهادها، تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر کیفیت نهادها مثبت است، تاثیر موجودی منابع طبیعی بر کیفیت نهادها منفی است. تاثیر سرمایه‌گذاری بر کیفیت نهادها مثبت و اثر نرخ تورم بر کیفیت نهادها منفی است.

در معادله شاخص توسعه انسانی تعدیل شده، تاثیر کیفیت نهادها بر توسعه انسانی تعدیل شده مثبت، تاثیر سرمایه‌گذاری بر توسعه انسانی تعدیل شده مثبت، اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی منفی، اثر ضریب جینی بر شاخص توسعه انسانی تعدیل شده منفی و تاثیر متغیر رشد اقتصادی بر شاخص توسعه انسانی تعدیل شده مثبت می‌باشد.

جدول (۲): نتایج برآورد الگو برای کشورهای با درامد سرانه متوسط

متغیرها	g	-GS	INST	HDIM
C	۳/۰۷ (۰/٤٥)	−۱۰٤/۸۸ (−۱/٦۱)	−۳/۱٤* (−٥/۰٤)	۰/۸۸* (٥/٤۳)
LnY	−۰/۹٦** (−۲/۱)		۰/۰۷٦ (۰/۸۱)	۰/۱۳* (۳/۲٤)
HDIM	٥/۲** (۲/٤۱)	٤٦٥/۹** (۲/٥۳)	۳/۱٥* (۳/۲٥)	
HDIM2		−۷۱۰/٥** (−۲/٥٥)		
HDIM3		۳٥۰/۹** (۲/٥۷)		
INST	۱/۸۳*** (۱/۸۹)			۰/۱٥* (۳/۲)
NR	۰/۰۳ (۱/۱۲)		−۰/۰۱ (−۱/۳)	
INV	۰/۰۲۷ (۱/۲۷)		۰/۰٤٥ (۱/٥٤)	۰/۰۳ (۱/۱٥)
FDI	−۰/۱٦ (−۰/۷۹)			
INF	−۰/۰۰۸ (−۰/۷)		−۰/۰۰۳ (−۱/٥۳)	−۰/۰۱۸ (−۰/۱)
GNI	۰/٦۹* (۳/۸۸)			−۰/۰٥ (−۱/٥٦)
TR		۰/۰۸ (۱/۲۸)		
U		۱/۱* (۳/۳)		
g				۰/۰٥۲** (۲/٥٤)
D-W	۲/٦۱	۲/۳۸	۲/۱۸	۱/۹۳
R2CN	۰/۹۹	۰/۸۱	۰/٤٦	۰/۸۰

اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهند.

* معنی‌دار در سطح ۹۹٪ ** معنی‌دار در سطح ۹٥٪ *** معنی‌دار در سطح ۹۰٪

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج به‌دست آمده از جدول (۲) می‌توان گفت که در کشورهای با درآمد سرانه متوسط تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی مثبت و همچنین با افزایش توسعه انسانی تعدیل شده سطح پایداری کاهش یافته است که این امر باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

٤-۳- تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی و پایداری در کشورهای با درآمد سرانه پایین

معادلات (۱) تا (٤) مطرح شده در بالا با استفاده از روش 3SLS برای کشورهای با درآمد سرانه پایین برآورد شده‌اند. نتایج برآورد در جدول (۳) آورده شده است.

جدول (۳): نتایج برآورد الگو برای کشورهای با درامد سرانه پایین

متغیرها	g	-GS	INST	HDIM
C	۲۰/۳٦	−۲۵/۱*	۱/۲	۰/۳۲*
	(۱/۳۸)	(−۳/۱)	(۰/۹۹)	(۳/٤)
LnY	−٤/۱		−۰/۲۳	۰/۳۳*
	(−۱/۲۱)		(−۰/۹٤)	(۳/٤)
HDIM	۵/۸۳**	۱۹۱/٤*	۰/۹۵**	
	(۲/۲۳)	(۲/۹۳)	(۲/۱۵)	
HDIM2		−٤۵۵/۷*		
		(−۲/۸)		
HDIM3		۳۹۹/۸**		
		(۲/٦۸)		
INST	۸/۳			۰/۱۳*
	(۰/۹۲)			(۱/۷۵)
NR	−۱/۲***		−۰/۰۸۹*	
	(−۱/۷)		(−۳/٦)	
INV	۰/۹**		۰/۱۲***	۰/۰٦*
	(۲/۲۱)		(۲/۰۲)	(۱/۷۸)
FDI	۱/۰٤			
	(۱/٤٦)			
INF	−۰/۰۸٤		۰/۰۱٤***	−۰/۰۰۷**
	(−۱/۲۱)		(۱/۸۱)	(−۲/٤)
متغیرها	g	-GS	INST	HDIM
GNI	۰/۷٤***			−۰/۰۱٤
	(۲/۰۳)			(−۱/٦۵)
TR		−۰/۵۹***		
		(−۱/۸)		
U		۰/۳۷		
		(۰/۹۹)		
G				۰/۰٦***
				(۱/۹۲)
D-W	۱/٦٤	۲/۰۲	۱/۲٦	۲/۰۸
R2CN	۰/۹٤	۰/۷۲	۰/۵۲	۰/۸۷

اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهند.

* معنی‌دار در سطح ۹۹٪ ** معنی‌دار در سطح ۹۵٪ *** معنی‌دار در سطح ۹۰٪

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج برآورد الگو به روش 3SLS برای کشورهای با درآمد سرانه پایین حاکی از آن است که:

در معادله رشد اقتصادی، علامت ضریب تولید ناخالص سرانه اولیه منفی است که فرضیه هم‌گرایی شرطی را تائید می‌کند. اثر توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است، تاثیر کیفیت نهادها بر رشد اقتصادی مثبت است، اثر موجودی منابع طبیعی بر رشد اقتصادی منفی است، تاثیر سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی مثبت است، تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی روی رشد اقتصادی مثبت است، اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی مثبت و تاثیر ضریب جینی بر رشد

اقتصادی مثبت می‌باشد.

در معادله EKC تعدیل شده، ضریب شاخص توسعه انسانی تعدیل شده مثبت، ضریب مجذور شاخص توسعه انسانی تعدیل شده منفی و ضریب توان سوم مثبت است که نشان دهنده یک رابطه‌ی N شکل بین ناپایداری و شاخص توسعه انسانی تعدیل شده است. تاثیر درجه باز بودن اقتصاد بر ناپایداری منفی است و اثر متغیر شهرنشینی بر ناپایداری مثبت می‌باشد.

در معادله کیفیت نهادها، تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر کیفیت نهادها منفی است، تاثیر موجودی منابع طبیعی بر کیفیت نهادها منفی است. تاثیر سرمایه‌گذاری بر کیفیت نهادها مثبت و اثر نرخ تورم بر کیفیت نهادها مثبت است.

در معادله شاخص توسعه انسانی تعدیل شده، تاثیر کیفیت نهادها بر توسعه انسانی تعدیل شده منفی، تاثیر سرمایه‌گذاری بر توسعه انسانی تعدیل شده مثبت، اثر نرخ تورم بر شاخص توسعه انسانی تعدیل شده مثبت، اثر ضریب جینی بر شاخص توسعه انسانی تعدیل شده مثبت و تاثیر متغیر رشد اقتصادی بر شاخص توسعه انسانی تعدیل شده مثبت می‌باشد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از جدول (۳) ملاحظه می‌شود که کشورهای با درآمد سرانه پایین وضعیتی مشابه کشورهای با درآمد سرانه متوسط دارند. یعنی، تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی مثبت است؛ همچنین، با افزایش توسعه انسانی تعدیل شده سطح پایداری کاهش یافته است که این امر باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی تاثیر توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی و پایداری در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ برای کشورهای منتخب توسعه یافته و درحال توسعه در سه گروه درآمدی با درآمد سرانه بالا، متوسط و پایین پرداخته است.

نتایج بررسی تاثیر شاخص توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی و پایداری به‌طور همزمان به روش 3SLS برای کشورهای با درآمد سرانه بالابه‌طور خلاصه چنین است: رابطه بین شاخص توسعه انسانی تعدیل شده و رشد اقتصادی مثبت است. یعنی، با افزایش توسعه انسانی تعدیل شده رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. رابطه بین شاخص توسعه انسانی تعدیل شده و ناپایداری یک رابطه N واژگون را نشان می‌دهد. یعنی با افزایش شاخص توسعه انسانی تعدیل شده، ناپایداری کاهش می‌یابد و این امر به رشد اقتصادی کمک خواهد کرد. چون تاثیر موجودی منابع طبیعی بر رشد اقتصادی مثبت است. رابطه بین کیفیت نهادها و رشد اقتصادی مثبت است، از سوی دیگر رابطه بین توسعه انسانی تعدیل شده و کیفیت نهادها مثبت و مستقیم است. بنابراین، می‌توان گفت افزایش توسعه انسانی تعدیل شده علاوه بر تاثیر مستقیم بر رشد اقتصادی باعث افزایش کیفیت نهادها می‌شود؛ این امر مجددا باعث افزایش در رشد اقتصادی می‌شود. تاثیر گذاری میزان سرمایه‌گذاری و ضریب جینی بر شاخص توسعه انسانی مثبت است، یعنی با افزایش این عوامل علاوه بر تاثیر مستقیم بر رشد اقتصادی باعث افزایش توسعه انسانی تعدیل شده می گردد و این امر مجددا افزایش در رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت.

نتایج بررسی تاثیر شاخص توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی و پایداری به‌طور همزمان به روش 3SLS برای کشورهای با درآمد سرانه متوسط به‌طور خلاصه چنین است: رابطه بین شاخص توسعه انسانی تعدیل شده و رشد اقتصادی مثبت است. یعنی، با افزایش توسعه انسانی تعدیل شده رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. رابطه بین شاخص توسعه انسانی تعدیل شده و ناپایداری یک رابطه N شکل را نشان می‌دهد. یعنی، با افزایش شاخص توسعه انسانی تعدیل شده، ناپایداری افزایش می‌یابد؛ این وضع باعث کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. رابطه بین کیفیت نهادها و رشد اقتصادی مثبت است؛ از سوی دیگر، رابطه بین توسعه انسانی تعدیل شده و کیفیت نهادها مثبت و مستقیم است. بنابراین، می‌توان گفت افزایش توسعه انسانی تعدیل شده علاوه بر تاثیر مستقیم بر رشد اقتصادی باعث افزایش کیفیت نهادها می‌شود؛ این امر مجددا باعث افزایش در رشد اقتصادی می‌شود.

نتایج بررسی تاثیر شاخص توسعه انسانی تعدیل شده بر رشد اقتصادی و پایداری به‌طور همزمان به روش 3SLS برای

کشورهای با درآمد سرانه پایین به‌طور خلاصه چنین است: رابطه بین شاخص توسعه انسانی تعدیل شده و رشد اقتصادی مثبت است. یعنی، با افزایش توسعه انسانی تعدیل شده رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. رابطه بین شاخص توسعه انسانی تعدیل شده و ناپایداری یک رابطه N شکل را نشان می‌دهد. یعنی با افزایش شاخص توسعه انسانی تعدیل شده، ناپایداری افزایش و این باعث کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. رابطه بین کیفیت نهادها و رشد اقتصادی مثبت است. ازسوی دیگر، رابطه بین توسعه انسانی تعدیل شده و کیفیت نهادها منفی است. بنابراین، می‌توان گفت افزایش توسعه انسانی تعدیل شده علاوه بر تاثیر مستقیم بر رشد اقتصادی باعث کاهش کیفیت نهادها شده و این باعث کاهش در رشد اقتصادی می‌شود.

منابع:

1. Adams, W.M. (1993), "Green Development, Environment & Sustainability in the Third World", London: Rutledge.
2. Agarwal, P. (2006), "Higher Education in India: The Need for Change", Working Paper, 180, Indian Council for Research on International Economic Relations, NewDelhi.
3. Anand, S. and Sen, A. (2000), "Human Development and Economic Sustainability", World Development, 28(12), pp. 2029-2049.
4. Atkinson, G. and Hamilton, K. (2003), "Savings, Growth and the Resource Curse Hypothesis", World Development, 31(11), pp. 1793-1807.
5. Behboudi, D., Beheshti, M.B. and Mousavi, S. (2011) "Human Development and Sustainable Development in Selected Oil Exporting Countries", Journal of Knowledge and Development, 33, pp. 271-292.
6. Chinipardaz, R., Rekabdar, Gh. and Yusefi Hajeabad, R. (2006), "Human Development of the Countries, Using Mixture Discriminant Analysis", Quarterly Journal of Quantitative Economics, 10, pp.6-20.
7. Costantini, V. and Martini, C. (2006), "A Modified Environmental Kuznets Curve for Sustainable Development Assessment Using Panel Data", Nota di Lavoro, 148.
8. Costantini, V. and Monni, S. (2008), "Environment, Human Development and Economic Growth", Ecological Economics 64, pp. 867-880.
9. Dietz, S. and Neumayer, E. (2004), "Genuine Savings: a Critical Analysis of its Policy-Guiding Value", International Journal of Environment and Sustainable Development, 3(4), pp. 276-292.
10. Dincer, I. and Rosen, M. (1999), "Energy, Environment and Sustainable Development", Applied Energy, 64, pp. 427-440.
11. Duflo, E. (2001), "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment", American Economic Review, 91(4), pp. 795–813.
12. Fotros, M.H. (1996), "Sustainable Development: Population, Poverty, and Environment", Agricultural Economics and Development, 4(1), pp. 119-132.
13. Fotros, M.H., Ghaffari, H. and Shahbazi, A. (2011), "Relationships between CO2 Emissions and Economic growth: The Case of OPEC", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(1), pp. 59-78.
14. Fotros, M.H., Nemati, R. and Akbari Shahrestani, A. (2011), "Calculation of 2010 Human Development Index of Iran", Political & Economic Ettelaat, 284, pp. 110- 123.
15. Gurluk, S. (2008), "Economic Growth, Industrial Pollution and Human Development in the Mediterranean Region", Ecological Economics, 68, pp. 2327-2335.
16. Hamilton, K. (1994), "Green Adjustments to GDP", Resources Policy, 20, pp.155-168.
17. Hamilton, K. (2005), "Testing Genuine Savings", World Bank Policy Research Working Paper, No. 3577.
18. Hamilton, K., Atkinson, G. and Pearce, D. (1997), "Genuine Savings as an Indicator of Sustainability", Cserge Working Paper GEC 97-03.
19. Karimkoshte, M.H., Hashemitabar, M. and Karbasi, A.R. (2005), "Estimating Supply and Demand Functions of Shrimp Using System of Simultaneous Equations (a Case Study of Iran)", Quarterly of Economic Research, 15, pp. 119-128.
20. Lin, T.C. (2003), "Education, Technical Progress, and Economic Growth: The Case of Taiwan", Economics of Education Review, 22, pp. 213-220.
21. Lotfalipour, M.R., Falahi, M.A. and Ashna, M. (2011), "The Study of CO2 Emissions in Relation to Economic Growth", Energy Consumption and Trade in Iran, Economic Research, 94, pp. 151-173.

Development", Environmental Research, 1(1), pp. 67-82.
31. Ranis, G., Stewart, F. and Ramirez, A. (2000), "Economic Growth and Human Development", World Development, 28(2), pp. 197-219.
32. Saraei, M.H., and Zareei Farshad, A. (2009), "The Ecological Footprint (EF) as the Indicator of Societies Sustainability", Journal of Environmental Studies, 50, pp. 15-26.
33. Schultz, T.P. (1964), "Transforming Traditional Agriculture", New Haven: Yale University Press.
34. Seddiqi, H., Lawler, K.A. and Katos, A.V. (2000), "Econometrics: a Practical Approach", translated by Sh. Shirinbakhsh, Avaye Noor Press.
35. Sharzei, G. and Mohaghegh, M. (2012), "Comparing Weak and Strong Sustainability on the Basis of the Concept of Sustainable Development", Environmental Sciences, 9(2), pp. 13-34.
36. Suri, T., Boozer, M.A., Ranis, G. and Stewart, F. (2011), "Paths to Success: The Relationship between Human Development and Economic Growth", World Development, 39(4), pp. 506–522.
37. UNDP (1990), "Human Development Report 1990-Concept and Measurement of Human Development", Oxford: Oxford University Press.
38. Valibeigi, A. and Panahi, F. (2009), "Place of Iran in World Economy in Comarison with Selected Countries (from HDI, EBF Indices Point of View) ", Commercial Surveys, 43, pp. 27-42.
39. WCED (1987), "Our Common Future", Oxford University Press.
22. Maleki, S. and Hosseinzadeh Dalir, K. (2010), "Ranking Urban Areas Based on Sustainable Development Indices Using Factor Analysis and Taxonomy", Journal of Geography and Regional Development Research, 13, pp. 45-80.
23. Mukherjee, S. and Chakraborty, D. (2007), "Environment, Human Development and Economic Growth after Liberalization: An Analysis of Indian States", Working Paper, No 16.
24. Nasrolahi, Z. and Ghafari Golak, M. (2009), "Economic Development and Environmental Pollution in South West Asia and the Annex 1 Countries in Kyoto Protocol (With Emphasis on the EKC)" , Journal of Economics Scinces, 35, pp. 105-126.
25. Neumayer, E. (2001), "The Human Development Index and Sustainability – a Constructive Proposal", Ecological Economics 39, pp. 101–114.
26. Noor Bakhsh, F. (1998), "A Modified Human Development Index", World Development, 26(3), pp. 517-528.
27. Panayotou, T. (2003), "Economic Growth and the Environment", Economic Survey of Europe, 2, pp. 45-72.
28. Pearce, D.W. and Atkinson, G.D. (1993), "Capital Theory and the Measurement of Sustainable Development: An Indicator of "Weak" Sustainability", Ecological Economics, 8, pp. 103-108.
29. Perman, R., Ma, Y. and McGilvray, J. (1997), "Natural Resource and Environmental Economics", translated by H.R. Arbab, Ney Press.
30. Pourasghar, F., Salehi, E. and Masnavi, M.R. (2010), "An Analytical- Comparative Study on Measurement Methods of Sustainable

عوامل موثر بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی با توجه به شاخص‌های توسعه پایدار و اولویت‌بندی آن‌ها با استفاده از اعداد فازی مثلثی

Criteria of Eco-Industrial Park Location and their Prioritization with Using Fuzzy AHP and Triangular Fuzzy Number

دکتر زهرا نصراللهی [*] ، فخرالسادات صالحی قهفرخی [**]

دریافت: ۱۳۹۰/۱۲/۱۱ پذیرش: ۱۳۹۱/٤/۲۵

چکیده:

مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی مبتنی بر ویژگی‌های توسعه پایدار یکی از موثرترین سطوح برای دستیابی به توسعه پایدار است چه آن‌که شهرک‌های صنعتی مبتنی بر ویژگی‌های توسعه پایدار منجر به هماهنگی اهداف گروه‌های مختلف برنامه‌ریزان توسعه اقتصادی، برنامه‌ریزان توسعه شهری، بنگاه‌های اقتصادی و اهداف زیست‌محیطی می‌شود. بنابراین، پژوهش حاضر با هدف اصلی تعیین معیارهای موثر بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی با توجه به شاخص‌های توسعه پایدار تنظیم شده است. مطالعه ادبیات موجود و نظرات خبرگان نشان دهنده آن است که معیارهای اجتماعی، اقتصادی، زیست‌محیطی، زیربنایی و برنامه‌ریزی از جمله معیارهای موثر بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی با توجه به شاخص‌های توسعه پایدار به شمار می‌رود. اولویت‌بندی معیارها به روش AHP فازی و اعداد فازی مثلثی صورت گرفته است. متناسب با روش مذکور، جمع‌آوری داده‌ها با استفاده از روش دلفی فازی و با اتکا به نظر خبرگانی که در زمینه تئوری و عملی مکان‌یابی تخصص داشته‌اند صورت گرفته است.نتایج پژوهش بیانگر آن است که معیارهای اجتماعی و اقتصادی از مهم‌ترین عوامل تاثیر گذار برای مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی محسوب می‌شود.

کلمات کلیدی: مکان‌یابی، شهرک صنعتی، توسعه پایدار، اعداد فازی مثلثی.

طبقه‌بندی JEL: Q57, R11.

* عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد، دانشگاه یزد

Email: Nasrolaz@yahoo.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه یزد

Email: sadatsalehi@yahoo.com

Zahra Nasorllahi (Ph.D.)[*], Fakhr-o-Sadat Salehi [**]

Received: 21/Feb/2012 Accepted: 16/May/2012

Abstract:

Location of eco-industrial park is one of the most effective factors to achieve the sustainable development because eco-industrial park causes to coordinate goal of different groups: economic development planners, urban development planners, economic firms and environment objective. Therefore, the main purpose of this study is to determine the criteria influencing the location of industrial park according to sustainable development indicators. Study of existing literature shows that social, economic, environmental, infrastructure and planning factors are effective factors to locate industrial park according to sustainable development. Prioritization of criteria is according to Fuzzy AHP and triangular fuzzy number. The results of this study show that social and economic factors are the most important factors in location of industrial parks.

Keywords: Location, Industrial Park, Sustainable Development, Triangular Fuzzy Number.
JEL: Q57, R11.

*Assistant Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran.
Email: Nasrolaz@yahoo.com
** M.A. Student in Economics, Yazd University, Yazd, Iran.
Email: sadatsalehi@yahoo.com

مقدمه

ضرورت و اهمیت انتخاب مکان برای بنگاه صنعتی تا حدی است که در ادبیات این حوزه به عنوان یکی از عوامل تاثیر گذار بر موفقیت اقتصادی بنگاه صنعتی به شمار می‌رود به این علت‌که مکان می‌تواند بر رشد اشتغال بنگاه، خروج بنگاه از صنعت، سود آوری بنگاه و رقابت آن تاثیر گذارد. این موضوع برای شهرک‌های صنعتی اهمیتی دو چندان دارد چرا که می‌تواند اهداف گروه‌های مختلف را برآورده سازد. از دیدگاه برنامه‌ریزان توسعه منطقه‌ای، شهرک‌های صنعتی منجر به اشتغال‌زایی، جلوگیری از مهاجرت افراد منطقه، متوازن نمودن سیاست‌های توسعه (مطیعی لنگرودی، ۱۳۸۰)، حمایت از رشد سریع صنایع (به خصوص واحدهای کوچک)، جذب سرمایه‌های داخلی و خارجی، کاهش سرمایه‌گذاری اولیه برای ایجاد زیر ساخت‌های تولیدی و بهترین مکان برای انباشت سرمایه و بهبود مهارت‌های افراد بی تجربه و کم سرمایه با مخاطرات اندک می‌باشد (عباسی نژاد و عبدلی، ۱۳۸٦). همچنین، از دیدگاه یک بنگاه اقتصادی، تجمع واحدهای اقتصادی در یک مکان منجر می‌شود تا فرآیند انتشار مهارت و دانش بین واحدهای مستقر تقویت شده و فرآیند تقلید و دسترسی به فناوری جدید و بهره‌برداری از نتایج حاصل از تحقیق و توسعه‌ی واحدهای پیشرو، راحت‌تر انجام گردد (عباسی نژاد و عبدلی، ۱۳۸٦؛ اسماعیلیان، ۱۳۸۲). از آنجایی که شهرک صنعتی زمینه حضور عرضه‌کنندگان نهاده‌ها، خریداران محصول و شرکت‌های خدماتی متخصص را در یک مکان فراهم می‌کند باعث کاهش هزینه‌های بازاریابی شده و همچنین، نیاز واحدها را برای نگهداری نهاده‌های تولیدی به صورت موجودی انبار کاهش می‌دهد که این مسئله ضمن جلوگیری از راکد شدن سرمایه، نیاز به نقدینگی برای سرمایه در گردش را نیز کاهش می‌دهد (عباسی نژاد و عبدلی، ۱۳۸٦؛ اسماعیلیان، ۱۳۸۲). در مجموع واحدهای اقتصادی موجود در شهرک صنعتی می‌توانند با برخورداری از صرفه‌های اقتصادی هزینه‌های خود را کاهش و سود و قدرت رقابتی خود را افزایش دهند. علاوه بر این، برنامه‌ریزان شهری در دیدگاه‌های خود به احداث شهرک‌های صنعتی از جهت استفاده بهینه از زمین و نظم بخشیدن و جداسازی مطلوب فضاهای صنعتی و مسکونی و طراحی شهرهای جدید توجه ویژه‌ای دارند (عباسی نژاد و عبدلی، ۱۳۸٦) که با احداث شهرک‌های صنعتی می‌توان اهداف برنامه‌ریزان شهری را برآورده کرد. همچنین با مطرح شدن موضوع جهانی شدن و پیوستن ایران به WTO، توجه اقتصاددانان به شهرک‌های صنعتی بیش از پیش شده چرا که شهرک‌های صنعتی توان رقابتی واحدهای مستقر در مجموعه را به دلیل دسترسی به انواع خدمات ضروری (نظیر بازاریابی، اطلاع رسانی و تامین نیازهای مالی) افزایش می‌دهد. از طرفی، همکاری واحدهای مستقر در شهرک‌های صنعتی، به این واحدها هویت واحد بخشیده و قدرت چانه‌زنی آن‌ها را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر، انعطاف‌پذیری واحدها برای مقابله با تحولات بازار و فشارهای رقابتی ناشی از گسترش جهانی شدن افزایش می‌یابد. از دیدگاه زیست محیطی، با احداث شهرک‌های صنعتی و پدید آمدن همزیستی و همجواری صنعتی، بنگاه‌های مستقر در شهرک می‌توانند مواد زائد و محصولات فرعی یکدیگر را به عنوان مواد اولیه در تولیدات خود استفاده نمایند که منجر به کاهش استفاده از منابع، کاهش هزینه‌ها، کاهش زباله و مواد زائد و افزایش انرژی می‌شود (Roberts, 2004). مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی مبتنی بر ویژگی‌های توسعه پایدار یکی از موثرترین اقدامات برای دستیابی به بومی‌شناسی صنعتی و پس از آن توسعه پایدار شهری نیز به شمار می‌رود (Gibbs &Deutz, 2007).بنابراین، با توجه به تحلیل‌های فوق، از آنجایی که برآورده شدن اهداف گروه‌های مذکور قدمی برای دستیابی به توسعه پایدار نیز به شمار می‌رود، لزوم توجه به مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی اهمیت یافته و دستیابی به اهداف گروه‌های مذکور بدون توجه به مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی میسر نخواهد بود. بنابراین، پژوهش حاضر با هدف اصلی تعیین معیارهای موثر بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی با توجه به شاخص‌های توسعه پایدار تنظیم شده و می‌کوشد تا به این سوال پاسخ دهد که "مهم‌ترین معیارها در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی با توجه به شاخص‌های توسعه پایدار چیست؟" و سپس به اولویت‌بندی آن‌ها می‌پردازد.

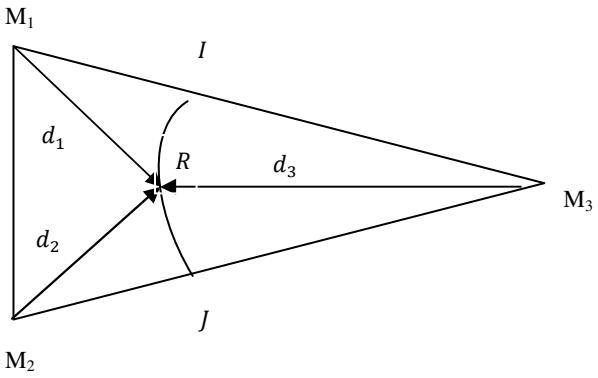
با چنین نگرشی، این پژوهش درهفت بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، مبانی نظری در بخش دوم ارائه شده است. بخش سوم به روش پژوهش و جمع‌آوری داده‌ها اختصاص یافته است. عوامل موثر بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی با توجه به شاخص‌های توسعه پایدار موضوع بخش چهارم است.بخش پنجم به روش اولویت‌بندی معیارها و ارائه مدل اختصاص یافته است. در بخش ششم نتایج پژوهش ارائه شده است. در بخش پایانی خلاصه و نتیجه‌گیری پژوهش ارائه شده است.

مبانی نظری

اگر چه در مدل‌های ارائه شده برای بررسی رفتار تولیدی بنگاه‌ها در کتاب‌های اقتصاد خرد تاثیر نقش جغرافیا (یا به عبارت دیگر مکان) بر رفتار تولید و مصرف مورد بحث قرار نمی‌گیرد اما، می‌توان مکان را به عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر رفتار تولیدی بنگاه تلقی نمود و بدون تحلیلی روشن از تاثیر جغرافیا بر رفتار تولیدی بنگاه، امکان بررسی روابط متقابل این دو متغیر ممکن نخواهد بود. از این‌رو می‌توان نظریه سنتی تولید اقتصاد خرد را در چهارچوب مکان (نظریه مکان- تولید) مورد بررسی قرار داد. بنیان‌گذار نظریه مکان- تولید موزز[1] (۱۹۸۵) است.وی برای اولین بار سعی در تلفیق نظریات اقتصاد خرد و مکان نمود. مدل موزز را می‌توان با استفاده از شکل شماره ۱ تشریح نمود. در این شکل، M_1 و M_2 به ترتیب بازار نهاده اول و دوم، M_3 بازار ستاده، R نقطه‌ای در طول کمان IJ مکان بنگاه،d3 فاصله بنگاه تا بازار ستاده، d_1 فاصله بنگاه تا بازار نهاده اول، d_2 فاصله بنگاه تا بازار نهاده دوم، p1 قیمت درب کارخانه نهاده اول (قیمت فوب برای نهاده اول)، p2 قیمت درب کارخانه نهاده دوم (قیمت فوب برای نهاده دوم)، t1 نرخ حمل‌ونقل نهاده اول و t2 نرخ حمل‌ونقل نهاده دوم می‌باشد.فرض می‌شود که $p_1 = p_2 = p$ و $t_1 = t_2 = t$ است بنابراین تنها تفاوت در قیمت تحویلی نهاده‌ها ناشی از تفاوت در فاصله است.

در شکل ۱ کمان IJ در مثلث M_1، M_2وM_3 با مرکزیتM_3و به شعاع d_3 رسم می‌شود. مکان بنگاه نقطه‌ای در طول کمان IJ می‌باشد. بنابراین، فاصله بنگاه تا بازار ستاده در هر نقطه‌ای بر روی کمان IJ ثابت است (زیرا d_3 شعاع دایره‌ای به مرکز M_3 می‌باشد). در مثلث موزز فرض می‌شود، نهاده‌ها به قیمت فوب[2] به فروش می‌رسند. بنابراین، قیمت تحویلی[3] مجموع قیمت نهاده در مکان استقرار نهاده (قیمت فوب) به علاوه هزینه حمل آن است. در مدل موزز امکان بررسی نقش قیمت تحویلی نهاده‌ها بر مکان بهینه بنگاه نیز امکان‌پذیر است. در ابتدا وضعیتی مورد بررسی قرار می‌گیرد که محل استقرار بنگاه صرفاً در نقاط گوشه‌ای I و J می‌باشد. برای مثال، اگر بنگاه در نقطه Iمستقر شود قیمت تحویلی نهاده اول حداقل و برابر با $(p_1 + t_1 d_1)$ است زیرا فاصله M_1 تا I(d_1)حداقل می‌باشد. در این وضعیت، قیمت تحویلی نهاده دوم حداکثر و برابر با $(p_2 + t_2 d_2)$ است زیرا فاصله M_2 تا I(d_2) حداکثر است.

