بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی-پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسؤول: دکتر هادی غفاری

سر دبیر: دکتر محمدرضا 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 اثنی‌عشری	دانشگاه پیام نور مازندران	دانشیار	اقتصاد
۲	دکتر فرهاد خداداد کاشی	دانشگاه پیام نور سازمان مرکزی	دانشیار	اقتصاد
۳	دکتر سیدمحمدرضا سیدنورانی	دانشگاه علامه طباطبایی	دانشیار	اقتصاد
۴	دکتر اس پی سینگ	آی آی تی رورکی هندوستان	استاد	اقتصاد
۵	دکتر مهدی صادقی‌شاهدانی	دانشگاه علوم اقتصادی	دانشیار	اقتصاد
۶	دکتر محمدحسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	دانشیار	اقتصاد
۷	دکتر محمدرضا لطفعلی‌پور	دانشگاه فردوسی مشهد	دانشیار	اقتصاد
۸	دکتر غلامرضا مصباحی‌مقدم	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
۹	دکتر محمدعلی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	استادیار	اقتصاد
۱۰	دکتر محمود یحیی‌زاده‌فر	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

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

تلفن: ۳۲۲۴۷۸۵۳ – ۰۸۶ نمابر: ۳۴۰۲۱۱۵۱ -۰۸۶ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰

پست الکترونیکی: Egdr@pnu.ac.ir **آدرس الکترونیکی:** Egdr.journals.pnu.ac.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 سیدعزیز آرمن	دکتر مسعود خداپناه	دکتر محمدنبی شهیکی‌تاش	دکتر محمد لشکری
دکتر محسن ابراهیمی	دکتر اکبر خدابخشی	دکتر حسین صادقی	دکتر پرویز محمدزاده
دکتر اسماعیل ابونوری	دکتر منصور خلیلی عراقی	دکتر زین‌العابدین صادقی	دکتر یوسف محنت‌فر
دکتر محمدطاهر احمدی	دکتر یداله دادگر	دکتر لطفعلی عاقلی	دکتر سیدنظام‌الدین مکیان
شادمهری	دکتر سهراب دل‌انگیزان	دکتر حجت‌اله عبدالملکی	دکتر عبدالعلی منصف
دکتر زهرا افشاری	دکتر سعید راسخی	دکتر قهرمان عبدلی	دکتر داوود منظور
دکتر رضا اکبریان	دکتر مصطفی رجبی	دکتر علی‌رضا عرفانی	دکتر فرشاد مؤمنی
دکتر حسین اکبری‌فرد	دکتر محمدجواد رزمی	دکتر مرتضی عزتی	دکتر رزیتا مؤیدفر
دکتر مینو امینی میلانی	دکتر رضا رنج پور	دکتر علی عسگری	دکتر محسن مهرآرا
دکتر محمد ایمانی‌برندق	دکتر منصور زراءنژاد	دکتر صدیقه عطرکارروشن	دکتر نادر مهرگان
دکتر صادق بافنده‌ایمان‌دوست	دکتر بهرام سحابی	دکتر مصطفی عمادزاده	دکتر میرناصر میرباقری‌هیر
دکتر جهانگیر بیابانی	دکتر مصطفی سلیمی‌فر	دکتر محمدحسن فطرس	دکتر زهرا میلا علمی
دکتر مهدی پدرام	دکتر کیومرث سهیلی	دکتر علی فلاحتی	دکتر رضا نجارزاده
دکتر علیرضا پورفرج	دکتر اله‌مراد سیف	دکتر محمدعلی فلاحی	دکتر سیدعباس نجفی‌زاده
دکتر فتح‌اله تاری	دکتر ابوالفضل شاه‌آبادی	دکتر محمد علی فیض‌پور	دکتر زهرا نصرالهی
دکتر احمد جعفری صمیمی	دکتر ناصر شاهنوشی	دکتر زهرا کریمی تکانلو	دکتر خدیجه نصرالهی
دکتر سید عبدالمجید جلائی	دکتر حسین شریفی‌رنانی	دکتر علی کارشناسان	دکتر محمد واعظ‌برزانی
دکتر هاتف حاضری‌نیری	دکتر احمد شعبانی	دکتر مصطفی کریم‌زاده	دکتر مسعود همایونی‌فر
دکتر سید ابراهیم حسینی‌نسب	دکتر علیرضا شکیبایی	دکتر اکبر کمیجانی	دکتر کاظم یاوری

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

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- نظریه‌پردازی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی از دیدگاه اسلام

٤- نظریه‌پردازی 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 – محتوا

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 علمی به 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 با قلم B Lotus ضخیم ۱۲ و متن چکیده فارسی با قلم B Lotus نازک ۱۰، عنوان چکیده لاتین با قلم 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 فرعی با قلم B Lotus ضخیم۱۲ و فونت متن مقاله با قلم 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 و شماره صفحه (مظفر، ۱۳۷۵: 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 سامانه فصلنامه به آدرس http://egdr.journals.pnu.ac.ir

۲- ثبت نام در سامانه.

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

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

۵- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

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

تأثیر پدیده ی نفرین منابع بر توسعه مالی و رشد اقتصادی در قالب الگوی پانل پویا ۹
زیور اسدی، دکتر جاوید بهرامی، دکتر رضا طالبلو

شناسایی رشد بخش های اقتصادی در کاهش فقر با استفاده از رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت SAM ۲۷
دکتر سهیلا پروین، دکتر علی اصغر بانویی، ساناز عباسیان نیگجه

بررسی و پیش‌بینی آثار افزایش نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش‌های عمده‌ی اقتصاد ایران (۱۳۹۳-۱۳۵۵) ٤١
دکتر هادی غفاری، مهدی جلولی، علی چنگی آشتیانی

آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای D-8 (رهیافت‌های همگرایی سیگما، شاخص‌های تایل و آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی) ۵۹
دکتر سعید دائی کریم زاده، دکتر کریم آذربایجانی، محمد جوانمردی

تحلیل اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D-8: علیت گرنجر پانلی با رویکرد بوت استرپ (۲۰۱۰-۱۹۹۰) ۷۳
دکتر عبدالعلی منصف، دکتر لیلا ترکی، سید جابر علوی

هزینه های بهداشتی خصوصی و عمومی و اثرات آنها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در بلندمدت: رویکرد میانگین گیری مدل بیزینی (BMA) ۹۳
دکتر فتح اله تاری، محمد شیریجیان، دکتر محسن مهرآرا، حسین امیری

تحلیل مقایسه‌ای نظریه های دستمزد سنتی و دستمزد کارایی در بخش صنعت اقتصاد ایران با استفاده از روش خطی گوک ۱۰۷
قاسم احمدی، دکتر مهدی خداپرست مشهدی، دکتر مصطفی سلیمی فر

سخن سردبیر:

پژوهش‌های منتشر شده در زمینه رشد و توسعه اقتصادی در دهه‌های اخیر وارد حوزه‌های میان رشته‌ای شده است، که می‌تواند با پیوند دادن مباحث رشد و توسعه اقتصادی با سایر رشته‌های علمی (مثل: سیاست، جامعه شناسی، علوم تربیتی، روانشناسی، مدیریت، بهداشت و سلامت و ...) زمینه ساز تحوّل در مبانی و جهت‌گیری موثرتر این پژوهش‌ها گردد و به تولید علم جدید به ویژه در علوم انسانی منتهی شود.

با توجه به ضرورت طراحی الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی نیازمند تحولی شگرف است تا با پیوند به علوم دیگر، زمینه‌ساز رشد و توسعه اقتصادی گردد و خدمتی بزرگ به کشور نماید و به الزامات الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت پاسخی موثر ارائه کند.

فصلنامه **پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی** در راستای رسالت خویش در انتشار مقالات علمی و پژوهشی در زمینه رشد و توسعه اقتصادی، در ۹ شماره پیش به این مهم پرداخته و در شماره‌های آتی نیز محققین ارجمند را دعوت به ارسال مقالات علمی پژوهشی در حوزه های میان رشته‌ای می‌نماید.

اینک دهمین شماره از فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی پیش‌روی شماست که با همیاری محققین ارجمند و همکاران ارزشمندمان در دانشگاه پیام نوراستان مرکزی تهیه شده است. حمایت‌های معاون محترم فناوری و پژوهشی دانشگاه جناب آقای دکتر آخوند و مدیر محترم تحقیقات دانشگاه، جناب آقای دکتر زارع در موفقیت فصلنامه از ضریب اهمیت بالایی برخوردار است که از همه این عزیزان قدردانی می‌گردد. علاوه براین در بهبود دائمی فصلنامه از راهنمایی‌های ارزنده سرکار خانم دسترنجی بهره‌ها برده‌ایم.

مطالعه این مجموعه و بیان پرسش‌ها، پیشنهادها و انتقادهای شما محققین ارجمند، گامی بزرگ در راه پیشبرد اهداف فصلنامه است. امید است ما را در این راه یاری فرمایید.

تأثیر پدیده‌ی نفرین منابع بر توسعه مالی و رشد اقتصادی در قالب الگوی پانل پویا

The Effects of Resources Curse Phenomena on Financial Development and Economic Growth: A Dynamic Panel Approach

زیور اسدی*، دکتر جاوید بهرامی**

دکتر رضا طالبلو***

دریافت: ۱۳۹۱/۱۱/۱۷ پذیرش:۱۳۹۲/۰۱/۲۵

چکیده:

در این مقاله، به ارزیابی تجربی نقش توسعه مالی در رشد اقتصادی و متقابلاً، تأثیر رشد اقتصادی بر توسعه‌یافتگی مالی در ۳۶ کشور نفتی وغیرنفتی در حال توسعه و توسعه‌یافته، طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۲ پرداخته‌ایم. روش تجربی ما مبتنی بر داده‌های تابلویی، متشکل از میانگین‌های پنج ساله بوده که با استفاده از تخمین پانل پویا از طریق روش گشتاورهای تعمیم‌یافته‌ی سیستمی صورت گرفته است.

نتایج برآوردها نشان می‌دهد که توسعه مالی نقش تعیین‌کننده‌ای در تحت‌تأثیر قرار دادن کارایی سرمایه‌گذاری و بدین ترتیب عملکرد اقتصادی ایفا می‌کند، که البته، توانایی نهادهای مالی در کشورهای نفتی و غیرنفتی متفاوت است. نتیجه مهم دیگر آن است که سطوح بالای سرمایه‌گذاری در کشورهای نفتی کیفیت پایین‌تری داشته است. از این رو به نظر می‌رسد در این کشورها سرمایه‌گذاری زیاد به خودی خود کافی نیست، مگر اینکه به همراه سیستم مالی توسعه‌یافته‌ای باشد که از سرمایه‌گذاری در طرح‌های با بازده پایین ممانعت بعمل آورد. علاوه بر این، ملاحظه شد که تأثیر مثبت درآمد سرانه بر توسعه‌یافتگی مالی در کشورهای نفتی کوچکتر است و در این کشورها، نرخ ارز حقیقی نیز بر توسعه مالی اثرگذار است.

کلمات کلیدی: رشد اقتصادی، توسعه مالی، سرمایه‌گذاری، نفرین‌منابع، تخمین‌زن سیستمی گشتاورهای تعمیم‌یافته.

طبقه‌بندی JEL: C33, O16, Q32.

* کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی(نویسنده ی مسئول).
Email: zivar.asadi@gmail.com

** عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
Email: javid_bahrami@yahoo.com

*** عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
Email: reza_talebloo@yahoo.com

Zivar Asadi, Javid Bahrami (Ph.D.)**,*

*Reza Talebloo (Ph.D.)****

Received: 05/Feb/2013 Accepted: 14/Apr/2013

Abstract:

This paper evaluates the role played by financial development in economic growth, and also, the effect of economic growth on financial development of thirty six oil vis-à-vis nonoil economies during 1982-2011. Based on a panel of 5- years averages, we apply System Generalized Method of Moments (SYS-GMM) to estimate the dynamic equations.

The estimation results show that financial development plays a crucial role in the efficiency of investment, and thus, in performance of those economies. However the quality of financial institutions varies significantly between oil and nonoil countries.

Another important result is that, despite of relatively high level of investment in oil economies, the quality of investment is really poor. This suggests that it is not the level of investment on its own but the quality of investment which is important. The high level of investment should be accompanied by a well developed financial system which channels financial resources away from less production projects. We also find that, the positive effect of per capita income on financial development is smaller in oil economies, and that, the real exchange rate is among the determinants of financial development in those economies.

Keywords: Economic Growth, Financial Development, Investment, Resource Curse, System GMM (Generalized Method of Moment) Estimator.
JEL: Q32, O16, C33.