نسبت قیمت تحویلی،$(p_1 + t_1 d_1)/(p_2 + t_2 d_2)$در نقطه I حداقل می‌باشد. در صورت استقراربنگاه در نقطهJ، قیمت تحویلی نهاده اول و دوم به ترتیب حداکثر و حداقل است زیرا فاصله M_1 تا J حداکثر و فاصله M_2 تا J حداقل می‌باشد.



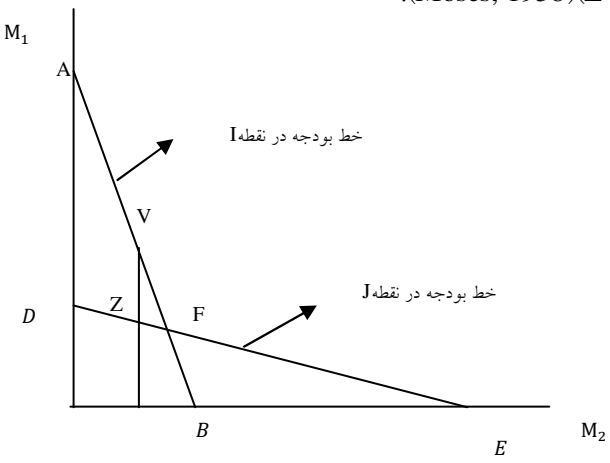
شکل (۱): مثلث موزز

1. Moses (1985)

2. Free On Board (FOB)
قیمت فوب همان قیمت در محل کارخانه می‌باشد.

3. Delivered Price
قیمت تحویلی مجموع قیمت نهاده در مکان استقرار آن و هزینه حمل‌ونقل می‌باشد.

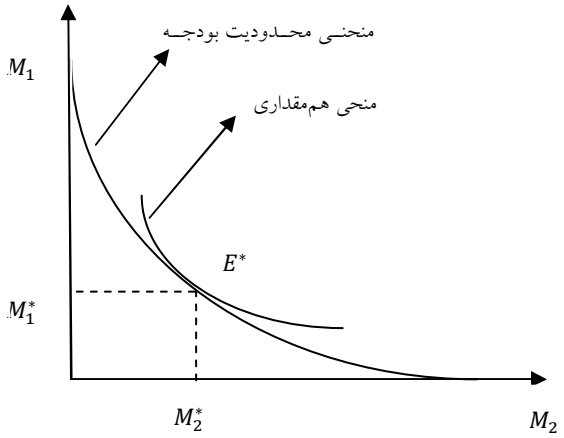
با استفاده از نسبت قیمت نهاده‌ها به عنوان تعیین کننده شیب خط هزینه همسان، می‌توان خط هزینه همسان را در مکان‌های I و J رسم نمود. شکل ۲ خط هزینه همسان را در مکان‌های I و Jو در شرایطی که مجموع مخارج صرف شده بر روی هر دو نهاده در هر مکان برابر است را نشان می‌دهد. در این شکل پاره خطAFEبهینه می‌باشد زیرا نقاط واقع بر پاره خطAFو FE نمایانگر ترکیب میزان یکسانی از یک نهاده و مقدار بیشتری از نهاده دیگر است (به عنوان مثال نقاط Vو Z)(Moses, 1958).



شکل (۲): خط بودجه در نقاط پایانی I و J

با توجه به این‌که بی‌نهایت نقطه موجود بر روی کمانIJ می‌تواند به طور بالقوه به عنوان مکان استقرار بنگاه تلقی شود می‌توان این بحث را به تمام مکان‌ها در طول کمانIJ تعمیم داد. برای هر مکان در طول کمان IJنسبت قیمت تحویلی منحصر به فرد و بنابراین خط بودجه منحصر به فردی وجود خواهد داشت. بنابراین، خط گسسته AFE به "منحنی محدودیت بودجه پوششی[1] یا خط هزینه همسان پیوسته مکانی" تبدیل می‌شود (شکل ۳). هر نقطه بر روی این منحنی نشان‌دهنده یک مکان خاص بر روی کمان IJاست.به عبارت دیگر این منحنی نمایانگر ترکیبی از نهاده‌ها که بنگاه در یک مکان خاص با توجه به قیمت نهاده‌ها، نرخ حمل‌ونقل و مخارج خود قادر به خرید آن است، می‌باشد. همان‌طور که در بالا نشان داده شد منحنی پوش یا منحنی بودجه مکانی نتیجه فرآیند بهینه‌یابی است و ترکیب‌های غیر اقتصادی (مانند نقطه Vو Z) در آن ظاهر نمی‌شود (Moses, 1958). بالاترین منحنی هم‌مقداری که بر منحنی محدودیت بودجه پوش مماس شود، نقطه حداکثر کارایی و ترکیب بهینه نهاده‌ها را نشان می‌دهد. در شکل ۳،نقطه حداکثر کارایی، E^*نمایانگر ترکیب بهینه نهاده‌ها (m_1^* و m_2^*) و همچنین مکان بهینه می‌باشد. بنابراین، می‌توان ترکیب بهینه نهاده‌ها و مکان بهینه را همزمان تعیین کرد. زمانی که جانشینی نهاده‌ها امکان‌پذیر باشد، مسئله مکان، مسئله تولید و مسئله تولید، مسئله مکان می‌شود (Moses, 1958؛ McCann, 2002).

از مجموع مباحث بالا می‌توان نتیجه گرفت که ارتباط متقابلی بین مکان بهینه و تولید بهینه وجود دارد یا به عبارتی تعیین مکان بهینه و تولید بهینه به صورت همزمان صورت می‌گیرد. بدین ترتیب، می‌توان در تابع تولید، جغرافیا را نیز در نظر گرفت و رفتار فضایی بنگاه را با توجه به جغرافیا و هزینه‌های مکانی که در آن واقع شده است تعیین نمود. همچنین، می‌توان رابطه‌ای بین رفتار خرد بنگاه‌ها و رفتار مکانی آن‌ها برقرار کرد.



شکل (۳): مکان- تولید بهینه

مروری بر مطالعات پیشین

شهرک‌های صنعتی بخش مهمی از استراتژی‌های شهری مخصوصاً در کشورهای در حال توسعه به شمار می‌روند. از آن‌جایی که این پژوهش به بررسی مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی می‌پردازد در ادامه به مطالعات خارجی و داخلی صورت گرفته در این حوزه اشاره می‌شود.

1. Envelope Budget Constrain

مطالعات خارجی

پالنبرگ[1] (۲۰۰۲) معتقد است که مکان‌یابی پایدار شهرک‌های صنعتی نتیجه تغییر در روند مکان‌یابی و همچنین اهداف دولت برای هماهنگ کردن ابعاد اقتصادی و زیست‌محیطی می‌باشد. طبق نظر او برای مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی علاوه بر در نظر گرفتن فاکتورهای سنتی مکان‌یابی، لازم است که فرآیند همکاری و اعتماد بین بنگاه‌ها، احترام به سود دیگر بنگاه‌ها، حمایت سیاستی دولت و نظارت مناسب برای تضمین اهداف زیست‌محیطی نیز در نظر گرفته شود. اولین و مهم‌ترین قدم در تاسیس شهرک‌های صنعتی مبتنی بر ویژگی‌های محیط‌زیست علاقه و تمایل بنگاه‌ها برای حضور در چنین شهرک‌ها و رعایت قوانین به صورت داوطلبانه می‌باشد.

دانشگاه ماساچوست (۲۰۰۶) به ارزیابی شهرک‌های صنعتی در فرانکلین[2] (گرین فیلد،[3] تورنر،[4] یوتیلیتس[5] و نورث فیلد[6]) پرداخته است. معیارهای ارزیابی در این پژوهش شامل معیارهای کلی (شامل: توپوگرافی، نوع خاک، موضوعات باستان‌شناسی، منطقه‌بندی و وسعت شهرک)، معیارهای زیست‌محیطی (قوانین موجود زیست‌محیطی در سطح ملی و منطقه‌ای)، زیربناها (شامل: عرضه آب شهری و سفره‌های زیرزمینی، سیستم فاضلاب، دسترسی به جاده، عرضه گاز طبیعی و دسترسی به اینترنت پر سرعت) و حمل‌ونقل (دسترسی به بزرگراه و خطوط ریلی و هوایی) است. پس از جمع‌آوری اطلاعات در مورد هر شهرک و مشخص شدن نقاط ضعف و قوت آن پیشنهادهایی در هر مورد ارائه می‌نماید. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، از آن‌جایی که منطقه گرین فیلد یک منطقه معدنی محسوب می‌شود در حال حاضر برای تاسیس شهرک صنعتی مناسب نمی‌باشد. همچنین، این منطقه نیازمند گاز طبیعی و خطوط اینترنت پر سرعت می‌باشد و برای شیب منطقه که بیش از ۱۵ درصد است باید راه‌حلی اندیشید. از آن‌جایی که تورنر فاقد امکانات زیربنایی بوده و وسعت آن کم است، نیاز است تا مطالعات اقتصادی برای آن انجام گیرد. مکان یوتیلیتس نیازمند امکانات فاضلاب و اینترنت می‌باشد. نورث فیلد نیازمند عرضه آب و فاضلاب است و با توجه به این که در این منطقه فعالیت‌های کشاورزی وجود دارد نیازمند منطقه‌بندی مجدد می‌باشد.

رویز[7] (۲۰۰۷) در تحقیقی برای مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی با معرفی معیارهای اجتماعی، اقتصادی، زیست‌محیطی و برنامه‌ریزی و زیربنایی و با استفاده از GIS بهترین مکان برای شهرک‌های صنعتی را در منطقه‌ی شمال اسپانیا مشخص می‌کنند.

فرناندز[8] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای عوامل اجتماعی، اقتصادی، برنامه‌ریزی، زیربنایی و زیست‌محیطی را به عنوان عوامل اثرگذار در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی بر می‌شمارد و با استفاده از مدل AHP نشان می‌دهد که عوامل زیست‌محیطی و اقتصادی به ترتیب با وزن‌های ۵۰ و ۳۵ درصد، مهم‌ترین عوامل در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی در منطقه‌ی کانتابریا در شمال اسپانیا به شمار می‌روند. همچنین نتایج تحقیق وی حاکی از آن است که در میان عوامل اقتصادی، اجتماعی، برنامه‌ریزی و زیست‌محیطی به ترتیب نرخ بیکاری، وجود فعالیت‌های صنعتی در منطقه، مدیریت محیط و تمارین بهبود محیط، مدیریت برنامه‌ریزی شهری، حمل‌ونقل و آب و تصفیه فاضلاب از موثرترین عوامل در مکان‌یابی شهرک‌ها به شمار می‌رود.

رویز[9] و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی نواحی مناسب برای مکان شهرک‌های صنعتی در شمال اسپانیا پرداختند. بدین منظور، آن‌ها مکان‌یابی را در دو مرحله انجام داده‌اند. در مرحله اول که شامل یک ناحیه گسترده می‌باشد، عوامل موثر در مکان‌یابی بنگاه‌ها عبارتند از عوامل اقتصادی- اجتماعی، فیزیکی- محلی، زیربنایی و شهری. دسترسی به منابع و زیربناها و هزینه‌های خاص آن نقطه، عوامل موثر در مکان‌یابی در مرحله دوم می‌باشد. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که از میان عوامل اقتصادی، اجتماعی، فیزیکی، زیربنایی و توسعه

1. Pallenbarg (2002)
2. Franklin
3. Greenfield Site
4. Turners Falls Airport
5. Northeast Utilities Site
6. Northfield Site

7. Ruiz (2007)
8. Fernández (2009)
9. Ruiz, et all. (2011)

شهری به ترتیب قیمت زمین، نرخ بیکاری، حمل‌ونقل و طبقه بندی زمین مهم‌ترین عوامل در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی به شمار می‌رود. از میان معیارهای مطرح شده زیربناها و توسعه شهری با داشتن وزن ۵۳ درصدی مهم‌ترین عوامل در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی در شمال اسپانیا به شمار می‌رود.

مطالعات داخلی

موضوع مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی علاوه بر این‌که در سطح جهانی مورد بررسی قرار گرفته، در داخل نیز مورد توجه محققین بوده است. از تحقیقات انجام شده در داخل می‌توان به پایان‌نامه شیری (۱۳۸۰) اشاره نمود. وی ضمن معرفی مدل‌های مختلف قابل کاربرد در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی (شامل برنامه‌ریزی خطی، مدل تخصیص، مدل کوله‌پشتی، مدل سلسله مراتبی، مدل‌های لوجیت و پروبیت و ...) در جستجوی بهترین مکان برای تاسیس شهرک صنعتی در شهرستان گچساران می‌باشد. در نهایت با استفاده از مدل وزنی ساده و مدل تاکسونومی عددی به تعیین مکان برای شهرک‌های صنعتی در شهرستان گچساران پرداخته است.

مطالعه اسماعیلیان (۱۳۸۲) مطالعه‌ای دیگر در این زمینه می‌باشد. وی در تحقیقی ظرفیت و تنگناهای شهرک‌های صنعتی استان اصفهان را مورد بررسی قرار داد. همچنین، این پژوهش با نگاهی مختصر به مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی نشان می‌دهد که رابطه مثبتی بین تمرکز شهرک‌های صنعتی و میزان توسعه یافتگی شهرستان‌ها وجود دارد.

همچنین، مددی (۱۳۸۲) به ارزیابی مکان‌یابی شهرک صنعتی شهرکرد از دیدگاه زیست‌محیطی پرداخته است. نتایج تحقیق وی بیانگر آن است که اگر چه باد غالب آلودگی‌های شهرک صنعتی را به شهر وارد نمی‌نماید اما مجاورت شهرک در فاصله سه کیلومتری شهر می‌تواند آلودگی‌ها را از طرق دیگر به منطقه مسکونی شهرستان شهرکرد وارد نماید. اصولاً منطقه شهرک حد مطلوبی ندارد و باید گسترش آتی شهرک و نیز رشد فیزیکی شهر در نظر گرفته می‌شد، تا جایی‌که امکان دارد ظرف چند سال آینده شهرک صنعتی در احاطه شهر و در درون آن قرار نگیرد. وی پیشنهاد می‌کند که برای جلوگیری از این وضعیت اولاً، باید از گسترش فیزیکی شهرک صنعتی جلوگیری کرد. ثانیاً، از دادن مجوز به صنایع آلوده‌زا خودداری نمود. همچنین استقرار صنایع جدید در شهرک‌های جدید که تعداد آن هم در حد مطلوبی در سطح شهرستان و استان می‌باشد و در فاصله قابل قبولی از شهر قرار دارند، از دیگر راهکارها می‌باشد.

محمدی مظفری (۱۳۸۳) نیز به طرح مشکلات شهرک‌های صنعتی پرداخته است. وی معتقد است از آنجایی که در ایران بیشتر فعالیت‌ها دولتی است به همان میزان دولت در سازماندهی و توزیع جغرافیایی استقرار فعالیت‌های صنعتی اثرگذار می‌باشد. به ادعای او توزیع ناعادلانه امکانات در سطوح ملی و محلی و بین مناطق از جمله مشکلاتی است که باعث مهاجرت مردم به شهرهای بزرگتر می‌شود. بنابراین می‌توان از طریق مکان‌یابی مناسب، ضمن غلبه بر مشکل مذکور از طریق رونق بیشتر مناطق مختلف، شکاف‌های ایجاد شده و نابرابری بین مناطق را بر طرف کرد.

عوامل موثر بر مکان‌یابی شهرک صنعتی اراک توسط زنگنه و سلیمانی (۱۳۸٤) مورد بررسی قرار گرفته است. به اعتقاد آن‌ها عوامل جغرافیایی، زیست محیطی و عوامل و ضوابط انسانی مهم‌ترین عوامل در مکان‌یابی شهرک صنعتی می‌باشد و با بررسی این عوامل در شهرک صنعتی اراک به این نتیجه رسیدند که در صنعتی شدن اراک اهداف و الزامات ملی بر اهداف و امکانات و اولویت‌های محلی مقدم شده است. نظام ناهمواری زمین و جهت وزش بادهای محلی، زمینه‌ساز وقوع پدیده وارونگی هوا در شهر اراک شده که این امر باعث تشدید آلودگی هوا در شهر اراک می‌شود و استقرار شهرک صنعتی اراک در بالادست حوضه کویر میقان و زمین‌های کشاورزی شمال اراک، این حوزه اکولوژیک بسته را از لحاظ بوم شناسی حساس و آسیب‌پذیر کرده است. واحدهای تولیدی وابسته به شهر صنعتی بالاخص کارخانه تولید آلومینیوم بیشترین سهم را در آلودگی هوای شهر دارد به طوری‌که ۹۹ درصد آلودگی شهر را آلودگی‌های صنعتی تشکیل می‌دهد. در پایان نتیجه‌گیری می‌کنند که مکان‌یابی شهر صنعتی در چارچوب الگوی نو شهرهای صنعتی پیوسته انتخاب مناسبی برای توسعه شهر اراک

نبوده و اثرات منفی قابل توجهی در شرایط زیست محیطی این شهر دارد.

خالصی (۱۳۸۷) نیز در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود وضعیت شهرک صنعتی ایران خودرو در تاکستان استان قزوین را مورد بررسی قرار داده است. وی با معرفی معیارهای اجتماعی، اقتصادی، جغرافیایی- مکانی، زیرساختی- دسترسی و نهادی- سازمانی به عنوان عوامل موثر در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی و با استفاده از روش AHP به این نتیجه می‌رسد که درمکان گزینی شهرک صنعتی ایران خودرو، عوامل زیر ساختی- دسترسی بیشترین اهمیت را دارا بوده است. همچنین، پس از بررسی قابلیت‌های اقتصادی، اجتماعی، صنعتی و کالبدی منطقه این نتیجه حاصل می‌شود که مکان گزینی شهرک صنعتی ایران خودرو به صورت بهینه انجام یافته است.

در جدیدترین مطالعه، شاد و همکاران (۱۳۸۸) شهرک‌های صنعتی استان آذربایجان شرقی را با در نظر گرفتن عوامل طبیعی (وزش باد، شیب زمین، زلزله و رودخانه و ...)، امکانات زیربنایی (آب، برق، گاز و تلفن)، محیط‌زیست (آلودگی هوا، حفاظت از جنگل‌ها و مراتع، جلوگیری از انقراض نسل حیوانات و ...) و دسترسی‌ها (جاده، راه‌آهن، نیروی کار، امکانات آموزشی و درمانی و ...) به عنوان فاکتورهای موثر در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی و مدل‌های تلفیقی، مدل هم‌پوشانی شاخص، جمع فازی، فازی گاما و ژنتیک در فرآیند مکان‌یابی مورد بررسی قرار دادند. چهار عامل ذکر شده در مدل‌های مذکور مقایسه شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بهترین مدل برای مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی با توجه به فاکتورهای یاد شده مدل هم‌پوشانی شاخص می‌باشد.

روش پژوهش و جمع‌آوری داده‌ها

پژوهش حاضر برای جمع‌آوری اطلاعات در مورد معیارهای موثر بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی و اولویت‌بندی آن‌ها از مطالعات مستندات (کتابخانه‌ای، اینترنتی)، گزارش‌ها و اطلاعات موجود در شرکت شهرک‌های صنعتی استان یزد و همچنین اطلاعات بخش آمار سازمان صنایع و معادن استان یزد و مرکز آمار ایران استفاده کرده است. همچنین، این پژوهش از روش مصاحبه با خبرگان بهره یافته است. در این روش، به منظور دستیابی به همگرایی ذهنی میان متخصصین و کارشناسان صاحبنظر مورد مصاحبه از روش دلفی استفاده می‌شود. در روش دلفی، ابتدا از افراد خبره واجد شرایط خواسته می‌شود تا نظر و عقیده خود را به طور جداگانه و بدون هیچ تعاملی با یکدیگر ارائه نمایند. سپس پاسخهای یکایک این کارشناسان جمع آوری و خلاصه شده وخلاصه پاسخ‌ها همراه با رهنمودهایی برای اصلاح پاسخ‌ها در صورت لزوم، به هر یک از کارشناسان ارجاع داده می شود. این فرآیند تا چند بار تکرار می شود تا یک اتفاق نظرکلی حاصل گردد. شرکت‌کنندگانی که پاسخ‌هایشان تفاوت زیادی با پاسخ‌های دیگر شرکت کنندگان دارد، لازم است دلایل وتوجیهات این اختلاف‌ها را ارائه کنند. این دلایل نیز به طور خلاصه بیان ودربین دیگران توزیع می‌شود. روش دلفی تا رسیدن به یک جواب با ثبات قابل قبول ادامه می‌یابد (آذر و فرجی، ۱۳۸٦).

عوامل موثر بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی با توجه به شاخص‌های توسعه پایدار

پس از مطالعه ادبیات مرتبط با موضوع و ارزیابی نظر کارشناسان، عوامل موثر بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی با توجه به شاخص‌های توسعه پایدار به پنج گروه زیر تقسیم‌بندی می‌شوند:

عوامل اجتماعی: این عوامل نمایانگر اثر فاکتورهای اجتماعی بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی می‌باشد و شامل سه زیر معیار بومی‌شناسی، ساختار آموزشی و اشتغال است.

عوامل اقتصادی: نمایانگر اثر فاکتورهای اقتصادی بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی است و در بردارنده سه زیر معیار هزینه‌ها، دسترسی به بازار و مجاورت با دیگر صنایع می‌باشد.

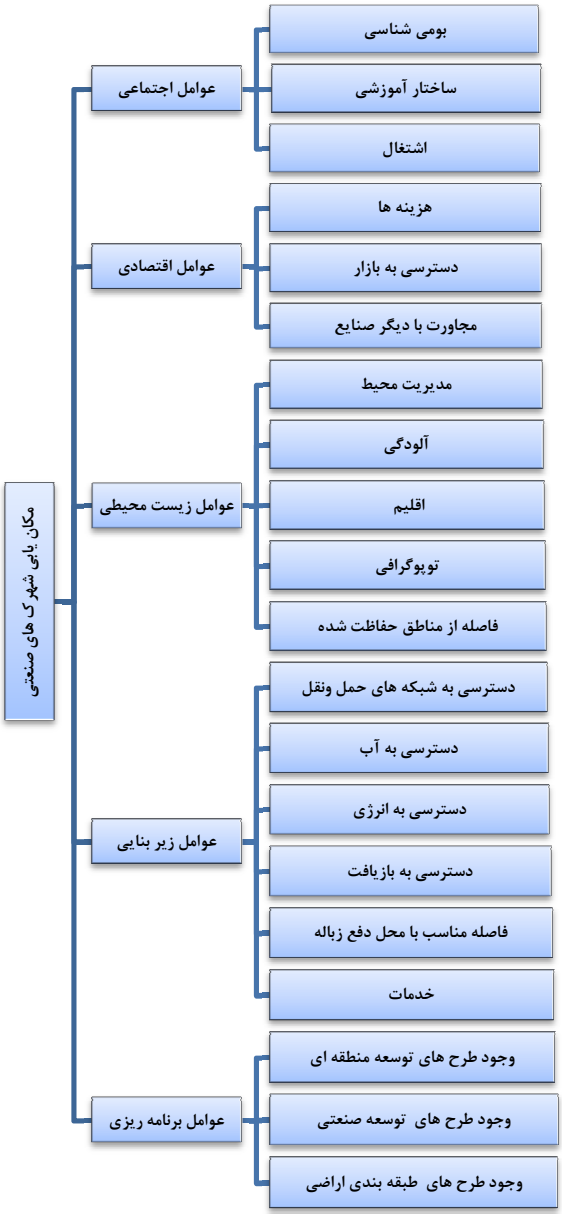
عوامل زیست‌محیطی: از جمله معیارهای عوامل زیست محیطی می‌توان مدیریت محیط، آلودگی، اقلیم، توپوگرافی و فاصله از مناطق حفاظت شده را نام برد.

عوامل زیربنایی: عوامل زیربنایی شامل معیارهای مجاورت با شبکه‌های حمل‌ونقل، دسترسی به انرژی، آب، دسترسی به

بازیافت، مجاورت با مکان‌های دفع زباله و وجود خدمات می‌باشد.

عوامل برنامه‌ریزی: معیارهای وجود طرح‌های توسعه منطقه‌ای، وجود طرح‌های توسعه صنعتی و وجود طرح‌های طبقه‌بندی اراضی از معیارهای عوامل برنامه‌ریزی محسوب می‌شوند. لازم به ذکر است که عواملی مانند امنیت و مسائل سیاسی جز این دسته از عوامل محسوب می‌شود.

پس از شناسایی عوامل موثر بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی با توجه به شاخص‌های توسعه پایدار، در این مرحله ساختار سلسله مراتبی با پنج معیار و ۲۰ زیر معیار (شکل ٤) و با هدف ارائه یک تقسیم‌بندی جامع و قابل درک طراحی شده است. مرحله بعدی اولویت‌بندی معیارها و زیر معیارهاست که در زیر بدان اشاره شده است.



شکل (٤): معیارهای موثر بر مکان‌یابی شهرک های صنعتی با توجه به شاخص‌های توسعه پایدار

اولویت‌بندی معیارها و زیر معیارها

اولویت‌بندی معیارها و زیر معیارها به روش AHP فازی صورت می‌گیرد. مراحل کلی الگوریتم AHP فازی به روش آنالیز توسعه چانگ[1]، به صورت زیر می‌باشد:

گام اول: ساختن سلسله مراتبی برای مسئله

گام دوم: تعیین ماتریس‌های مقایسه‌ی زوجی و اعمال قضاوت‌ها. برای اعمال قضاوت‌ها از جدول(۱) استفاده می‌شود بدین معنی که عدد متناظر با ارجحیت زمانی با اعداد فازی مثلثی، در ماتریس‌های مقایسات زوجی وارد می‌شود. قابل ذکر است که تمامی عناصر روی قطر اصلی ماتریس‌های مقایسه زوجی برابر با (۱و۱و۱) هستند و در ضمن چنانچه عنصر سطر iام و ستون jام ماتریس مقایسه زوجی برابر با (aij,bij,cij)=Mgji باشد آن‌گاه عنصر سطر jام و ستون iام این ماتریس برابر است با:

$$Mi= (Mj)\text{-}1 = (aij ,bij , cij)\text{-}1 = (\frac{1}{aij} , \frac{1}{bij} , \frac{1}{cij})$$

1. Chang

جدول (۱): اعداد فازی متناظر با ارجحیت ها در مقایسات زوجی

قضاوت	شرح	مقدارعـــدد فازی مثلثی
قـدرت بسـیار بیشتر	یک گزینه نسبت به دیگـری اولویـت فوق‌العاده بالاتری دارد.	(۹و۹و۹)
قـدرت خیلـی بیشتر	یک گزینه نسبت به دیگـری اولویـت بسیار بالاتری دارد.	(۸و۷و٦)
قدرت بیشتر	یک گزینه نسبت به دیگـری اولویـت بالاتری دارد.	(٦و٥و٤)
قـدرت نسـبتاً بیشتر	یک گزینه نسبت به دیگری تـا حـدی اولویت بالاتری دارد.	(٤و٣و٢)
قدرت یکسان	دو گزینـــه دارای اولویـــت یکســـانی هستند.	(١و١و١)

گام سوم: محاسبه وزن‌های نسبی معیارهـا و زیـر معیارهـا. بـه منظور محاسبه وزن نسبی معیارها و زیـر معیارهـا روش آنـالیز توسعه‌ی چانگ برای هر یک از ماتریس‌های مقایسه زوجی به کار برده می‌شـود. در ایـن روش بـرای هـر یـک از سـطرهای ماتریس مقایسات زوجی، ارزش S_k که خود یـک عـدد فـازی مثلثی است، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$S_k = \sum_{j=1}^{n} M_{k_j} * \left[\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n} M_{ij}\right]^{-1} \qquad (۱)$$

که در آن k نمایانگر شماره سطر، i و jبه ترتیب نشان‌دهنده گزینه‌ها و شاخص‌ها می‌باشد. پس از محاسبه S_kباید، درجه بزرگی آن‌ها را نسبت به هم به‌دست آورد. قاعده به صورت زیر است:

$$\begin{cases} v(M_1 \geq M_2) = 1 & \text{اگر} \quad m_1 \geq m_2 \\ v(M_1 \geq M_2) = hgt(M_1 \cap M_2) & \text{در غیر اینصورت} \end{cases} \qquad (۲)$$

$$hgt(M_1 \cap M_2) = \frac{c_1 - a_2}{(c_1 - a_2)+(b_2 - b_1)} \qquad (۳)$$

میزان بزرگی یک عدد فازی مثلثی از kعدد فازی مثلثی دیگر نیز از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$v(\mu_1 \geq M_2, \cdots, M_k) = v(M_1 \geq M_2) \text{and} \ldots \text{and}\ v(M_1 \geq M_k) \qquad (٤)$$

همچنین، برای محاسبه وزن شاخص‌ها در ماتریس مقایسات زوجی به صورت زیر عمل می‌شود:

$$w'(x_i) = \min\{v(s_i \geq s_k)\} k = 1,2,3,\ldots,n \qquad (٥)$$

بنابراین، بردار وزن شاخص‌ها به صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$w' = [[w'(x_1)], [w'(x_2)], \ldots, [w'(x_n)]]t \qquad (٦)$$

رابطه (٦) بردار غیر بهنجار AHP فازی است. حال بـر اسـاس رابطـه $w_i = \frac{w'(x_i)}{\sum w'(x_i)}$ مقـدار اوزان بهنجـار شـده شـاخص‌هـا به‌دست می‌آید.

گام چهارم: محاسبه‌ی وزن نهایی گزینه‌ها. وزن نهایی گزینه‌هـا از تلفیق وزن‌های نسبی به دست می‌آید (اصـغرپور،۱۳۸۳؛ آذر و فرجی، ۱۳۸٦؛ زنجیرچی، ۱۳۹۰). این پژوهش برای محاسبه وزن‌ها از نرم افزار MATLAB استفاده نموده است.

پس از تشکیل ماتریس مقایسات زوجی لازم است تا سازگاری سلسله مراتبی تعیین شود. سازگاری ماتریس مقایسات زوجی، به عنوان یکی از مهم‌ترین پیش‌شرط‌های تحلیل سلسله مراتبی برای گزینه‌ها همواره مورد توجه محقیقن بوده اسـت چـرا کـه استفاده از ماتریس مقایسات ناسازگار، وزن‌های اشـتباه و غیـر واقعی را به دست خواهد داد. سازگاری ماتریس‌های مقایسات زوجی در این پژوهش قبل از به دست آورن وزن‌ها بوده و بـه روش زیر می‌باشد:

مرحله اول:ماتریس مثلثی فازی به دو ماتریس تقسیم می‌شـود. ماتریس اول از اعداد میانی قضاوت‌های مثلثی تشکیل می‌شـود $A^M = [b_{ij}]$ و ماتریس دوم شامل میانگین هندسی حدود بالا و پایین اعداد مثلثی می‌باشد $A^g = \sqrt{a_{ij} \cdot c_{ij}}$.