* M.A. in Economics, Allame Tabatabaei University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). Email: zivar.asadi@gmail.com

** Assistant Professor of Economics, Allame Tabatabaei University, Tehran, Iran. Email: javid_bahrami@yahoo.com

*** Assistant Professor of Economics, Allame Tabatabaei University, Tehran, Iran. Email: reza_talebloo@yahoo.com

۱- مقدمه

تأثیرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین موضوعات مطرح شده در ادبیات رشد اقتصادی است که بحث‌های زیادی را به خود اختصاص داده است. هرچند ادبیات نظری و تجربی وسیعی ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را مثبت برآورد می‌کنند، کیفیت این تأثیرگذاری برای اقتصادهای مبتنی بر منابع بصورت دقیق مطالعه نشده است (تقوی و همکاران، ۱۳۹۰: ص ۳۸). مسأله اساسی در نظریه نفرین منابع، شناسایی کانال‌های مختلفی است که به واسطه‌ی آن‌ها وفور منابع می‌تواند رشد را تحت‌تأثیر قرار دهد. این سؤال که آیا وفور منابع طبیعی یک اثر مستقیم بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی بواسطه کانال‌های مالی دارد، نیازمند بررسی‌های بیشتری است.

آگاهی از اهمیت نسبی حوزه‌های مختلف سیاست‌گزاری و تأثیر مشخص سیاست‌ها، برای سیاست‌گزارانی که دغدغه‌ی توسعه دارند حائز اهمیت است. یافتن کانال‌هایی که به واسطه‌ی آن وفور منابع می‌تواند به تحریک یا منع توسعه‌ی اقتصادی بیانجامد، می‌تواند سیاست‌های توسعه را برای حداکثر کردن منافع سرمایه طبیعی بهبود بخشد. از این رو فهم نقش توسعه‌ی مالی در این زمینه حائز توجه است. بدین منظور هدف این مطالعه پاسخ به این سؤال است که آیا تأثیر بخش مالی روی رشد در کشورهای نفتی و غیرنفتی متفاوت است و توسعه‌یافتگی بازار مالی، تحت‌تأثیر بلای منابع قرار می‌گیرد؟ و از آنجا که ایران هم یکی از کشورهای نفتی است نتایج عمومی حاصل از بررسی می‌تواند سیاست‌گزاران را در تدوین سیاست‌های مناسب توسعه مالی و رشد اقتصادی یاری کند.

در این مقاله با روش تخمین‌زن سیستمی گشتاورهای تعمیم‌یافته برای هر دو معادله توسعه مالی و رشد اقتصادی، با رفع مسئله درون‌زایی رشد اقتصادی و توسعه مالی و پویا بودن آثار متغیرها، افزودن متغیرهای کنترل، استفاده از شاخص‌های توسعه مالی مختلف و روش مؤلفه‌های اصلی برای ایجاد شاخص کلی توسعه مالی به روشن کردن این فرضیه بواسطه نقش غیرمستقیم توسعه مالی در تحریک سرمایه‌گذاری و تغییر رشد اقتصادی و تأثیر رشد اقتصادی بر توسعه‌یافتگی مالی برای کشورهای نفتی مقابل دیگر کشورها می‌پردازیم.

برای تعیین رابطه بین توسعه مالی، سرمایه‌گذاری و نقش آن‌ها در تحت‌تاثیر قراردادن عملکرد اقتصادی، رگرسیون رشد اقتصادی y_{it} و برای بررسی تفاوت توسعه یافتگی مالی در کشورهای نفتی و غیرنفتی رگرسیون توسعه‌یافتگی مالی F_{it} را با معیارهای مختلف توسعه مالی تخمین می‌زنیم. به دلیل کارایی بیشتر روش GMM سیستمی نسبت به روش‌های رقیب، که در ادامه به ذکر آن‌ها می‌پردازیم از تخمین‌زن GMM-SYSTEM برای برازش مدل‌ها استفاده خواهیم کرد. برای بررسی اعتبار نتایج حاصل از این روش دو آزمون سارگان و M_2 را که توسط آرلانو و باند[1] (۱۹۹۱)، آرلانو و باور[2] (۱۹۹۵) و بلاندل و باند[3] (۱۹۹۸) تصریح شده‌اند، مورد استفاده قرار می‌دهیم.

در ادامه، در بخش دوم مبانی نظری نفرین منابع، توسعه مالی و رشد اقتصادی را مورد بحث قرار می‌دهیم. در بخش سوم به مرور ادبیات تجربی توسعه مالی و نفرین منابع می‌پردازیم. بخش چهارم به تخمین الگو و تحلیل نتایج اختصاص یافته است. و نهایتاً در بخش پنجم، خلاصه نتایج و پیشنهادها مطرح خواهدگردید.

۲-مبانی نظری

۲-۱- چارچوب نظری: اثر وفور منابع‌طبیعی بر رشد اقتصادی

در مقابل نظریاتی که بر نقش مثبت وفور منابع طبیعی در فرآیند تشکیل سرمایه و رشد اقتصادی تأکید دارند، نظیر نظریه تحلیل شکاف دوگانه و نظریه تکانه بزرگ؛ نظریه نفرین منابع که در سال۱۹۹۳ توسط آوتی[4] مطرح شد، به ارتباط معکوس بین وفور منابع طبیعی و رشد و توسعه اقتصادی اشاره دارد. این نظریه بر مبنای این شناخت اساسی است که اقتصادهای

1. Arellano and Bond (1991)
2. Arellano and Bover (1995)
3. Blundell and Bond (1998)
4. Auty (1993)

فقیر از لحاظ منابع، عملکرد بهتری در مقایسه با اقتصادهای ثروتمند از لحاظ منابع، داشته‌اند و همچنین بر آثار نهادی و سیاسی فراوانی منابع طبیعی تاکید دارد[1] (اسایی[2]، ۱۹۹۷: صص۱۶۲-۱۵۱).

ادبیات گسترده‌ای در خصوص نفرین منابع طبیعی و کانال‌های مختلف که به واسطه‌ی آن‌ها وفور منابع می‌تواند رشد را تحت تأثیر قرار دهد وجود دارد، محققین قبلی نقش عواملی از قبیل بیماری هلندی (ساکز و وارنر،۱۹۹۹)، عدم توجه به آموزش (گیلفاسون، ۲۰۰۱)، رانت جویی (تورنل و لین، ۲۰۰۰) و ضعف نسبی سرمایه انسانی در مقایسه با سرمایه فیزیکی (نیلی، ۲۰۰۲) را مورد بررسی قرار داده‌اند (نیلی و راستاد، ۱۳۸۱: صص ۲٤-۲۱). ارتباط منفی میان فراوانی منابع طبیعی و عملکرد رشد همچنین از طریق اثر فراوانی منابع طبیعی بر انتخاب سیاستی توضیح داده می‌شود: هرچه کشورها از لحاظ منابع طبیعی ثروتمندتر باشند، اولاً سیاست‌های اقتصاد کلان سست[3] در مدت زمان طولانی‌تر دوام می‌یابد، ثانیاً فشار کمتری برای رسیدن به بلوغ صنعتی سریع وجود خواهد داشت، ثالثاً گروه‌های رانت‌جو ریشه‌دار شده و رابعاً احتمال کاهش شتاب و نامنظم‌تر شدن رشد اقتصادی بیشتر می‌شود (اوتی،۱۹۹٤: ص٦)[4] .

۲-۲- رشد اقتصادی و توسعه بازارهای مالی

توسعه مالی روشی است که در آن نهادها و سیاست‌های مالی موجب بسیج پس‌اندازها، تخصیص وجوه قابل وام‌دهی به سرمایه‌گذاری و تأثیر برآهنگ و الگوی توسعه کشور می‌شود (میر[5]، ۱۹۹۹: ص۹).

تقریبا یک قرن پیش شومپیتر[6] (۱۹۱۱) بیان کرد که واسطه‌های مالی از طریق سیستم بانکداری و با اثرگذاشتن بر تخصیص پس‌اندازها ومتعاقب آن، افزایش بهره‌وری و تغییرات فنی رشد اقتصادی، نقش مهمی در توسعه اقتصادی بازی می‌کنند. تئوری‌های جدید مالی تاکید می‌کنند که نقش واسطه‌ای اتخاذ شده توسط موسسات مالی، عدم تقارن اطلاعاتی بین پس‌اندازکنندگان و وام‌گیرندگان را از بین می‌برد و بدین‌سان کارکردهای تحرک پس‌اندازها، تخصیص موجودی سرمایه، نظارت بر مصرف موجودی‌ها و مدیریت ریسک به اجرا درمی‌آید که تمامی این‌ها فرآیند رشد را تحت‌تاثیر قرار می‌دهند (لوین و همکاران[7]، ۲۰۰۰: صص ۷۷-۳۱). نقاط ضعف و کارکردهای ضعیف سیستم مالی مانند اطلاعات نامتقارن نیز سهمی را که بخش مالی در رشد اقتصادی دارد کاهش می‌دهند و این مسائل اغلب در کشورهای کم‌درآمد که در آن‌ها ظرفیت نهادی و مهارت‌های نظارتی محدود است وجود دارد (عصاری و همکاران[8]، ۱۳۸۸: صص ۵۱-۲۹).

بنابراین، چنانچه سیستم مالی بتواند به وظایف اصلی خود در زمینه کاهش هزینه اطلاعات، مدیریت مخاطره، تسهیل مبادلات، تجهیز مناسب پس‌اندازها، تامین مالی طرح‌های نوآورانه، کاهش ریسک و دسترسی ساده به اعتبارات برای بخش خصوصی، به خوبی عمل کند، می‌توان گفت نظام مالی کشور توسعه یافته است (واعظ و میرفندرسکی[9]، ۱۳۹۰: صص٤٧-۳۱). با ظهور نظریات رشد درون‌زا اقتصاددانانی نظیر گلداسمیت(۱۹٦۹) مک کینون(۱۹۷۳) و شاو(۱۹۷۳) بر نقش کلیدی بازارهای مالی در توسعه و رشد اقتصادی تأکید می‌کنند و بر این باورند که تفاوت در کمیت و کیفیت خدمات ارائه شده توسط مؤسسات مالی می‌تواند بخش مهمی از تفاوت نرخ رشد در بین کشورها را توضیح دهد.

۲-۳- نقش منابع‌طبیعی در فرآیند اثرگذاری بازارهای مالی بر رشد اقتصادی

فرضیه‌های متفاوتی برای اثر وفور منابع طبیعی بر توسعه مالی

---

۱. همچنین مطالعات لین و تورنل (Lane and Tornell,1995) و ماهون (Mahon, 1992) را ببینید. این مطالعات عوامل اقتصادی و سیاسی را معرفی می‌کند که می‌توانند در توضیح عملکرد ضعیف اقتصادهای غنی از لحاظ منابع طبیعی نقش داشته باشند.

2. Usui (1997)
3. Lax
4. Auty (1994)
5. Meyer (1999)
6. Schumpeter (1911)
7. Levine et al. (2000)
8. Assari et al. (2009)
9. Vaez and Mirfendereski (2011)

در نظریه‌های نهادی نفرین منابع وجود دارد، منافع بادآورده ناشی از وفور منابع می‌تواند به تقاضاهای بیشتر برای خدمات مالی شامل اعتبار برای خرید کالاهای مصرفی بیانجامد؛ بنابراین نفت در کشورهای صادرکننده نفت می‌تواند عاملی برای تقویت نقش نهادهای مالی از طریق فراهم آوردن منابع بیشتر و نیز تقاضای گسترده‌تر در مقایسه با کشورهای فاقد چنین منبعی تلقی گردد. در این حالت نفت موجب تقویت رابطه بین نهادهای مالی و رشد اقتصادی می‌شود (نیلی و راستاد، ۱۳۸۱: صص ۲۱-٤).

در ادبیات موجود کمتر به این مسئله پرداخته شده است که نرخ‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در اقتصادهای مبتنی بر منابع می‌تواند، تقاضای کمتر خدمات مالی در این اقتصادها را توضیح دهد. نفت از یک طرف می‌تواند به عنوان جایگزینی برای پس‌انداز عمل کرده و سطح پس انداز را کاهش دهد. در واقع، کاهش تقاضای سرمایه‌گذاری به نرخ‌های بهره واقعی پایین‌تر و رشد اقتصادی کندتر منجر می‌شود (گیلفاسون و زوگا[1]، ۲۰۰۱: ص۱۱).