مرحله دوم:بردار وزن هر ماتریس با استفاده از روش ساعتی به ترتیب زیر محاسبه می‌شود:

$$w_i^m = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} \frac{b_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} b_{ij}} \qquad (۷)$$

$$w_i^g = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} \frac{\sqrt{a_{ij}\cdot c_{ij}}}{\sum_{i=1}^{n} \sqrt{a_{ij}\cdot c_{ij}}} \qquad (۸)$$

مرحله سوم: بزرگترین مقدار ویژه برای هر ماتریس با استفاده از رابطه‌های زیر محاسبه می‌شود:

$$\lambda_{max}^{m} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} b_{ij}\left(\frac{w_j^m}{w_i^m}\right) \quad (٩)$$

$$\lambda_{max}^{g} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left(\frac{w_j^g}{w_i^g}\right)\sqrt{a_{ij}\cdot c_{ij}} \quad (١٠)$$

مرحله چهارم:شاخص سازگاری با استفاده از رابطه‌های زیر محاسبه می‌شود:

$$cI^m = \frac{(\lambda_{max}^m - n)}{(n-1)} \quad (١١)$$

$$cI^g = \frac{(\lambda_{max}^g - n)}{(n-1)} \quad (١٢)$$

مرحله پنجم: برای محاسبه نرخ ناسازگاری (CR)، شاخص CI بر مقدار شاخص تصادفی (RI) جدول (٢) تقسیم می‌شود. در صورتی که مقدار حاصل کمتر از یک درصد باشد ماتریس سازگار و قابل استفاده تشخیص داده می‌شود. در صورتی که هر دوی این شاخص‌ها کمتر از یک درصد باشد ماتریس فازی سازگار است. در صورتی که هر دو بیشتر از یک درصد باشند، از تصمیم‌گیرنده تقاضا می‌شود تا در اولویت‌های ارائه شده تجدید نظر نماید و در صورتی که تنهایکی از شاخص‌ها بیشتر از یک درصد باشد، تصمیم‌گیرنده تجدیدنظر در مقادیر میانی CR^m (CR^g) قضاوت‌های فازی را انجام می‌دهد.

$$CR^g = \frac{CI^g}{RI^g}CR^m = \frac{CI^m}{RI^m} \quad (١٣)$$

محاسبه وزن معیارها و زیر معیارها و اولویت‌بندی آن‌ها

گام اول در اجرای روش AHP، تشکیل ماتریس مقایسات زوجی نظر کارشناسان می‌باشد. با اتکا به روش دلفی فازی، بدین منظور از طریق مصاحبه با خبرگان نظرات آن‌ها را در مورد عوامل فوق جویا شده، سپس پاسخ یکایک کارشناسان جمع‌آوری شده و خلاصه پاسخ‌ها همراه با رهنمودهایی برای خبرگان در مصاحبه بعدی ارائه می‌شود و از آن‌ها خواسته می‌شود تا مجدداً نظر و عقیده خود را بیان نمایند.این فرآیند تا چندین بار تکرار شده تا یک اتفاق نظر کلی به صورت ماتریس‌هایی که در رابطه‌های (٤٠) تا (٤٥) نشان داده شده است، به دست آید. پس از تشکیل این ماتریس‌ها، مرحله بعدی در این پژوهش محاسبه نرخ سازگاری ماتریس مقایسات زوجی نظر کارشناسان می‌باشد. این امر توسط نرم افزار MATLAB انجام شده است. اگر نرخ سازگاری کمتر از یک دهم باشد آن‌گاه می‌توان وزن معیارها و زیر معیارها را محاسبه نمود. برای مثال، نرخ سازگاری و وزن متغیرهای اقتصادی به طور جزئی در زیر محاسبه شده است.

ماتریس مقایسات زوجی نظر کارشناسان برای معیارهای اقتصادی به صورت رابطه (١٤) می‌باشد.

$$\begin{bmatrix} \text{هزینه} \\ \text{دسترسی به بازار} \\ \text{مجاورت با صنایع} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} (١,١,١) & (٢,٣,٤) & (٩,٩,٩) \\ \left(\frac{١}{٤},\frac{١}{٣},\frac{١}{٢}\right) & (١,١,١) & (٤,٥,٦) \\ \left(\frac{١}{٩},\frac{١}{٩},\frac{١}{٩}\right) & \left(\frac{١}{٦},\frac{١}{٥},\frac{١}{٤}\right) & (١,١,١) \end{bmatrix} \quad (١٤)$$

برای محاسبه نرخ سازگاری، ماتریس مثلثی فازی رابطه (١٤) به دو ماتریس تقسیم می‌شود. ماتریس اول، ماتریس A^M بوده که از اعداد میانی قضاوت‌های مثلثی تشکیل می‌شود و برابر است با:

$$A^M = \begin{bmatrix} ١ & ٣ & ٩ \\ \frac{١}{٣} & ١ & ٥ \\ \frac{١}{٩} & \frac{١}{٥} & ١ \end{bmatrix} \quad (١٥)$$

ماتریس دوم (A^g) شامل میانگین هندسی حدود بالا و پایین اعداد مثلثی می‌باشد و برابر است با:

$$A^g = \begin{bmatrix} ١ & ٢.٨٣ & ٩ \\ ٠.٤٤٤ & ١ & ٤.٩ \\ ٠.١١ & ٠.٢ & ١ \end{bmatrix} \quad (١٦)$$

بردار وزن ماتریس‌های روابط (١٥) و (١٦) با استفاده از روش ساعتی به ترتیب زیر محاسبه می‌شود:

جدول (٢): شاخص‌های تصادفی

اندازه ماتریس	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١
RI^m	٠	٠	٠.٤٨٩	٠.٧٩٣٧	١.٠٧٢٠	١.١٩٩٦	١.٢٨٧٤	١.٣٤١٠	١.٣٧٩٣	١.٤٠٩٥	١.٤١٨١
RI^g	٠	٠	٠.١٧٩٦	٠.٢٦٢٧	٠.٣٥٩٧	٠.٣٨١٨	٠.٤٠٩٠	٠.٤١٦٤	٠.٤٣٤٨	٠.٤٤٥٥	٠.٤٥٣٦

منبع: زنجیرچی، ١٣٩٠

(۱۷)

$$w_1^m = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{b_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} b_{ij}} = \frac{1}{3}\left(\frac{1}{1.148}+\frac{3}{4.2}+\frac{9}{15}\right) = 0.2$$

$$w_2^m = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{b_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} b_{ij}} = \frac{1}{3}\left(\frac{0.33}{1.148}+\frac{1}{4.2}+\frac{5}{15}\right) =$$

0.1111 (۱۸)

$$w_3^m = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{b_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} b_{ij}} = \frac{1}{3}\left(\frac{0.11}{1.148}+\frac{0.2}{4.2}+\frac{1}{15}\right) =$$

0.0222 (۱۹)

$$w_1^g = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{\sqrt{a_{ij}\cdot c_{ij}}}{\sum_{i=1}^{n}\sqrt{a_{ij}\cdot c_{ij}}} = \frac{1}{3}\left(\frac{1}{1.555}+\frac{2.83}{4.03}+\frac{9}{14.9}\right) =$$

0.2014 (۲۰)

$$w_2^g = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{\sqrt{a_{ij}\cdot c_{ij}}}{\sum_{i=1}^{n}\sqrt{a_{ij}\cdot c_{ij}}} = \frac{1}{3}\left(\frac{0.444}{1.555}+\frac{1}{4.03}+\frac{4.9}{14.9}\right) =$$

0.1096 (۲۱)

$$w_3^g = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{\sqrt{a_{ij}\cdot c_{ij}}}{\sum_{i=1}^{n}\sqrt{a_{ij}\cdot c_{ij}}} = \frac{1}{3}\left(\frac{0.11}{1.555}+\frac{0.2}{4.03}+\frac{1}{14.9}\right) =$$

0.224 (۲۲)

بزرگ‌ترین مقدار ویژه برای ماتریس‌های A^M و A^gبه ترتیب برابر است با:

$$\lambda_{max}^m = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} b_{ij}\left(\frac{w_j^m}{w_i^m}\right) = \frac{1}{3}\left[\left(1*\frac{0.2014}{0.2014}+\right.\right.$$

$$+0.110*0.11*1+0.110*0.2014*0.444+0.2014*0.224*9+0.2014*0.11*2.83$$

$$0.110*0.224*4.9+$$

$$0.224*0.224*1+0.224*0.11*0.2+0.224*0.2014*0.111 = 3.0889 \quad (۲۳)$$

$$\lambda_{max}^g = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left(\frac{w_j^g}{w_i^g}\right)\sqrt{a_{ij}\cdot c_{ij}} =$$

$$\frac{1}{3}\left[\left(1*\frac{0.2}{0.2}+3*\frac{0.1096}{0.2}+9*\frac{0.222}{0.2}\right)+\left(0.333*\frac{0.2}{0.1096}+1*\right.\right.$$

$$0.1096*0.222*5+0.1096*0.1096+$$

$$0.2220*0.222*1+0.2220*0.1096*0.2+0.2220*0.2*0.111 = 3.0630 \quad (۲۴)$$

شاخص سازگاری ماتریس‌های A^M و A^g به ترتیب برابر است با:

$$CI^m = \frac{(\lambda_{max}^m - n)}{(n-1)} = \frac{3.0889-3}{3-1} = 0.0444 \quad (۲۵)$$

$$CI^g = \frac{(\lambda_{max}^g - n)}{(n-1)} = \frac{3.0630-3}{3-1} = 0.0315 \quad (۲۶)$$

نرخ سازگاری ماتریس‌های A^M و A^g به ترتیب برابر است با:

$$CR^g = \frac{CI^g}{RI^g} = \frac{0.0444}{0.489} = 0.0370 \quad (۲۷)$$

$$CR^m = \frac{CI^m}{RI^m} = \frac{0.0315}{0.1796} = 0.0826 \quad (۲۸)$$

از آن‌جایی که نرخ سازگاری ماتریس حاصل از اعداد قضاوت‌های میانی (A^M) و ماتریس حاصل از میانگین هندسی حدود پایین و بالای اعداد مثلثی (A^g) کمتر از ۰.۱ می‌باشد بنابراین ماتریس فازی رابطه (۱۴) سازگار است و می‌توان وزن معیارها را محاسبه نمود. به منظور محاسبه وزن معیارها در ابتدا برای هر یک از سطرهای ماتریس مقایسات زوجی، ارزش s_k که خود یک عدد فازی مثلثی است، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n} M_{ij} = (18.5278, 20.6444, 22.8611) \quad (۲۹)$$

$$\left[\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n} M_{ij}\right]^{-1} = (0.0437, 0.0484, 0.054) \quad (۳۰)$$

$$s_1 = \sum_{j=1}^{n} M_{k_j} * \left[\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n} M_{ij}\right]^{-1} = (12,13,14) *$$

$$(0.0437, 0.0484, 0.054) = (0.6781, 0.6124, 0.7556) \quad (۳۱)$$

$$s_2 = \sum_{j=1}^{n} M_{k_j} * \left[\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n} M_{ij}\right]^{-1} = (5.25, 6.333, 7.5) *$$

$$(0.0437, 0.0484, 0.054) = (0.3281, 0.3633, 0.4048) \quad (۳۲)$$

$$s_3 = \sum_{j=1}^{n} M_{k_j} * \left[\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n} M_{ij}\right]^{-1} = (1.2778, 1.3111, 1.3611) *$$

$$(0.0437, 0.0484, 0.054) = (0.0535, 0.0695, 0.2735) \quad (۳۳)$$

برای محاسبه بردار وزن شاخص‌ها در ماتریس مقایسات زوجی به صورت زیر عمل می‌شود:

$$w'(x_1) = \min(۳.۷۹۳۸ \text{ و } ۱) = ۱ \quad (۳۴)$$

$$w'(x_2) = \min(۸.۲۹۹۹ \text{ و } ۱) = ۱ \quad (۳۵)$$

$$w'(x_3) = \min(۷.۲۰۸۴ \text{ و } ۱) = ۱ \quad (۳۶)$$

وزن‌های به‌دست آمده وزن‌های نابهنجار هستند. بردار وزن‌های بهنجار برابر است با:

$$w_1 = \frac{w'(x_i)}{\sum w'(x_i)} = ۱/۳ = ۰.۳۳۳ \quad (۳۷)$$

$$w_2 = \frac{w'(x_i)}{\sum w'(x_i)} = ۱/۳ = ۰.۳۳۳ \quad (۳۸)$$

$$w_3 = \frac{w'(x_i)}{\sum w'(x_i)} = ۱/۳ = ۰.۳۳۳ \quad (۳۹)$$

به طریق مشابه می‌توان نرخ سازگاری و وزن معیارها و زیر معیارها را به دست آورد. رابطه‌های (۴۰) تا (۴۵) ماتریس مقایسات زوجی، نرخ سازگاری و وزن هر یک از معیارهای محاسبه شده در این پژوهش را نشان می‌دهد.

معیارهای مکان‌یابی

$$\begin{bmatrix} \text{اجتماعی} \\ \text{اقتصادی} \\ \text{محیطی} \\ \text{زیربنایی} \\ \text{برنامه‌ریزی} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (۱,۱,۱) & (۱,۱,۱) & \left(\frac{۱}{۶},\frac{۱}{۵},\frac{۱}{۴}\right) & \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) & \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) \\ (۱,۱,۱) & (۱,۱,۱) & \left(\frac{۱}{۹},\frac{۱}{۹},\frac{۱}{۹}\right) & \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) & \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) \\ (۴,۵,۶) & (۹,۹,۹) & (۱,۱,۱) & (۲,۳,۴) & (۲,۳,۴) \\ (۲,۳,۴) & (۲,۳,۴) & \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) & (۱,۱,۱) & (۱,۱,۱) \\ (۲,۳,۴) & (۲,۳,۴) & \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) & (۱,۱,۱) & (۱,۱,۱) \end{bmatrix}$$

$$w = \begin{bmatrix} ۰.۲۳۵۸ \\ ۰.۲۳۹۹ \\ ۰.۲۳۹۹ \\ ۰.۱۴۲۲ \\ ۰.۱۴۲۲ \end{bmatrix} \quad (۴۰)$$

$$CR^m = ۰.۰۱۶۶ \quad CI^m = ۰.۰۱۷۸ \quad \lambda_{max}^m = ۵.۰۷۱۱$$

$$CR^g = ۰.۰۳۶۰ \quad CI^g = ۰.۰۱۳۰ \quad \lambda_{max}^g = ۵.۰۵۱۹$$

عوامل اجتماعی:

$$\begin{bmatrix} \text{بومی‌شناسی} \\ \text{ساختار آموزشی} \\ \text{اشتغال} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (۱,۱,۱) & (۱,۱,۱) & \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) \\ (۱,۱,۱) & (۱,۱,۱) & \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) \\ (۲,۳,۴) & (۲,۳,۴) & (۱,۱,۱) \end{bmatrix} w = \begin{bmatrix} ۰.۳۳۳۳ \\ ۰.۳۳۳۳ \\ ۰.۳۳۳۳ \end{bmatrix} \quad (۴۱)$$

$$CR^m = ۰ \quad CI^m = ۰ \quad \lambda_{max}^m = ۳$$

$$CR^g = ۰ \quad CI^g = ۰ \quad \lambda_{max}^g = ۳$$

عوامل اقتصادی:

$$\begin{bmatrix} \text{هزینه} \\ \text{دسترسی به بازار} \\ \text{مجاورت با صنایع} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (۱,۱,۱) & (۲,۳,۴) & (۹,۹,۹) \\ \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) & (۱,۱,۱) & (۴,۵,۶) \\ \left(\frac{۱}{۹},\frac{۱}{۹},\frac{۱}{۹}\right) & \left(\frac{۱}{۶},\frac{۱}{۵},\frac{۱}{۴}\right) & (۱,۱,۱) \end{bmatrix} w = \begin{bmatrix} ۰.۳۳۳۳ \\ ۰.۳۳۳۳ \\ ۰.۳۳۳۳ \end{bmatrix} \quad (۴۲)$$

$$CR^m = ۰.۰۳۷۰ \quad CI^m = ۰.۰۴۴۴ \quad \lambda_{max}^m = ۳.۰۸۸۹$$

$$CR^g = ۰.۰۸۲۶ \quad CI^g = ۰.۰۳۱۵ \quad \lambda_{max}^g = ۳.۰۶۳۰$$

عوامل زیست محیطی:

$$\begin{bmatrix} \text{مدیریت محیط} \\ \text{آلودگی} \\ \text{مناطق حفاظتی} \\ \text{توپوگرافی} \\ \text{اقلیم} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (۱,۱,۱) & \left(\frac{۱}{۶},\frac{۱}{۵},\frac{۱}{۴}\right) & \left(\frac{۱}{۸},\frac{۱}{۷},\frac{۱}{۶}\right) & \left(\frac{۱}{۶},\frac{۱}{۵},\frac{۱}{۴}\right) & \left(\frac{۱}{۶},\frac{۱}{۵},\frac{۱}{۴}\right) \\ (۴,۵,۶) & (۱,۱,۱) & \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) & (۱,۱,۱) & (۱,۱,۱) \\ (۶,۷,۸) & (۲,۳,۴) & (۱,۱,۱) & (۲,۳,۴) & (۲,۳,۴) \\ (۴,۵,۶) & (۱,۱,۱) & \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) & (۱,۱,۱) & (۱,۱,۱) \\ (۴,۵,۶) & (۱,۱,۱) & \left(\frac{۱}{۴},\frac{۱}{۳},\frac{۱}{۲}\right) & (۱,۱,۱) & (۱,۱,۱) \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} ۰.۲۳۹۷ \\ ۰.۱۷۳۵ \\ ۰.۲۳۹۷ \\ ۰.۱۷۳۵ \\ ۰.۱۷۳۵ \end{bmatrix} \quad (۴۳)$$

$$CR^m = ۰.۰۲۸۴ \quad CI^m = ۰.۰۳۰۵ \quad \lambda_{max}^m = ۵.۱۲۱۹$$

$$CR^g = ۰.۰۶۹۵ \quad CI^g = ۰.۰۲۵۰ \quad \lambda_{max}^g = ۵.۱$$

عوامل زیر بنایی:

$$\begin{bmatrix}\text{حمل‌ونقل}\\ \text{دسترسی به انرژی}\\ \text{دسترسی به آب}\\ \text{دسترسی به بازیافت}\\ \text{دفع زباله}\\ \text{وجود خدمات}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}(1,1,1) & \left(\frac{1}{6},\frac{1}{5},\frac{1}{4}\right) & \left(\frac{1}{9},\frac{1}{9},\frac{1}{9}\right) & \left(\frac{1}{4},\frac{1}{3},\frac{1}{2}\right) & \left(\frac{1}{6},\frac{1}{5},\frac{1}{4}\right) & \left(\frac{1}{6},\frac{1}{5},\frac{1}{4}\right)\\ (4,5,6) & (1,1,1) & \left(\frac{1}{4},\frac{1}{3},\frac{1}{2}\right) & (2,3,4) & (1,1,1) & (1,1,1)\\ (9,9,9) & (2,3,4) & (1,1,1) & (9,9,9) & (2,3,4) & (2,3,4)\\ (2,3,4) & \left(\frac{1}{4},\frac{1}{3},\frac{1}{2}\right) & \left(\frac{1}{9},\frac{1}{9},\frac{1}{9}\right) & (1,1,1) & \left(\frac{1}{4},\frac{1}{3},\frac{1}{2}\right) & \left(\frac{1}{4},\frac{1}{3},\frac{1}{2}\right)\\ (4,5,6) & (1,1,1) & \left(\frac{1}{4},\frac{1}{3},\frac{1}{2}\right) & (2,3,4) & (1,1,1) & (1,1,1)\\ (4,5,6) & (1,1,1) & \left(\frac{1}{4},\frac{1}{3},\frac{1}{2}\right) & (2,3,4) & (1,1,1) & (1,1,1)\end{bmatrix}\text{w}=\begin{bmatrix}0.2125\\ 0.1614\\ 0.2125\\ 0.0906\\ 0.1614\\ 0.1614\end{bmatrix} \quad (44)$$

$$\text{CR}^{\text{m}}=0.0173 \quad \text{CI}^{\text{m}}=0.0207 \quad \lambda_{\max}^{\text{m}}=6.1037$$
$$\text{CR}^{\text{g}}=0.0391 \quad \text{CI}^{\text{g}}=0.0149 \quad \lambda_{\max}^{\text{g}}=6.0747$$

عوامل برنامه‌ریزی:

$$\begin{bmatrix}\text{وجود طرح های توسعه منطقه ای}\\ \text{وجود طرح های توسعه صنعتی}\\ \text{وجود طرح های طبقه بندی اراضی}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}(1,1,1) & (1,1,1) & \left(\frac{1}{6},\frac{1}{5},\frac{1}{4}\right)\\ (1,1,1) & (1,1,1) & \left(\frac{1}{6},\frac{1}{5},\frac{1}{4}\right)\\ (4,5,6) & (4,5,6) & (1,1,1)\end{bmatrix}$$

$$\text{w}=\begin{bmatrix}0.3333\\ 0.3333\\ 0.3333\end{bmatrix} \quad (45)$$

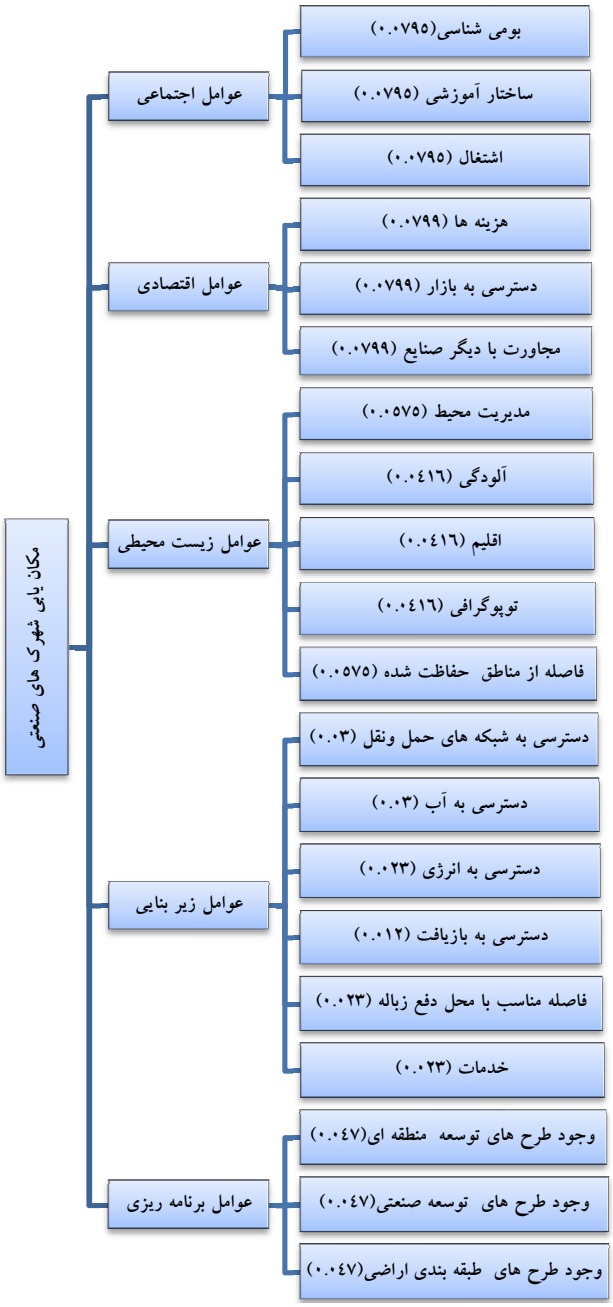
$$\text{CR}^{\text{m}}=0 \quad \text{CI}^{\text{m}}=0 \quad \lambda_{\max}^{\text{m}}=3$$
$$\text{CR}^{\text{g}}=0 \quad \text{CI}^{\text{g}}=0 \quad \lambda_{\max}^{\text{g}}=3$$

در نهایت بردار ویژه اوزان اهمیت گروه‌های پنج‌گانه (معیارها) در اوزان زیر معیارهای مربوطه ضرب شده تا اوزان اهمیت نهایی زیر معیارها حاصل شود. سپس با استفاده از اوزان اهمیت نهایی می‌توان معیارهای ۲۰ گانه را رتبه‌بندی نمود. اوزان اهمیت نهایی زیر معیارها در شکل ۵ صفحه بعد نشان داده شده است.

همان‌گونه که در شکل ۵ مشاهده می‌شود فاکتورهای دسترسی به بازار، هزینه‌ها و وجود صنایع با داشتن ضریب ۰.۰۷۹۹ دارای بیشترین تاثیر در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی هستند. پس از آن فاکتورهای بوم‌شناسی، ساختار آموزشی و اشتغال با داشتن ضریب ۰.۰۷۹۵ از لحاظ اهمیت بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی در جایگاه دوم قرار دارند. پس از آن مدیریت محیط و فاصله از مناطق حفاظت شده با داشتن ضریب ۰.۰۵۷۵ جایگاه سوم اهمیت در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی را دارد. دسترسی به بازیافت با داشتن ضریب ۰.۰۱۲ دارای کمترین اهمیت در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی می‌باشد. در مجموع می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی عوامل اقتصادی و اجتماعی دارای بیشترین اهمیت می‌باشد.

خلاصه و نتیجه‌گیری

مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی یکی از عوامل مهم برنامه‌ریزی در امر توسعه منطقه‌ای است. توزیع منطقی و متوازن فعالیت‌های اقتصادی و اهداف توسعه منطقه‌ای از بعد سیاسی و اجتماعی و استقرار واحدهای صنعتی، رشد اقتصادی را به دنبال داشته و توزیع بهتر به کاهش اختلافات منطقه‌ای و تعدیل نابرابری‌های شهری و روستایی منجر شده و به نوعی تحقق عدالت اجتماعی را در سطح منطقه در پی خواهد داشت. یکی از مسائل مهم در روند مکان‌یابی، حداکثر کردن کارایی در فرآیند توسعه ملی و منطقه‌ای است. از آن جایی که کارایی، ترکیب بهینه و تخصیص بهینه عوامل تولید تعریف می‌شود، تصمیم‌گیری در مورد مکان، لزوم استفاده بهتر از منابع طبیعی و انسانی را به دنبال دارد.



شکل (۵): اوزان اهمیت نهایی زیر معیارها

بدین لحاظ فرآیند مکان‌یابی، بخش مسلمی از طرح‌های آمایش سرزمین به شمار می‌رود (آگهی و عبدی، ۱۳۸۸). بنابراین، می‌توان گفت از آن‌جایی که مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی منجر به هماهنگی اهداف برنامه‌ریزان توسعه اقتصادی، برنامه‌ریزان توسعه شهری، بنگاه‌های اقتصادی و اهداف زیست‌محیطی می‌شود، به نوعی در راه دستیابی به توسعه پایدار گام بر می‌دارد. دستیابی به چنین هدفی مستلزم بازنگری در معیارهای مکان‌یابی با توجه به شاخص‌های توسعه پایدار است.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که عوامل اجتماعی (شامل بومی‌شناسی، ساختار آموزشی و اشتغال)، عوامل اقتصادی (هزینه‌ها، مجاورت با دیگر صنایع و دسترسی به بازار)، عوامل زیست‌محیطی (مدیریت محیط، اقلیم، توپوگرافی، فاصله از مناطق حفاظت شده و آلودگی)، عوامل زیر بنایی (مجاورت با شبکه‌های حمل‌ونقل، دسترسی به انرژی، دسترسی به آب، دسترسی به بازیافت، دسترسی به محل دفع زباله و وجود خدمات) و عوامل برنامه‌ریزی (وجود طرح‌های توسعه منطقه‌ای، وجود طرح‌های توسعه صنعتی و وجود طرح‌های طبقه‌بندی اراضی) از جمله عوامل موثر بر مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی است که با شاخص‌های توسعه پایدار هماهنگ است. معیارهای مطرح شده در یک ساختار سلسله مراتبی سازمان‌دهی شده‌اند. اولویت‌بندی معیارها و زیر معیارها به روش AHP فازی و اعداد فازی مثلثی صورت گرفته است. نتایج مدل بیانگر آن است که معیارهای اقتصادی و اجتماعی با داشتن ضرایب ۰.۰۷۹۹ و ۰.۰۷۹۵ به ترتیب بیشترین اثر را در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی دارند.بنابراین، نیاز است تا برنامه‌ریزان در مکان‌یابی شهرک‌های صنعتی به عوامل اجتماعی و اقتصادی توجه بیشتری نمایند.

منابع:

1. Abbasinejad, H. and Abdoli, G. (2007), “Industry Agglomeration in Industrial and Economic Development”, Economic Research. 78. pp. 59-86
2. Agahi, H. and Abdi, F. (2009), “Site Selection and Capacity Measurment of Third Suger Firm of Kermanshah Province”, Agricultural Economics and Development, 68, pp.14-25.
3. Asgharpour, M.J. (2004), “Multi Criteria Decision”, Tehran University Press.
4. Azar, A. and Faraji, H. (2007), “Science of Fuzzy Management”, KetabeMehrban Press.
5. Cann, P.I.M. (2002), “Industrial Location Economics”, Edward Elgar.
6. Esmailiyan, A. (2003), “Survey of Industrial Park in Isfahan Province”, Economic Magazine, 29, pp. 35-60.
7. Ferna´ndez, R. (2009), “Descriptive Model and Evaluation System to Locate Sustainable

Industrial Areas", Journal of Cleaner Production, 17, pp. 87–100.
8. Ghodsipoor, H. (2006), "Analytical Hierarchy Process (AHP) ", Amir Kabir University Press.
9. Gibbs, D. and Deutz, P. (2007), "Reflections on Implementing Industrial Ecology through Eco-industrial Park Development", Journal of Cleaner Production 15, pp. 1683-1695.
10. Khalesi, B. (2008), "Survey of Site Selection of Industrial Park, Case Study: Iran Khodro Industrial Park in Takestan", M.A. Thesis. Tarbiat Moddares University.
11. Madadi, M. (2003), "Evaluation of Site Selection of Industrial Park, Case Study: Shahrekord Industrial Park", M.A. Thesis. Tabriz University.
12. Massachusetts University, (2006), "Industrial Park Site Assessment Analysis for the Franklin Regional Council of Governments Franklin County, Massachusetts", Massachusetts: University of Massachusetts, Amherst Department of Landscape Architecture and Regional Planningo.
13. Mohamadi Mozafari, Z. (2004), "Survey of Industrial Park of Fars Providence and Executive Guideline", Economic Magazine, 39, pp. 45-60.
14. Moses, L.N. (1958), "Location and the Theory of Production", The Quarterly Journal of Economics, 72, pp. 259-272.
15. Motie Langrudi, S.H. (2001), "Social and Economic Effect of Industrial Park in Rural Area: Case Study of Mashhad Industrial Park", Geography Research, 508, pp. 36-45.
16. Pellenbarg, P. (2002), "Sustainable Bussiness Site in the Netherland: A Review", Journal of Environmental Planning and Management, 45 (1), pp. 59-84.
17. Razavian, M.T. (2007), "Site Selection of Industrial Firm: A Discussion in Spatial Economics", Ahvaz Azad University.
18. Roberts, B.H. (2004), "The Application of Industrial Ecology Principles and Planning Guidelines for the Development of Eco-Industrial Parks: an Australian case study", Journal of Cleaner Production, 12, pp. 997–1010.
19. Ruiz, M.C. (2007), "The Development of a New Methodology Based on GIS and Fuzzy Logic to Locate Sustainable Industrial Areas", Paper presented at the Geographic Information Science.
20. Ruiz, M.C., Romero, E., Perez, M.A. and Fernandez, J. (2011), "Development and Aplication of a Multi- Criteria Spatial Decision Support System Planning Sustainable Industrial area in Northern Spain", Automation in Construction.
21. Sabbagh Kermani, M. (2001), "Regional Economics: Theory and Models", Samt Press.
22. Shiri, K. (2001), "Using Different Models in Site Selection of Industrial Parks, Case Study: Gachsaran Town", M.A. Thesis, Shahid Beheshti University.
23. Zahedi, M. and Moalemi, M. (2010), "Evaluation of Economic Projects", Payam-e-Noor University Press.
24. Zangane, A. and Soleimani, M. (2005), "Location of Industrial Park and Environmental Effect on Arak City", Geography Research, 51, pp. 33-49.
25. Zanjirchi, S.M. (2011), "Fuzzy Analytical Hierarchy Process", Sanei Press.

تحلیل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر اثر اصلاح یارانه حامل‌های انرژی بر تورم و تولید ناخالص داخلی

Computable General Equilibrium Analysis of the Effect of Energy Carrier's Subsidies Reform on Inflation and GDP

دکتر سید ابراهیم حسینی‌نسب*،
هاتف حاضری نیری**

دریافت:۱۳۹۱/۰۲/۱۱ پذیرش:۱۳۹۱/۰۵/۲۵

چکیده:

اندازه‌گیری آثار اقتصادی اصلاح یارانه انرژی و تعیین نحوه اعمال اقدامات حمایتی جهت کاهش آثار منفی آن از مهمترین گامهای اساسی و حیاتی در تعیین شرایط و سناریوهای اصلاح قیمت حامل‌های انرژی می‌باشد. مطالعه حاضر اثر اصلاح یارانه انرژی بر تولید و تورم را بر اساس سناریوهای قانون مصوب مجلس سال ۱۳۸۹ به صورت کمی و با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر استاندارد مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که افزایش قیمت حامل‌های انرژی بدون بازتوزیع درآمد موجب کاهش معنی دار تولید کل، نرخ اشتغال و افزایش نرخ تورم می‌شود. از طرفی دیگر بسته‌های حمایتی دولت و بازتوزیع درآمد ناشی از اصلاح قیمت انرژی تحت سناریوهای مختلف به سمت تولیدکنندگان و مصرف کنندگان تا حد قابل توجهی بخشی از افزایش هزینه‌های تولید را جبران نموده و درصد کاهش در تولید کل و اشتغال را کمتر می‌کند. در مقابل افزایش نقدینگی ناشی از این بازتوزیع موجب افزایش فشار تقاضا و بنابراین افزایش بیشتر نرخ تورم می‌گردد.

کلمات کلیدی: مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، اصلاح یارانه، قیمت حامل‌های انرژی، تولید کل، تورم.

طبقه‌بندی JEL: C68, D50, D58, Q48.

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
Email: gebhn23@gmail.com
** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
Email: Hatef_Hazeri@yahoo.com

Seyed Ebrahim Hoseininasab (Ph.D.),*
*Hatef Hazeri Niri***

Accepted: 15/July/2012 Received: 1/Mar/2012

Abstract:

Measuring the economic effects of energy subsidy reform and determining how to apply protective measures to reduce its negative effects are the most essential steps in determining the conditions and scenarios of energy price reform. This paper evaluates the effects of energy subsidy reform on inflation and GDP based on approved scenarios by Parliament in 2010 using standard computable general equilibrium (SCGE) model. The results show that reforming energy carrier's subsidies without income redistribution will result in a significant fall in total production and employment and will lead to higher inflation. On the other hand, supportive government policies and income redistribution resulting from energy price reforms under various scenarios to producers and consumers considerably will compensate increased production costs and will decline the percent of unemployment and reduction in total production. In contrast, the increased liquidity resulting from redistribution increases the pressure of demand and inflation.

Keywords: Computable General Equilibrium Model, Subsidy Reform ,Energy Carrier's Price, Total Output, Inflation, Employment.
JEL: C68, D50, D58, Q48.

* Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: gebhn23@gmail.com
** Ph.D. Student in Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: Hatef_Hazeri@yahoo.com

مقدمه:

در سند چشم‌انداز بیست ساله جهت رسیدن به توسعه پایدار و ارتقاء در همه زمینه‌های منطقه‌ای و جامعه بین‌المللی، اصلاح فرایندهای اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی مورد تاکید واقع شده و در این میان ساماندهی بازار انرژی کشور و اصلاح قیمت حامل‌های انرژی نیز از اهمیت زیادی برخوردار است. چرا که یکی از منابع لازم برای توسعه بخش‌های اقتصادی امکان دستیابی به انرژی با قیمت‌های متعادل و مبادله‌ای است تا تخصیص منابع بطور مناسب صورت گیرد. آشکار است که قیمت‌گذاری نامتعادل حامل‌های انرژی موجب تحمیل بار سنگین مالی بر دولت و واحدهای عرضه‌کننده انرژی و به دنبال آن موجب از بین رفتن بخشی از توان مالی کشور می‌شود. در کشور ما نیز قیمت حامل‌های انرژی در مقایسه با قیمت دیگر کالاها فرصت نامتوازنی را برای مصرف‌کنندگان بوجود آورده که در نتیجه آن مصرف انواع حامل‌های انرژی بطور بی‌رویه افزایش یافته است، بطوری که طبق آمار موجود طی دهه ١٣٨٦-١٣٧٦ متوسط رشد سرانه مصرف انرژی ٤.٢٧ درصد بوده، در حالی که رشد تولید سرانه انرژی در مدت مشابه ٤.٢٢ درصد بوده است و این بیانگر این است که رشد مصرف و تولید انرژی از رشد جمعیت بیشتر بوده است(Ministry of Energy, 2009).

امروزه بحث انرژی در استراتژی سیاست‌های کلان بسیاری از کشورها به عنوان شاخص توسعه مطرح می‌باشد. بطور کلی هر چقدر مصرف انرژی بخش صنعت در کشوری بیشتر باشد، نشان‌دهنده رشد آن کشور در امر توسعه است. البته مصرف انرژی به تنهایی کافی نیست بلکه این افزایش مصرف انرژی باید توأم با کاهش شدت مصرف انرژی باشد تا بتواند توسعه پایداری را ایجاد نماید. بررسی و مقایسه وضعیت ایران و سایرکشورهای جهان از نظر چگونگی مصرف انرژی و میزان اثربخشی آن بر توسعه اقتصادی با استفاده از شاخص‌های کلان اقتصاد انرژی نشان می‌دهد که ایران در جایگاه مناسبی قرار ندارد. به عنوان مثال بر اساس شاخص ضریب انرژی[1] که از تقسیم نرخ رشد مصرف نهایی انرژی به نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید[2]، ضریب انرژی در ایران همواره از یک بزرگتر بوده که نشان‌دهنده برقراری رابطه ضعیف مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی می‌باشد. طی دوره ٢٠٠٨-٢٠٠٠ ضریب پایین انرژی کشورهای OECD[3] (٠.١٧)، آمریکای شمالی(٠.١٣) و ژاپن(٠.٧٢-) نسبت به ایران(١.٠١) دلالت بر بهره‌برداری مناسب از انرژی در کشورهای صنعتی می‌باشد (Ministry of Energy, 2009). لذا در ایران نیز طی سالهای اخیر اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در دستور کار کارشناسان قرار گرفته و اصلاح قیمت حامل‌های انرژی به یکی از مهمترین مباحث سیاست‌های اقتصادی تبدیل شده و سئوالات مختلفی از قبیل چگونگی اثرگذاری اصلاح قیمت انرژی بر متغیرهای کلان اقتصادی به ویژه تولید ناخالص داخلی و تورم مطرح گردیده است.

آشکار است با اجرای سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بسیاری از متغیرهای اقتصادی به طور مستقیم و غیرمستقیم تحت تاثیر قرار می‌گیرند. اما برخی از متغیرهای اقتصادی از قبیل تولید ناخالص داخلی و تورم به دلیل وزن و اهمیت آنها در میان سایر متغیرها، بیشتر قابل توجه و تاکید می‌باشند و اثرات تبعی تاثیرگذاری این متغیرها بر سایر متغیرهای اقتصادی، اهمیت آنها را در اجرای سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بیشتر یادآوری می‌کند. به همین جهت اندازه‌گیری آثار اقتصادی اصلاح یارانه انرژی و تعیین نحوه اعمال اقدامات حمایتی و بازتوزیع درآمدی جهت کاهش آثار منفی آن یکی از مهمترین گامهای اساسی و حیاتی در تعیین شرایط و سناریوهای اصلاح قیمت حامل‌های انرژی می‌باشد. لکن به رغم اهمیت موضوع اصلاح یارانه انرژی و اثرات گسترده آن بر متغیرهای اقتصادی و حتی اجتماعی، پژوهش جامع و دقیق در این خصوص انجام نگرفته است. لذا با توجه به اهمیت بسیار بالای مسأله مطرح شده، هدف اصلی تحقیق

1. Energy Coefficient.

٢. به دلیل استفاده از نرخ رشد در ضریب انرژی، مشکلات تبدیل به واحد یکسان جهت مقایسه(مانند نرخ ارز در مقایسه شدت انرژی) در این شاخص وجود ندارد. معمولاً در ارزیابی ضریب انرژی که آن را با عدد یک مقایسه می‌نمایند، نسبت پایین ضریب انرژی به ویژه در کشورهای توسعه یافته بیانگر حداقل مصرف انرژی با توجه به میزان تولیدات می‌باشد.

3. Organization for Economic Co-operation and Development.

بررسی اثر سیاست اصلاح یارانه حامل‌های انرژی بر تولید ناخالص داخلی و تورم می‌باشد.

ادبیات موضوع:

چند سالی است که در کشور سیاست اصلاح یارانه انرژی و افزایش قیمت حامل‌های انرژی به یکی از مهمترین مباحث سیاست‌های اقتصادی تبدیل شده است و در این رابطه استدلال‌ها و مطالعات مختلفی در مورد تغییر قیمت حامل‌های انرژی و آثار اقتصادی آن و به ویژه آثار تورمی مطرح شده است که در ادامه اشاره می‌گردد.

پرمه (۱۳۸٤) در مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی یارانه انرژی و آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر سطوح قیمت‌ها در ایران با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی قیمتی، آثار تورمی ناشی از افزایش قیمت حاملهای انرژی (فرآورده‌های نفتی، برق و گازطبیعی) را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که تعدیل قیمت تمام حامل‌های انرژی به سطح قیمت‌های جهانی گویای آن است که تورم به وجود آمده ۳۵.٦ درصد خواهد بود (Parmeh, 2005).

فتینی و بیکن[1] (۱۹۹۹)، در گزارش بانک جهانی با عنوان اثرات اقتصادی افزایش قیمت انرژی تا سطح قیمتهای مرزی در ایران به کمک مدل داده- ستانده، اثرات تورمی افزایش قیمت حامل‌های انرژی را بر قیمت سایر بخش‌های اقتصادی مورد بررسی قرار داده‌اند، نتایج بیانگر آن است که تعدیل قیمت‌ها تا سطح قیمت‌های مرزی باعث افزایش ۱۳ درصد سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. همچنین افزایش قیمت انرژی باعث کاهش کسری بودجه عمومی شده و برتر از تجارت خارجی تأثیر مثبت دارد؛ اما در بخش صادرات، چون صادرات ایران محدود و انرژی بری پایین دارند، افزایش قیمت انرژی، تأثیر کمی بر صادرات دارد. در بخش واردات هزینه تولید کالاهای داخلی افزایش می‌یابد که باید با مکانیسم درست از آنها حمایت شود تا قدرت رقابت در بازار جهانی را داشته باشد (Fetini and Bacon, 1999).

جنسن و تار[2] (۲۰۰۳) سیاست‌های تجاری، افزایش نرخ ارز و سیاست‌های انرژی ایران را در یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، مطالعه کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که اصلاحات ترکیبی در سه مورد اشاره شده، منافع بزرگی به همراه داشته و این منافع، درآمد مصرف کنندگان را ۵۰ درصد افزایش داده‌اند، ۷ درصد این منافع در اثر اصلاحات تجاری،۷ درصد به دلیل اصلاح نرخ ارز و ۳٦ درصد در اثر اصلاح قیمت حامل‌های انرژی به دست می‌آید. به علاوه، اتخاذ سیاست‌های مناسب هدفمند کردن یارانه‌ها می‌تواند آثار منفی اصلاح قیمت‌ها بر فقرا را کاهش دهد. در صورتی که منافع به دست آمده به صورت پرداخت‌های مستقیم درآمدی در اختیار همه‌ی خانوارها (نه تنها خانوارهای فقیر) قرار گیرد، تأثیر بزرگی بر افزایش درآمد خانوارهای فقیر در مقایسه با وضع فعلی دارد و فقیرترین خانوارهای روستایی و شهری به ترتیب ۲۹۰ و ۱٤۰ درصد بر درآمدشان افزوده می‌شود (Jensen and Tarr,2003).

بانک جهانی[3] (۲۰۰۳)، با استفاده از جدول داده- ستانده به بررسی اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی در چارچوب طرح هدفمند کردن یارانه‌ها بر افزایش قیمت در زیر بخش‌های اقتصادی و تورم کل اقتصاد پرداخته است. بر اساس برآوردهای انجام شده در صورتی که قیمت حامل‌های انرژی در سال۲۰۰۳، به سطح قیمت جهانی برسد، ۳۰.۵ درصد به تورم موجود افزوده می‌شود. اگر قیمت‌های داخلی در یک دوره‌ی سه ساله (از سال ۲۰۰٤)، به سطح قیمت‌های جهانی تعدیل یابد، در سال۲۰۰٦ حدود ۳۱.۹ درصد به تورم موجود در طول سال مذکور افزوده می‌شود و میزان تورم مازاد ناشی از افزایش قیمتهای حامل‌های انرژی در سال‌های۲۰۰٤، ۲۰۰۵ و ۲۰۰٦ به ترتیب به تورم ۹.٤، ۹.۰ و ۹.۸ درصد خواهد بود که در واقع، این مقدار تورم مازاد به تورم سالیانه افزوده می‌شود. در صورتی که تعدیل قیمت‌ها در یک دوره‌ی ۵ ساله صورت گیرد و شروع این تعدیل از سال ۲۰۰۳ باشد، مجموع تورم به وجود آمده در پایان سال ۲۰۰۷، برابر ۳٦.۹ درصد بوده و در

1. Fetini & Bacon (1991)

2. Jensen and Tarr (2003)
3. World Bank (2003)

طی این پنج سال میزان افزایش تورم به ترتیب برابر۵.۹، ۵.۹، ٦.۳، ۷.۰ و ۷.۳ درصد خواهد بود. در مجموع نتایج این مطالعه نشان دهنده‌ی تورمی در حدود۳۰.۵ درصد برای کل اقتصاد است (World Bank, 2003).

لین و جیانگ[1] (۲۰۱۰)، در بررسی خود پس از برآورد میزان یارانه‌های تخصیص یافته به بخش انرژی به روش شکاف قیمتی، در قالب مدل CGE بر پایه داده‌های سال ۲۰۰۷، به بررسی اثرات اصلاح یارانه انرژی بر متغیرهای اقتصاد کلان در چین پرداخته اند. نتایج بیانگر آن است که تحت سناریوی حذف کامل انرژی بدون بازتوزیع درآمد کاهش رفاه اقتصادی، تولید ناخالص داخلی و اشتغال به ترتیب ۲.۰۳، ۱.٥٦ و ۱.٤۱ درصد می‌شود. تحت سناریوی حذف کامل یارانه انرژی و بازتوزیع ۳۵ درصد از درآمد آن به اقتصاد آثار مثبتی را داشته بطوریکه رفاه اقتصادی، تولید ناخالص داخلی و اشتغال به ترتیب۰.۱٦، ۰.۳۷ و ۰.۵۳ درصد افزایش می‌یابد. در سناریوی سوم در صورت بازتوزیع ۵۰ درصد ذخایر حذف یارانه، رفاه اقتصادی ۱.۵۲ درصد، تولیدناخالص داخلی ۱.۷٤ درصد و اشتغال نیز ۲.۰۷ درصد افزایش خواهد داشت (Lin and Jiang, 2010).

مطالعات انجام شده در ایران اثرات اصلاح یارانه انرژی را بیشتر با تأکید بر تورم و به صورت کیفی و تحلیلی مورد بررسی قرار داده و بیشتر پژوهش‌ها بر پایه مدل داده- ستانده بوده‌اند. نقطه ضعف اصلی این روش، مبتنی بودن آن بر منطق حسابداری به جای منطق اقتصادی است. به این معنا که در این روش رفتار مکانیکی برای آحاد اقتصادی فرض می‌شود و واکنش خانوارها و بنگاهها به تغییر قیمت‌ها، که ناشی از تصمیم‌گیری اقتصادی خانوارها و بنگاهها بر مبنای قیمت‌های جدید است و می‌تواند به صورت تغییر سبد مصرفی یا تغییر ترکیب نهاده‌های تولید ظاهر شود، در نظر گرفته نمی‌شود. نکته دیگر اینکه در این روش قیمت‌ها بر اثر تعادل عرضه و تقاضا در بازارها ظاهر نمی‌شوند، بلکه به صورت تابعی خطی از قیمت نهاده‌های تولید فرض می‌شوند (UNEP, 2004). با توجه به این کاستی‌ها، بطور کلی استفاده از این روش برای تحلیل پیامدهای اجرای سیاست‌هایی چون طرح تحول اقتصادی که دارای ابعاد گسترده‌ای بوده و نیازمند منطق اقتصادی برای تحلیل و پیش‌بینی دقیق آثار آن هستند توصیه نمی‌شود. شاید علت مورد استفاده قرار گرفتن بیش‌تر این روش در مطالعات داخلی نیز همان سادگی نسبی و در دسترس بودن جداول داده- ستانده برای اقتصاد ایران باشد.

پژوهش حاضر به منظور تکمیل مطالعات گذشته نوآوری ویژه‌ای داشته است. در خصوص نوآوری تحقیق می‌توان گفت که مطالعه حاضر اثر اصلاح یارانه انرژی بر تولید و تورم را بر اساس سناریوهای قانون مصوب مجلس(۱۳۸۹) به صورت کمی با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر استاندارد(SCGE)[2] لافگرین و روبینسون[3] (۲۰۰۲) به علت سازگاری بیشتر با ساختار کشورهای در حال توسعه،که همه بخش‌های اقتصادی را باهم در نظر می‌گیرد، بررسی می‌نماید. مدل استاندارد لافگرین بر مبنای کار اصلی درویس(۱۹۸۲)[4] طراحی شده که بر مبنای مدلسازی ساختارگرایی نئوکلاسیکی[5] بنا شده است. از جمله ویژگی‌های خاص مدل مذکور در نظر گرفتن مصرف خانگی کالاهای غیر بازاری، هزینه مبادلاتی کالاهای بازاری و تمایز بین فعالیت‌های تولیدی و کالاهای تولیدی را که امکان می‌دهد هر فعالیتی چندین کالا تولید نماید و هر کالایی هم توسط چندین فعالیت تولید و عرضه شود، می باشد. دیگر اینکه در این مدل‌ها می‌توان از انواع مکانیسم‌های مختلف تعادل‌های کلان و همچنین مدل‌سازی بازار عوامل تولید در حالت‌های مختلف استفاده نمود(Lofgren and Robinson, 2002).

نکته دیگر اینکه در این مطالعه سیاست‌های بازتوزیع درآمدی ناشی از اصلاح یارانه تحت سناریوهای مختلف نیز مورد شبیه‌سازی و تحلیل قرار می‌گیرد.

اثرات اقتصادی اصلاح یارانه حامل‌های انرژی:

سیاست اصلاح یارانه انرژی می‌تواند اختلال بوجود آمده در قیمت‌های تعادلی بازار آزاد را از بین برده و منجر به علامت‌دهی درست در تخصیص منابع به تولیدکنندگان و

1. Lin and Jiang (2010)

2. Standard Computable General Equilibrium.
3. Lofgren and Robinson.
4. Dervis.
5. Neoclassical- Structuralism Modeling.

مصرف‌کنندگان انرژی شود. آشکار است که با رفع این اختلال در قیمت‌ها، تمامی هزینه‌های تولید انرژی (شامل هزینه فرصت) در قیمت آن ظاهر می‌گردد و در این صورت تخصیص منابع میان انرژی و سایر مصارف به صورت بهینه صورت می‌گیرد. نتایج مطالعات گسترده‌ی مدلسازی اقتصادی تک کشوری[1] و جهانی نشان می‌دهد که اصلاح یارانه انرژی از طریق تخصیص کارآمد منابع در بلندمدت در مجموع منجر به تغییرات مثبت در توسعه اقتصادی می‌شود(UNEP, 2004). اثرگذاری سیاست اصلاح یارانه انرژی بر سطح تولید ناخالص داخلی از دو جنبه عرضه و تقاضای کل قابل بحث و بررسی است. اصلاح یارانه از جانب عرضه کل از سه ناحیه تغییرات قیمت نهاده انرژی در فرآیند تولید بنگاه، دستمزد نیروی کار و قیمت سرمایه اثرگذار می‌باشد. اصلاح یارانه انرژی و به دنبال آن افزایش قیمت انرژی به عنوان عامل تولید منجر به افزایش هزینه تولید بنگاه‌های اقتصادی خواهد شد که این امر باعث کاهش سطح تولید و افزایش سطح عمومی قیمت خواهد شد. چرا که بسیاری از بنگاههای اقتصادی در مقابل شوک افزایش هزینه در کوتاه مدت فرصت جانشین نمودن نهاده‌های تولید را نداشته و حتی در صورتی که شوک قیمت انرژی بسیار بالا باشد علاوه برکاهش سطح تولید منجر به تعطیلی برخی بنگاهها نیز می‌گردد. عمده مطالعات تجربی در ادبیات برآورد هزینه نیز نشان داده است که در کوتاه مدت تقاضای سرمایه نسبت به تغییر قیمت انرژی تغییر چندانی نمی‌کند و در بلندمدت امکان جانشینی بین آنها وجود دارد اما در بلندمدت به دلیل تغییر در ساختار تولید و تکنولوژی بنگاه‌های اقتصادی و صرفه‌جویی ناشی از کاهش مصرف انرژی، انتظار می‌رود که کارایی اقتصادی و عرضه کل اقتصاد افزایش یابد (Atkeson and Patrick, 1999).

به عبارت دیگر در بلندمدت صنایع علاوه بر ساختار هزینه، تکنولوژی تولید خود را نیز با شرایط جدید بطور کامل تطبیق می‌دهند. مورد دیگری که می‌توان به آن اشاره نمود کاهش قدرت رقابت‌پذیری بسیاری از بنگاهها است. در صورتی که دولت سیاست تثبیت نرخ ارز را پیگیری کند اصلاح یارانه انرژی موجب می‌شود که قدرت رقابت‌پذیری بسیاری از صنایع در بازارهای جهانی به علت افزایش قیمت تمام شده تولیدات، کاهش یابد و با افزایش واردات کالاهای مصرفی و عمدتاً واسطه‌ای، تولید داخلی در بخش‌های قابل توجهی کاهش یابد.

در سمت تقاضای کل، اصلاح یارانه انرژی از طریق اثر جانشینی و اثر درآمدی تأثیرگذار می‌باشد. از یک طرف اصلاح یارانه انرژی و افزایش قیمت انرژی به صورت مستقیم باعث کاهش مصرف واقعی انرژی در سطح کل اقتصاد خواهد شد که در نتیجه باعث کاهش مصرف در طرف تقاضای کل نیز می‌گردد. کانال دیگر اثرگذاری بر تقاضای کل اقتصاد از طریق اثر درآمدی می‌باشد. افزایش سطح عمومی قیمت سایر کالاها و خدمات در نتیجه افزایش قیمت انرژی منجر به کاهش قدرت خرید و درآمد واقعی قابل تصرف خانوارها شده و بنابراین انتظار می‌رود که سطح مصرف کل کالاها و خدمات و بنابراین تقاضای کل کاهش یابد. از طرف دیگر بسته‌های حمایتی دولت و بازتوزیع درآمد ناشی از اصلاح قیمت انرژی به سمت تولیدکنندگان و مصرف کنندگان تا حد قابل توجهی منجر به کاهش اثرات مذکور می‌شود. بنابراین علیرغم تغییر ترکیب تولید ناخالص داخلی، تحت سناریوهای مختلف بازتوزیع درآمد و سیاست‌های حمایتی، تغییرات در سطح تولید بیشتر به ساختار اقتصادی کشورها بستگی دارد.

نکته دیگر در ارتباط با آثار اقتصادی اصلاح یارانه انرژی این است که در میان متغیرهای کلیدی کلان اقتصادی، تورم به عنوان هسته اصلی تاثیرپذیری اجرای این سیاست بوده که سایر متغیرها نیز از تورم متأثر می‌شوند. اصلاح یارانه انرژی، با توجه به نوع حامل‌ها در مصرف نهایی یا واسطه‌ای می‌تواند در تغییر سطح عمومی قیمت‌ها نقش داشته باشد. با اصلاح یارانه انرژی در مرحله اول قیمت نسبی این کالاهای یارانه‌ای نسبت به سایر کالاها افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، برخی از حامل‌های انرژی که در سبد مصرف نهایی خانوارها قرار دارند اصلاح قیمت آنها به طور مستقیم شاخص قیمت مصرف‌کننده(CPI[2]) را تغییر داده در حالی که برخی دیگر از

1. Single-Country Economic Modeling.

2. Consumer Price Index.

این حامل‌ها که به عنوان کالای واسطه‌ای برای بنگاه‌های اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرند اصلاح قیمت آنها بر شاخص قیمت تولیدکنندگان(PPI[1]) اثر گذاشته که در نهایت منجر به افزایش قیمت کالاهای تولیدی بنگاه‌ها می‌شود. آشکار است که این اثر برای کالاهای مختلف، متفاوت می‌باشد، به طوری که قیمت عرضه کالاهایی که سهم انرژی در تولید آنها بیشتر است، با افزایش بیشتری مواجه می‌شود. بدین ترتیب نوع حامل انرژی از یک طرف و اثرات مستقیم و غیرمستقیم آن بر سطح عمومی قیمت‌ها از طرف دیگر موضوعی است که در خصوص آثار تورمی قابل توجه است. از سوی دیگر بازتوزیع درآمد حاصل از اصلاح یارانه‌های انرژی و افزایش فشار نقدینگی ناشی از آن و بحث انتظارات تورمی به نوبه خود دامنه تورم را نیز افزایش می‌دهد.

روش تحقیق

روش‌های مختلفی جهت تجزیه و تحلیل آثار اقتصادی اصلاح یارانه انرژی وجود دارد. در این مطالعه با توجه به برتریهای بالای مدلهای تعادل عمومی نسبت به مدلهای جزئی از مدل تعادل عمومی به منظور بررسی و تحلیل آثار اقتصادی اصلاح یارانه انرژی استفاده می شود. مدل‌های تعادل عمومی کوششی در جهت بکارگیری تئوری تعادل عمومی به عنوان یک ابزار عملیاتی جهت تحلیل تخصیص منابع در اقتصاد بازار است. مدلهای تعادل عمومی به دلیل اینکه در ارزیابی برنامه‌ها و سیاست‌های مختلف اقتصادی، ارتباط و تعاملات فعالیت‌ها و بخش‌های مختلف اقتصادی موجود در بازارهای مختلف اعم از بازار کالا و خدمات، نیروی کار و بخش خارجی را در اشکال متناسب خطی و غیر خطی در نظر می‌گیرد، لذا از قابلیت بالایی در تحلیل مقایسه‌ای اثرات شوک‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی در تعادل‌های مختلف برخوردارند. مدل‌های تعادل عمومی علیرغم ضعیف بودن متدولوژی آماری دارای عمق تئوریکی بسیار قوی در مقایسه با مدل‌های کلان سنجی و خودرگرسیون برداری است. تحلیل تعادل عمومی جامعترین نوع تحلیلی است که می‌توان برای تحلیل اثر اصلاح یارانه بر متغیرهای مهم اقتصادی بکار برد ولی به علت پیچیدگی بالای مدلهای تعادل عمومی، جهت بکار بردن آنها از شبیه سازی رایانه‌ای در قالب مدل CGE استفاده می‌شود. مدل CGE نیز وابستگی درونی بین بازارها را در تجزیه و تحلیل در نظر می‌گیرد. این مدلها با استفاده از معادلات همزمان زمینه را جهت ارزیابی اثرات شوک‌های خارجی و همچنین سیاستهای مختلف اقتصادی فراهم می‌کند. مبنای تئوریکی مدل های تعادل عمومی، نظریهٔ تعادلی والراس است. با توجه به این که فرض رقابت کامل یکی از فروض اساسی در ساخت مدل‌های تعادل عمومی است، لذا پایه های تئوریکی این مدل ها را می‌توان در تئوری‌های تعادل رقابتی مشاهده کرد که با توجه به ساختار اقتصاد باید مدل‌های مذکور تعدیل شوند. مدل تعادل عمومی بر مبنای ماتریس حسابداری اجتماعی(SAM[2]) که شامل حساب‌های عوامل، فعالیت‌ها، کالاها و نهادهای موجود می‌باشد، طراحی و تنظیم می‌شود. جدول SAM مورد نیاز در این مقاله بر پایه آخرین ماتریس حسابداری اجتماعی ایران در زمان نگارش مقاله یعنی ماتریس سال ۱۳۸۰ می‌باشد. با توجه به اینکه در مدل‌های تعادل عمومی معمولاً تحلیل نتایج به صورت درصد تغییرات می‌باشد، لذا تحلیل نتایج و تاثیر شوک یارانه بر ساختار قبل از اصلاح(تعادل اولیه) همچنان کارایی خود را داشته که در این مقاله نیز به صورت درصد تغییرات متغیرهای مدنظر تحلیل شده است. حساب‌های کالا و فعالیت در بخش‌های کشاورزی، نفت و گاز، صنعت و معدن، ساختمان و خدمات خلاصه شده است. دو نوع عامل تولید نیروی کار[3] و سرمایه در نظر گرفته شده است. تصریح و حل مدل تعادل عمومی با استفاده از بسته نرم افزاری GAMS[4] صورت گرفته است.

مدل ریاضی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر

مدل تعادل عمومی در شکل ریاضی شامل مجموعه‌ای از

1. Producer Price Index.

2. Social Accounting Matrix.

۳. درآمد مختلط به عنوان بخشی از درآمد نیروی کار در نظر گرفته شده است. برای مطالعه بیشتر درباره علت این امر رجوع کنید به "اثر درآمد مختلط بر اشتغال زایی فعالیت های اقتصادی، بانویی علی اصغر ، ۱۳۸۸".