از طرف دیگرمی‌تواند باعث شود تا نهادهای مالی با اتکا به منابع نفتی تسهیلات را به پروژه‌های با بازدهی پایین‌تر تخصیص دهند. به طور خاص کشورهای ثروتمند در زمینه منابع طبیعی می‌توانند درآمد این منابع را برای هموارسازی مصرف طی ادوار تجاری بکاربرند که انگیزه ساخت سیستم مالی کارآمد را کاهش می‌دهد (گیلفاسون، ۲۰۰٤: ص۷).

فارغ از کاهش تقاضای سرمایه‌گذاری، تنزل کیفیت سرمایه‌گذاری ناشی از وفور منابع مالی (حاصل از منابع طبیعی) نیز حائز توجه است. همانند عامل آموزش، حجم سرمایه‌گذاری به تنهایی اهمیت ندارد بلکه کیفیت- یعنی کارایی- آن نیز اهمیت فراوانی دارد. سرمایه‌گذاری‌های بی‌ثمر ممکن است به نظر دولت‌ها و اشخاصی که خرسند از مقدار پولی سرمایه‌گذاری هستند، بدون مشکل باشند (گیلفاسون، ۲۰۰٤: ص٤)؛ ولی آنچنان که انتظار می‌رود، باعث تقویت رشد اقتصادی نخواهند شد.

همچنین سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش منابع طبیعی و سودآوری این بخش، می‌تواند منجر به سرمایه‌گذاری کمتر در بخش مالی شود. به علاوه، وابستگی شدید سیستم مالی به چارچوب نهادی، شامل چارچوب قراردادی موثر (قابل اجرا)[2] می‌تواند توسعه مالی را در کشورهایی که با وجود وفور منابع طبیعی، توسعه نهادی ندارند، مختل کند.

۳- مروری بر ادبیات موضوع

از بین مطالعات تجربی داخلی و خارجی انجام شده در زمینه نفرین منابع، توسعه مالی و رشد اقتصادی به موارد زیر اشاره می‌شود:

۳-۱- مطالعات داخلی

طیب نیا و صفایی[3] (۱۳۸۷) با استفاده از روش 2SLS به بررسی مقایسه‌ای توسعه بازار پول و رشد اقتصادی در کشورهای گروه OECD, ECO برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۳-۱۳۵۳ پرداخته‌اند. نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که بین توسعه واسطه مالی و رشد اقتصادی رابطه‌ای مثبت وجود دارد. همچنین اثرگذاری بازار پول بر رشد اقتصادی ایران از کانال کارایی سرمایه‌گذاری و نه حجم سرمایه‌گذاری است.

سلمانی و امیری[4] (۱۳۸۸) طی دوره‌ی ۲۰۰٤-۱۹٦۰ (به صورت ۹ دوره‌ی زمانی پنج ساله) و با استفاده از روش داده‌های تابلویی، تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه را تأیید کردند.

ابراهیمی و سالاریان[5] (۱۳۸۸) پدیده‌ی نفرین منابع طبیعی در کشورهای صادرکننده نفت و تاثیر حضور در اوپک بر رشد اقتصادی کشورهای عضو آن از طریق داده‌های تابلویی و با روش GLS برای سال‌های ۲۰۰٤-۱۹۹۰ را بررسی کردند. نتایج برآورد آن‌ها حاکی از این بود که اثر مستقیم درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی مثبت است. اما با ورود متغیرهای

1. Gylfason and Zoega (2001)

2. Effective Contractual Framework
3. Tayebnia and Safaee (2008)
4. Salmani and Amiri (2009)
5. Ebrahimi and Salarian (2009)

توضیحی دیگر، به دلیل اثر درآمدهای نفتی بر این متغیرها و سپس اثرگذاری غیر مستقیم بر رشد اقتصادی، اثر کل درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی منفی برآورد می‌شود.

خیرخواهان و شرکا[1](۱۳۸۲) در مطالعه‌ای به بررسی رونق نفتی و نرخ پس انداز در۱۱ کشور عضو اوپک برای دوره‌ی زمانی ۱۹۹۹ – ۱۹۶۰ پرداختند و با بکارگیری الگوی اثر آزمندی تورنل و شاخص‌های کیفیت نهادی و حکمرانی خوب به این نتیجه رسیدند که نرخ پس‌انداز در کشورهای توسعه نیافته در جهت خلاف ادوار تجاری حرکت کرده و مصرف بیش از رونق نفتی افزایش می‌یابد و با این استدلال بیماری هلندی را الگوی مناسبی نمی‌دانند.

مهرآرا و کیخا[2] (۱۳۸۷) تأثیرات بلندمدت و کوتاه‌مدت درآمدهای نفتی بر رشد ۳۵ کشور متکی به نفت طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۵ را بررسی کرده و با استفاده از روش پانل هم‌انباشتگی و تأکید بر نقش نهادها استدلال می‌کنند که نهادهای خوب درآمد نفت را به موهبت تبدیل می‌کنند و نهادهای ضعیف موجبات نفرین شدن منابع را فراهم می‌کنند.

نیلی و راستاد[3] (۱۳۸۱) در مطالعه‌ای با استفاده از روش داده‌های تابلویی به مقایسه توسعه مالی و رشد اقتصادی درکشورهای صادرکننده نفت و کشورهای آسیای شرقی برای دوره‌ی ۱۹۹۹-۱۹۷٤ پرداخته و دریافته‌اند که ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت کمتر از کشورهای آسیای شرقی است که این ضعف نسبی ارتباط در انباشت سرمایه و بهره‌وری سرمایه نیز برقرار است و شکست عملکرد اقتصادی کشورهای بهره‌مند از منابع طبیعی را نشان می‌دهد.

۳-۲- مطالعات خارجی

آکانی[4] (۲۰۰۷) بر چگونگی اثرگذاری ثروت نفتی بر رشد اقتصادی متمرکز شده است و با استفاده از روش داده‌های تابلویی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰- ۱۹۷۰ برای ٤۷ کشور آفریقایی صادرکننده نفت و ۱۳ کشور غیرنفتی، نتیجه می‌گیرد که بیماری هلندی و نرخ ارز نمی‌توانند نفرین منابع را در کشورهای نفتی توضیح دهند، بلکه رانت‌جویی و فقدان دموکراسی است که مانع رشد اقتصادی و تاثیر مثبت درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی می‌شود.

کارل[5] (۲۰۰۷) با تحلیل نهادهای سیاسی، اجتماعی و اقتصادی کشورهای نفتی به توضیح آثار درآمدهای نفتی شامل بیماری هلندی، رانت جویی، کاهش سرمایه‌گذاری انسانی و فیزیکی و... می‌پردازد. یافته مشخص مطالعه فوق این است که کشورهای وابسته به نفت بیشتر از سایر گروه کشورها دچار بی‌عدالتی و خطا در عملکرد اقتصادی مثل فقر، نظارت بد و تعارض می‌شوند که این به صورت مستقیم ناشی از وجود منابع نیست بلکه به خاطر ساختارهایی است که وابستگی به نفت می‌سازد.

بیکن و بدمن[6] (۲۰۰۷) با بکارگیری روش پانل دو مرحله‌ای با واریانس تصحیح شده برای بازه‌ی زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸٤، نتیجه می‌گیرند که توانایی توسعه‌ی مالی در سرمایه‌گذاری اقتصادهای نفتی نسبت به اقتصادهای دارای منابع‌معدنی در حال توسعه کمتر است. آن‌ها همچنین نشان می‌دهند که سطح سرمایه‌گذاری در کشورهای نفتی کیفیت پایین‌تری دارد.

یانگ[7] (۲۰۰۸) با مطالعه از طریق سری زمانی پویا برای ۱۷ کشور نفتی نشان داد که‌رونق منابع هم تولید ناخالص داخلی سرانه و هم سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد و کیفیت نهادی برای استفاده از منابع بسیار مهم است.

گیلفاسون[8] (۲۰۰٤) برای سال‌های ۱۹۹۸-۱۹٦۵ بصورت مقطعی و با تحلیل رگرسیون چند متغیره، کشورهای عضو اوپک را با نروژ (به عنوان تولید کننده موفق نفتی) مقایسه می‌کند. نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که شدت منابع طبیعی بالا ارتباطی معکوس با عمق مالی - یعنی با توسعه نهادهای مالی و پولی و سیاست‌هایی که نرخ تورم را

1. Kheir Khahan and Shoraka (2003)
2. Mehrara and Kaykha (2008)
3. Nili and Rastad (2002)
4. Akanni (2007)
5. Karl (2007)
6. Bakwen and Bodman (2007)
7. Yang (2008)
8. Gylfason (2004)

پایین نگه داشته و بدین وسیله رشد اقتصادی را ارتقا می‌دهند- دارد.

بک[1] (۲۰۱۰) با اجرای رگرسیون مقطعی برای ۱۱٤ کشور، طی دوره زمانی ۲۰۰۷ – ۱۹٦۰ به این نتیجه دست یافت که رابطه‌ی توسعه مالی و رشد برای اقتصادهای مبتنی بر منابع بسیار با اهمیت‌تر از سایر کشورهاست و به خاطر سرمایه‌گذاری کمتر در بخش مالی در بلندمدت آثار منفی در رشد اقتصادی ناگزیر است.

صالحی اصفهانی و همکاران[2] (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های فصلی ۲۰۰٦-۱۹۷۹ برای ۹ کشور عمده صادرکننده نفت و با محاسبه نسبت ذخیره به استخراج نفت، نشان دادند چنانچه نرخ رشد درآمدهای نفتی از رشد طبیعی اقتصاد بزرگتر باشد، درآمدهای نفتی در بلندمدت تولید را با ضریبی معادل ضریب مربوط به سهم سرمایه تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

مطالعاتی که به بررسی رابطه میان منابع طبیعی، توسعه مالی و رشد اقتصادی می‌پردازند، شامل این سه مطالعه است که نیلی و راستاد (۱۳۸۱) با کمک متغیر کمکی در شیب به روش داده‌های پانلی، بهره‌وری سرمایه و انباشت سرمایه سرانه در کشورهای صادرکننده نفت و آسیای شرقی را طی سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۷٤ مقایسه کرده‌اند. بیکن و بدمن (۲۰۰۷) به بررسی نقش توسعه مالی در٤٤ کشور در حال توسعه‌ی دارای منابع و فاقد منابع پرداخته‌اند که معمولا فاقد توسعه یافتگی مالی هستند و بنابراین این امکان که اثر توسعه مالی روی رشد را برآورد کنند از بین برده‌اند و بک (۲۰۱۰) با رگرسیون مقطعی و صرف نظر از اینکه منابع زیرزمینی یا معدنی باشند به بررسی توسعه مالی پرداخته است، بقیه مطالعات انجام گرفته به دو بخش تقسیم شدند: دسته اول مطالعاتی که با در نظر گرفتن رویکردهای مختلف و متغیرهای موثر به تبیین رابطه منفی میان منابع طبیعی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. دسته دوم نیز مطالعاتی هستند که به بررسی رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی می‌پردازند. بررسی‌های انجام شده مشخص نمود مقاله یا تحقیقی که به طور مشخص به بررسی نقش توسعه مالی در رشد اقتصادی و متقابلاً، تأثیر رشد اقتصادی بر توسعه یافتگی مالی با رویکرد این مقاله پرداخته باشد، انجام نشده است.

٤- تصریح، تخمین و تفسیر مدل

در این قسمت به بیان نحوه تشکیل پانل نمونه و انتخاب کشورها می‌پردازیم. سپس نحوه جمع‌آوری اطلاعات مورد نیاز مدل را بیان می‌کنیم. نهایتاً با مطرح کردن روش تخمین‌زن سیستمی GMM، برآورد مدل و آزمون‌های سارگان و عدم وجود خود همبستگی سریالی بین جملات خطا را انجام می‌دهیم و به تحلیل نتایج بدست آمده می‌پردازیم.

٤-۱- روش گردآوری اطلاعات و داده‌ها

از بین کشورهای دارای منابع طبیعی معدنی شامل گروه کشورهای نفتی (سوخت) و غیرنفتی (منابع معدنی سخت)[3] به خاطر پوشش دادن کشور ایران، کشورهای با منابع معدنی نفتی و کشورهای غیرنفتی را به تناسب نمونه کشورهای نفتی انتخاب می‌کنیم و دو گروه کشورهای صادرکننده نفت خام و کشورهای فاقد منابع نفتی[٤] را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهیم. بنابراین، کشورهایی را در نظر گرفتیم که سیستم های سیاسی و تدابیر نهادی متفاوتی در اقتصاد دارند. در گروه کشورهای نفتی، این اقتصادها به لحاظ موقعیت جغرافیایی، تراکم جمعیت و کیفیت نهادی و سطوح ذخایر نفت متفاوتند. اما یک مشخصه مشترک دارند و آن این است که صادرات نفت گرچه با درجه‌های متفاوت، نقش مهمی در اقتصادشان دارد. انتخاب گروه کشورهای پیشرفته[5] نفتی و غیرنفتی[٦] که

1. Beck (2010)
2. Salehi Esfahani et al. (2012)

3. Barro and Lee (2000)

٤. که شامل کشورهای کانادا، انگلیس، نروژ، استرالیا، امریکا، ژاپن، سوئیس، کره جنوبی، سوئد، دانمارک، کویت، الجزایر، بحرین، توباکو، ونزوئلا، گابن، ایران، نیجریه، عمان، عربستان، اندونزی، سوریه، مالزی، مکزیک، کلمبیا، چین، هند، تایلند، ترکیه، فیلیپین، بولیوی، شیلی، برزیل، پرو، زیمبابوه، بوتساناوا است.