4. General Algebraic Modeling System.

معادلات همزمان است که بسیاری از آنها غیرخطی بوده و در این معادلات تابع هدف خاصی وجود ندارد. معادلات مذکور بیانگر رفتار بخش‌های مختلف اقتصادی می‌باشد. این مدل‌ها با کالیبره شدن مناسب و دقیق، ویژگی‌های رفتاری و ساختاری اقتصاد را به طور دقیق منعکس نموده و اثرات سیاست و شوک‌های برون‌زا همچون اصلاح یارانه انرژی را به خوبی نشان می‌دهد. اثرات شوک‌ها و سیاست‌های مذکور در اقتصاد کشورهای مختلف به علت تفاوت در ویژگی های ساختاری آنها از قبیل تفاوت در کشش‌های جانشینی و یا تفاوت در سیستم تعیین قیمت حامل‌های انرژی به صورت دستوری و غیردستوری(بازار)، می‌تواند متفاوت باشد. لذا در طراحی مدل‌های تعادل عمومی تمامی ویژگی‌ها به صورت تحلیل حساسیت نتایج نسبت به موارد مذکور باید مورد توجه قرار گیرد[1]. در مدل تعادل عمومی هر رشته فعالیت دارای تولیداتی می‌باشد که سودشان با توجه به نوع تکنولوژی که اختیار کرده‌اند ماکزیمم می‌گردد. با توجه به امکان وجود جانشینی ناقص بین عوامل تولید بر اساس بحث تولید در اقتصاد، تابع با کشش جانشینی ثابت(CES[2]) در نظر گرفته می‌شود که نهاده واسطه‌ای کل ($QINTA$) یا تجمیع شده را با ارزش افزوده کل($QVAT$) ترکیب می‌کند تا سطح فعالیت مشخص شود و کالا تولید شود:

$$QA_a = \alpha_a^a \left(\delta_a^a \, QVAT_a^{-\rho_a^a} + (1-\delta_a^a) QINTA_a^{-\rho_a^a} \right)^{-(\rho_a^a)^{-1}} \quad (۱)$$

در معادله فوق α_a^a پارامتر کارائی[3]، δ_a^a پارامتر سهم[4] در تابع تولیدCES و ρ_a^a توان تابع تولید (پارامتر جانشینی) می‌باشند. تولید کننده با توجه به تکنولوژی بالا به دنبال حداکثر سازی سود خود است:

(۲)

$$MAX: \quad \pi = PA_a(1-t_a)QA_a - PVAT_a.QVAT_a - PINTA_a.QINTA_a$$

که در آن t نرخ مالیات بوده و طبق شرط مرتبه اول(F.O.C)[5] و با انجام چند عمل ساده ریاضی، فرم نهایی استاندارد نسبت ارزش افزوده به نهاده‌های واسطه‌ای به صورت زیر می‌باشد:

(۳)

$$QVAT_a.(QINTA_a)^{-1} = \left(\delta_a^a (1-\delta_a^a)^{-1} PINTA_a.(PVAT_a)^{-1}\right)^{(1+\rho_a^a)^{-1}}$$

عبارت $(1+\rho_a^a)^{-1}$را با σ_a نشان داده و کشش جانشینی می‌نامند[6]. طبق معادله(۳) ترکیب بهینه نهاده‌های واسطه‌ای و ارزش افزوده کل تابعی از نسبت قیمت‌های ارزش افزوده کل و نهاده‌های واسطه‌ای کل می‌باشد. در واقع هرچقدر کشش جانشینی(σ_a) بیشتر باشد، تغییر در نسبت ارزش افزوده و نهاده‌های واسطه‌ای به میزان زیادی به تغییرات نسبت قیمت آنها حساس خواهد بود. در معادله(۱) نهاده واسطه‌ای کل ($QINTA$) به صورت ضریب ثابتی از نهاده‌های واسطه‌ای می‌باشد، چرا که برای $QINTA$فرض می‌شود که نهاده‌های واسطه‌ای به نسبت ثابت (تابع لئونتیف) مورد استفاده قرار می‌گیرند:

$$QINTA_a = \sum_{j=1}^{n} \text{int}_{a_j} . QA_{a_j} \quad (٤)$$

همچنین ارزش افزوده کل($QVAT$) خود یک تابع CES از ارزش افزوده عوامل تولید (QVA) و نهاده ترکیبی انرژی (QVE) می‌باشد:

(۵)

$$QVAT_a = \alpha_a^{VAT} \left(\delta_a^{VAT} \, QVA_a^{-\rho_a^{VAT}} + (1-\delta_a^{VAT}) QVET_a^{-\rho_a^{VAT}} \right)^{-(\rho_a^{VAT})^{-1}}$$

در معادله بالا، نهاده ترکیبی انرژی($QVET$) به صورت یک تابع CES از حامل‌های انرژی(QVE) می‌باشد:

(٦)

$$QVET_a = \alpha_a^{VE} \left(\sum_{i=1}^{n} \delta_{a_i}^{VE} \, QVE_{a_i}^{-\rho_a^{VE}} \right)^{-(\rho_a^{VE})^{-1}}$$

---

۱. با توجه به محدود بودن حجم مقاله در دستورالعمل فصلنامه در این بخش فقط به بیان ریاضی بلوک تولید پرداخته شده و در صورت درخواست خوانندگان محترم سایر معادلات نیز در اختیار قرار می‌گیرد.

2. Constant Elasticity of Substitution (CES) Function.
3. Efficiency Parameter.
4. Share Parameter.

5. First Order Condition.

۶. σ_a پارامتری است که معمولاً مدلسازان آن را از کارهای انجام شده توسط دیگران استفاده می‌کنند. البته گاهی نیز مدلساز با استفاده از روش‌های اقتصاد سنجی و سری زمانی این پارامترها را تخمین می‌زنند. در این مقاله پارامترهای رفتاری از مطالعات Jensen and Tarr (2003) ،Fouladi and Motvaseli (2006) Sadeghi and Hasanzadeh (2010) و Yusuf and Resosudarmo (2007) استفاده شده است.

با توجه به شرایط مرتبه اول در شرایط رقابت کامل، یعنی برابری ارزش تولید نهایی هر عامل با میزان قیمت آن می‌توانیم شرط انتخاب بهینه حامل‌های انرژی را به صورت زیر بنویسیم:

(۷)

$$PVE_{a_i} = PVET.\left(\partial QVET_a \big/ \partial QVE_{a_i}\right)$$

$PVET$ قیمت کل انرژی و PVE قیمت حامل‌های انرژی می‌باشد. با توجه به معادله(٦) خواهیم داشت:

(۸)

$$\partial QVET_a \big/ \partial QVE_{a_i} = \alpha_a^{VE}\left(\delta_{a_i}^{VE}\, QVE_{a_i}^{-\rho_a^{VE}-1}\right)\left(\sum_{i=1}^{n}\delta_{a_i}^{VE}\, QVE_{a_i}^{-\rho_a^{VE}}\right)^{-(\rho_a^{VE})^{-1}-1}$$

بنابراین با جایگذاری رابطه بالا در معادله(۷) ، شرط مرتبه اول به صورت زیر در می‌آید:

(۹)

$$PVE_{a_i} = PVET.QVET_a.\left(\delta_{a_i}^{VE} QVE_{a_i}^{-\rho_a^{VE}}\right)\left((\alpha_a^{VE})^{-1} QVET_a\right)^{\rho_a^{VE}}$$

با توجه به عبارت بالا می‌توان تقاضای حامل‌های انرژی را به صورت زیر نوشت:

(۱۰)

$$QVE_{a_i} = QVET_a.\left((\delta_{a_i}^{VE})^{-1}.(\alpha_a^{VE})^{\rho_a^{VE}}.\frac{PVE_{a_i}}{PVET}\right)^{-(1+\rho_a^{VE})^{-1}}$$

بنابراین تغییر در قیمت هر یک از حامل‌های انرژی از طریق کانال مکانیزم بازار بر تقاضای حامل‌ها و رفتار سایر بخش‌ها و متغیرهای اقتصادی در یک الگوی تعادل عمومی اثر می‌گذارد که در بخش قبلی ارائه شد. نکته قابل توجه اینکه هر چند در مدل‌های تعادل عمومی تورم محاسبه نمی‌شود اما می‌توان شاخص قیمتی خاص این مدل‌ها را تعریف نمود. لذا تورم بر اساس شاخص قیمت کالاهای خرده‌فروشی که خود از میانگین وزنی قیمت کالاهای مرکب حاصل می‌شود، اندازه‌گیری شده است. همچنین تغییرات تولید کل مربوط به سطح مقداری یا همان سطح حقیقی کالاها و خدمات می‌باشد چرا که با مقادیر اسمی ممکن است ارزش تولیدات واقعی نبوده و بر اثر نوسانات قیمت‌ها تغییر کرده باشد.

سناریوهای مورد بررسی و یافته‌های مدل:

در این بخش برای بررسی دقیق‌تر میزان تأثیرگذاری تغییر در قیمت حامل‌های انرژی به همراه بازتوزیع درآمد ناشی از آن بر تورم و سطح تولید، سناریوهایی جداگانه مورد بررسی و کنکاش قرار می‌گیرد. در سناریوهای مورد بررسی میزان افزایش در شاخص قیمت حامل‌های انرژی بر اساس قانون مصوب مجلس(۱۳۸۹) تعیین شده است. بر اساس سناریوهای مختلف، قیمت حامل‌های انرژی[1] به ترتیبی افزایش می‌یابد که در سناریوی اول، دولت در سال اول اجرای طرح صد هزار میلیارد ریال، در سناریو دوم دویست هزار میلیارد ریال و در سناریو سوم چهارصد هزار میلیارد ریال درآمد کسب می‌کند[2]. بر اساس سناریوهای ذکر شده و همچنین بر اساس مطالعه مرکز پژوهش‌های مجلس، قیمت حامل‌های انرژی در جدول (۱) آورده شده است.

محور دوم قانون نیز شامل بازتوزیع درآمد حاصل از حذف یارانه‌های حامل‌های انرژی در اقتصاد کشور است که در این بازتوزیع درآمد، سهم مردم برابر ۵۰ درصد، سهم تولیدکنندگان برابر ۳۰ درصد و سهم دولت برابر ۲۰ درصد در نظر گرفته شده است. لذا این امر نیز در سناریوهای مذکور تحت کل درصدهای بازتوزیع به اقتصاد، مورد تحلیل و شبیه‌سازی قرار می‌گیرد و اثرات آن بر تورم و تولید کل مورد بررسی قرار می‌گیرد.

---

۱. با احتساب هزینه‌های مرتبط شامل حمل‌ونقل، توزیع، مالیات و عوارض قانونی و غیره.

۲. سناریو سوم بر اساس قانون بودجه مجوز کسب درآمد دویست هزار میلیارد ریال در نیم سال که برای مدت یک سال چهارصدهزار میلیارد ریال می‌باشد، تنظیم شده است.

جدول (۱): قیمت حامل‌های انرژی بر اساس سناریوهای مصوب مجلس (ریال)

شرح	بنزین	گازوئیل	نفت کوره	نفت سفید	گاز مایع	گاز طبیعی	برق
قیمت پایه	۱۰۰۰	۱۶۵	۹۵	۱۶۵	٤٦۷	۱۳۸	۱٦۷
قیمت حاملها: سناریو(۱)	۳۰۰۰	۸۵۰	۵۰۰	۸۵۰	۵۰۰	۵۰۰	۳۵۰
قیمت حاملها: سناریو(۲)	٤۰۰۰	۱۵۰۰	۱۰۰۰	۱۵۰۰	۸۰۰	۷۰۰	٤۰۰
قیمت حاملها: سناریو(۳)	٤۵۰۰	٤۰۰۰	۲۵۰۰	٤۰۰۰	۱۲۰۰	۸۰۰	۷۵۰
سناریو(۱) با مالیات و عوارض قانونی	۳۹۰۰	۹۳۵	۵۲۵	۹۳۵	۵۰۰	۵۰۰	۳۵۰
سناریو(۲) با مالیات و عوارض قانونی	۵۲۰۰	۱٦۵۰	۱۰۵۰	۱٦۵۰	۸۰۰	۷۰۰	٤۰۰
سناریو(۳) با مالیات و عوارض قانونی	۵۸۵۰	٤٤۰۰	۲٦۲۵	٤٤۰۰	۱۲۰۰	۸۰۰	۷۵۰
قیمت حاملها در خلیج فارس: ۱۹ ژانویه۲۰۱۰	۵۱٤۳	٤۸۱۹	٤۲۰٤	۵۱۳٤	۳۵۸۰	۲۳۷۵	-

Source: Majlis Research Center, (2009), pp: 3-6.

جدول (۲):آثار کلان افزایش قیمت انرژی سناریوی(۱) (درصد)

درصد بازتوزیع	٪۰	٪٤۰	٪۵۰	٪٦۰	٪۷۰
تولید کل	-۲.۹۲	-۱.۳۷	-۰.۹۸	-۰.٦۷	-۰.٤۱
اشتغال	-٤.۹۸	-۳.۲۸	-۲.٤٤	-۱.۷۲	-۱.۱۲
تورم	۱۵.۲۵	۲۲.۵٦	۲۵.۸٦	۲۸.۱۲	۳۱.۲۳

منبع:یافته‌های پژوهش

طبق سناریوی(۱) قیمت بنزین، گازوئیل، نفت کوره، نفت سفید، گاز مایع، گاز طبیعی و برق با احتساب هزینه‌های مرتبط به ترتیب معادل ۳.۹، ۵.٦، ۵.۵۲، ۵.٦، ۱.۰۷، ۳.٦ و ۲.۰۹ برابر افزایش می‌یابد. آثار کلان سناریوی اول تحت درصدهای معین بازتوزیع درآمد در جدول(۲) ارائه شده است. افزایش قیمت حامل‌های انرژی طبق سناریوی اول بدون بازتوزیع درآمد موجب کاهش تولید کل و اشتغال و افزایش نرخ تورم به ترتیب ۲.۹- ، ٤.۹- و ۱۵.۲ درصد می‌شود. این امر می‌تواند ناشی از افزایش هزینه تولید بنگاه‌های اقتصادی به ویژه در صنایع انرژی‌بر و کاهش سطح تولید و عرضه و به دنبال آن افزایش سطح عمومی قیمت‌ها باشد که مطابق آن نیز سطح اشتغال کاهش می یابد. علاوه بر این کاهش بخش عرضه اقتصاد ممکن است با مسأله کاهش تقاضای محصول خود به علت کاهش قدرت خرید نیز در ارتباط باشد. بیشترین افزایش هزینه تولید بنگاه‌های اقتصادی و کاهش سطح تولید ناشی از اصلاح یارانه در صنایع انرژی بر بوده به طوری که در صنعت سیمان، فلزات اساسی، بخش خدمات حمل و نقل، پتروشیمی و صنعت لاستیک و پلاستیک منجر به کاهش سطح تولید به ترتیب به اندازه۲۹.۱-، ۱۹.٦-، ۱۲.۸۷-، ۷.۵- و ۳.٤- درصد شده است. از طرفی دیگر بسته‌های حمایتی دولت و بازتوزیع درآمد ناشی از اصلاح قیمت انرژی تحت سناریوهای مختلف بازتوزیع به سمت تولیدکنندگان و مصرف کنندگان تا حد قابل توجهی منجر به کاهش اثرات مذکور می‌شود. به عبارت دیگر بازتوزیع درآمد یارانه انرژی از طرف دولت بخشی از افزایش هزینه‌های تولید را جبران نموده و درصد کاهش در تولید کل و اشتغال را کمتر می‌کند. درضمن فشار تقاضا ناشی از افزایش نقدینگی می‌تواند موجب افزایش سطح تولید بنگاهها نیز گردد. به طوری که بازتوزیع ٤۰، ۵۰، ٦۰ و ۷۰ درصد درآمد مذکور موجب تغییر سطح تولید کل به ترتیب به صورت۱.۳-، ۰.۹۸- ، ۰.٦۷- و ۰.٤۱- درصد و کاهش سطح اشتغال به ترتیب ۳.۲- ، ۲.٤-، ۱.۷- و ۱.۱- درصد می‌شود. در مقابل، افزایش نقدینگی ناشی از بازتوزیع موجب افزایش فشار نقدینگی و تقاضا و بنابراین افزایش بیشتر نرخ تورم به ترتیب ۲۲.۵، ۲۵.۸، ۲۸.۱ و ۳۱.۲ درصد شده است که این تغییرات تورم ناشی از اثر کل تغییرات بخش عرضه و تقاضا است.

طبق سناریوی(۲) نیز قیمت بنزین، گازوئیل، نفت کوره، نفت سفید، گاز مایع، گاز طبیعی و برق با احتساب هزینه‌های مرتبط به ترتیب معادل ۵.۲، ۱۰، ۱۱، ۱۰، ۱.۷، ۵ و ۲.۳ برابر افزایش می‌یابد. در این سناریو افزایش بیشتر انرژی در مقایسه با سناریوی اول به مراتب اثرات بیشتری را بر متغیرهای مد نظر گذاشته است. افزایش قیمت انرژی بدون بازتوزیع درآمد موجب کاهش تولید کل و اشتغال و افزایش نرخ تورم به ترتیب ٤.٧٨- ، ٧.٢٤- و ٢٦.٦ درصد می‌شود. در سناریوی دوم نیز کاهش سطح تولید در بخش‌های مذکور به ترتیب در صنعت سیمان، فلزات اساسی، بخش خدمات حمل و نقل، پتروشیمی و صنعت لاستیک و پلاستیک به اندازه٤٥.٤-، ٣٠.٨-، ١٩.٠٤-، ١١.٦- و ٥.٦- درصد می‌باشد. همانند سناریوی اول بازتوزیع درآمد تا حد قابل توجهی منجر به کاهش اثرات مذکور گردید و بخشی از افزایش هزینه‌های تولید را جبران نموده و درصد کاهش در تولید کل و اشتغال را کمتر کرده است. به طوری که با بازتوزیع درآمد از ۰ تا ۷۰ درصد، میزان کاهش تولید کل نیز در حدود ۸۰ درصد(۷۹.۷ درصد) کمتر شده است و در مقابل همین امر موجب افزایش نرخ تورم از ٢٦.٦ به ٥٤.٨ درصد در نتیجه افزایش فشار نقدینگی و تقاضا شده است. در سناریوی سوم قیمت بنزین، گازوئیل، نفت کوره، نفت سفید، گاز مایع، گاز طبیعی و برق به ترتیب معادل ۵.۸، ٢٦، ٢٧، ٢٦، ٢.٥، ٥.٧، ٤.٥ برابر افزایش می‌یابد. نتایج سناریوی سوم در جدول٤ آورده شده است.

همچون دو سناریوی قبلی افزایش قیمت حامل‌های انرژی بدون بازتوزیع درآمد موجب کاهش تولید کل(۹.۱-٪)، اشتغال(۱۱.۳-٪) و افزایش نرخ تورم(٤٨.١٪) شده است. در سناریوی سوم کاهش سطح تولید در صنعت سیمان، فلزات اساسی، بخش خدمات حمل و نقل، پتروشیمی و صنعت لاستیک و پلاستیک به ترتیب ٧٨.٦-، ٤٧.٥-، ٣٥.٤-، ٢١.٣- و ١١.٨- درصد می‌باشد. در این سناریو نیز بازتوزیع درآمد منجر به کاهش کمتر تولید کل و اشتغال و موجب افزایش بیشتر نرخ تورم در نتیجه افزایش فشار نقدینگی و تقاضا گردیده است.

همان طوری که نتایج سناریوها نشان می‌دهد افزایش قیمت حامل‌های انرژی (از سناریوی اول تا سوم) بدون بازتوزیع درآمد موجب کاهش معنی دار تولید کل، نرخ اشتغال و افزایش نرخ تورم و در سطح خرد به ویژه در صنایع انرژی‌بر می‌شود. در مقابل این امر بسته‌های حمایتی دولت و بازتوزیع درآمد ناشی از اصلاح قیمت انرژی تحت سناریوهای مختلف به سمت تولیدکنندگان و مصرف کنندگان تا حد قابل توجهی بخشی از افزایش هزینه‌های تولید را جبران نموده و درصد کاهش در تولید کل و اشتغال را کمتر می‌کند. به عبارت دیگر سناریویی را می‌توان به عنوان بهینه و مطلوب در نظر گرفت که سیاست‌های مکمل و جبرانی متعددی به ویژه بازتوزیع بیشتر درآمد(درصد بیشتر) و پرداخت نقدی یارانه به ویژه به بخش‌های تولیدی و صنایع انرژی‌بر را پیش‌رو داشته باشد. به عبارت دیگر همراه با آثار مطلوب اصلاح یارانه انرژی به ویژه در امرکاهش مصرف انرژی و افزایش درآمد دولت باید مدیریت درآمد ناشی از اصلاح یارانه در رأس سناریوها مدنظر قرار گیرد.

جدول (۳): آثار کلان افزایش قیمت انرژی سناریوی(۲) (درصد)

درصد بازتوزیع	٪۰	٪٤۰	٪۵۰	٪٦۰	٪۷۰
تولید کل	-٤.٧٨	-٢.٧١	-١.٩٧	-١.٣٩	-٠.٩٧
اشتغال	-٧.٢٤	-٥.٥٧	-٤.١٩	-٣.٠٥	-٢.٢٣
تورم	٢٦.٦٨	٣٩.٧٣	٤٥.٧١	٤٩.١٧	٥٤.٨

منبع:یافته‌های پژوهش

جدول (٤): آثار کلان افزایش قیمت انرژی سناریوی(۳) (درصد)

درصد بازتوزیع	٪۰	٪٤۰	٪۵۰	٪٦۰	٪۷۰
تولید کل	-۹.۱٤	-۵.۳۲	-۳.۹۷	-۲.۹۱	-۲.۰٤
اشتغال	-۱۱.۳۱	-۸.۷۵	-٦.۷۳	-٤.۸۳	-۳.٦۷
تورم	٤۸.۱۲	٦٤.۰۹	۷۱.۰٤	۷۷.۱٤	۸۷.۱٤

منبع:یافته‌های پژوهش

خلاصه و نتیجه‌گیری:

این مقاله به علت ارتباط متقابل بخش‌های اقتصادی و فراگیر بودن اثر اصلاح یارانه انرژی به مدلسازی یک الگوی چند بخشی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر بر مبنای ماتریس حسابداری اجتماعی جهت بررسی اثر اصلاح یارانه انرژی بر تورم و تولید ناخالص داخلی در قالب سناریوهای مصوب مجلس سال ۱۳۸۹ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که طبق سناریوی کسب درآمد صد هزار میلیارد ریالی افزایش قیمت حامل‌های انرژی بدون بازتوزیع درآمد موجب کاهش تولید کل(۲.۹-٪)، اشتغال(٤.۹-٪) و افزایش نرخ تورم(۱۵.۲٪) می‌شود. در سناریوی دوم کسب درآمد دویست هزار میلیارد ریال کاهش تولید کل و اشتغال و افزایش نرخ تورم به ترتیب ٤.۷۸- ، ۷.۲٤- و ۲٦.٦ درصد بوده و در سناریوی سوم یعنی کسب درآمد چهارصد هزار میلیارد ریال نیز افزایش قیمت حامل‌های انرژی بدون بازتوزیع درآمد اثرات بیشتری را نسبت به دو سناریوی قبل داشته و موجب کاهش بیشتر تولید کل(۹.۱-٪)، اشتغال(۱۱.۳-٪) و افزایش نرخ تورم(٤۸.۱٪) گشته است.

از طرفی دیگر بسته‌های حمایتی دولت و بازتوزیع درآمد ناشی از اصلاح قیمت انرژی تحت سناریوهای مختلف بازتوزیع به سمت تولیدکنندگان و مصرف کنندگان تا حد قابل توجهی بخشی از افزایش هزینه‌های تولید را جبران نموده و درصد کاهش در تولید کل و اشتغال را کمتر کرده است. در مقابل، افزایش نقدینگی ناشی از بازتوزیع موجب افزایش فشار نقدینگی و تقاضا و بنابراین افزایش بیشتر نرخ تورم در هر سه سناریوی مذکور گردیده است. در واقع سناریوی بهینه و مطلوب آن است که سیاست‌های مکمل و جبرانی متعددی به ویژه بازتوزیع بیشتر درآمد (درصد بیشتر) و پرداخت نقدی یارانه به ویژه به بخش‌های تولیدی و صنایع انرژی‌بر را پیش‌رو داشته باشد. به عبارت دیگر همراه با آثار مطلوب اصلاح یارانه انرژی به ویژه در امرکاهش مصرف انرژی و افزایش درآمد دولت باید مدیریت درآمد ناشی از اصلاح یارانه در رأس سناریوها مدنظر قرار گیرد.

بنابراین به منظور کاهش پیامدهای منفی اصلاح یارانه انرژی، سیاست‌های مکمل و جبرانی متعددی به ویژه بازتوزیع درآمد و پرداخت نقدی یارانه به ویژه به بخش‌های تولیدی پیشنهاد می‌شود. همچنین توصیه می‌شود که پرداخت یارانه نقدی به بخش تولید بر اساس میزان اشتغال بخش‌های تولیدی و سهم در تولید کل باشد تا کاهش اشتغال و تولید کل و افزایش تورم ناشی از اصلاح یارانه انرژی تا حدودی جبران گردد.

منابع:

1. Atkeson, A. and Patrick, J. (1999). “Models of Energy Use: Putty-Putty versus Putty-Clay” American Economic Review, 89(4), pp. 1028–1043.
2. Fetini, H. and Bacon, R. (1999), “Economic Aspects of Increasing Energy Price Level in the Islamic Republic of Iran”. World Bank.
3. Fouladi, M. and Motavaseli, M. (2006), “Analysing the Effects of Rising World Oil Price on GDP and Employment in Iran Using Computable General Equilibrium Model”, Economic Research, 76, pp. 51-76.
4. Jensen, J. and Tarr, D. (2003), “Trades, Foreign Exchange Rate, and Energy Policies in Iran: Reform Agenda, Economic Implications, and Impact on the Poor ”. Review of Development Economics, 15, 543-562.
5. Lin, B. and Jiang, Z. (2010), “ Estimates of Energy Subsidies in China and Impact of Energy Subsidy Reform ”, Eneeco-01968; pp. 1-11.

6. Lofgren, H. and Robinson, H. (2002), "A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS", International Food Policy Research Institute.
7. Ministry of Energy, (2009), "Energy Balance sheet, Deputy of Power & Energy Affairs", Power and Energy Planning Department, MOE, Iran.
8. Parmeh, Z. (2005), "Analysing the Energy Subsidies and the Effects of Energy Price Increase on the Price Level in Iran", Commercial Research, 34, pp. 117-147.
9. Sadeghi, H. and Hasanzadeh, M. (2010), "Analysing the Possible Effects of the Global Financial Crisis on Rural and Urban Household Income: Computable General Equilibrium Model", Economic Research, 95, pp. 79-102.
10. UNEP, (2004), "Energy Subsidies: Lessons Learned in Assessing their Impact and Designing Policy Reforms", Von Moltke, A., Colin M. and T. Morgan, UNEP.
11. World Bank, (2003), "Iran Medium Term Framework for Transition", Social and Economic Development Group of East and North Africa Region, 25848-IRN, pp. 66-73.
12. Yusuf, A. and Resosudarmo, B. (2007), "Searching for Equitable Energy Price Reform for Indonesia", Munich Personal RePEc Archive (MPRA).

پیوست ها:

جدول۱: نسبت‌های ثابت استفاده از کالاهای واسطه ای در هر بخش

فعالیت / کالا	کشاورزی	نفت و گاز	صنعت و معدن	ساختمان	خدمات
کشاورزی	۰.۱۳۹	۰.۰۰۲	۰.۱۷۶	۰.۰۰۶	۰.۰۰۳
نفت و گاز	۰.۰۰۷	۰.۰۶۷	۰.۲۱۹	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
صنعت و معدن	۰.۱۱۸	۰.۰۱٤	۰.٤۲۱	۰.٤٦۳	۰.۰۸٦
ساختمان	۰.۰۰۵	۰.۰۰۳	۰.۰۰۹	۰.۰۲۳	۰.۰۱۹
خدمات	۰.۰۷۱	۰.۰۱۵	۰.۰٤۵	۰.۰٤۳	۰.۱۳۲

منبع:یافته‌های پژوهش

جدول۲: ضرایب توابع تولید و تجارت

ضرایب	کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون	کشش جانشینی صادرات در تابع CET	پارامتر سهمی در تابع آرمینگتون	پارامتر سهمی در تابع CET (صادرات)	پارامتر انتقال در تابع آرمینگتون	پارامتر انتقال در تابع CET (صادرات)	کشش جانشینی عوامل تولید		پارامتر انتقال در تابع تولید
							کار	سرمایه	
کشاورزی	۰.۵	۱.۹٤	۰.۰۰۵	۰.۷۹۲	۱.۳۵٤	۳.۱۸۷	۰.۱۱۹	۰.۸۸۱	۰.۸۸۷
نفت و گاز	–	۰.۵	۰.۰۰۱	۰.۰۰۷	–	۸.۵٦٤	۰.۰۳۷	۰.۹٦۳	۰.۹٦۵
صنعت و معدن	۰.۵	۲	۰.۰۳۸	۰.۷۱۵	۱.۷٦۵	۲.٤۸٦	۰.۲۲۵	۰.۷۷۵	۱.٤۳
ساختمان	–	–	–	–	–	–	۰.۳۸٦	۰.٦۱٤	۰.٤۷۲
خدمات	۰.۵	۲	۰.۰۰۰	۰.۹۷٦	۱.۰۰۲	۱۳.۱۲	۰.۲٤۳	۰.۷۵۷	۰.۵۵۱

منبع:یافته‌های پژوهش

اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسان آن بر صادرات غیرنفتی ایران

Asymmetric Effect of Exchange Rate and its Volatility on Iran's Non Oil Export

دکتر سعید راسخی*، میلاد شهرازی**،
محمدرضا عبداللهی***

دریافت: ۱۳۹۰/۰۹/۲۳ پذیرش:۱۳۹۱/٤/۱۲

چکیده:

این مقاله، فرضیه اثر نامتقارن نرخ ارز و ریسک (نوسانات) آن بر صادرات غیرنفتی ایران را آزمون می‌کند. منظور از اثر نامتقارن، اثرگذاری متفاوت نرخ ارز و نوسان آن در طول دوره‌های ترقی و افت بر صادرات می‌باشد. برای آزمون این فرضیه، ابتدا با استفاده از یک الگوی گارچ نمایی، نوسانات نرخ ارز اندازه‌گیری و سپس، معادله صادرات غیر نفتی با لحاظ کردن این نوسانات برای دوره زمانی ۱۳۸٦-۱۳۳۸ برآورد شده است. بر اساس نتایج بدست آمده، اثر نرخ ارز بر صادرات غیر نفتی ایران مثبت و نامتقارن می‌باشد. همچنین، اثر نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران منفی بوده و فرضیه اثر نامتقارن ریسک نرخ ارز بر صادرات غیر نفتی ایران نیز تأیید می‌گردد که این می‌تواند ناشی از احساس نامتقارن صادرکنندگان نسبت به ریسک و رفتار پوششی آنان باشد. بر اساس نتایج مطالعه حاضر، سیاست‌گذاران اقتصادی بایستی در زمان افت نرخ ارز، متفاوت از هنگامی که نرخ ارز ترقی می‌یابد، رفتار کنند تا بتوانند اثرات منفی ناشی از نوسانات را به حداقل برسانند.

کلمات کلیدی: اثر نامتقارن؛ ریسک نرخ ارز؛ صادرات غیر نفتی؛ ایران ؛ گارچ نمایی.

طبقه‌بندی JEL: F41, F31, F14, C32.

* دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران، بابلسر ،گروه اقتصاد
Email: srasekhi@yahoo.com

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران، بابلسر،گروه اقتصاد
Email: milad.shahrazi@gmail.com

*** کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران، بابلسر، گروه اقتصاد
Email: 2070.abdolahi@gmail.com

Saeed Rasekhi (Ph.D.), Milad Shahrazi**, Mohamad Reza Abdollahi****

Received: 13/Dec/2011 Accepted: 5/July/2012

Abstract:

This paper examines asymmetric impact of exchange rate and its risk (volatility) on Iran's non oil export. The asymmetric effect indicates to differently affect exchange rate and its volatility on export at periods of exchange rate moving up and down. To test this hypothesis, we have first measured the volatility by using exponential GARCH and then we've estimated the export equation including the volatility during time period 1959-2007. Based on the results, the effect of exchange rate on the export is positive and asymmetric. Also, the volatility of exchange rate has a negative and an asymmetric effect. So, the hypothesis is verified. This may be due to the asymmetric feeling of exporters about the risk and reflect their anti risk behavior. Based on the results, economic policy makers should make different policies while exchange rate moving down compared with its moving up in order to minimize the negative effects of the volatility.

Keywords: Asymmetric Effect, Exchange Rate Risk, Non-Oil Export, Iran, Exponential GARCH.
JEL: F41, F31, F14, C32.