۵. مبنای کشورهای پیشرفته و در حال توسعه طبقه‌بندی IMF(2012) است که بر اساس کیفیت زندگی، سرمایه انسانی و تولید ناخالص داخلی است.

٦. مبنای طبقه‌بندی کشورهای نفتی UNCTAD(2009) است که کشورهایی را در بر می‌گیرد که ۵۰٪ صادراتشان نفت خام است و کشورهای غیرنفتی، دیگر کشورهایی هستند که صادر کننده نفت هستند.

بازارهای مالی توسعه یافته دارند این امکان را به ما می‌دهد که هم اثرگذاری توسعه‌یافتگی مالی در رشد اقتصادی هر دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه اعم از نفتی و غیرنفتی را بررسی کنیم و هم اینکه بررسی اثرگذاری مثبت یا منفی نفت در توسعه مالی با وجود بازارهای مالی توسعه یافته منطقی به نظر می‌رسد چرا که وقتی بازارها خود سرکوب شده باشند اثرگذاری منفی نفت در آن‌ها نمی‌تواند دلالتی بر نفرین منابع باشد.

دوره مورد بررسی برای برآورد مدل سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۲ است. علت انتخاب این محدوده زمانی، دسترسی به داده‌های مورد نیاز و کیفیت مناسب آن‌ها می‌باشد. از آنجا که رشد اقتصادی یک مقوله بلندمدت است و نیز برای اینکه اثرات سیکل‌های کوتاه‌مدت را حذف کنیم و نوسان داده‌های سالانه در نتایج خللی ایجاد نکنند از داده‌های سالانه استفاده نکرده، بلکه برای هر کدام از متغیرها، میانگین‌های ۵ ساله را به کار می‌بریم. حسن دیگر استفاده از داده‌های مربوط به میانگین ۵ ساله یکدست شدن تمام متغیرها بوده که احتمال بروز همبستگی خطی بین جز خطاها و متغیرهای توضیحی را کمتر می‌کند.

بنابراین مشاهدات مورد استفاده به ٦ دوره شامل ۱۹۸٦-۱۹۸۲، ۱۹۹۱-۱۹۸۷، ۱۹۹٦-۱۹۹۲، ۲۰۰۱-۱۹۹۷، ۲۰۰٦-۲۰۰۲، ۲۰۱۱-۲۰۰۷ تقسیم می‌شود و بدین ترتیب اثرات ناشی از چرخه‌های تجاری، حذف و اثرات بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. البته شایان ذکر است که ما در این مطالعه به دنبال شناسایی کلیه عوامل اساسی اثرگذار در رشد و توسعه مالی کشورها نیستیم؛ بلکه هدفمان مقایسه توسعه مالی و رشد در کشورهای نفتی و غیرنفتی به منظور شناسایی یکی از کانال‌های نفرین منابع است.بدین منظور دو گروه از معادلات رگرسیونی تخمین زده شده است. گروه اول، تعیین‌کننده‌های درآمد سرانه و گروه دوم تعیین‌کننده‌های توسعه مالی را منعکس می‌نمایند. با توجه به تعریف توسعه یافتگی مالی، یک معادله رگرسیونی در هر گروه خواهیم داشت و چون از تعاریف متعددی استفاده کرده‌ایم، دو گروه از معادلات رگرسیونی تخمین زده شده است.

در این مطالعه علاوه بر لگاریتم تولید ناخالص واقعی سرانه(lryp)، با توجه به در دسترس بودن داده‌ها و آزمون‌های تشخیصی، متغیرهای مخارج مصرفی دولت (lgovc)، سرمایه‌گذاری فیزیکی (linv)، سرمایه انسانی (lh)، صنعتی بودن (lind)، تورم (linfdef)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی(lfdi)، نرخ ارز حقیقی (lexch)، باز بودن تجاری(lopen) ، نفت به عنوان شاخص وفور منابع (loil)[1] و متغیر مجازی برای کشورهای صادرکننده نفت (dum) را به عنوان متغیرهای توضیحی در معادلات درآمد سرانه و توسعه‌یافتگی مالی لحاظ می‌کنیم. اطلاعات آماری با توجه به آخرین اطلاعات در دسترس از لوح فشرده شاخص‌های توسعه جهانی (WDI)[2] و لوح فشرده آمارهای مالی بین‌المللی (IFS)[3] جمع‌آوری شده‌اند. البته، متغیر درون‌زای دوم، یعنی توسعه یافتگی مالی دارای جانشین‌های[4] مختلفی است که به قرار زیر معرفی می‌شوند:

٤-۲- شاخص‌های مالی

علاوه بر متغیرهای فوق، شاخص‌هایی که به عنوان معیار توسعه یافتگی مالی (به عنوان متغیر توضیحی درون‌زا یا متغیر تابع) در این تحقیق در نظر گرفته شده است، عبارتند از:

- شاخص کلی اندازه بخش مالی (lm2)، که برابر با نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی است [5]. این متغیر، قدیمی‌ترین شاخصی است که برای اندازه‌گیری عمق مالی و یا مقیاس عمومی سنجش توسعه مالی مورد استفاده قرار گرفته است[6]. اما همانگونه که لوین، لویازا و بک (۲۰۰۰) اشاره کرده‌اند این شاخص به هیچ وجه بیانگر درجه کارایی بخش مالی نیست.

---

۱. سهم صادرات سوخت از کل صادرات کالایی

2. World Development Indicator
3. International Financial Statistics
4. Proxy
5. M2/GDP

٦. به عنوان مثال مراجعه کنید به گلد اسمیت (۱۹٦۹)، مک کینون (۱۹۷۳)، کینگ و لوین (۱۹۹۳a)

• معیار دیگر، نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی[1] (lm3) است. این متغیر شامل اسکناس و مسکوک در گردش به اضافه حساب‌های جاری و سایر بدهی‌های بهره‌دار بانک‌ها و واسطه‌های مالی غیر بانکی است. این نسبت می‌تواند معیار مناسبی برای نشان دادن توسعه مالی باشد، اگرچه ممکن است که در برخی از کشورهای در حال توسعه کسری بودجه‌ی دولت باعث افزایش چشمگیر این معیار شود و بیشتر نشانگر افزایش پایه پولی باشد تا تعمیق مالی .

• معیار نسبت اعتبارات داخلی اعطا شده به بخش خصوصی از سوی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی[2] (lbankc) دیگر شاخص مورد استفاده است. در این شاخص اعتبارات در مقایسه با اندازه کل اقتصاد، سنجیده می‌شود.

• معیار نسبت اعتبارات داخلی اعطا شده به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی[3] (lprivc) چهارمین شاخص برای توسعه مالی است. این معیار بخش دولتی را در نظر نمی‌گیرد و بر نقش واسطه‌های مالی در جهت‌دهی عرضه وجوه به سرمایه‌گذاران بخش خصوصی تاکید دارد. اعتبارات داخلی به بخش خصوصی مقیاس بهتری از واسطه‌گری مالی است. چرا که، جمع حقیقی وجوه تخصیصی به بخش خصوصی را مشخص می‌کند. از این رو بیشتر با سرمایه‌گذاری و رشد مرتبط است. برهم‌کنش توسعه مالی با بخش خصوصی به اعتبار بیشتر و امکان بهره‌وری بیشتر در مقایسه با بخش عمومی دلالت دارد. پس، اعتبار بیشتر بخش خصوصی سطح فعالیت مالی بیشتر را سبب می‌شود.

• شاخص پنجم معیار نسبت اعتبارات داخلی اعطا شده به بخش خصوصی به نقدینگی (lprivgm2)[4] است.

• در تمامی مطالعات داخلی و خارجی که تاکنون انجام شده است، اگرچه استفاده از شاخص‌های متنوع جهت اندازه‌گیری توسعه مالی و بررسی ارتباط آن با رشد اقتصادی به درک بهتر ابعاد مختلف این ارتباط کمک کرده است اما در بسیاری از موارد نتایج متضادی در مورد نحوه اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی حاصل شده است که باعث شده استخراج یک نتیجه کلی از آن میسر نباشد (سلیمی‌فر و همکاران[5]، ۱۳۸۹: صص ۱۰۳-۷۵). تحقیق حاضر تلاش می‌کند نه تنها از طریق بررسی ارتباط تک تک شاخص‌های توسعه مالی مورد قبول محققان با رشد اقتصادی ابعاد مختلف موضوع را شناسایی کند، بلکه با استفاده از روش تجزیه‌ی مؤلفه‌های اصلی[6] که مبتنی بر یافتن ترکیبات خطی از متغیرهای اولیه براساس ساختمان ماتریس واریانس – کواریانس است، شاخص کلی برای توسعه‌ی مالی استخراج کرده که درک ارتباط توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی را با تناقض مواجه نسازد. این شاخص را با (lfdc5) مشخص خواهیم کرد.

متغیر توسعه‌یافتگی مالی علاوه بر حضور در رگرسیون‌های مربوط به تولید ناخالص سرانه به عنوان یکی دیگر از متغیرهای توضیحی، در سری دوم رگرسیون‌ها، به عنوان متغیر تابع ظاهر می‌شود تا تفاوت‌های کشورهای نفتی و غیرنفتی از نظر توسعه‌یافتگی مالی مورد بررسی قرار گیرد.

٤-٣- روش تخمین

مدل عمومی ما برای بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی بدین ترتیب است:

$$Y_{it} = \alpha + \beta Y_{it-1} + \gamma X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

که در آن، Y_{it} بیانگر GDP حقیقی سرانه در معادله رشد اقتصادی و همچنین، نشان‌دهنده‌ی توسعه مالی در معادله توسعه‌یافتگی مالی است. حضور وقفه تولید سرانه در مدل به این معناست که با سال پایه لحاظ کردن و ثابت بودن تولید سرانه دوره قبل، اثر سایر متغیرها بر تولید سرانه چقدر بوده و از دوره قبل تا دوره جاری چه میزان تغییر داشته است. بنابراین نرخ رشد را نشان می‌دهد.

X_{it} مجموعه متغیرهای توضیحی است. که در معادله رشد اقتصادی توسعه مالی و در معادله توسعه یافتگی مالی، رشد اقتصادی درون‌زا است. سایر متغیرها برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند.

1. Liquid Liabilities or M3/ GDP
2. Domestic Credit by Banking Sector(% of GDP)
3. Domestic Credit to Private Sector (% of GDP)
4. Claims On Private Sector (annual growth as % of M2)
5. Salimifar, Razmi and Abu- Torabi (2010)
6. Principal Components

η_i جمله اثرات ثابت کشوری است که شامل متغیرهای مشاهده نشده و غیرقابل‌اندازه‌گیری اثرگذار بر در آمد سرانه مانند فرهنگ‌ها، نهادها، شرایط آب و هوایی، برخورداری از تکنولوژی و ...می باشند؛ که بین کشورها متفاوت است.

ε_{it} جمله خطای تصادفی است.پانویس i و t به ترتیب کشور و دوره زمانی هستند.

در این مطالعه برای آنکه پویایی‌های تغییرات را بررسی کنیم و برای حذف تورش رگرسیون‌های مقطعی و به منظور تخمین‌های کاراتر از روش داده های تابلویی پویا استفاده می‌کنیم. به خاطر وجود ساختار پویا و درون‌زایی متغیرهای توضیحی و ارتباط وقفه متغیر وابسته در سمت راست با تاثیرات مقطعی ویژه هر کشور، استفاده از روش (برآوردگرهای) OLS، اثرات ثابت و تصادفی نتایج تورش‌دار وناسازگاری را ارائه می‌دهند (هیشائو[1]، ۱۹۸٦، آرلانو و باند[2]، ۱۹۹۱و بالتاجی[3]، ۲۰۰۵). بنابراین امکان استفاده از روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS هیشائو یا گشتاورهای تعمیم یافته GMM آرلانو و باند را بررسی می‌کنیم[4]. روش 2SLS ، به دلیل مشکل در انتخاب ابزارهای مناسب، ممکن است واریانس ضرایب تخمینی بزرگتر برآورد شده و به همین دلیل نتایج ناسازگاری بدست بدهد (طیبی و همکاران[5]، ۱۳۹۰: ص٤). در روش GMM به منظور حذف تورش ناشی از وجود ارتباط بین متغیرهای توضیحی و جمله اثرات ثابت، از معادله مورد بررسی، تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود که با این کار، جمله اثرات ثابت از مدل حذف خواهد شد. و برای حل مشکل درون‌زایی متغیرهای مستقل از وقفه آن‌ها به عنوان ابزار استفاده می‌شود. از این رو، از طریق کاهش تورش نمونه، پایداری تخمین را افزایش می‌دهد و مناسب‌ترین تخمین‌زن برای مدل‌های پویای پانلی، تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم یافته خواهد بود.