* Associate Professor of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email: srasekhi@yahoo.com

** M.A. Student in Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email: milad.shahrazi@gmail.com

*** M.A. in Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email: 2070.abdolahi@gmail.com

مقدمه

بطور کلی توسعه صادرات غیر نفتی به‌عنوان یک استراتژی رشد و توسعه اقتصادی در بسیاری از کشورها مطرح می‌باشد. صادرات کالاها باعث افزایش درآمد ارزی و نیز اشتغال می‌گردد. بنابراین، توسعه صادرات غیرنفتی یک ضرورت به‌شمار می‌آید. عوامل بسیاری بر صادرات اثر می‌گذارند. اگرچه درباره اثرگذاری عواملی چون درآمد خارجی و نرخ ارز حقیقی بر صادرات اجماع نظر وجود دارد، ولی اثر نوسانات نرخ ارز واقعی بر صادرات مبهم است(بایلی[1] و همکاران، ۱۹۸۷). بر اساس نظریات مرسوم، افزایش نرخ ارز موجب افزایش صادرات می‌شود، ولی طبق نظر اتیر[2](۱۹۷۳)، نوسان نرخ ارز منتج شده از آن، می‌تواند باعث کاهش صادرات گردد. لذا، ریسک نرخ ارز می‌تواند با صدمه زدن بر صادرات، موجب نوسان درآمد ارزی گردد که در این شرایط، برنامه‌ریزی‌های توسعه اقتصادی در فضایی نامطمئن صورت خواهد گرفت. بنابراین اگر سیاست‌گذاران اثرات ریسک نرخ ارز را نادیده بگیرند، دخالت در بازار برای تحریک صادرات ممکن است به شکست منتهی شود. برای نمونه، فانگ و تامسون[3] (۲۰۰٤) اثبات کردند که اثر افت نرخ ارز بر صادرات تایوان مثبت اما اثر ریسک نرخ ارز بر آن منفی است. فانگ و همکاران(۲۰۰٦) نیز اثرات خالص تغییرات نرخ ارز و ریسک این تغییرات را بر صادرات هشت کشور آسیای شرقی آزمون نمودند و پی بردند که افزایش نرخ ارز، صادرات را افزایش می‌دهد، ولی افزایش نوسانات نرخ ارز ممکن است صادرات را کاهش دهد که این، تأثیر اصلی ترقی نرخ ارز را خنثی می‌کند. البته آنها امکان وجود اثرات نامتقارن در تصریحشان را بررسی نکردند.

مطالعات بسیاری در زمینه اثر نوسانات نرخ ارز بر صادرات انجام شده است. در این رابطه، اتیر(۱۹۷۳) استدلال نمود که ریسک نرخ ارز ممکن است به‌دلیل افزایش ریسک سود، صادرات را کاهش دهد. پوزو[4] (۱۹۹۲) نشان داد که نوسانات نرخ ارز بر صادرات بریتانیا به ایالات متحده اثری منفی داشته است. چادهری[5] (۱۹۹۳) و ارایز[6] (۱۹۹۷) به اثرات منفی ریسک نرخ ارز بر صادرات G7، اروپا و امریکا پی بردند. ارایز و همکاران (۲۰۰۰، ۲۰۰۳) با استفاده از یک الگوی انحراف معیار نمونه متحرک[7]، نتیجه گرفتند که نوسانات نرخ ارز بر صادرات LDC[8] اثر منفی دارد. ارایز و همکاران (۲۰۰۵) برای هشت کشور آمریکای لاتین، به اثر معنادار و منفی نوسانات نرخ ارز بر تجارت خارجی این کشورها پی بردند. چیت[9] و همکاران (۲۰۰۸)، اثرات منفی معنادار نوسانات نرخ ارز بر صادرات پنج کشور آسیای شرقی (اندونزی، تایلند، چین، فیلیپین و مالزی) به سیزده کشور صنعتی را نشان دادند. ژانگ و بونجیورنو[10] (۲۰۰۹) به اثر منفی نوسان نرخ ارز بر صادرات دو جانبه ایالات متحده و نه کشور دیگر دست یافتند. اموجی‌میته و اکپوکودجه[11] (۲۰۱۰) در تحلیلی مقایسه‌ای، اثر معنادار و منفی نوسانات نرخ ارز بر صادرات هر دو گروه کشورهای افریقایی عضو CFA[12] و غیر عضو CFA را نتیجه گرفتند و دریافتند که این اثر، برای کشورهای غیر عضو بیشتر است.

در مقابل، بعضی محققان به ارتباط مثبت و معنادار میان ریسک نرخ ارز و صادرات پی بردند، البته چنین یافته‌هایی، شاید به این دلیل که برخلاف عقاید مرسوم بودند، چندان مورد توجه واقع نشدند. از جمله اسیری و پیل[13] (۱۹۹۱) برای کشورهای G7 به استثنای بریتانیا به اثرات مثبت نوسان نرخ ارز بر صادرات چندجانبه دست یافتند.

کرونر و لستراپیس[14] (۱۹۹۳) برای فرانسه، آلمان و ژاپن به اثرات مثبت، ولی برای بریتانیا و ایالات متحده به اثرات منفی دست پیدا کردند. مک‌کنزی و بروکس[15] (۱۹۹۷) اثرات مثبت را برای آلمان و ایالات متحده گزارش کردند.

1. Bailey et al. (1987)
2. Ethier (1973)
3. Fang and Thompson (2004)
4. Pozo (1992)

5. Chowdhury (1993)
6. Arize (1997)
7. Moving Sample Standard Deviation Model
8. Least Developed Countries
9. Chit (2008)
10. Zhang and Buongiorno (2009)
11.Omojimite and Akpokodje (2010)
12 Communaute Financiere Africaine (African Financial Community)
13. Asseery and Peel (1991)
14. Kroner and Lastrapes (1993)
15. McKenzie and Brooks (1997)

همچنین، راداتز[1] (۲۰۰۷) پی برد که نوسانات نرخ ارز بر تجارت آفریقای جنوبی اثر معناداری ندارد. بوگ و فاگرنگ[2] (۲۰۰۸) اثر ریسک نرخ ارز بر صادرات نروژ را بررسی کردند و دریافتند که نااطمینانی نرخ ارز بر کارایی صادرات اثر معناداری ندارد. هال[3] و همکاران (۲۰۱۰) نیز اثر نوسانات نرخ ارز بر کارایی صادرات ده اقتصاد نوظهور و یازده کشور در حال توسعه را مقایسه نمودند و برای یازده کشور در حال توسعه اثرات معنادار منفی یافتند، ولی برای ده اقتصاد نوظهور اثر معناداری نیافتند.

بدین ترتیب، مطالعات نظری و تجربی متعددی پیرامون بررسی اثر ریسک نرخ ارز بر صادرات انجام شده است، اما اکثر این پژوهش‌ها تحت فرض تقارنی پیش رفته‌اند، یعنی این‌که بین اثرات ریسک، هنگام افت و ترقی نرخ ارز تفاوتی قائل نشده‌اند. در حالی که وجود اثرات نامتقارن، نااطمینانی سیاست تجاری را افزایش داده و آن را پیچیده‌تر می‌کند. بنابراین، موفقیت سیاست تجاری، به فهم کامل و کنترل ریسک نرخ ارز در طول دوره‌های افت و ترقی بستگی دارد. در این رابطه، تسی و تسوی[4] (۱۹۹۷) نشان دادند که یک شوک کاهشی، اثر بزرگتری را روی نوسانات آینده نرخ‌های ارز نسبت به یک شوک افزایشی به همان اندازه ایجاد می‌کند. چرا که صادرکنندگان ریسک‌گریز، زمان مواجهه با درجات متفاوت نوسانات بازار ارز خارجی به طور یکسان رفتار نمی‌کنند. بنابراین، در شرایط افت و ترقی نرخ ارز ممکن است اثرات ریسک متفاوتی پدیدار گردد.

همچنین، فانگ و همکاران (۲۰۰۹) با استفاده از یک مدل گارچ DCC[5] چند متغیره، اثرگذاری نامتقارن ریسک نرخ ارز بر صادرات ۸ کشور آسیای جنوب شرقی به ایالات متحده را نشان دادند. رحمان و سرلیتس[6] (۲۰۰۹) نیز با استفاده از مدل گارچ چند متغیره، اثر منفی نااطمینانی نرخ ارز روی صادرات ایالات متحده را بیان کردند و دریافتند که شوک‌های نرخ ارز بر صادرات این کشور اثری نامتقارن دارد.

شایان ذکر است که تنها مطالعه داخلی مرتبط با موضوع این مقاله، مطالعه احسانی و همکاران (۱۳۸۸) است که با استفاده از یک مدل ARDL[7] و مدلسازی نوسانات به کمک مدل گارچ، برای داده‌های سالانه دوره ۱۳۸۳- ۱۳۳۸ به اثر منفی و معنادار ریسک نرخ ارز بر صادرات غیر نفتی ایران دست یافتند. اما این مطالعه، اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن را مورد بررسی و تصریح قرار نداده است.

با توجه به توضیحات فوق، مقاله حاضر، فرضیه اثر نامتقارن نرخ ارز و ریسک(نوسانات) بر صادرات غیرنفتی ایران که در مطالعات پیشین نادیده گرفته شده است را آزمون می‌کند. مشخصاً فرضیه تحقیق پیش رو این است که نرخ ارز و نوسانات آن، طی دوره‌های کاهش و افزایش نرخ ارز اثر متفاوتی بر صادرات غیرنفتی دارد. برای آزمون این فرضیه، ابتدا مدل گارچ[8] برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز برآورد می‌گردد و در مرحله بعد، برای بررسی اثر نامتقارن، متغیر مجازی به عنوان ضریبی برای نرخ ارز و نوسانات آن، همراه با سایر عوامل تعیین‌کننده در معادله صادرات غیرنفتی ایران وارد و این معادله برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ برآورد می‌شود.مقاله پیش رو در پنج بخش تهیه شده است. بعد از ارایه مقدمه ، مبانی نظری در بخش اول مرور شده است. بخش دو به تصریح مدل اختصاص دارد. در بخش سه برآورد مدل و آزمون فرضیه ارایه شده‌است. در بخش چهار خلاصه و نتیجه‌گیری مقاله بیان شده و در انتهای مقاله نیز منابع و مآخذ آمده است.

۱- مبانی نظری

از نظر تئوری، برای توضیح اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن بر صادرات، فرضیاتی وجود دارد. اولین ایده، بر اساس مطالعاتی نظیر مارستون[9] (۱۹۹۰)، نیتر[10] (۱۹۹۴) و

1. Raddatz (2007)
2. Boug and Fagereng (2008)
3. Hall et al. (2010)
4. Tse and Tsui (1997)
5. Dynamic Conditional Correlation
6. Rahman and Serletis (2009)
7. Autoregressive Distributed Lag
8. GARCH model
9. Marston (1990)
10. Knetter (1994)

مهدوی[1] (۲۰۰۰) می‌باشد که بیان می‌کنند، واکنش‌های نامتقارن ممکن است به‌دلیل رفتار قیمت‌گذاری نامتقارن در بازار اتفاق بیفتد. مارستون (۱۹۹۰) با بررسی رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌های ژاپنی، قیمت‌گذاری نامتقارن بازار را نشان داد. وی بیان داشت که در واکنش به تغییرات نرخ ارز واقعی، بسته به این‌که ارزش ین افزایش پیدا کند یا کاهش، بنگاه‌های ژاپنی رفتار قیمت‌گذاری متفاوتی دارند. به طوری که سعی می‌کنند با ترقی ارزش ین، به‌وسیله کاهش قیمت‌های صادراتی، سهم بازاری خود را حفظ نمایند، ولی وقتی ارزش ین افت پیدا می‌کند، سعی می‌نمایند با ثابت نگه داشتن قیمت‌های صادراتی، سهم بازاری خود را افزایش دهند. همچنین نیتر(۱۹۹٤) بیان نمود که بنگاه‌هایی که با هدف کسب سهم بازار اقدام به صادرات می‌کنند، وقتی که ارزش پول داخلی افزایش می‌یابد، اجازه افزایش قیمت‌ها به پول خارجی را نمی‌دهند. اما، در هنگام کاهش ارزش پول داخلی، صادرکنندگان به دلیل انگیزه افزایش حجم فروش و سهم بازاری خود، قیمت‌ها را بر حسب پول خارجی کاهش می‌دهند. در این رابطه، مهدوی(۲۰۰۰) واکنش‌های شاخص قیمت صادرات را به افزایش و کاهش نرخ ارز اسمی مؤثر برای کشورهای ژاپن، آلمان و امریکا بررسی نمود. وی دریافت که برای ژاپن و آلمان، تمایل به تعدیل اثرات نوسانات نرخ ارز بر قیمت‌های صادراتی، نامتقارن است.

دومین تئوری را بالدوین[2] (۱۹۸۸)، بالدوین و کروگمن[3] (۱۹۸۹) و دیکسیت[4] (۱۹۸۹) ارایه دادند که بر اساس آن، واکنش‌های نامتقارن ممکن است به‌دلیل رفتار هیجانی[5] رخ دهد. در صورتی که صادرکنندگان جدید در زمان افزایش ارزش پول داخلی در بازار باقی بمانند، رفتارشان را هیجانی گویند که باعث می‌شود صادرکنندگان تازه‌وارد، رفتاری نامتقارن نسبت به تغییر نرخ ارز داشته باشند. لیونگ کویست[6] (۱۹۹٤) نشان داد که وقتی ارزش پول داخلی افزایش می‌یابد، رفتار هیجانی، بنگاه‌ها را تحریک می‌کند که سرمایه‌گذاری‌های پرهزینه را حفظ کنند. بدیهی است که وجوه در گردش صادرکنندگان بدون در نظر گرفتن تازه‌واردها بیش از زمانی خواهد بود که با رقبای جدید صادراتی مواجه می‌شوند. بنابراین واکنش نامتقارن، باعث می‌شود که جریانات نقدی صادرکنندگان کاهش یابد. همچنین، کریستوف[7] (۱۹۹۷) استدلال کرد که رفتار هیجانی باعث می‌شود که بنگاه‌ها حتی با وجود تحمل زیان‌های عملیاتی، در بازار باقی بمانند. وی شواهدی از کاهش ارزش شرکت‌های چند ملیتی ایالات متحده در طول دوره‌های افزایش ارزش دلار را ارایه کرد.

همچنین، طبق فرضیه سوم، واکنش‌های نامتقارن ممکن است به‌دلیل رفتار پوششی[8] نامتقارن رخ دهد. در این رابطه اندرن[9] (۲۰۰۱) بیان داشت که اگر ناتقارنی درک ریسک در میان مدیران در عکس‌العمل‌های مدیریتی نسبت به ریسک‌ها انعکاس یابد، آنگاه تغییرات اقتصاد کلان موجب اثرات متفاوت بر ارزش بنگاه خواهد شد. کوتموس و مارتین[10] (۲۰۰۳) هم پیدایش ناتقارنی نرخ ارز درون بخش‌های مالی را به ریسک‌پذیری نامتقارن نسبت دادند. از آن‌جایی‌که کاهش ارزش پول داخلی، بازدهی صادرات را بهبود می‌بخشد، صادرکنندگان ممکن است در مقابل افزایش ارزش پول داخلی ریسک‌گریز باشند، ولی در مقابل کاهش ارزش پول داخلی ریسک‌پذیر بمانند. بنابراین، رفتار پوششی نامتقارن موجب اثرگذاری نامتقارن ریسک نرخ ارز بر بازدهی صادرات می‌شود.

اثبات اثرات نامتقارن نرخ ارز و ریسک ناشی از آن، توضیحی برای نتایج پراکنده در ادبیات تجربی قبلی فراهم می‌کند و نشان می‌دهد که در آزمون اثرگذاری نرخ ارز و نوسانات آن بایستی موضوع ناتقارنی درنظر گرفته شود. وجود اثرات نامتقارن ریسک، نااطمینانی سیاست تجاری را افزایش داده و پیچیده می‌کند. لذا، سیاست تجاری موفق، به فهم کامل و کنترل نوسان نرخ ارز در طی دوره‌های افت و ترقی نیاز دارد.

1. Mahdavi (2000)
2. Baldwin (1988)
3. Baldwin and Krugman (1989)
4. Dixit (1989)
5. Hysteretic Behavior
6. Ljungqvist (1994)
7. Christophe (1997)
8. Hedging Behavior
9. Andren (2001)
10. Koutmos and Martin (2003)

۲- تصریح مدل

این مقاله، اثرگذاری نامتقارن ریسک نرخ ارز بر صادرات غیر نفتی ایران را مورد بررسی قرار می‌دهد. برای این منظور، از داده‌های سالانه برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ استفاده شده است. تمامی داده‌ها از پایگاه داده بانک مرکزی[1] گرفته شده‌اند. در این مقاله، نرخ واقعی ارز به صورت زیر محاسبه شده است:

(۱)

$$RER_t = NER_t \times \frac{P_t^f}{P_t^d}$$

که در آن NER_t نرخ ارز اسمی و P_t^f ، P_t^d به ترتیب شاخص قیمت مصرفی ایران و امریکا می‌باشند.

برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ واقعی ارز از مدل گارچ نمایی استفاده شده است. برای این کار ابتدا رابطه زیر برای نرخ ارز برآورد می‌شود:

(۲)

$$RER_t = \gamma_0 + \gamma_1 \times RER_{t-1} + \varepsilon_t$$

که در آن ε_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس h می‌باشد.

لازم به ذکر است که انگل[2] (۲۰۰۳) در کنفرانس نوبل با تأکید بر ناتقارنی نوسانات بازار سهام نسبت به شوک‌ها، نشان داد که نادیده انگاشتن عدم تقارن در نوسانات، بصورت معنی‌داری به برآورد نادرست ریسک(واریانس شرطی) منجر می‌شود. مطالعات بعدی، به وجود اثر نامتقارن شوک‌ها بر نوسانات بازار ارز پی بردند. در مطالعات مربوط به ایران، این اثر نامتقارن توسط ابونوری و همکاران (۱۳۸۸) مورد تأیید قرار گرفته است.

در مقاله حاضر، برای برآورد درست نوسانات نرخ ارز از یک الگوی گارچ نمایی استفاده شده است. واریانس شرطی مدل گارچ نمایی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۳)

$$\log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \beta_2 \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \beta_3 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

محاسبه لگاریتمی واریانس‌های شرطی باعث می‌شود تا نیازی به استفاده از مربع جملات خطا نباشد و لذا، مدل از حالت تقارن خارج گردد.[3] واریانس شرطی محاسبه شده به‌وسیله مدل گارچ نمایی می‌تواند به‌عنوان جایگزین برای نوسانات نرخ ارز به‌کار رود.

بعد از اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز، معادله صادرات تصریح و برآورد می‌گردد. بدیهی است که عوامل زیادی بر صادرات اثرگذارند. در این مطالعه، صادرات تابعی از نرخ ارز واقعی، نوسانات نرخ ارز واقعی، تولید ناخالص داخلی و تقاضای داخلی گرفته شده است. با کاهش ارزش پول ملی، بازدهی صادرات افزایش خواهد یافت، بنابراین انتظار بر این است که اثر نرخ ارز واقعی بر صادرات مثبت باشد. با توجه به این‌که با افزایش نوسانات نرخ ارز، نااطمینانی اقتصاد زیاد می‌شود، انتظار بر این است که اثر نوسانات نرخ ارز بر صادرات منفی باشد. همچنین، افزایش ظرفیت تولیدی کشور سبب رشد تولید در صنایع مختلف از جمله بخش صادراتی می‌گردد که بیانگر یک رابطه مثبت بین تولید و صادرات خواهد بود. اثر تقاضای داخل نیز بدین‌گونه است که با افزایش آن، به علت افزایش تقاضای داخلی برای کالاهای صادراتی، انتظار می‌رود که صادرات کاهش یابد. برای بررسی اثر متغیرها بر صادرات غیر نفتی ایران از مدل زیر استفاده شده است:

(٤)

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln}(EX_t) = {} & a_0 + a_1 \times \mathrm{Ln}(RER_t) + a_2 D \times \\ & \mathrm{Ln}(RER_t) + a_3 \times \mathrm{Ln}(VRER_t) + a_4 D \times \\ & \mathrm{Ln}(VRER_t) + a_5 \times \mathrm{Ln}(GDP_t) + a_6 \times \mathrm{Ln}(co)\end{aligned}$$

که در آن $\mathrm{Ln}(EX_t)$ لگاریتم صادرات غیرنفتی واقعی سال t به قیمت ثابت ۱۳۷۶، $\mathrm{Ln}(RER_t)$ لگاریتم نرخ ارز واقعی سال t به قیمت ثابت ۱۳۷۶، $\mathrm{Ln}(VRER_t)$ لگاریتم نوسانات(ریسک) نرخ ارز سال t، $\mathrm{Ln}(GDP_t)$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی سال t به قیمت ثابت ۱۳۷۶ و $\mathrm{Ln}(co)$ لگاریتم تقاضای داخلی سال t به قیمت ثابت ۱۳۷۶ می‌باشد.

در مدل فوق، D متغیر مجازی است که در افزایش نرخ ارز واقعی برابر یک و در کاهش آن صفر می‌باشد. لذا، الگو در

1. www.tsd.cbi.ir
2. Engle (2003)

۳. نلسون(۱۹۹۱) در این مدل، واریانس‌های شرطی را به صورت لگاریتمی محاسبه نمود.

افزایش و کاهش نرخ ارز واقعی به شکل زیر خواهد بود:

افزایش ارزش نرخ ارز واقعی(D=0):

(۵)

$$\mathrm{Ln}(EX_t) = a_0 + a_1 \times \mathrm{Ln}(RER_t) + a_3 \times \mathrm{Ln}(VRER_t) + a_5 \times \mathrm{Ln}(GDP_t) + a_6 \times \mathrm{Ln}(co)$$

کاهش ارزش نرخ ارز واقعی(D=1):

(۶)

$$\mathrm{Ln}(EX_t) = a_0 + (a_1 + a_2) \times \mathrm{Ln}(RER_t) + (a_3 + a_4) \times \mathrm{Ln}(VRER_t) + a_5 \times \mathrm{Ln}(GDP_t) + a_6 \times \mathrm{Ln}(co)$$

۳- برآورد مدل و آزمون فرضیه

قبل از برآورد مدل، آزمون ریشه واحد دیکی فولر برای کلیه متغیرهای الگو انجام و نتیجه نهایی آزمون برای سطح و تفاضل متغیرها در جدول(۱) ارایه شده است. نتایج نشان می‌دهد که کلیه متغیرهای الگو در سطح داده‌ها ناپایا بوده و همواره مقادیر t محاسبه شده دیکی فولر تعمیم‌یافته از مقادیر بحرانی مک کینون حتی در سطح ۱۰٪ نیز کوچکتر است. لذا برای متغیرها، فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد رد نمی‌شود. ولی، تکرار آزمون در مورد تفاضل داده‌های سری زمانی نشان می‌دهد که کلیه متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. مطابق این آزمون‌ها تمامی متغیرهای در نظر گرفته شده درالگو انباشته از درجه یک بوده و به عبارتی I(1) می‌باشند.

جدول (۱): نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	در سطح		با یک تفاضل	
	آماره	Prob.	آماره	Prob.
EX	-۰.۰۳۰۸	۰.۹۵۰۷	-۷.۲۰۸۰۶۸	۰۰.۰
GDP	۰.۸۳۲۰۶۱	۰.۹۹	-۵.۲۱۵۰	۰.۰۰۰۱
CO	۱.۹۷	۰.۹۹	-۳.۱۷۵۵	۰.۰۲۷
VRER	-۲.۰۲۳	۰.۲۷	-۶.۳۵۵۳	۰.۰۰۰
RER	-۱.۱۶۶۱	۰.۶۸	-۵.۲۸۷۵	۰.۰۰۰۱

ماخذ: یافته های تحقیق

با توجه به انتقادهای پرون از روش آزمون ریشه واحد دیکی فولر، در زمانی که شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، بررسی شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون ضروری است. با توجه به تحولات اقتصادی ایران، ممکن است در روند سری‌های زمانی مورد استفاده در این پژوهش شکست وجود داشته باشد. بنابراین، به منظور حصول اطمینان از ناپایا بودن متغیرها از آزمون پرون استفاده شده است. نتایج آزمون شکست ساختاری پرون در جدول(۲) قابل مشاهده می‌باشد. طبق این آزمون ها تمام متغیرهای در نظر گرفته شده درالگو، انباشته از درجه یک هستند.

جدول (۲): نتایج آزمون فیلیپس پرون

متغیر	در سطح		با یک تفاضل	
	آماره	Prob.	آماره	Prob.
EX	۰.۲۷	۰.۹۷	-۷.۲۶۱۷	۰.۰۰
GDP	۰.۱۶۱	۰.۹۶	-۵.۴۳	۰.۰۰
CO	۲.۹۸	۰.۹۹	-۳.۱۶	۰.۰۲
VRER	-۲.۰۲۳	۰.۲۷	-۶.۴۶۶۷	۰.۰۰
RER	-۱.۲۸	۰.۶۲	-۵.۲۲	۰.۰۰

ماخذ: یافته های تحقیق

برای اطمینان از نتایج برآورد الگو و جعلی نبودن رگرسیون برآوردی، آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر نیز انجام شده است. برای این منظور، ابتدا درجه انباشتگی متغیرهای الگو بررسی شده است. اگر متغیرها انباشته از مرتبه یکسان باشند، به تخمین الگو به روش حداقل مربعات معمولی پرداخته و سپس، آزمون ریشه واحد برای پسماند الگو انجام می‌گیرد. چنانچه پسماندهای حاصل از آن رگرسیون انباشته از مرتبه پایین‌تری نسبت به متغیرهای الگو باشد، در آن صورت، رگرسیون برآورد شده در بلندمدت با ثبات می‌باشد. با توجه به یکسان بودن مرتبه انباشتگی متغیرهای مدل, آماره t آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر برای پسماندهای الگو حدود ٦/٤- بدست آمده است که نشان‌دهنده باثبات بودن رگرسیون برآوردی می‌باشد. همچنین نتایج آزمون ناهمسانی واریانس که در جدول (۳) نشان داده شده است، نشان‌دهنده وجود اثرات آرچ می‌باشد.

جدول (۳): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

آزمون	Scaled explained	0bs*Rsquared	F-statistic
-پیگان-بریوش گدفری	۱.۳۵(۰.۰۰)	۱.۹۰(۰.۱۶)	۱.۹۰(۰.۱۷)
هاروی	۰.۸۸(۰.۳٤)	۰.۹۳(۰.۳۳)	۱.۲۵(۰.۲٤)
وایت	۲۱.۷(۰.۰۰)	٤.٤۱(۰.۰٦)	۲.۸۱(۰.۰٦)

ماخذ: یافته های تحقیق

در ادامه، نتایج برآورد مدل های پیش‌گفته ارایه مـی‌گـردد. نتایج برآورد مدل گارچ نمایی در جدول (٤) نشـان داده شـده است. بر اساس نتایج مندرج در این جدول، اثر نرخ ارز واقعی با وقفه بر نرخ ارز واقعی جاری مثبت و در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار می‌باشد. همچنین، نتایج حاصل از مدل گارچ نمایی بـا توجه به معناداری ضریب β_3 در سطح اطمینان ۹۹٪، اثرگذاری نامتقارن شوک‌های با وقفه نرخ ارز واقعـی بـر نوسـانات آن را تأیید می‌کند که این منطبق بر مطالعات پیشین می‌باشد.

جدول (٤): نتایج مدل گارچ نمایی

	Coefficient	z-Statistic	Prob.
γ_0	۳/۵۸۰۰۹۲	۰/٦۷۵۲۹۹	۰/٤۹۹۵
γ_1	۰/۹٦۲۳۳۰	۲۳/۳۱۸۸۲	۰/۰۰۰۰۰
	Variance Equation		
β_0	۰/٦۳۳۸۷٦	۰/۹۹۸٤۳۵	۰/۳۱۸۱
β_1	۰/۱۹۵۸٦۳	۰/٤٦۳۷۲۹	۰/٦٤۲۸
β_2	۰/٤٤۸۲۵۷	۱/۹٦۲۸۵۱	۰/۰٤۹۷
β_3	۰/۸۵۵۳٤٤	۹/۷۱۲۰۹٤	۰/۰۰۰۰۰
R-squared	۰/۹۲٦۵۳۵		
Adjusted R-squared	۰/۹۱۵۷٤۸		

ماخذ: یافته های تحقیق

طبق مندرجات در جدول ۵، اثر متغیرها بر صـادرات غیرنفتـی ایران به صورت زیر است:

ضریب نـرخ ارز واقعـی در سـطح اطمینـان ۹۹٪ مثبـت و معنادار می‌باشد که مطابق انتظار است، بدین معنی که با افزایش نرخ ارز واقعی، با توجه به افزایش بازدهی صادرات، صـادرات غیر نفتی افزایش می‌یابد.

ضریب متغیر مجازی برای نرخ ارز واقعی در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار می‌باشد که بیانگر اثر نامتقارن نرخ ارز واقعـی بـر صادرات غیر نفتی ایران می باشد. نتایج نشان می‌دهـد کـه اثـر نرخ ارز واقعی در زمان کاهش ارزش پول داخلی(۲.٦٤) بیشتر از زمانی است که ارزش پول داخلی تقویت(۲.۰۵) می شود.

اثر نوسانات نرخ ارز، منفی و در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است، یعنی صادرکنندگان ریسک‌گریز به نوسانات بـالای نـرخ ارز با کاهش حجم صادرات واکنش نشان می‌دهند.

همچنین، با توجه به معنـاداری ضـریب متغیـر مجـازی در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه اثر نامتقارن ریسک نرخ ارز واقعـی بر صادرات غیر نفتی ایران تأیید می‌گردد. نتـایج حـاکی از آن است که اثر نوسانات نرخ ارز واقعـی در زمـان کـاهش ارزش پول داخلی(۱.۱۱-) بیشتر از زمانی است که ارزش پول داخلی تقویت (۰.٤۹-) می‌شـود. ایـن اثرگـذاری نامتقـارن مـی‌توانـد احسـاس نامتقـارن نسـبت بـه ریسـک و رفتـار پوششـی صادرکنندگان را منعکس کند.

همچنین، اثر تولید ناخالص ملی مثبت و در سطح اطمینـان ۹۹٪ معنادار می‌باشـد. وجـود ایـن رابطـه مثبـت، بیـانگر ایـن واقعیت است که رشد اقتصادی موجب رشد صادرات غیر نفتی می‌گردد. همچنین، می‌توان نتیجه گرفت که افـزایش بهـره‌وری عوامل تولید و فعال نمودن ظرفیـت‌هـای تولیـدی بـلااسـتفاده باعث بهبود صادرات غیر نفتی کشور می‌شود.

اثر تقاضای داخل بر صادرات غیر نفتی، منفی و در سـطح اطمینان ۹۵٪ معنادار می‌باشد. لذا انتظـار مـی‌رود، بـا افـزایش تقاضای داخلی برای کالاهای صادراتی، صادرات کاهش یابد.

جدول (۵): نتایج برآورد اثر ناتقارنی نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران

	Coefficient	t-Statistic	Prob.
α_0	-۱۰/۱۱۳۳۱	-۷/۸۹٤۲۳٦	۰/۰۰۰۰
α_1	۲/۰۵٦٤۵۹	۳/۹۹۳٤٤۱	۰/۰۰۰۳
$\alpha_2 D$	۰/۵۹۳۱۳۷	۲/۵۵۲۸۹۲	۰/۰۱٤۵
α_3	-۰/٤۹٦٦٦۷	-۲/٦۲۵۷۵۹	۰/۰۱۲۱
$\alpha_4 D$	-۰/٦۲۲۰۰٤	-۳/۲۸٦۲۵۲	۰/۰۰۲۱
α_5	۲/۳۸٦۸۵۹	۵/۹٤۰۵۳٤	۰/۰۰۰۰
α_6	-۱/٤۷٤۰۵۲	-۲/٦۱۵۵۰۲	۰/۰۱۲٤
R-squared	۰/۹۱۰۱۵۲		
Adjusted R-squared	۰/۸۹۷۰۰٤		
F- statistics	٦۹/۲۲۱۱۲		

ماخذ: یافته های تحقیق

٤- خلاصه و نتیجه گیری

در این مقاله، فرضیه اثر نامتقـارن نـرخ ارز و نوسـانات آن بـر صادرات غیرنفتی ایران طی دوره زمـانی ۱۳۸٦-۱۳۳۸ آزمـون شد. برای این منظور، آزمون ناهمسانی واریانس بـرای بررسـی

وجود اثرات آرچ استفاده شد و مدل گارچ نمایی برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز برآورد گردید. واریانس شرطی به‌دست آمده به‌وسیله این مدل، به‌عنوان متغیر جانشین نوسانات نرخ ارز واقعی بکار گرفته شد. متغیر مجازی به عنوان ضریبی برای نرخ ارز و نوسانات آن، همراه با سایر عوامل تعیین‌کننده در معادله صادرات غیرنفتی ایران وارد و این معادله برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ برآورد گردید. همچنین، برای بررسی مشکل پایایی متغیرهای به‌کاررفته در مدل، آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته، فیلیپس پرون و همجمعی انگل گرنجر استفاده گردید.