به طور کلی، این تخمین‌زن به دو دسته یعنی، تخمین‌زن تفاضل مرتبه اول (ارائه شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، و تخمین‌زن سیستمی گشتاورهای تعمیم‌یافته (ارائه شده توسط بلاندل و باند[6] (۱۹۹۸)، تقسیم می‌شود. آرلانو و باند پیشنهاد دادند که در روش تفاضل مرتبه اول از وقفه متغیرها در سطح به عنوان ابزار استفاده شود. اما بلاندل و باند (۱۹۹۸) جائگر و بیکر[7] (۱۹۹۵) نشان دادند که وقفه متغیرها در سطح، ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند. برای حل این مشکل بلاندل و باند(۱۹۹۸) تخمین‌زن GMM سیستمی را پیشنهاد دادند که در قالب یک سیستم، رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند. بدین ترتیب ترکیب خطاهای استاندارد کاهش می‌یابد و چون شرایط گشتاوری بیشتری ایجاد می‌شود و وقفه‌های معادله تفاضل برای تمام دوره‌ها وارد مدل می‌شوند، ابزارها بیشتر شده و بنابراین دقت تخمین افزایش می‌یابد. در این تحقیق به دلیل کارایی بیشتر روش GMM سیستمی نسبت به روش‌های رقیب، از این تخمین‌زن با استفاده از نرم افزار Stata12 برای برازش مدل‌ها استفاده نموده‌ایم.

برای اینکه اعتبار نتایج بدست آمده از روش مذکور را بررسی کنیم لازم است دو آزمون سارگان و M_2 که توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بلاندل و باند (۱۹۹۸) تصریح شده‌اند را انجام دهیم. آزمون سارگان[8] برای شناسایی قیدهای بیش از حد معین شده[9] است و برای تعیین هر نوع همبستگی بین ابزارها و جمله خطا بکار می‌رود (اعتبار ابزارها).

آماره M_2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. برای اینکه ابزارها معتبر باشند لازم است با خطای تصادفی در معادله تفاضلی مرتبه اول همبسته نباشند و عدم رد فرضیه صفر در هر دو آزمون به معنای عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها برای تحلیل نتایج است. جدول ۱ و ۲، به ترتیب، نتایج تخمین معادله رشد و معادله توسعه مالی را ارائه می‌دهند.

1. Hsiao (1986)
2. Arellano and Bond (1991)
3. Baltagi (2005)
٤. جهت مطالعه می‌توانید به بالتاجی(۲۰۰۵)، آرلانو وباند (۱۹۹۱) و بلاندل و باند(۱۹۹۸) مراجعه نمایید.
5. Tayebi et al. (2012)
6. Blundell and Bond (1998)
7. Jaeger and Baker (1995)
8. Sargan test
9. Over-identifying restrictions

جدول (۱): تخمین‌زن سیستمی دو مرحله‌ای GMM– معادله رشد (متغیر وابسته لگاریتم تولید ناخالص داخلی) با شاخص اعتباردهی به بخش خصوصی (PRIVC) به عنوان شاخص توسعه‌یافتگی مالی[۱]

Regressors	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
constant	–0.14 0.3	-0.15 0.2	0.16 0.2	-0.04 0.7	-1.81 (0.00)*	-0.38 0.13	-0.15 (0.00)*	0.66 (0.00)*
(lryp)t-1	0.97 (0.00)*	0.97 (0.00)*	0.97 (0.00)*	0.94 (0.00)*	0.93 (0.00)*	0.93 (0.00)*	0.95 (0.00)*	0.93 (0.00)*
Linvprivc $= linv \times lprivc$	0.02 (0.00)*	0.02 (0.00)*	0.03 (0.00)*	0.03 (0.00)*	0.02 (0.00)*	0.03 (0.00)*	0.03 (0.00)*	0.01 (0.00)*
Linvprivcdum $= linv \times lprivc \times oil$	-0.01 (0.00)*	-0.01 (0.01)**	-0.01 (0.01)**	-0.02 (0.00)*	-0.01 (0.01)**	-0.01 (0.00)***	-0.01 (0.00)**	-0.02 (0.00)*
loildum	0.01 (0.00)*	0.01 (0.00)*	0.01 (0.00)*	0.01 (0.00)*	0.01 (0.00)*	0.01 (0.00)*	0.01 (0.00)*	0.01 (0.01)**
lgovc	-0.09 (0.00)*	-0.07 (0.00)*	-0.06 (0.00)*					
lopen				0.06 (0.00)*				
lh					0.51 (0.00)*			
linfdef		-0.002 0.5				-0.01 (0.00)*		
lind	0.13 (0.00)*	0.14 (0.00)*					0.08 (0.03)**	
lfdi	0.01 (0.00)*	0.01 (0.03)**						0.02 (0.00)*
i. Hansen test of instruments (p-value)	0.25	0.25	0.32	0.16	0.09	0.28	0.30	0.26
ii. Seriall correlation test (p-value)	0.17	0.15	0.82	0.66	0.48	0.42	0.18	0.41
F-test for joint Significance (p-value)	(0.00)*	(0.00)*	(0.00)*	(0.00)*	(0.00)*	(0.00)*	(0.00)*	
Instrument	30	31	28	28	28	28	28	28
observation	126	122	166	166	166	161	161	131

*و**و*** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی معنی‌داری آماری ضرایب در سطح 1% ، 5% و10% هستند.

i. فرضیه صفر این است که بین ابزارها وجملات خطا همبستگی وجود ندارد.

ii. فرضیه صفر این است که بین جملات خطا در معادله تفاضل اول همبستگی سریالی مرتبه دوم وجود ندارد.

منبع: محاسبات تحقیق

۱. استفاده از دیگر شاخص‌های توسعه مالی شامل (M2,M3,BANKC, PRIVGM2, FDC5) تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای در کیفیت نتایج ندارد.

جدول (۲): تخمین‌زن سیستمی دو مرحله‌ای GMM– معادله توسعه مالی با شاخص ترکیبی توسعه مالی(FDC5).[۱]

Regressors	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
constant	-1.02 0.2	-1.03 0.1	-0.3 0.61	-1.4 0.3	0.69 (0.00)*	-0.17 0.7
(lfdc5)t-1	0.94 (0.00)*	0.83 (0.00)*	0.87 (0.00)*	0.96 (0.00)*	0.93 (0.00)*	0.92 (0.00)*
• (lfdc5)t-2	-0.04 0.3	-0.06 (0.05)*	-0.09 (0.02)**	-0.16 (0.00)*	-0.07 (0.00)*	-0.06 (0.1)***
lryp	0.10 (0.09)***	0.07 0.6	0.26 (0.00)*	0.13 (0.01)**	0.03 0.4	0.10 0.1
Lrypdum = lryp × oil	–0.02 (0.00)*	-0.007 (0.09)***	-0.006 0.1	-0.01 (0.00)*	-0.01 (0.00)*	-0.01 (0.00)*
lopen	0.27 (0.1)***			0.28 (0.05)***	0.20 (0.01)**	
lexch		0.07 0.4	0.24 (0.00)*	0.08 (0.01)**		0.10 (0.1)***
lexchdum = lexch × oil		-0.09 0.2	–0.19 (0.00)*	-0.05 0.2		-0.16 (0.01)**
linv				0.32 (0.1)***		
linfdef				-0.23 (0.00)*	–0.24 (0.00)*	
lfdi	0.21 0.2			0.21 0.2		0.4 (0.02)**
lh		0.04 (0.02)**			0.009 0.2	
i. Hansen test of instruments (p-value)	0.30	0.16	0.12	0.43	0.41	0.24
ii. Seriall correlation test (p-value)	0.33	0.61	0.79	0.56	0.32	0.36
F-test for joint Significance (p-value)	(0.00)*	(0.00)*	(0.00)*	(0.00)*	(0.00)*	
Instrument	26	27	26	30	36	27
observation	121	137	137	118	140	120

• یکی از راه‌های رفع خود همبستگی سریالی بین جملات خطا یعنی رد فرضیه صفر در سطح کمتر از ۵٪ اضافه کردن وقفه‌های بیشتر متغیر وابسته است.

*و**و*** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی معنی‌داری آماری ضرایب در سطح 1% ، 5% و10% هستند.

i. فرضیه صفر این است که بین ابزارها وجملات خطا همبستگی وجود ندارد.

ii. فرضیه صفر این است که بین جملات خطا در معادله تفاضل اول همبستگی سریالی مرتبه دوم وجود ندارد.

منبع: محاسبات تحقیق

۱. استفاده از دیگر شاخص‌های توسعه مالی شامل (M2,M3,PRIVC, BANKC, PRIVGM2) تأثیر قابل ملاحظه‌ای در کیفیت نتایج ندارد.

٤-٤- مدل و تحلیل نتایج

همانگونه که اشاره شد، تخمین زننده GMM سازگار است چنانچه همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد، طبق نتایج مندرج در جداول ۱ و ۲، عدم وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای رگرسیون‌های تفاضل مرتبه اول را نمی‌توان رد کرد. همچنین نتایج آزمون سارگان نشان می‌دهد که ابزارهای بکار گرفته شده از اعتبار لازم برخوردارند و هیچ گونه ارتباطی میان اجزا خطا و ابزارهای بکارگرفته شده وجود ندارد (فرضیه صفر بیان می‌دارد که ابزارهای مورد استفاده ارتباطی با باقیمانده‌ها ندارند). از این رو می‌توان گفت که متغیرهای ابزاری استفاده شده در این مدل مناسب هستند و می‌توان به تحلیل نتایج پرداخت.

نتایج تخمین ارائه شده در جدول (۱)، بیانگر برآورد رابطه‌ی رگرسیونی خلاصه شده (۲) در زیر است. همانگونه که ملاحظه می‌شود، برای توضیح لگاریتم درآمد سرانه Y_{it} ، علاوه بر بردار متغیرهای کنترل و گذشته‌ی (Y_{it-1}) متغیر Y_{it} وفور منابع نفتی oil_{it} و دو ترکیب از اثر متقابل[1] متغیرها، $(I_{it}\times F_{it}\times Oil_{it})$ و $(I_{it}\times F_{it})$ در مدل وارد شده است.

(۲)

$$Y_{it}=\beta_0+\beta_1(I_{it}\times F_{it})+\beta_2(I_{it}\times F_{it}\times Oil_{it})+\beta_3 Oil_{it}+\beta_4 ControlVariables_{it}+\alpha y_{it-1}+\varepsilon_{it}$$

اولین اثر متقابل نقش مهم نهادهای مالی توسعه‌یافته در کارایی سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. دومین اثر، نشانگر تفاوت اثر متقابل سطوح سرمایه‌گذاری و توسعه مالی بین کشورهای نفتی و غیرنفتی است، که احتمالاً سطوح بالاتر سرمایه‌گذاری در کشورهای نفتی بیش از آنکه ناشی از کارایی نهادهای مالی باشد، ناشی از سرمایه‌گذاری مستقیم درآمدهای نفتی است.

طبق معادله (۲) شدت اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر درآمد سرانه، تحت‌تأثیر توسعه مالی قرار دارد $(I_{it}\times F_{it})$ و همچنین، این اثر مشترک در بین کشورهای نفتی و غیرنفتی متفاوت است:

$$(I_{it}\times F_{it}\times Oil_{it})$$

$$\frac{\partial Y}{\partial F}=\beta_1 I_{it}+\beta_2 I_{it}\times Oil=(\beta_1+\beta_2\times Oil)I_{it} \qquad (۳)$$

مقدار ضریب β_1 در رابطه (۲) نشانگر معنی‌داری اثر مشترک سرمایه‌گذاری و توسعه مالی بر رشد اقتصادی است؛ از این رو انتظار می‌رود که این ضریب مثبت برآورد شود. β_2 تفاوت اثر مشترک توسعه مالی و سرمایه‌گذاری بین کشورهای نفتی و غیرنفتی را کنترل می‌کند و انتظار می‌رود این ضریب منفی باشد چرا که، پیش‌بینی می‌شود وفور منابع ارزی و امکان سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با بازدهی کم، کارایی سرمایه‌گذاری را کاهش دهد.