نتایج حاصل از مطالعه نشان داد که ضریب نرخ ارز واقعی مثبت و معنادار می‌باشد، بدین معنی که با افزایش نرخ ارز واقعی، صادرات غیر نفتی افزایش می‌یابد. بنابراین، می‌توان افزایش نرخ ارز واقعی را به‌عنوان یک سیاست تشویقی برای صادرات غیر نفتی مطرح کرد. مشخصاً برای حمایت از توسعه صادرات غیرنفتی، افزایش نرخ ارز اسمی و کاهش نرخ تورم داخلی پیشنهاد می‌شود.

اثر ریسک نرخ ارز نیز منفی و معنادار است، یعنی صادرکنندگان ریسک‌گریز به نوسانات بالای نرخ ارز با کاهش دادن حجم صادرات واکنش نشان می‌دهند. با توجه به نتایج بدست آمده، برخی توصیه های سیاستی قابل ارایه است: اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت کاهش نوسانات نرخ ارز و استفاده از ابزارهایی در جهت پوشش ریسک نرخ ارز برای صادرکنندگان. در مورد اول می‌توان راهکارهایی از قبیل شفاف نمودن سیاست‌های ارزی دولت و مقید نمودن سیاست‌گذاران به اجرای صحیح و پیگیری مستمر سیاست‌های اتخاذ شده در جهت کاهش نوسانات نرخ ارز اشاره نمود. به ویژه اینکه نوسانات نرخ ارز تا حدی تابع مصوبات و سیاست‌های ارزی دولت می‌باشد. در مورد دوم نیز به‌منظور پوشش ریسک نرخ ارز، می‌توان ایجاد و گسترش بازارهای سلف نرخ ارز را پیشنهاد نمود.

همچنین، با توجه به معناداری ضرایب متغیر مجازی، فرضیه اثر نامتقارن نرخ ارز واقعی و نوسانات آن بر صادرات غیر نفتی ایران تأیید می‌گردد. نتایج حاصل حاکی از آن است که اثر نرخ ارز واقعی و نیز ریسک حاصل از آن در زمان کاهش ارزش پول داخلی، بیشتر از زمانی است که ارزش پول داخلی تقویت می‌شود. این اثرگذاری نامتقارن می‌تواند احساس نامتقارن نسبت به ریسک و رفتار پوششی صادرکنندگان را منعکس کند. بنابراین، سیاست‌گذاران اقتصادی بایستی در زمان افت نرخ ارز، متفاوت از هنگامی که نرخ ارز ترقی می‌یابد، رفتار نموده و بر اساس شرایط موجود، سیاست مناسبی را اتخاذ نمایند تا بتوانند اثرات منفی ناشی از نوسانات را به حداقل برسانند. همچنین، اثبات اثرات معنادار نرخ ارز و ریسک آن، توضیحی برای نتایج پراکنده و غیرقطعی موجود در ادبیات تجربی قبلی(به‌سبب نادیده گرفتن این اثرات نامتقارن) فراهم می‌کند.

منابع:

1. Abounoori, E., Khanalipour, A. and Abbasi, J. (2009) "The Effect of News on Exchange Rate Volatilities in Iran: Application of ARCH Model", Journal of Trade Studies, 14 (1), pp.101-120.
2. Andren, N. (2001) "Is Macroeconomic Exposure Asymmetric?", Arne Ryde Workshop in Empirical Finance, Lund University.
3. Arize, A.C. (1997) "Foreign Trade and Exchange-Rate Risk in the G-7 Countries: cointegration and Error-Correction Models", Review of Financial Economics 6 (1), pp.95–112.
4. Arize, A.C., Malindretos, J. and Kasibhatla, K.M. (2003) "Does Exchange-Rate Volatility Depress Export Flows: the Case of LDCs", International Advances in Economic Research, 9(1), pp. 7–19.
5. Arize, A.C., Osang, T. and Slottje, D.J. (2000) "Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDCs", Journal of Business and Economic Statistics, 18(1), pp. 10–17.
6. Asseery, A. and Peel, D.A. (1991) "The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Estimates", Economic Letters, 37(2),pp. 173–177.
7. Bailey, M.J., Trvias, G.S. and Ulan, M. (1987) "The Impact of Exchange Rate Volatility on

8. Baldwin, R. (1988) “Hysteresis in Import Prices: the beachhead effect", American Economic Review, 78(4), pp. 773–785.
9. Baldwin, R. and Krugman, P. (1989) “Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks”, Quarterly Journal of Economics, 104(4), pp. 635–654.
10. Chowdhury, A.R. (1993) “Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from error-correction models”, Review of Economics and Statistics, 75(4), pp. 700–706.
11. Christophe, S.E. (1997) “Hysteresis and the Value of the U.S. Multinational Corporations”, Journal of Business, 70(3), pp. 435–462.
12. Dellas, H. and Zilberfarb, B.Z. (1993) “Real Exchange Rate Volatility and International Trade: A Reexamination of the Theory”, Southern Economic Journal, 59(4), pp. 641–647.
13. Dixit, A. (1989) “Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through”, Quarterly Journal of Economics, 104(2), pp. 205–227.
14. Ehsani, M.A., Khanalipour, A. and Abbasi, J. (2009) “The Effect of Exchange Rate Volatility on Non-oil Export in Iran”, Journal of economic Sciences, 9(1), pp. 13-34.
15. Engle, R.F. (2002) “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models”, Journal of Business and Economic Statistics, 20(3), pp. 339–350.
16. Ethier, W. (1973) “International Trade and the Forward Exchange Market”, American Economic Review, 63(3), pp. 494–503.
17. Fang, W.S., Lai, Y.H. and Miller, S.M. (2006) “Export Promotion through Exchange Rate Changes: Exchange Rate Depreciation of Stabilization?”, Southern Economic Journal, 72(3), pp. 611–626.
18. Fang, W.S., Lai, Y.H. and Miller, S.M. (2009) “Does Exchange Rate Risk Affect Exports Asymmetrically?”, Asian Journal of International Money and Finance, 28, pp. 215–239.
19. Fang, W.S. and Thompson, H. (2004) “Exchange Rates Risk and Export Revenue in Taiwan”, Pacific Economic Review, 9(2), pp. 117–129.
20. Hall, S., Hondroyiannis, G., Swamy, P.A.V.B., Tavlas, G. and Ulan, M. (2010) “Exchange-rate Volatility and Export Performance: Do Emerging Market Economies Resemble Industrial Countries or Other Developing Countries?”, Economic Modelling Journal, 27, pp. 1514-1521.
21. Knetter, M.M. (1994) “Is Export Price Adjustment Asymmetric? Evaluating the Market Share and Marketing Bottlenecks Hypothesis”, Journal of International Money and Finance, 13(1), pp. 55–70.
22. Koutmos, G. and Martin, A.D. (2003) “Asymmetric Exchange Rate Exposure: Theory and Evidence”, Journal of International Money and Finance, 22(3), pp. 365–383.
23. Kroner, K.F. and Lastrapes, W.D. (1993) “The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced form Estimates Using the GARCH in Mean Model", Journal of International Money and Finance, 12(3), pp. 298–318.
24. Ljungqvist, L. (1994) “Hysteresis in International Trade: A General Equilibrium Analysis”, Journal of International Money and Finance, 13(4), pp. 387–399.
25. Mahdavi, S. (2000) “Do German, Japanese, and U.S. Export Prices Asymmetrically Respond to Exchange Rate Changes? Evidence from aggregate data”, Contemporary Economic Policy, 18(1), pp. 70–81.
26. Marston, R.C. (1990) “Pricing to Market in Japanese Manufacturing", Journal of International Economics, 29(3-4), pp. 217–236.
27. McKenzie, M.D. and Brooks, R.D. (1997) “The Impact of Exchange Rate Volatility on German–U.S. Trade Flow”, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 7(1), pp. 73–87.
28. Nelson, D.B. (1991) “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach”", Econometrica, 59(2), pp. 347–370.
29. Omojimite, B. and Akpokodje, G. (2010) “A Comparative Analysis of the Effect of Export Growth: Some Theoretical Considerations and the Empirical Results”, Journal of Policy Modeling, 9(1), pp. 225–244.

Exchange Rate Volatility on Exports in the CFA and Non-CFA Countries of Africa", Social Sciences Journal, 24(1), pp. 23-31.

30. Pozo, S. (1992) "Conditional Exchange-Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from the Early 1990s", Review of Economics and Statistics, 74(2), pp. 325–329.

31. Rahman, S. and Serletis, A. (2009) "The Effects of Exchange Rate Uncertainty on Exports", Journal of Macroeconomics, 31, pp. 500-507.

32. Tse, Y.K. and Tsui, K.C. (1997) "Conditional Volatility in Foreign Exchange Rates: Evidence from the Malaysia Ringgit and Singapore Dollar", Pacific-Basin Finance Journal, 5(3), pp. 345–356.

برآورد تابع تقاضای برق و پیش بینی آن برای افق چشم‌انداز ۱۴۰۴ ایران و نقش آن در توسعه کشور با توجه به هدفمند شدن یارانه های انرژی

The Estimation of Electricity Demand Function and Prediction of its Consumption to 2025 in Iran

*Ali Changi Ashtiani *, Mahdi Jalouli ***

Received: 22/Feb/2012 Accepted: 16/June/2012

Abstract:

The history of electricity industry dates back to one hundred years ago. In Iran, the electricity industry is transiting from the typical monopoly to the competitive markets and a new paradigm is the producers compete with each other to sell the energy. In the present research, the long-term and short-term models of electrical energy in Iran has been estimated using time-series data and correlation techniques in econometrics specifically the dynamic self-explanatory models with auto regressive distributed lag model (ARDL) and error correction model (ECM). After estimating the electricity demand function, the prediction of the whole country electricity demand was carried out. The results confirmed the inelasticity of electricity demand in proportion to the electricity price indicated by other studies in Iran and other countries. According to the Power Ministry statistics, the aggregate electricity demand has been 176230 million kw/h in 2009 which after implementing the targeting subsidies plan in the first year, this number has been decreased to 170067 million kw/h with a 3.5 % decline in the electricity demand. Finally, the aggregate electricity demand is expected to increase to 240020 million kw/h by the year 2025.

Keywords: Aggregate Electricity Demand, Energy Price, ARDL, Targeting Subsidies plan
JEL: C5, C53, C52, Q41.

* Faculty Member, Department of Economics and Social Sciences, Payame Noor University. Email: a_ashtiani@pnu.ac.ir.
** Faculty Member, Institute for Jihad Daneshgahi, Markazi province. Email: m_jalouli@yahoo.com

علی چنگی آشتیانی*، مهدی جلولی**

دریافت:۱۳۹۰/۱۲/۳ پذیرش:۱۳۹۱/۳/۲۷

چکیده:

صنعت برق در جهان بیش از صد سال قدمت دارد. به طور کلی در سرتاسر جهان، این صنعت در حال حرکت بـه سـمت بازارهـای رقـابتی و فرآینـد تجدید ساختار است. صنعت برق در ایران نیـز در حـال گـذار از سـاختار انحصار طبیعی به بازارهای رقابتی و ساختار جدیدی است که تولیدکنندگان برای فروش انرژی به رقابت با یکدیگر می پردازند.در چنـین شـرایطی بـا توجه به طرح هدفمند نمودن یارانه ها و افزایش قیمت حامل های انـرژی، مطالعه وضعیت اقتصادی صنعت برق در ایران از اهمیت ویژه ای برخوردار است.چرا که میتواند نقش مهمی در فرایند توسعه کشـور در آینـده داشـته باشد. در این مطالعه با استفاده از داده های سـری زمـانی و تکنیـک هـای همجمعی در اقتصادسنجی، بخصوص مدلهای پویای خودتوضیح بـا وقفـه های توزیعی(ARDL) و ساز و کار تصحیح خطا(ECM)، روابط بلندمدت و کوتاه مدت مدل تقاضای انرژی الکتریکی کل کشور برآورد شده اسـت. پس از تخمین توابع تقاضای برق کل کشور، پیش بینی تقاضای بـرق کـل کشور و بخش های فوق صورت پذیرفت. بر اساس نتایج بدست آمده، بی کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت که در سایر مطالعات در ایران و سایر کشورها بدست آمده بود، در این مطالعه نیز تائید گردید. نتایج بدست آمده مبین معنی دار بودن کلیه ضرایب در سطح پنج و ده درصد می باشد. میزان تقاضای برق کل کشور در سال ۱۳۸۸، طبق برآوردهای وزارت نیرو رقم ۱۷۶۲۳۰ میلیون کیلووات ساعت را نشان می دهد، که با اجرای طـرح هدفمند نمودن یارانه ها این رقم در سال اول اجرای این سیاست بـه رقـم ۱۷۰۰۶۷ میلیون کیلووات ساعت رسیده است یعنی کاهشی ۳/۵ درصـدی در میزان تقاضا بدلیل اجرای سیاست مذکور. در نهایت تقاضای بـرق کـل کشور روندی صعودی را تا سال ۱۴۰۴ طی نموده است و در سال ۱۴۰۴، به ۲۴۰۰۲۰ میلیون کیلووات ساعت رسیده است.

کلمات کلیدی: تقاضای برق، قیمت حامل های انرژی، روش خودتوضیح بـا وقفه های توزیعی(ARDL)، هدفمندی یارانه ها.
طبقه‌بندی JEL: C5 ,C53 ,C52 ,Q41.

* عضو هیئت علمی دانشگاه پیام‌نور
Email: a_ashtiani@pnu.ac.ir
** عضو هیئت علمی جهاد دانشگاهی
Email: m_jalouli@yahoo.com

مقدمه

با توجه به گرایش روزافزون جوامع به استفاده از لوازم الکتریکی در همه جنبه های زندگی، مصرف انرژی الکتریکی به سرعت در حال افزایش است به گونه ای که با وجود تلاش‌های فراوان کشورها در جهت کاهش مصرف انرژی الکتریکی، بر میزان تقاضا و مصرف آن روز به روز افزوده می شود. از این رو انرژی الکتریکی به عنوان موتور توسعه توانسته نقش قابل توجه در رشد و توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشورها داشته باشد. از آنجا که انرژی الکتریکی کاربردهای بسیار متنوع و گسترده ای به خصوص در بخش صنعت دارد، اگر کشوری بخواهد سرعت رشد اقتصادی خود را افزایش دهد باید بتواند انرژی الکتریکی بیشتری تولید کند یا دست کم مصرف این نوع انرژی را به سوی مصرف بهینه هدایت کند. از این رو افزایش تولید و مصرف انرژی الکتریکی بر رشد و نهایتاً توسعه اقتصادی موثر می باشد.

مدل های اقتصادسنجی تقاضای انرژی، قانونمندی حاکم بر روابط بین متغیرهای مدل را به آینده تسری می دهند. بنابراین، بکارگیری این مدل ها مستلزم وجود ثبات در رفتار مصرف کنندگان انرژی و در دسترس بودن تعداد زیادی مشاهدات تاریخی است. اما مدل های فنی – اقتصادی، اتکای چندانی به سری های زمانی تاریخی ندارند و بیشتر بر جهت گیری ها، سیاست ها و استراتژی های طراحی شده توسط سیاستگذاران بخش انرژی و سایر بخش های اقتصاد متکی می باشد. در ایران سری های زمانی طولانی و با دوره های تناوب کوتاه مدت به اندازه کافی در دسترس نیست. لذا در کشور ایران، عدم نیاز مدل های فنی – اقتصادی به سری زمانی تاریخی، از رجحان های اینگونه مدل ها نسبت به مدل های اقتصادسنجی محسوب می شود بدین منظور برای تخمین تابع تقاضای برق در این مطالعه به سراغ روش خود توضیح با وقفه های توزیعی[1] (ARDL) می رویم تا ضمن ارائه روابط بلند مدت و کوتاه مدت تابع تقاضای برق، الگوی تصحیح خطا[2] (ECM) را برای تقاضای این حامل انرژی بدست آوریم، زیرا با الگوی تصحیح خطا می توان نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلند مدت را ارائه نمود. بعد از تخمین توابع تقاضای برق و ارائه الگوی تصحیح خطا، پیش بینی تقاضای برق تا سال ۱۴۰۴، سال انتهایی سند چشم انداز ۲۰ ساله کشور صورت می گیرد.

سابقه تحقیق

برای تخمین تقاضای برق در دهه‌های اخیر مطالعات فراوانی انجام شده است. شاید مطالعه «هات آکر[3]» در سال ۱۹۵۱ یکی از اولین مطالعات انجام شده در این زمینه باشد. او به کمک داده‌های مقطعی و استفاده از روش حداقل مربعات نشان داد که کشش قیمتی تقاضای برق اندک و کشش درآمدی تقاضای برق برای خانوارها زیاد است.

«آنگ[4]» در سال ۱۹۸۸ تابع تقاضای برق را برای چهار کشور جنوب شرق آسیا شامل مالزی، سنگاپور، تایلند و تایوان برآورد کرد و آن را تابعی از تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت و مصرف سرانه برق با یک دوره تاخیر فرض کرد. این تحقیق نشان داد در کشورهایی که درآمد سرانه بالاتری وجود دارد ضریب کشش درآمدی برق کوچکتر است.

در سال ۱۹۹۳ تقاضای برق برای کشورهای شورای همکاری خلیج فارس (بحرین، کویت، عمان، عربستان و امارات متحده عربی) توسط «التونی و محمدیوسف[5]» انجام شد و به کمک روش حداقل مربعات معمولی نشان داده شد که تقاضای برق نسبت به قیمت آن و درآمد در کوتاه مدت و بلندمدت بی کشش است، دلیل کلی این امر نیز یارانه های پرداختی دولت معرفی شد.

«ال عزیز و هاودان» در سال ۱۹۹۹ تقاضای انرژی کشور اردن را با استفاده از روش مدل‌سازی تقاضای دینامیک استاک واتسون تخمین زده‌اند، تقاضای انرژی در این مطالعه تابعی از قیمت انرژی، تولید ناخالص داخلی، مساحت ساختمان‌ها و متغیرهای مجازی می‌باشد، آنها نتیجه می‌گیرند که کشش

1. Auto- Regressive Distributed Lag Model
2. Error Correction Model
3. Huathaker (1951)
4. Ang (1988)
5. Eltony and Mohammad Yousef (1993)

درآمدی تقاضای انرژی در اردن کمتر از واحد است. مدل تقاضای برآورد شده به شکل زیر است:

$$Ln(Q)= a + bLn(P) + cLn(Y)+ dLn(A) + eDummy+ U$$

Q:مصرف کل انرژی،

P: قیمت واقعی انرژی،

Y: درآمد واقعی،

A: کل فضای ساخته شده به مترمربع، Dummy : متغیر مجازی برای تضاد و بی ثباتی سیاسی.

«اتستول[1] » در سال ۲۰۰۲ به کمک داده‌های سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۷۰ تقاضای برق خانگی نروژ را تخمین می‌زند. متغیرهای مستقل در این بخش عبارتند از: قیمت واقعی برق، قیمت واقعی نفت و مخارج مصرفی خانوار. نتایج به دست آمده حاکی از کم کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت و با کشش بودن آن نسبت به درآمد است.

«لین[2]» در سال۲۰۰۳ تقاضای برق در جمهوری خلق چین را برآورد نمود، تابع برآوردی برای سالهای ۲۰۰۱-۱۹۵۲ و به صورت زیر می باشد:

$$LnQ = a + bLnGDP + cLnP + dLnPOP + eLnM + fLnE$$

Q: تقاضای برق،

GDP: تولیدناخالص داخلی،

P: سطح عمومی قیمتها،

POP: جمعیت،

M: تغییرات ساختاری،

E: کارایی.

«آتاخانوا[3] » (۲۰۰۷) به بررسی وضعیت بازار برق در کشور قزاقستان پرداخته و با محاسبه ی کششهای مختلف درتقاضای برق این کشور پیشنهاداتی را جهت بهبود وضعیت مصرف داده است. در این مقاله مصرف برق قزاقستان درسه بخش خانگی، صنعتی و کلی محاسبه شده است. در مدل پیشنهاد شده برای بخش خانگی، هزینهی خانوار، تغییرساختار اقتصادی، قیمت برق و مصرف دوره قبل بعنوان متغیرهای مهم در نظر گرفته شده است. طبق این معادله میزان کششهای قیمتی تقاضا بسیار پایین بوده است.

«آمارا ویکراما[4]» (۲۰۰۸) پس از بررسی کششهای مختلف تقاضا در سریلانکا تقاضا را تا سال ۲۰۲۵ در این کشور پیش بینی کرده است .قیمت برق و گاز و درآمد خانواده ها متغیرهای موثر بر مصرف در نظر گرفته شده است.

بیانکو[5] (۲۰۰۹) با مطالعه داده های سال های ۲۰۰۷-۱۹۷۰ به تخمین تابع تقاضای برق ایتالیا پرداخته است. طبق نتایج این تحقیق مقدار درآمد سرانه، قیمت برق در سال مطالعه و همچنین با سه دوره ی تاخیر و نیز میزان مصرف برق با سه دوره تاخیر در این تابع موثراند. در این مقاله مصرف بخش غیرخانگی نیز بوسیله ی متغیرهای قیمت برق برای مصارف غیر خانگی، درآمد کل کشور، متغیر زمان به عنوان نماینده ی بهره وری و تکنولوژی و همچنین مصرف برق با سه دوره ی تاخیر برآورد شده است. در این تحقیق کشش قیمتی مصرف به دو صورت کوتاه مدت و بلند مدت محاسبه شده است و بطور کلی کشش درآمدی بیشتر از کشش قیمتی بدست آمده است.

نتایج نشان می دهد که کشش درآمدی تقاضای برق نزدیک به ۸۰ درصد و ثابت است و تغییرات ساختاری، قیمت های انرژی و متغیرهای موثر همگی منفی و کمتر از یک است. در ایران نیز در این زمینه مطالعاتی انجام شده که برخی از آنها عبارتند از:

«فخرایی» در سال ۱۳۷۱ به کمک داده‌های سری زمانی در سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۴۷ مدل برق خانگی کشور را برآورد نمود و نتیجه آن بی کشش بودن مصرف برق نسبت به قیمت آن بود.

«پژویان» در سال ۱۳۷۹ طی تحقیقی مقدار تقاضای برق کشور را تابعی از قیمت واقعی برق و قیمت انرژی جانشین (متوسط وزنی قیمت نفت سفید، گازوئیل، نفت کوره، گاز مایع و ...) و تولید ناخالص داخلی می‌داند. در این پژوهش کشش قیمتی تقاضای برق کوچکتر از واحد و کشش درآمدی تقاضای برق کشور بزرگتر از واحد بدست آمده است.

«عسگری» در سال ۱۳۸۱ در مطالعه خود تقاضای کل برق

1. Ettestol (2002)
2. Lin (2003)
3. Atakhanova (2007)
4. Amarawickrama (2008)
5. Bianco (2009)

را با روش همگرایی طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۷۹ پیش بینی می کند. متغیرهای به کار رفته در مطالعه وی عبارتند از: مصرف برق، تولید ناخالص داخلی، متوسط قیمت نفت خام و قیمت برق. پیش بینی در چهار حالت متفاوت انجام می شود که شامل پیش بینی توسط روش هم گرایی، پیش بینی با توجه به رشد ۳ درصدی (حالت بد بینانه)، رشد ٤ درصدی(محتمل) و رشد ٦ درصدی (خوش بینانه) تولید ناخالص داخلی مطرح شده در برنامه سوم می باشد. در این مطالعه جهت بررسی رفتار کوتاه مدت و بلند مدت مصرف کننده از کشش های کوتاه مدت و بلند مدت، تجزیه واریانس، توابع واکنش ضربه ای و معیار پایداری استفاده شده است.

«امینی فرد» در سال ۱۳۸۱ به کمک روش همگرایی یوهانسون-ژوسیلیوس و مدل تصحیح خطا تقاضای برق خانگی را به کمک اطلاعات سری زمانی سال‌های ۷۸-۱۳٤٦ برآورد نموده و نتیجه آن کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع تقاضای برق در کشور کوچک‌تر از یک و کشش تعداد مشترکین نسبت به تقاضای برق بزرگتر از یک به دست آمده است. نتایج حاصل از برآورد بلند مدت نشان می دهد که سه رابطه تعادلی بین متغیرهای الگو وجود دارد که فقط یکی از این روابط دارای توجیه اقتصادی می باشد. با توجه به این رابطه در بلند مدت کشش های قیمتی، درآمدی و متقاطع تقاضا کوچکتر از واحد و کشش تعداد مشترکین نسبت به تقاضا بیشتر از واحد می باشد. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا نیز نشان می دهد که در کوتاه مدت رشد متغیرهای قیمت برق، درآمد و قیمت گاز مایع به همراه شاخص های درجه گرمی و برودت هوا تأثیری بر رشد تقاضا نداشته و تنها رشد تعداد مشترکین با دو دوره تأخیر و متغیر مجازی که اثر جنگ را نشان می دهد بر رشد تقاضا موثر بوده است. با توجه به تابع واکنش ضربه ای تعمیم یافته مشخص گردید که اثر شوک درآمدی بر تقاضا بیشتر از شوک قیمتی است.

«صمدی و همکارانش» در سال۱۳۸۷، به تحلیل تقاضای برق ایران با استفاده از مفهوم همجمعی و مدل ARIMA پرداخته اند، نتایج حاصل از تحقیق، گویای این واقعیت است که واکنش مصرف کنندگان برق در ایران به تغییرات درآمد و قیمت کاملاً محدود است و بنابراین نیاز به طراحی مقررات اقتصادی در بازار برق ایران وجود دارد. همچنین پیش بینی های مربوط به تقاضای برق در آینده نشان می دهد که تقاضای سرانه برق با نرخ رشد سالانه ٤/٤ درصد افزایش می یابد که حاکی از رشد بسیار بالای مصرف برق درایران می باشد. وجه تمایز این مطالعه نسبت به مطالعات مشابه، برآورد و پیش بینی تقاضای برق کشور با توجه به اجرای هدفمندی یارانه ها می باشد.

مبانی نظری و الگوی تقاضای برق

تقاضا برای انواع حامل های انرژی در بخش های مختلف تولیدی به منزله یک نهاده تولید، بر اساس نظریه اقتصاد خرد از تابع تولید مشتق می شود. برای مثال، تابع تولید یک بنگاه خاص در یک زمان معین به صورت زیر تعریف می شود:

$$Q= F (K, L, M, E_1, E_2, \dots , E_n, T)$$

که در آن K , L , M به ترتیب معرف نهاده های مواد اولیه، کار و سرمایه است و E_i نیز i امین نوع انرژی از جمله انرژی الکتریکی است و T نیز مجموعه ای از عوامل دیگر مانند تغییرات فناوری است. یک بنگاه اقتصادی ترکیب نهاده های لازم را به گونه ای انتخاب می کند که بنگاه، حداقل هزینه ممکن را برای تولید مقدار مشخصی از محصول داشته باشد. با حداقل کردن تابع هزینه بنگاه، تابع تقاضا برای عوامل تولید بدست می آید. اگر تقاضا برای انرژی الکتریکی به عنوان یک عامل تولید، به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$X_{ei} = X_{ei} (P_k, P_l, P_m, P_i, Q, T)$$

بنابراین، تابع تقاضای انرژی الکتریکی، در زمان t، تابعی از قیمت انرژی الکتریکی (P_i) و دیگر انرژی های جایگزین، قیمت نهاده های غیرانرژی (P_m,P_l,P_k) و تولید یا ارزش افزوده (Q) است. در این مورد ممکن است از عوامل دیگر مثل تغییرات فناوری (T) نیز استفاده شود. یکی از مدل های پیشنهادی در زمینه تقاضای انرژی الکتریکی مدل باندارانایکه و موناسینگ[1] (۱۹۸۳) است که در آن سعی شده است مدل کاملی برای تقاضای انرژی الکتریکی پیشنهاد شود و مبنای نظری

1. Bandaranaike and Munasinghe (1983)

پژوهش حاضر قرار گرفته است و شکل لگاریتمی آن به صورت زیر ارائه می گردد:

$$LOGE = LOGK + \gamma_1 LOGP_s + \gamma_2 LOGP_e + \gamma_3 LOG\ V_i$$

تبیین و معرفی الگوهای تقاضای برق

ابتدا طبق مبانی نظری اشاره شده در قسمت قبل به معرفی تابع کلی تقاضای برق اشاره می گردد.

الف) تابع کل تقاضای برق

$$LCBA = \alpha_0+\alpha_1\ LPBA + \alpha_2 LPE + \alpha_3\ LY + \alpha_4\ LPOPCO + \varepsilon_t$$

که در آن :

LCBA : لگاریتم مصرف برق کل کشور

LPBA : لگاریتم قیمت برق مصرفی

LPE : لگاریتم شاخص قیمت انرژی (بعنوان متغیر جانشین برای حامل انرژی برق در نظر گرفته شده است).

شاخص قیمت انرژی براساس میانگین وزنی قیمت حامل‌های انرژی و بر حسب رابطه زیر محاسبه شده است:

$$PE=\frac{(PB*CB+PNS*CNS*PNK*CNK+PNG*CNG+PGT*CGT+PGM*CGM}{(CB+CNS+CNK+CNG+CGT+CGM)}$$

که در آن PE بیانگر شاخص قیمت انرژی و PB، PNS، PNK، PNG، PG، PGM بترتیب نشان دهنده شاخص قیمت بنزین، نفت سفید، نفت کوره، نفت گاز، گاز طبیعی و گاز مایع می‌باشند و C های موجود در رابطه فوق بیانگر مقادیر مصرف انرژی‌های ذکر شده هستند.

LY : لگاریتم درآمد کشور(تولیدناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶)

LPOPCO : لگاریتم تعداد مشترکین برق در کل کشور

α_0 : عرض از مبداء

ε_t : جمله اخلال

آزمون پایایی متغیرها

آزمون پایایی[1] از الزامات مهم در برآوردهای معادلات اقتصادی با داده های سری زمانی محسوب می شود. برای شناسایی سری های زمانی پایا از ناپایا روش های متعددی وجود دارد که مهمترین این روش ها آزمون ریشه واحد دیکی – فولر و دیکی – فولر تعمیم یافته[2] می باشد.

با توجه به آنچه که ذکر گردید به بررسی پایایی متغیرهای الگوی پیشنهادی بر اساس آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته می پردازیم. همانطور که مشاهده می شود فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد داشتن متغیرهای سری زمانی بر اساس آماره آزمون مک کینون در جدول (۱) بررسی شده است.

برآورد تابع تقاضای برق و پیش بینی آن

برای تخمین تابع تقاضای برق در این مطالعه به سراغ روش خود توضیح با وقفه های توزیعی[3](ARDL) می رویم تا ضمن ارائه روابط بلند مدت و کوتاه مدت تابع تقاضای برق، الگوی تصحیح خطا[4] (ECM) را برای تقاضای این حامل انرژی بدست آوریم، زیرا با الگوی تصحیح خطا (ECM) می توان نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت ارائه نمود. بعد از تخمین توابع تقاضای برق و ارائه الگوی تصحیح خطا، پیش بینی تقاضای برق تا سال ۱٤۰٤، سال انتهایی سند چشم انداز ۲۰ ساله کشور صورت می گیرد.