نتایج نشانگر این است که اولاً، نهادهای مالی بواسطه ارتباط با سرمایه‌گذاری، به لحاظ آماری و اقتصادی بر رشد اقتصادی اثر مثبت می‌گذارند. که این نتیجه با مطالعات لوین، لویازا و بک (۲۰۰۰)، بک و لوین[2] (۲۰۰٤) و بیکن و بدمن(۲۰۰۷) سازگار است. ثانیاً، اثر مشترک توسعه مالی و سرمایه‌گذاری در کشورهای نفتی ضعیف‌تر است. بنابراین رشد اقتصادی پایین‌تر با وجود سطوح سرمایه‌گذاری نسبتا قابل‌ملاحظه این کشورها، اشاره دارد به اینکه سرمایه‌گذاری بیشتر ناشی از درآمدهای نفتی بالاتر است و نه توسعه‌یافتگی مالی بیشتر. نتایج با نیلی و راستاد[3] (۲۰۰۷) و گیلفاسون و زوگا[4] (۲۰۰۱) سازگار است و نشان از کیفیت نامطلوب سرمایه‌گذاری (علی‌رغم کمیت قابل قبول) دارد.

همانگونه که قبلا اشاره شد، در این مطالعه، علاوه بر بررسی اثر مشترک سرمایه‌گذاری و توسعه مالی بر درآمد سرانه کشورهای نفتی و غیرنفتی، به بررسی تأثیر وفور منابع نفتی بر توسعه یافتگی مالی کشورهای نفتی نیز می‌پردازیم. نتایج ارائه

1. Interaction Effect

2. Beck and Levine (2004)
3. Nili and Rastad (2007)
4. Gylfason and Zoega (2001)

شده در جدول شماره‌ی ۲، بیانگر رابطه رگرسیونی خلاصه شده (٤) در زیر است:

(٤)

$$F_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 (Y_{it} \times oil_{it}) + \beta_3 (exch_{it} \times oil_{it}) + \beta_4 ControlVariables_{it} + \alpha F_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

در این رابطه، علاوه بر متغیرهای کنترل، وقفه توسعه‌یافتگی مالی $F_{i,t-1}$ و لگاریتم درآمد سرانه Y_{it} ، دو ترکیب از اثرات متقابل $(Y_{it} \times oil_{it}, exch_{it} \times oil_{it})$، حضور دارند. حاصل‌ضرب $Y_{it} \times oil_{it}$ بیانگر تفاوت تاثیر درآمد سرانه بر توسعه یافتگی مالی بین کشورهای نفتی وغیرنفتی است و $exch_{it} \times oil_{it}$ بیانگر تاثیر نرخ ارز واقعی بر توسعه یافتگی مالی کشورهای نفتی است.

جدول (۲) نشان می‌دهد که، توسعه مالی با افزایش GDP سرانه افزایش می‌یابد. اما در کشورهای نفتی این افزایش کمتر است. مثلا در رگرسیون ۱ در جدول ۲، ۱٪ افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه منجر به ۱۰٪ توسعه مالی در کشورهای غیرنفتی می‌شود در حالیکه در کشورهای نفتی این مقدار برابر با ۸٪(۰.۰۲×۰.۱۰) است.

نتایج حاصله نسبت به معیارهای جایگزین مختلف توسعه مالی حساس نیست و از استحکام برخوردار است. شاخص‌های مالی از طریق تجمیع و تجهیز منابع سرمایه‌ای ونیز تخصیص بهینه این منابع بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. به عبارت دیگر شاخص‌های توسعه مالی بر شاخص‌های تجمیع سرمایه و بهره‌وری سرمایه مؤثرند و این شاخص‌ها به نوبه‌ی خود بر رشد اقتصادی اثر دارد (نیلی و راستاد، ۱۳۸۱: صص۲۱-٤). درتمام موارد اثر این شاخص‌ها در کل نمونه معتبر و در گروه کشورهای نفتی معتبر و کمتر از گروه دیگر است. از این رو می‌توان گفت اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشور نفتی معنادار و ضعیف‌تر از کشورهای غیر نفتی است.

علاوه بر دو متغیر درون‌زا (درآمد سرانه و توسعه‌یافتگی مالی) که هر یک در رگرسیون‌های متغیر دیگر به عنوان متغیر توضیحی ظاهر شده‌اند، سایر متغیرهای توضیحی در قالب بردارهای کنترل در معادلات حضور داشته‌اند که ذیلاً به تحلیل ضرایب مربوط به آن‌ها می‌پردازیم:

سرمایه‌گذاری فیزیکی (به صورت درصدی از GDP): (linv) سرمایه‌گذاری فیزیکی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی بوده است. این نتیجه همانند نتایج گروی و همکاران[1] (۲۰۰۷) است. نرخ سرمایه‌گذاری که یکی از مهم‌ترین متغیرهای توضیحی در مدل‌های تجربی رشد اقتصادی است، توان یک جامعه برای هدایت منابع مالی به تولید را نشان می‌دهد. و هم در مدل‌های رشد نئوکلاسیک و هم در مدل‌های رشد درون‌زا[2] افزایش موجودی سرانه می‌تواند زمینه‌ساز رشد اقتصادی شود.

هزینه‌های مصرفی دولت (نسبت مخارج مصرفی دولت به GDP): (lgovc) مخارج دولت دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی است. این نتیجه همسو با نظمی[3] (۲۰۰۵) و بکارت، هروی و لاندبلاد[4] (۲۰۰۵) است. بر اساس ادبیات اقتصادی، هزینه‌های مصرفی دولت از طریق جانشینی جبری باعث کاهش پس‌انداز بخش خصوصی و از این رو کاهش میزان سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود. در کشورهایی که دولت‌ها به درآمد حاصل از منابع طبیعی اتکا دارند این اثرگذاری حادتر می‌شود. دقت نظر این دولت‌ها در هزینه‌هایی که از منبع مالیاتی نیست (و در نتیجه پاسخگویی کمتری دارند)، کمتر است که منجر به تخصیص ناکارآمد منابع می‌شود.

1. Gurvay et al. (2007)

۲. در مدل‌های رشد نئوکلاسیک با اثر گذاری بر سطح درآمد سرانه در وضعیت سکون و افزایش نرخ رشد آن طی فرآیند انتقال و در مدل‌های رشد درون‌زا اثرات سرریز (سرایت منافع به سایر بخش‌ها).

3. Nazmi (2005)

4. Bekeart, Harvey and Lundblad (2005)

سرمایه انسانی (نرخ امید به زندگی در ابتدای دوره): (lh) امید به زندگی در بدو تولد را به عنوان معیار سرمایه انسانی و سلامت جامعه در نظر گرفته‌ایم. ضریب متغیر سرمایه انسانی در مدل‌های گوناگون، به عنوان یکی از عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی مثبت است. این نتیجه همسو با تئوری و ملاحظات تجربی ویلسون و همکاران[1] (۲۰۰٤)، فوگل[2] (۱۹۹٤) و تاباتا[3] (۲۰۰۵) است. یک کشور با سرمایه انسانی بالاتر، توانمندی بیشتری برای جذب تکنولوژی و اختراع آن خواهد داشت. بهره‌وری نیروی کار و در نتیجه تولید را ارتقا می‌دهد. همچنین، افزایش امید به زندگی افزایش پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت.

معیار باز بودن تجاری (نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP): (lopen) باز بودن تجاری تاثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد. این نتیجه با لوین، لویازا و بک (۲۰۰۰) و بکارت، هروی و لاندبلاد (۲۰۰۵) و بالتاجی و همکاران[4] (۲۰۰۸) سازگار است. گروسمن و هلپمن با در نظر گرفتن سرریز[5] فنی و انتقال بین‌المللی دانش، به عنوان عوامل توسعه اقتصادی، براقتصاد باز تأکید دارند. تجارت از طریق ارزآوری، انتقال تکنولوژی و انتقال سرمایه و با افزایش بازدهی، انگیزه سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد که توسعه بازارهای مالی را سبب می‌شود (بالتاجی، دمتریادز و لاو، ۲۰۰۸: ص۷).

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (بصورت درصدی از GDP): (lfdi) FDI همسو با یافته های بارنزتین گرگوریو و لی[6] (۱۹۹۸)، داوودی و شاه‌مرادی (۱۳۸۳)، لیجانگ وال[7] (۲۰۰۷) تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی و توسعه مالی کشورهای مورد مطالعه دارد. FDI می‌تواند از طریق فراهم نمودن سرمایه خارجی، انباشت سرمایه و منتقل کردن تکنولوژی مناسب و حضور در بازارهای مالی منجر به افزایش کارایی شود و رشد اقتصادی را شدت بخشد.

تورم: (linfdef) در ادبیات اقتصادی نظریات متفاوتی در مورد ارتباط بین تورم و رشد اقتصادی وجود دارد. که در جداول ۱و ۲، در اغلب موارد، تأثیر منفی و معنی‌دار این متغیر بر درآمد سرانه و توسعه یافتگی مالی مشاهده می‌شود. این اثرات منفی و همسو با کارهای تجربی استاکمن[8] (۱۹۸۱) واعظ و میرفندرسکی[9] (۱۳۹۰) بوید و لوین[10] (۱۹۹۹) نماینده بی‌ثباتی کلان اقتصادی و معیار سرکوب مالی است. با افزایش قیمت‌ها، کالاهای خارجی در مقایسه با کالاهای داخلی ارزان‌تر شده و واردات افزایش می‌یابد. بنابراین هجوم تقاضا به سمت کالاهای وارداتی، انگیزه را برای تولید کالاهای داخلی از بین می‌برد. وجود نرخ‌های تورم بالا و متغیر موجب افزایش هزینه مبادله و کاهش انگیزه تولید، کاهش قدرت خرید مردم و در نتیجه کاهش پس‌اندازها، کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود. اثرگذاری تورم بر کارایی توسعه مالی برآیند دو اثر منفی کاهش سپرده‌گذاری و اثر مثبت افزایش تقاضای وام است، که در تمام مدل‌های مورد بررسی این مقاله با علامت منفی ظاهر شده است.

نرخ ارز حقیقی: (lexch) نرخ ارز واقعی درجه قدرت رقابت بین‌المللی یک کشور را اندازه‌گیری می‌کند. در مورد اثرگذاری متغیر نرخ ارز حقیقی، اثرگذاری مثبت آن در رشد و توسعه مالی تأیید شده است، این نتیجه همانند بک (۲۰۱۰) و بیکن و بدمن (۲۰۰۷) است. در حالیکه افزایش نرخ ارز حقیقی منجر به سیستم‌های مالی عمیق‌تر

1. Wilson et al. (2004)
2. Fogel (1994)
3. Tabata (2005)
4. Baltagi et al. (2008)
5. Spillover
6. Gregorio and Lee (1998)
7. Ljung wall (2007)
8. Stockman (1981)
9. Vaez and Mirfendereski (2011)
10. Boyd and Levine (1999)

می‌شود، با اضافه کردن متغیر مجازی نفت، این رابطه برای کشورهای نفتی معکوس می‌شود، که این اثر می‌تواند با بیماری هلندی توضیح داده شود. اینکه تولید رقابتی به جای بخش صنعت در بخش منابع طبیعی متمرکز می‌شود می‌تواند روی توسعه مالی هم اثر جانشینی داشته باشد.

صنعتی بودن (ارزش افزوده صنعت به GDP) :(lind) ضریب متغیر صنعت در رشد اقتصادی مطابق انتظار مثبت است. پیوندهای داده- ستانده بین فعالیت‌ها و رشته‌های گوناگون صنعتی، بهبود تکنیک‌های تولید و استفاده از ظرفیت‌های تولیدی را سبب می‌شود و همچنین منجر به افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و در نتیجه عدم اتکا به درآمدهای نفتی می‌گردد و می‌تواند موجبات رشد و توسعه اقتصادی را فراهم کند.

۵- نتیجه‌گیری

در این مقاله، به ارزیابی تجربی نقش توسعه مالی در رشد اقتصادی و متقابلاً، تأثیر رشد اقتصادی بر توسعه یافتگی مالی در ۳۶ کشورنفتی وغیرنفتی در حال توسعه و توسعه یافته، به منظور شناسایی یکی از کانال‌های نفرین منابع طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۲ پرداختیم. روش تجربی ما مبتنی بر داده‌های تابلویی، متشکل از میانگین‌های پنج ساله بوده که با استفاده از تخمین پانل پویا از طریق روش گشتاورهای تعمیم یافته‌ی سیستمی صورت گرفته است.

بدین منظور دو گروه از معادلات رگرسیونی تخمین زده شد. گروه اول، تعیین‌کننده‌های درآمد سرانه و گروه دوم تعیین‌کننده‌های توسعه مالی را منعکس می‌نمایند. با توجه به تعریف توسعه‌یافتگی مالی، یک معادله رگرسیونی در هر گروه داریم و چون از تعاریف متعددی استفاده کرده‌ایم، دو گروه از معادلات رگرسیونی تخمین زده شده است. عدم وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای رگرسیون‌های تفاضل مرتبه اول و نتایج آزمون سارگان نشان دادند که ابزارهای بکار گرفته شده از اعتبار لازم برخوردارند، هیچ گونه ارتباطی میان اجزا خطا و ابزارهای بکارگرفته شده وجود ندارد و می‌توان به تحلیل نتایج پرداخت.

نتایج برآوردهای الگوی توسعه یافتگی مالی نشان می‌دهد که کشش درآمدی توسعه مالی در کشورهای صادرکننده نفت کمتر از دیگر کشورهاست.

نتایج برآوردهای الگوی رشد اقتصادی نشان می‌دهد که توسعه مالی نقش تعیین‌کننده‌ای در تحت‌تأثیر قراردادن کارایی سرمایه‌گذاری و بدین ترتیب عملکرد اقتصادی ایفا می‌کند، نتایج با تئوری‌های رایج مطابق هستند که توسعه مالی بواسطه اثرگذاری بر انباشت سرمایه و کارایی سرمایه‌گذاری عملکرد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، گرچه توانایی توسعه مالی در سرمایه‌گذاری، برای کشورهای نفتی کمتر است. تأثیر سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت کمتر از متوسط دیگر کشورهاست. رشد اقتصادی کمتر با وجود سرمایه‌گذاری نسبتاً بالا در این کشورها نشان می‌دهد که، با وجود سطوح بالای سرمایه‌گذاری، انواع سرمایه‌گذاری‌ها کیفیت پایین‌تری دارند (سرریز کمتر).

با توجه به امکان اعطای تسهیلات به پروژه‌های با بازدهی پایین در نتیجه‌ی منابع مالی حاصل از نفت و نیز با در نظر گرفتن ضعف نهادهای مالی، نتیجه می‌گیریم که در کشورهای صادرکننده نفت سرمایه‌گذاری به خودی خود کافی نیست، مگر اینکه به همراه سیستم توسعه‌یافته مالی باشد که کانال‌های بازگشت وفور منابع را به سمت فعالیت‌های مولد با بازده بالا سوق دهد و در بلندمدت محرک رشد اقتصادی باشد. همچنین لازم است از سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با بازدهی پایین خودداری شود.

سیاست‌گزاران در اقتصادهای مبتنی بر منابع بایستی به

بخش مالی توجه کنند؛ همانطور که سیاست‌گزاران سایر اقتصادها توجه می‌کنند. اما باید برای رسیدن به اهداف توسعه مالی تلاش بیشتری صورت گیرد. به علاوه رقابتی کردن اقتصاد بواسطه سیاست‌های بلندمدت ثبات کلان اقتصادی و بازکردن اقتصاد و ایجاد چارچوب اطلاعات در مورد سوددهی مؤسسات در بازارهای مبتنی بر منابع، می‌تواند یک حوزه امید بخش برای سیاست‌گزاران باشد. افزایش انگیزه بازار برای وام‌دهی به بخش خصوصی هم یک حوزه مهم دیگر خواهد بود.

منابع:

Akanni, O.P. (2007), "Oil Wealth and Economic Growth in Oil Exporting African Countries", AERC Research Paper 170.

Arellano, M. and Bond, S.R. (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", Review of Economic Studies, 58, pp. 77-297.

Arellano, M. and Bover, O. (1995), "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Model", Journal of Econometrics, 68(1), pp. 29-51.

Asari, A., Naseri, A.R. and Aghayi, M. (2009), "The Effect of Financial Development on Poverty and Inequality in OPEC Countries", Journal of the Economic Research, 9(3), pp. 29-51.

Auty, R.M. (1993), "Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis", London: Routledge.

Auty, R.M. (1994), "Industrial Policy Reform in Six Large Newly Industrializing Countries: The Resource Curse Thesis", World Development, 22, pp. 45-53.

Bakwen, M. and Bodman, P. (2007), "The Role of Financial Development in Natural Resource Abundant Economies: Does the Nature of the Resource Matter?", London: Routledge.

Baltagi, B. (2005), "Econometric Analysis of Panel Data", Third Edition, McGraw-Hill.

Baltagi, B., Demetriades, P. and Law, S.H. (2008), "Financial Development and Openness: Evidence from Panel Data", Journal of Development Economics, 12, pp. 75-80.

Barro, R.j. and Lee, J.W. (2000), "Data Set for a Panel of 138 Countries", CID, Harvard University.

Beck, T. (2010), "Finance and Oil: Is There a Resource Curse in Financial Development?", Journal of Banking and Financial Economics 28(2), pp. 405-412.

Beck, T. and Levine, R. (2004), "Stock Markets, Banks and Growth: Panel Data", Journal of Banking and Financial Economics, 28(3), pp. 423-442.

Bekeart, G., Harvey, C.R., and Lundblad, C. (2005), "Does Financial Liberalization Spur Growth?", Journal of Financial Economics, 77(1), pp. 3-55.

Blundell, R.W. and Bond, S. (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", Journal of Econometrics, 87, pp. 115-143.

Borensztein, E.M., DE Gregorio, J. and Lee, J.W. (1998), "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?", Journal of International Economics, 45, pp. 15-35.

Bound, J., Jager, D.A. and Baker, R.M. (1995), "Problem with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instrumental and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak", Journal of American Statistical Association, 90, pp. 443-450.

Boyd, J. (2001), "The Impact of Inflation on Financial Sector Performance", Journal of Monetary Economics, 47, pp. 221-248.

Davodi, P. and Shahmoradi, A. (2004), "Effective Factors of FDI Absorption in Iran and 46 Other Countries", Iran's Economic

Research, 6(20), pp. 81-113.

Ebrahimi, M. and Salarian, M. (2009), "An Analysis of the Natural Resource Curse in Oil Exporting Countries and the Effect of Being OPEC on the Members Growth Rate", Quarterly Journal of Quantitative Economics, 1, pp. 77-100.

Fogel, R.W. (1994), "Economic Growth, Population Theory, and Physiology: the Bearing of Long-term Processes on the Making of Economic Policy", American Economic Reviwe, 84, pp. 369-395.

Goldsmith, R.W. (1969), "Financial Structure and Development", Yale University Press: NewHauen.CT.

Grossman, G. and Helpman (1991), "Trade, Knowledge Spillovers and Growth, European Economic Review, 35, pp. 26-517.

Gurvay, E., Veli Safakli, O. and Tuzel, B. (2007), "Financial Development and Economic Growth: Evidence from Northern Cyprus". International Journal Research of Financial and Economics, 8, pp. 57-62.

Gylfason, T. (2001), "Natural Resources, Education and Economic Development", European Economic Review, 45, pp. 847-59.

Gylfason, T. (2004), "Natural Resources and Economic Growth: from Dependence to Diversification", CEPR Discussion Paper 4804.

Gylfason, T. and Zoega, G. (2001), "Natural Resources and Economic Growth: The Role of Investment", Retrieved August 2006, from http://www.ems.bbk.ac.uk/faculty/Zoega/pdf/Natinvest31.pdf.

Hsiao, C. (1986), "Analysis of Panel Data", Cambridge University Press.

Karl, T. (2007), "Oil-Led Development: Social, Political, and Economic Consequences", CDDRL Working Paper, No. 80.

Kheir Khahan, J. and Baradaran Shoraka, H.R. (2003), "Oil Boom and Saving Rate in OPEC Members", Iraniain Journal of Economic Research, 16, pp. 101- 132.

King, R.G. and Levine, R. (1993), "Finance and Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence", Journal of Monetary Economics, 32(3), pp. 542-513.

Lane, P. and Tornell, A. (1995), "Power Concentration and Growth Discussion", Harvard of Economic Research, Cambridge MA, Paper, No. 1720.

Levine, R., Loayza, N. and Beck, T. (2000), "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes", Journal of Monetary Economics, 46, pp. 31-77.

Ljungwall, C. (2007), "Financial Sector Development, FDI and Economic Growth in China", China Center For Economic Research.

Mahon, J.E. (1992), "Was Latin America too Rich to Prosper?", Structural and Development Studies, 28, pp. 5-17.

McKinnon, R. (1973), "Money and Capital in Economic Development", Brooking Institute, Washington D.C.

Mehrara, M. and Kaykha, A. (2008), "Institutional Quality, Economic Growth and Oil Revenues in Oil Development Countries during the Period 1975- 2005: A Panel Cointegration Approach, Quarterly Journal of Quantitative Economics, 4, pp. 55- 79.

Meyer, G. (1999), "Economic Development", Tehran, Ney Publication.

Nazmi, N. (2005), "Deregulation, Financial Deepening and Economic Growth: the Case of Latin America". The Quarterly Reviwe of Economics, 45(2-3), pp. 447-459.

Nili, M. and Rastad, M. (2002), "Financial Development and Economic Growth, a Comparison of Oil-Exporting Countries and East Asia Countries, Quarterly of Plan and Development, 3(3-4), PP. 4-21.

Nili, M. and Rastad, M. (2007), "Addressing the Growth Failure of the Economies: The Role of the Financial Development", The Quarterly of Economics and Finance, 46, pp. 726-740.

Sachs, J. and Warner, A. (1999), "The Big Push Natural Resource Booms and Growth", Journal of Development Economics, 59, pp. 34-46.

Salehi Esfahani, H., Mohaddes, K., and Pesaran, M.H. (2012), "An Empirical Growth Model for Major Oil Exporters", CESifo Working Paper No. 3780 Category 12: Empirical and Theorical Methods.

Salimifar, M., Razmi, M.J. and Abu-Torabi, M.A. (2010), "The Survey of the Financial Development Indicators Causality Relationship with Economic Growth in Iran", Quarterly Journal of Quantitative Economics, 1, pp. 75-103.

Salmani, B. and Amiri, B. (2009), "Financial Development and Economic Growth: the Case of Developing Countries", Quarterly Journal of Quantitative Economics, 4, pp. 125-145.

Schumpeter, J.A. (1911), "The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest and the Business Cycle" Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.

Shaw, E. (1973), "Financial Deeping in Economic Development", Oxford University Press: New York.

Stockman, A.C. (1981), "Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash- in-Advance Economy", Journal of Monetary Economics, 8, pp. 387-393.

Taghavi, M. Bagheri, S. and Mohajeri, P. (2011), “Surveying of Structural Break in Nexus of Financial Development and Economic Growth and Optimal Size of Lending of Bank Credit to Private Sector”, Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(4), pp. 37-54.

Tayebi, S. , Hajikarami, M. and Sariri, H. (2012), "The Effect of Financial and Trade Openness on Financial Development: Evidence from Iran and its Trade Partners (1996-2009), Journal of Economic Research (Rahe Andisheh), 1(4), pp. 39- 60.

Tayebnia, A. and Safaee, R. (2008), "Money Market Development and Economic Growth", Journal of Nameh- ye Mofid, 69, pp. 31- 54.

Tornell, A. and Lane, P. (2000), "Are Windfalls a Curse? A Non-representation Agent Model of the Current Account", Journal of International Economics, 44(1), pp. 83-112.

Usui, N. (1997), "Dutch Disease and Policy Adjustments to the Oil Boom: a Comparative Study of Indonesia and Mexico", Resources Policy, 23, pp. 162-151.

Vaez, M. and Mirfendereski, S.M.M. (2011), "The Relation between Inflation Rate and Financial Development in Iran and Arabian Middle East Countries", Rahbord-e- Yas, 26, pp. 31-47.

Wilson, M. (2004), "Health Human Capital and Econoimc Growth in Sub-Saharan African and OECD Countries", The Quarterly Review of Economics and Finance, 44, pp. 296-320.

Yang, B. and Lam, Y. (2008), "Resource Booms and Economic Development: the Time Series Dynamics for 17 Oil-Rich Countries", Applied Economic Letters, 15(3), pp. 1011-1014.