برآورد مدل ها به کمک الگوهای خودتوضیح با وقفه های توزیعی (ARDL) وتصحیح خطا (ECM)

برای استفاده از الگوی ARDL و ECM در برآورد مدل ها، باید وقفه های مناسب برای متغیرهای مدل بر اساس ضابطه شوارتز– بیزین تعیین شود. با استفاده از نرم افزار ماکروفیت نسخه ٤.۱، این کار انجام شده است و نتایج در ادامه آمده اند.

1. Stationarity

2. Augmented Dickey-Fuller Test
3. Auto- Regressive Distributed Lag Model
4. Error Correction Model

جدول (۱): نتایج آزمون دیکی فولر برای متغیرهای الگوهای تقاضای برق

متغیر (درسطح یا با یکبار تفاضل گیری)	فرم تابع	آماره مشاهده شده در سطح یا با یک بار تفاضل گیری	مقادیر بحرانی ADF			درجه پایایی
			٪۱	٪۵	٪۱۰	
LCBA	با عرض از مبدأ و با روند	-٤/٩٢	-٤/٣٢	-٣/٥٧	-٣/٢٢	I(0)
✷DLPBA	با عرض از مبدأ و بدون روند	-٤/٤	-٣/٦٧	-٢/٩٦	-٢/٦٢	I(1)
LPE	با عرض از مبدأ و بدون روند	-٦/٨٧	-٣/٥٧	-٢/٩٢	-٢/٥٩	I(0)
✷DLY	با عرض از مبدأ و بدون روند	-٣/٢٥	-٣/٦١	-٢/٩٣	-٢/٦٠	I(1)
LPOPCO	با عرض از مبدأ و بدون روند	-٨/٩٩	-٣/٦٠	-٢/٩٣	-٢/٦٠	I(0)

✷ حرف D در اول نام متغیر نشان دهنده ی یکبارتفاضل گیری برای پایا شدن متغیر می باشد.

ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۲): برآورد ضرائب الگوی خود توضیح با وقفه های توزیعی با استفاده از ضابطه شوارتز- بیزین

متغیرها	ضرایب	مقدارآماره ی t	خطای استاندارد
LCBA(-1)	-۰/٤٦٥	-۳/۸٤	۰/۱۲۱
LCBA(-2)	-۰/۰۱٦	-۰/۱۳	۰/۱۲۳
LCBA(-3)	۰/۲۰۳	۲/۷۸	۰/۰۷۳
LPBA	۰/۰۳۲	۱/٦۸	۰/۰۱۹
LPBA(-1)	-۰/۰۸۲	-۳/۲۸	۰/۰۲۵
LPBA(-2)	۰/۰۷۸	۲/۷۸	۰/۰۲۸
LPBA(-3)	-۰/۰۷٤	-۳/۰۸	۰/۰۲٤
LPE	۰/۰۱۱	۰/٤۷	۰/۰۲۳
LPE(-1)	-۰/۰۱۲	-۰/٥٤	۰/۰۲۲
LPE(-2)	۰/۰٥٥	۳/٤۳	۰/۰۱٦
LY	۰/۲٦۱	٦/٥۲	۰/۰٤
LY(-1)	-۰/۰۱۱	-۰/۱۳	۰/۰۸٤
LY(-2)	-۰/۱۳۷	-۲/۰۱	۰/۰٦۸
LPOPCO	۰/۳۳۲	۳/۷۳	۰/۰۸۹
عرض از مبدا	-۳/۲٦	-۳/۱	۱/۰٥۱
R-Squared	۰/۹۹		
D.W	۲/٦		

ماخذ: محاسبات تحقیق

الف) تابع کل تقاضای برق

حال بعد از تعیین وقفه های مناسب بر اساس ضابطه شوارتز- بیزین و بررسی زائد نبودن متغیرهای مدل، برای اطمینان از وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای مدل و کاذب نبودن معادله برآوردی، به بررسی رابطه همجمعی بین متغیرهای مدل می پردازیم.

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود:

$$\frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{I=1}^{P} S_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{S_{\hat{\alpha}_1}} = \frac{(-0.465-0.016+0.203)-1}{(0.12109+0.12307+0.07302)} = -4.06$$

که در آن $\Sigma\alpha$ مجموع ضرایب وقفه های متغیر وابسته و $\Sigma S_{\hat{\alpha}_i}$ مجموع انحراف معیارهای وقفه های متغیر وابسته وارد شده در طرف راست مدل می باشد.

از آنجایی که آماره به دست آمده از لحاظ قدرمطلق بالاتر از کمیت بحرانی[1] ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) می باشد لذا فرضیه H_0 رد می شود و بنابراین نتیجه می گیریم که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو برقرار می باشد و رابطه بلندمدت تقاضای برق کاذب نیست.

حال با اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو به برآورد ضرائب بلندمدت الگو می پردازیم که در جدول ۳ قابل مشاهده است.

جدول (۳): ضرائب بلندمدت مدل تقاضای کل برق با استفاده از روش ARDL و ضابطه شوارتز- بیزین

متغیرها	ضرایب	آماره ی T	خطای استاندارد
LPBA	-۰/۱۳۳	-۱/۹٥	۰/۰٦۸
LPE	۰/۱٦۱	۲/٤۸	۰/۰٦٤
LY	۰/۳۲۹	۳/۸٦	۰/۰۸٥
LPOPCO	۰/۹۸٤	۱٤/۸۹	۰/۰٦٦
عرض از مبدا	-۹/٦۷	-٦/۷۳	۱/٤۳٦

ماخذ: محاسبات تحقیق

1. (-3.91)

با توجه به آماره ی T جدول فوق معناداری ضرایب تابع بلندمدت در سطح ۵ درصد تایید می گردد. همان طور که نتایج به دست آمده نشان می دهند، فرضیات پژوهش مبنی بر تاثیرپذیری تقاضای برق از قیمت این حامل، شاخص قیمت حاملهای دیگر(بعنوان کالای جانشین)، درآمدجامعه و تعداد مشترکین برق مورد تایید قرار می گیرند. در ادامه تابع تقاضای بلندمدت برق کل کشور آورده شده است.

LCBA= -۹/۶۷ -۰/۱۳۳ LPBA + ۰/۱۶۲ LPE + ۰/۳۲۹ LY + ۰/۹۸۵ LPOPCO

با توجه به اینکه تابع برآورد شده به صورت لگاریتمی تخمین زده شده است، ضرایب تابع برآوردی همان کشش های مورد تحلیل می باشند و می توان در مورد ضرایب و کشش های قیمتی خودی، متقاطع و درآمدی بحث نمود. همانطور که مشاهده می گردد، علامت ضرایب مطابق انتظار و مبانی نظری است. کشش قیمتی خودی تقاضا برابر با ۰/۱۳۳- می باشد و گویای این مطلب است که با افزایش یک درصدی در قیمت حامل برق، میزان تقاضا (مصرف) از این حامل ۰/۱۳۳ درصد کاهش می یابد، بنابراین برق کالایی بی کشش است، بدلیل آنکه برق نسبت به سایر فرآورده های نفتی، کالای ارزان قیمت و دارای کارایی بالای اقتصادی می باشد و امکان جانشینی آن با سایر فرآورده ها کمتر وجود دارد و با افزایش قیمت این حامل، نمی توان میزان مصرف از آن را در این بازه قیمتی کاهش داد و سیاست قیمت گذاری چندان بر کاهش مصرف آن تاثیر گذار نخواهد بود. با توجه به ضریب متغیر شاخص قیمت حامل های دیگر انرژی که جانشین متغیر برق در نظر گرفته شده اند، می توان کشش متقاطعی تقاضا را بررسی نمود. این کشش برابر است با ۰/۱۶۲ و گویای این مطلب است که جانشینی در مورد این حامل انرژی چندان اهمیت ندارد، زیرا با افزایش یک درصدی در شاخص قیمت حاملهای دیگر انرژی، میزان تقاضا از برق کمتر از یک درصد افزایش می یابد. اما کشش درآمدی تقاضای برق از دو کشش دیگر بیشتر و اثرگذارتر است، مقدار عددی این کشش، ۰/۳۲۹ می باشد و بیانگر این موضوع است که با افزایش یک درصدی در درآمد جامعه می توان به میزان ۰/۳۲۹ درصد تقاضای از برق را افزایش داد.

در ادامه جهت مطالعه رفتار دینامیکی کوتاه مدت متغیرها و نشان دادن سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در بین متغیرهای الگو به برآورد مدل با استفاده از الگوی تصحیح خطا می پردازیم. نتایج حاصل از تخمین مدل در جدول (٤) آورده شده اند.

جدول (٤): ضرائب کوتاه مدت مدل تقاضای کل برق با استفاده از روش تصحیح خطا

متغیرها	ضرایب	آماره ی T	خطای استاندارد
DLCBA1	-۰/۲۰۷	-۱/٦٦	۰/۱۲٤
DLCBA2	-۰/۲۱۳	-۲/۷٦	۰/۰۷۷
DLPBA	۰/۰۳۲	۱/٦۸	۰/۰۱۹
DLPBA1	-۰/۰۰٤	-۰/۱۹	۰/۰۲۱
DLPBA2	۰/۰۷۳	۳/۰٤	۰/۰۲٤
DLPE	۰/۰۱۰۹	٤/۷۳	۰/۰۰۲
DLPE1	-۰/۰۵۵	-۳/٤۳	۰/۰۱٦
DLY	۰/۲٦۱	٦/۵۲	۰/۰٤
DLY1	۰/۱۳۷	۲/۰۱	۰/۰٦۸
DLPOPCO	۰/۳۳۲	۳/۷۳	۰/۰۸۹
DINT	-۳/۲٦	-۳/۱	۱/۰۵۱
ECM(-1)	-۰/٤۵	-٦	۰/۰۷۵
R-Squared	۰/۹۳۵		
D.W	۲/۳۱		

ماخذ: محاسبات تحقیق

همانگونه که ملاحظه می‌شود کلیه ضرایب از نظر آماری معنی دار و به لحاظ علامتی نیز موافق انتظار هستند. همچنین جمله ضریب تصحیح خطا، معنی دار می باشد. ضریب تصحیح خطا ۰/٤۵- برآورد شده است که نشان دهنده سرعت نسبتا بالای تعدیل بوده و بیان می کند که هر سال ٤۵ درصد از عدم تعادل یک دوره در تقاضای برق یا همان مصرف برق، در دوره بعد تعدیل می شود.

پس از برآورد ضرایب الگوی تصحیح خطا به روش OLS ، مجموعه ای از آزمون های تشخیص مورد استفاده قرار گرفته اند تا صحت و اعتبار رابطه برآورد شده از نظر آماری مورد ارزیابی واقع شود. این آزمونها عبارتند از :

۱- آزمون باکس- پیرس (۱۹۷۰) براساس آماره Q به منظور آزمون پایایی جمله پسماند و مشاهده همبستگی نگار جمله پسماند.

۲- آزمون بروش-گادفری (۱۹۷۸) برای همبستگی پیاپی از مرتبه K.

۳- آزمون RESET رمزی (۱۹۶۰) برای صحت تصریح تابع.

٤- آزمون جارک- برا (۱۹۸۰) برای نرمال بودن توزیع جمله خطا.

۵- آزمون ARCH برای خودهمبستگی پیاپی مشروط.

٦- آزمون وایت برای واریانس ناهمسانی.

مجموعه آزمونهای انجام شده فوق براین امر دلالت دارند که تابع پویای کوتاه مدت برآورد شده دارای هیچگونه مشکل آماری نبوده و ضرایب آن کاملا قابل اتکا است.

شبیه سازی و پیش بینی تقاضای برق کل کشور

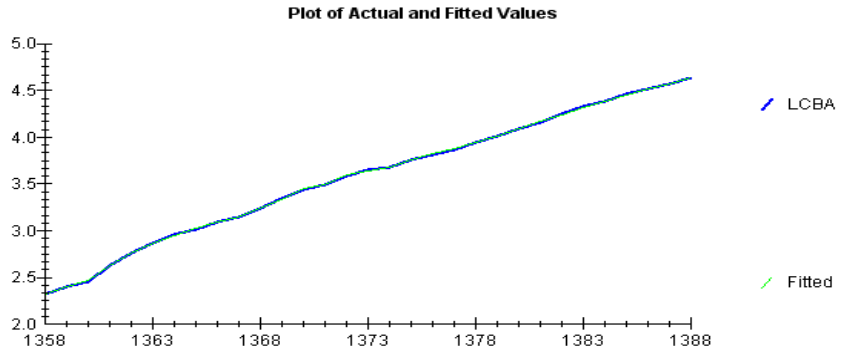
نمودارهای مربوط به مقادیر شبیه‌سازی شده و مقادیر واقعی متغیرهای مورد بحث در شکل‌های زیر رسم شده اند. نگاهی به این نمودارها مبین آن است که نه تنها مقادیر شبیه‌سازی شده توسط الگو، به گونه نزدیکی مقادیر واقعی را دنبال می‌کنند، بلکه نقاط عطف روند حرکت متغیرها را نیز به نحو مناسبی پیش بینی می‌کنند. از اینرو به نظر می‌رسد که الگو از ثبات ساختاری مناسبی برخوردار است. به منظور ارائه ملاکی کمی از چگونگی خوبی برازش مقادیر شبیه‌سازی شده توسط الگو، شاخص‌های جذر میانگین مجذور خطای نسبی (RMSPE) و شاخص نابرابری تایل (U)، برای متغیرهای وابسته مورد بحث محاسبه شده و در بالای نمودار مربوط به آن متغیر گزارش شده است.

U=0.028 RMSPE=3.12

جدول (۵): ضرائب کوتاه مدت مدل تقاضای کل برق با استفاده از روش تصحیح خطا

نوع آزمون	وقفه ها	آماره آزمون	سطح زیر منحنی پس ازکمیت آماره آزمون	نتیجه آزمون
پایایی جملات خطا به روش لجانگ – باکس	۱ تا ۱٦	Qϵ [۱۰/۵ و ۰/٤]	P=۰/٤۸ – ۰/۹۸	جملات خطا پایا هستند
نرمال بودن توزیع جملات خطا به روش جارک – برا	-	X^2 =۰/٤۹	P = ۰/۷۸	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
همبستگی پیاپی در جملات خطا به روش بروش – گادفری	۲	F =۰/۰۵ X^2 =۰	P =۰/۹٤ P =۱	جملات خطا دارای همبستگی پیاپی نیستند
واریانس ناهمسانی به روش وایت	-	F =۰/۵۱ X^2 =۷/۲	P =۰/۸٦ P = ۰/۷۸	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی نیستند
واریانس ناهمسانی مشروط به همبستگی پیاپی (ARCH)	۱	F =۰/۸۰ X^2 =۰/۸۳	P =۰/۳۷ P =۰/۳۵	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی مشروط نیستند
درستی تصریح شکل الگو به روش رمزی	-	F =۲/۵٦ X^2 =۳/۳۱	P =۰/۱۲ P =۰/۰۷	شکل الگو به درستی تصریح شده است

ماخذ: محاسبات تحقیق



نمودار (۱): شبیه سازی مصرف برق کل کشور (میلیون کیلووات ساعت)

جدول (٦): پیش بینی تقاضای برق کشور (۱٤۰٤-۱۳۸۹)- میلیون کیلووات ساعت

سال	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹٤	۱۳۹٥	۱۳۹٦
پیش بینی تقاضای برق کل کشور	۱۷۰۰٦۷	۱۷٤۷۳۰	۱۷۹۳۹٤	۱۸٤۰٥۷	۱۸۸۷۲۱	۱۹۳۳۸٤	۱۹۸۰٤۸	۲۰۲۷۱۱
سال	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱٤۰۰	۱٤۰۱	۱٤۰۲	۱٤۰۳	۱٤۰٤
پیش بینی تقاضای برق کل کشور	۲۰۷۳۷٥	۲۱۲۰۳۹	۲۱٦۷۰۲	۲۲۱۳٦٦	۲۲٦۰۲۹	۲۳۰٦۹۳	۲۳٥۳٥٦	۲٤۰۰۲۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

همانگونه که ملاحظه می‌شود متغیرهای شبیه‌سازی شده الگو به خوبی روند حرکت متغیرها را در محدوده مورد برآورد دنبال می‌کنند. آماره‌های RMSPE و U نیز از نظر آماری این ادعا را با قوت مورد تایید قرار می‌دهند.

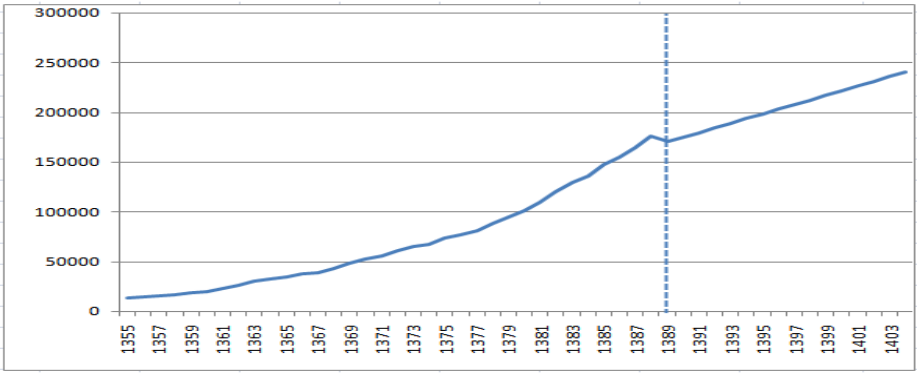
پیش بینی تقاضای برق در بخش های مختلف با توجه به طرح هدفمند نمودن یارانه ها (۱٤۰٤-۱۳۸۹)

داده‌های مربوط به متغیرهای برونزا با استفاده از روش پیش بینی به کمک الگوهای سری زمانی ARMA (برای متغیرهای پایا در سطح صفر) و ARIMA (برای متغیرهای پایا با تفاضل گیری) برآورد گردیده اند. برای درآمد کشور که با یک بار تفاضل گیری پایا شده است از الگوی ARIMA(3,1,2) بهره گرفته ایم. مصرف حامل های انرژی(به جز مصرف برق) و متغیر تعداد مشترکین برق، با توجه به متوسط نرخ رشد سالانه آنها طی چند دوره قبل تولید شده است. اما در مورد شاخص قیمت حامل های انرژی(PE)، قیمت حاملهای انرژی با توجه به قیمتهای اعلام شده دولت در طرح هدفمندی یارانه ها در سال ۱۳۸۹ مدنظر قرار گرفته است و فرض بر این است که این قیمتها تا سال ۱٤۰٤ ثابت بمانند. پس از تولید داده‌های مربوط به متغیرهای برونزای الگوها، از این داده‌ها استفاده شده است تا به کمک شبیه سازی پویای الگوها، متغیرهای درونزا (تقاضای برق کل کشور) تا سال ۱٤۰٤ ایجاد شوند.

پیش بینی تقاضای برق کل کشور

در جدول ٦ پیش بینی تقاضای برق کل کشور(میلیون کیلووات ساعت) با استفاده از نرم افزار ماکروفیت نسخه ی ٤.۱، بر اساس مدل برآوردی این تابع، قابل مشاهده می باشد.

طبق مقادیر مشاهده شده بخوبی می توان کاهش تقاضای این حامل را پس از هدفمندی یارانه ها مشاهده نمود، میزان تقاضای برق کل کشور در سال ۱۳۸۸، طبق برآوردهای وزارت نیرو رقم ۱۷٦۲۳۰ میلیون کیلووات ساعت را نشان می دهد، که با اجرای طرح هدفمند نمودن یارانه ها این رقم در سال اول اجرای این سیاست به رقم ۱۷۰۰٦۷ میلیون کیلووات ساعت رسیده است یعنی کاهشی ۳/٥ درصدی در میزان تقاضا بدلیل اجرای سیاست مذکور. این رقم در سال ۱۳۹۰، به ۱۷٤۷۳۰ میلیون کیلووات ساعت رسیده که هنوز از میزان تقاضای برق در سال ۱۳۸۸ کمتر می باشد. در نهایت تقاضای برق کل کشور روندی صعودی را تا سال ۱٤۰٤ طی نموده است و در سال ۱٤۰٤، به ۲٤۰۰۲۰ میلیون کیلووات ساعت رسیده است. در نمودار زیر مقادیر پیش بینی تقاضای کل برق کشور بعد از خط چین رسم شده و برای سالهای بعد از ۱۳۸۹ تا ۱٤۰٤ قابل مشاهده است.



نمودار (۲): پیش بینی تقاضای کل برق کشور (میلیون کیلووات ساعت)

نتیجه گیری و پیشنهادات

بر اساس نتایج بدست آمده، بی کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت که در سایر مطالعات در ایران و سایر کشورها بدست آمده بود، در این مطالعه نیز تائید گردید. نتایج بدست آمده مبین معنی دار بودن کلیه ضرایب در سطح پنج و ده درصد می باشد. میزان تقاضای برق کل کشور در سال ۱۳۸۸، طبق برآوردهای وزارت نیرو رقم ۱۷۶۲۳۰ میلیون کیلووات ساعت را نشان می دهد، که با اجرای طرح هدفمند نمودن یارانه ها این رقم در سال اول اجرای این سیاست به رقم ۱۷۰۰۶۷ میلیون کیلووات ساعت رسیده است یعنی کاهشی ۳/۵ درصدی در میزان تقاضا بدلیل اجرای سیاست مذکور. در نهایت تقاضای برق کل کشور روندی صعودی را تا سال ۱۴۰۴ طی نموده است و در سال ۱۴۰۴، به ۲۴۰۰۲۰ میلیون کیلووات ساعت رسیده است.با توجه به نتایج این مطالعه، سیاست های قیمتی نمی تواند در مهار تقاضا موثر باشد، بنابراین می بایست در حین اینکه با سرمایه گذاری بیشتر و افزایش در تولید زمینه عرضه بیشتر را فراهم آورد، با بکارگیری سیاستهای غیرقیمتی (مانند استفاده از لامپ های کم مصرف، آگاهی دادن به مردم در خصوص نحوه استفاده صحیح از این انرژی، ارائه محصولات با برچسب انرژی بالا) بتوان تا حدودی روند افزایشی تقاضا در بخش خانگی را کاهش داد.

اعمال نرخ ها و تعرفه های فروش حامل برق به صورت تصاعدی، فصلی، منطقه ای و در اوقات اوج مصرف از راهکارهای اساسی صرفه جویی برق است. بعنوان نمونه، می توان با نصب کنتورهای برق چند تعرفه ای، مصرف کننده را تشویق به مصرف کمتر در اوقات اوج مصرف برق نمود.

برق برای بخش خانگی یک کالای ضروری است، در اکثر موارد کاهش مصرف برق بمعنی چیزی جز افت سطح زندگی و رفاه نیست. بنابراین اگر هدف دولت از افزایش قیمتها، کسب حداکثر درآمد است، این امر دست نیافتنی است و اگر سیاست گذاری قیمتی بعنوان یک اهرم برای کاهش تقاضای برق استفاده شود این سیاست چندان مناسب نمی باشد.

استفاده از سیاست های تشویقی برای تولیدکنندگان داخلی لوازم برقی با بازده بالا و سیاست های تنبیهی برای جلوگیری از واردات لوازم برقی دارای بازده پایین یکی دیگر از راهکارهایی است که می تواند در مصرف بهینه انرژی الکتریکی موثر باشد.

منابع:

1. Al-Aziz, A. and Hawdan, D. (1999), “Estimating the Demand for Energy in Jordan: A stock Watson Dynamic OLS (DOLS) Approach”, Survey Energy Economics Center, Department of Economics.
2. Amarawickrama, H. and Hunt L. (2008), “Electricity Demand for Sri-Lanka: A Time Series Analysis", Energy, 33, pp. 724 –739.
3. Aminifard, A. (2002), “The Estimation of Demand for Electricity at Homes in Iran: A Cointegration Approach (1967-1999) ”, M.A. Thesis (Economics), Shiraz University.
4. Ang, B.W. (1988), “Electricity-output Relation and Sectoral Electricity Use, The

case of East and South East Asian Developing Countries", Energy Policy, 16(2), pp. 115-121.

5. Asgari, A. (2000). "Assessing Electricity Demand of Different Consuming Sectors and Investigating Its Pricing Policy", Ph.D. thesis, Faculty of Economics, University of Tehran.
6. Asgari, M. (2001), "The Estimation of Electricity Demand with Convergence Method in Iran (2000-2004) ", 16th International Electricity Conference.
7. Asgari, M. (2002), "Forecasting of Energy Demand with a VAR Method in Iran", 3rd National Congress of Iran's Energy.
8. Atakhanova Z. and Howie, P. (2007), "Electricity Demand in Kazakhstan", Energy Policy, 35, pp. 3729–3743.
9. Azarbaijani, K. (2006), "Electricity Demand Analysis and Estimation in Industrial Sector in Iran", the Journal of Economic Research, 73, pp. 133-166.
10. Bandaranaike , R.D. and Munasinghe, M. (1983), "The Demand for Electricity Services and the Quality of Supply" ,Energy Journal, 4(2), pp. 49–71.
11. Bianco, V., Manca, O. and Nardini, S. (2009), "Electricity Consumption Forecasting in Italy Using Linear Regression Models", Energy, 34, pp. 14–1421.
12. Eltony, M., Nagy, H. and Yousuf, M. (1993), "The Structure of Demand for Electricity in the Persian Gulf Cooperation Council Countries", the Journal of Energy and Development, 4, pp, 213-221.
13. Ettestol, I. (2002), "Estimating Residential Demand for Electricity with Smooth Transition Ragression", Ntnu, Trondheim, Norway.
14. Fisher, F.M. and Kaysen, C. (1962), "The Demand for Electricity in the United States", Amsterdam, North -Holland Pub. Co.
15. Huathaker, H.S., Verlenger, P.K. and Sheehan, P. (1973), "Dynamic Demand Analyses for Gasoline and Residential Electricity", Lexington.
16. Huathaker, H.S. (1951), "Some Calculations of Electricity Consumption in Great Britain", Journal of the Royal Statistical Society, 114(3), pp. 351-371.
17. Lin, B.Q. (2003), "Electricity Demand in the People's Republic of China", ERD Working Paper series No.37, Economics and Research Department.
18. Noferesti, M. (1999), "Unit Root and Cointegration in Econometrics", Cultural Services Institute of Rasa.
19. Pajouyan, J. (2000), "A Pricing Policy of Electricity Sector in Iran: A Ramsey Approach", Economic Research, 14, PP. 39-61.
20. Samadi, S. (2008), "The Estimation of Demand for Electricity in Iran, using Cointegration and ARIMA Method (1985-2008) ", the Journal of knowledge and Development, 25, pp. 113-136.
21. www.iranenergy.org
22. www.sci.org.ir
23. www.tavanir.org

دانشگاه پیام نور

فصلنامه علمی– پژوهشی

پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی

فرم اشتراک:

علاقه مندان به اشتراک فصلنامه علمی– پژوهشی «پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی» ، مبلغ ..... ریال جهت اشتراک سالانه نشریه به شماره حساب ۲۱۷۸۶۰۹۰۰۱۰۰۷ نـزد بانـک ملـی ایـران، شـعبه بنفشه تهران واریز کرده و فیش آن را به همراه این فرم، پس از تکمیل، به دفتر مجله ارسال کنند.

نام: .....

نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کد پستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

آدرس الکترونیکی: .....

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G. (Ph.D.)	Fallahi, M. A. (Ph.D.)	Mila Elmi, Z. (Ph.D.)	Sadeghi, Z. (Ph.D.)
Abdolmaleki, H. (Ph.D.)	Feyzpour, M. A. (Ph.D.)	Mir Bagheri Hir, M.N. (Ph.D.)	Sahabi, B. (Ph.D.)
Abu Nuri, E. (Ph.D.)	Fotros, M.H. (Ph.D.)	Moayed Far, R. (Ph.D.)	Salimi far, M. (Ph.D.)
Agheli, L. (Ph.D.)	Homayuni Far, M. (Ph.D.)	Mohammad Zadeh, P. (Ph.D.)	Seyf, A. (Ph.D.)
Ahmadi Shadmehri, M.T. (Ph.D.)	Hoseini Nasab, S.E. (Ph.D.)	Momeni, F. (Ph.D.)	Shabani, A. (Ph.D.)
Akbari Fard, H. (Ph.D.)	Imani Barandagh, M. (Ph.D.)	Monsef, A. (Ph.D.)	Shahabadi, A. (Ph.D.)
Akbarian, R. (Ph.D.)	Jalaei, S.A. (Ph.D.)	Najafi Zadeh, S. A. (Ph.D.)	Shahiki Tash, M. N. (Ph.D.)
Amini milani, M. (Ph.D.)	Karimzadeh, M. (Ph.D.)	Najar Zadeh, R. (Ph.D.)	Shahnoushi, N. (Ph.D.)
Arman. S.A. (Ph.D.)	Karshenasan, A. (Ph.D.)	Nasrollahi, K. (Ph.D.)	Shaigani, B. (Ph.D.)
Asgari, A. (Ph.D.)	Kasraei, E. (Ph.D.)	Nasrollahi, Z. (Ph.D.)	Shakibaei, A. (Ph.D.)
Atrkare Roshan, S. (Ph.D.)	Khalili Eraghi, M. (Ph.D.)	Noferesti, M. (Ph.D.)	Sharifi Ranani, H. (Ph.D.)
Bafande Imandust, S. (Ph.D.)	Khoda panah, M. (Ph.D.)	Pedram, M. (Ph.D.)	Soheyli, S. (Ph.D.)
Biabani J.(Ph.D.)	Komijani, A.(Ph.D.)	Pourebadelhan, M. (Ph.D.)	Suri, A. (Ph.D.)
Dadgar, Y. (Ph.D.)	Lashkari, M. (Ph.D.)	Rabii, A. (Ph.D.)	Taghi Nejad, V. (Ph.D.)
Delangizan, S. (Ph.D.)	Makkeyan, S. N. (Ph.D.)	Rajabi, M. (Ph.D.)	Tari, F. (Ph.D.)
Emadzadeh, M. (Ph.D.)	Manzoor, D. (Ph.D.)	Ranjpour, R. (Ph.D.)	Vaez, M. (Ph.D.)
Erfani, A.(Ph.D.)	Mehnat Far, Y.(Ph.D.)	Rasekhi, S. (Ph.D.)	Yavari, K. (Ph.D.)
Ezzati, M.(Ph.D.)	Mehrara, M. (Ph.D.)	Razmi, M. J. (Ph.D.)	Zaraanezhad, M. (Ph.D.)
Falahati, A. (Ph.D.)	Mehregan, N.(Ph.D.)	Sadeghi, H. (Ph.D.)	

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari (Ph.D.)
English Editor: Mojgan Eivazi (Ph.D.)

Published by: Payame Noor University of Markazi Province
Address: Quarterly Journal of Economic Growth And Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 0861-2247853
Fax: 0861-4021151
Mobile: 09185288130
E-mail: egdr@pepnu.ir
Web: www.pepnu.ir

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Director: Hadi Ghaffari (Ph.D.)
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur (Ph.D.)
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	S.P. Singh (Ph.D.)	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari (Ph.D.)	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi (Ph.D.)	Associate Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani (Ph.D.)	Associate Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani (Ph.D.)	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Mohammad Hassan Fotros (Ph.D.)	Associate Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Reza Lotfali pur (Ph.D.)	Associate Professor	Ferdowsi University
8	Mahmud Yahyazadeh Far (Ph.D.)	Associate Professor	Mazandaran University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam (Ph.D.)	Associate Professor	Imam Sadegh University
10	Mohammad Ali Molaei (Ph.D.)	Assistant Professor	Shahrud Universit of Technology

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Vol. 2 , No. 7 , August 2012