شناسایی رشد بخش‌های اقتصادی در کاهش فقر با استفاده از رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت SAM

Identification of Economic Growth in Reducing Poverty, Use of Fixed Price Multiplier Approach Based on the SAM (Social Accounting Matrix)

دکتر سهیلا پروین [*]، دکتر علی اصغر بانویی [**]،
ساناز عباسیان نیگجه [***]

Soheyla Parvin (Ph.D.)[*],
Ali Asghar Banouei (Ph.D.)[**],
Sanaz Abbasian Nigjeh [***]

دریافت: ۱۳۹۱/۰۸/۰٦ پذیرش:۱۳۹۲/۰۲/۱۱

Received: 27/Oct/2012 Accepted: 01/May/2013

چکیده:

تجارب کشورهای درحال توسعه در دهه‌ی ٦۰ میلادی نشان داد که لزوما رشد اقتصادی، کاهش فقر را به همراه نخواهد داشت. از این رو تحقیقات در دهه ۱۹۷۰ در زمینه‌ی تدوین ویژگی‌های رشدی که همراه با کاهش فقر باشد، مطرح گردید و اصطلاح "رشد فقر زدا" مورد توجه قرار گرفت. این تجارب نشان می‌دهد که اگر ویژگی‌های گروه‌های فقیر در الگوی رشد در نظر گرفته نشود، لزوما با رشد اقتصاد ملی، فقر کاهش نخواهد یافت.

این مطالعه با به کارگیری ماتریس حسابداری اجتماعی، اثرگذاری رشد بخش‌های اقتصادی را در کاهش فقر پیگیری کرده است. برای این منظور، ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۵ به همراه اطلاعات سرشماری نفوس و مسکن و بودجه خانوار، تغییرات مستقیم و غیرمستقیم شاخص فقر را در اثر رشد بخش‌های اقتصادی بررسی و تحلیل کرده است. نتایج حاکی از این است که تخفیف یا کاهش فقر در ١٤ بخش اقتصادی، از دو عامل؛ تغییر در میانگین درآمدهای گروه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها و کشش شاخص فقر نسبت به تغییر در میانگین درآمد گروه‌های مزبور، تاثیر می‌پذیرد. بیشترین سهم در کاهش فقر خانوارها، به ترتیب مربوط به رشد بخش‌های کشاورزی، ساختمان، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی می‌باشد. همچنین بخش‌های واسطه‌گری‌های مالی و آموزش سهم قابل توجهی را در کاهش شکاف درآمدی خانوارها نسبت به خط فقر به همراه داشته‌اند. به این ترتیب رشد بخش‌های مذکور، رشد فقرزدا تعریف می‌شود.

کلمات کلیدی: رشد فقرزدا، تجزیه‌ی شاخص فقر FGT، ماتریس حسابداری اجتماعی، رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت.

طبقه‌بندی JEL : E16, O10 , P46.

Abstract:

The main purpose of this paper is presenting theoretical principles with respect to the place of economic sectors in decreasing poverty and analyzing direct and indirect effects of FGT (Foster-Greer-Thorbecke) poverty index separately for different economic activities against increase in production. In this study, using Fixed Price Multiplier coefficients approach in the scope of Social Accounting Matrix pattern, the impact of economic growth on poverty reduction is investigated. The results indicate that the reduction of poverty in 14 economic sectors has been affected by two factors: change in average income of the socio-economic groups and the elasticity of poverty index to change in the average income of the same groups. Also, the growth in agriculture, building, wholesale and retail sectors has the highest share in decreasing poverty.

Keywords: Pro-Poor Growth, Decomposition of FGT Poverty Index, Social Accounting Matrix (SAM), Fixed Price Multiplier.

JEL: E16, O10, P46.

* دانشیار و عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
Email: : s_parvin65@yahoo.com

** دانشیار و عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
Email: banouei7@yahoo.com

*** کارشناس ارشد رشته علوم اقتصادی (نویسنده ی مسئول)
Email: sabasian67@yahoo.com

* Associate Professor of Economics, Allame Tabatabaei University, Tehran, Iran. Email: s_parvin65@yahoo.com.

** Associate Professor of Economics, Allame Tabatabaei University, Tehran, Iran. Email: banouei7@yahoo.com.

*** M.A. in Economics (Corresponding Author)
Email: sabasian67@yahoo.com.

۱- مقدمه

شناخت ابعاد تاثیرپذیری فقر از سیاست‌های مختلف اقتصادی، به عنوان راهنمایی مناسب برای تدوین برنامه‌های فقرزدایی و استفاده بهینه از منابع جهت کاهش فقر در کشور می‌باشد. یکی از اهداف اصلی کشورهای درحال توسعه، تسریع رشد اقتصادی است. تجارب این کشورها نشان داده است که اگر رشد اقتصادی همراه با کاهش فقر نباشد، پایدار نخواهد بود (توربک[1]، ۱۹۸۹: ص٤٦ و مکیان و سعادت خواه، ۱۳۹۰: ص ٤٦). از اینرو تحقیقات در دهه ۱۹٦۰ در زمینه تدوین ویژگی‌های رشدی که همراه با کاهش فقر باشد، مطرح گردید و اصطلاح " رشد فقرزدا[2] " مورد توجه قرار گرفت.

رشد فراگیر در بخش‌های مختلف اقتصادی شرط لازم درکاهش فقر می‌باشد و شرط کافی، عدم افزایش نابرابری در توزیع رشد است. امروزه اهمیت نسبی رشد و نابرابری در کاهش فقر از بعد نظری مورد علاقه‌ی پژوهشگران اقتصاد توسعه و از بعد تجربی مدنظر علاقه‌مندان به الگوهای پایه‌های خرد است.

در مبانی اقتصاد خرد، اثرگذاری رشد بر توانمندی خانوارهای فقیر جهت مشارکت و بهره‌برداری آن‌ها از منافع رشد، کم‌تر مورد ریشه‌یابی قرار گرفته است. لذا مهمترین چالش برای سیاست‌گزاران در طراحی سیاست‌های فقرزدا، ایجاد ارتباط بین حوزه های کلان و خرد اقتصادی است.

در ابتدای دهه‌ی ۱۹۷۰، تحلیل‌گران اقتصادی بدون توجه به نارسایی‌های نظام‌های حسابداری موجود مانند: نظام حساب‌های ملی و جدول داده - ستانده، رشد اقتصادی همراه با ابعاد اقتصادی و اجتماعی توزیع درآمد، اشتغال و فقر را مستقل از ساختار اقتصاد با رویکرد تعادل جزئی در کشورهای درحال توسعه مورد ارزیابی قراردادهاند و رویکرد آماری به فقر[3] حائز اهمیت بوده است (پیات، ۲۰۰۱: ص٤٥)[4].

آمارهای هزینه و درآمد خانوارها، پایه‌های اساسی رویکرد آماری به فقر است که فقط یک جز از چند جز نظام حسابداری میانه هستند. بنابراین نمی‌توان چنین رویکردی را در تحلیل همزمان طیف وسیعی از گروه‌های خانوار در کنار سایر حساب‌های جامعه نظیر تولید، عوامل تولید، انباشت و دنیای خارج مورد استفاده قرار داد.

از تلفیق نظام حسابداری میانه و داده‌های ترکیبی که ماتریس حسابداری اجتماعی فراهم می‌آورد، می‌توان الگویی جهت سنجش و تحلیل سیاست‌های اقتصادی با هدف فقرزدایی بهره جست. که این الگو نشان‌دهنده‌ی رویکرد ساختاری به فقر[5] است. چنین رویکردی نه فقط نیاز به آمارهای تفصیلی خانوارها در سطح خرد دارد، بلکه همچنین بایستی به طور منطقی منجر به ساخت یک پایگاه آماری منسجم و جامع نظیر ماتریس حسابداری اجتماعی گردد تا بتواند سازگاری‌های لازم را در سطح خرد وکلان اقتصادی فراهم نماید (بانویی و عرب مازار یزدی،۱۳۸۳: ص١٦٤)[6].

این مطالعه با بکارگیری الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی و مرتبط ساختن آن با شاخص‌های فقر، مکانیسم اثرگذاری مستقیم و غیرمستقیم سیاست‌های کلان اقتصادی بر این شاخص‌ها را مد نظر قرار می‌دهد و به عنوان یک تجربه کاربردی واکنش شاخص‌های فقر به سیاست‌های رشد تقاضا محور در بخش‌های اقتصادی را اندازه‌گیری می‌نماید.

بررسی این ابعاد، محورهای اساسی این مقاله را تشکیل داده است. برای این منظور، مطالب تحقیق درسه بخش مشخص زیر سازماندهی شده است؛ در بخش یک، ادبیات مربوط به رشد فقرزدا و سابقه‌ای از مطالعات موجود در این زمینه ارائه شده و در بخش دوم به روش‌شناسی شاخص فقر مورد نظر در چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی به همراه پایه‌های آماری مورد استفاده در این مطالعه، اشاره شده است و در بخش پایانی، نتایج تحلیل و بررسی شده است.

۲- ادبیات رشد فقرزدا و پیشینه‌ی تحقیق

رشد پایدار نقشی تعیین‌کننده در شتاب بخشیدن به کاهش فقر دارد. در دو دهه‌ی ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰، کشورهای موفق

1 . Thorbecke (1989)
2 . Pro – Poor Growth
3 . Statistical Approach to Poverty
4 . Pyatt (2001)
5 . Structural Approach to Poverty
6 . Banouei and Arabmazar Yazdi (2004)

آسیای‌شرقی نشان دادند که رشد سریع، همراه با نابرابری کمتر و بهبود توزیع درآمد، می‌تواند فقر را به مقدار قابل توجهی کاهش دهد. تحلیل تغییرات نرخ فقر در دو دهه‌ی ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ در میان تعدادی از کشورهای درحال توسعه، بر اهمیت رشد اقتصادی همراه با کاهش فقر و بیکاری تاکید دارد.

اما نابرابری درآمد، سرعتی را که رشد اقتصادی به کاهش فقر تبدیل می‌شود؛ تحت‌تاثیر قرار می‌دهد. درکشورهای با نابرابری اولیه زیاد یا در کشورهایی که الگوی توزیعی رشد به نفع گروه غیرفقیر بوده، رشد در پایین آوردن سطوح فقر کارایی کمتری داشته است (بزلی و کورد، ۲۰۱۰: ص۲۲)[1].

اواخر دهه ۱۹۹۰ اقتصاددانان دریافتند که شتاب‌بخشیدن به کاهش فقر نیازمند رشد سریعتر اقتصادی همراه با کاهش نابرابری است، بنابراین "رشد فقرزدا"[2] مطرح شد و دیدگاه تازه‌ای در خصوص ارتباط بین رشد اقتصادی و فقر و چگونگی تاثیر توام رشد و تغییرات نابرابری در کاهش فقر مطرح گردید (کاکوانی،۲۰۰۰: ص۲۵) [3].

در دهه‌ی مذکور، با مطرح شدن منافع حاصل از رشد، یک اجماعی عمومی مبنی بر ناتوانی رشد درکاهش فقر حاصل شد. طی این اجماع، کاهش فقر به متوسط رشد درآمد و بهبود نابرابری درآمد بستگی پیدا می‌کند. افزایش متوسط درآمد، فقر را کاهش و افزایش نابرابری، فقر را افزایش می‌دهد. در اثر رشد اقتصادی، متوسط درآمد افزایش می‌یابد، اما نابرابری می‌تواند افزایش و یا کاهش داشته باشد (باقری و کاوند،۱۳۸۷: ص۱۷٤)[4].

زمانی که اقتصاد جهانی، در دوره نسبتا طولانی، نرخ رشد قابل ملاحظه ۲.۵ درصد تولید ناخالص داخلی را در سال تجربه کرد، بحث‌های جدی در خصوص چگونگی توزیع رشد در کشورهای درحال توسعه شکل گرفت واین پرسش مطرح شد که آیا رشد اقتصادی، راهی موثر برای کاهش فقر در کشورهای درحال توسعه به شمار می‌رود؟

پاسخ ها و استدلال‌های ارائه شده را می‌توان در دو دسته طبقه‌بندی کرد: موسسات بین‌المللی نظیر بانک جهانی، بر این باور بوده‌اند که باید از سیاست‌های اقتصادی متمایل به رشد حمایت کرد تا فرصت‌های لازم برای افزایش درآمد افراد فقیر به وجود آید. برای مثال، می‌توان به مطالعه (دلار و کرای،۲۰۰۱: ص۱۹۹)[5] در بانک جهانی اشاره کرد که در آن نشان داده شد؛ با رشد اقتصادی، بدون توجه به ماهیت رشد، درآمد افراد فقیر افزایش می‌یابد و رشد اقتصادی در راستای فرضیه مشهور کوزنتس (۱۹۵۵)[6] منجر به کاهش فقرمی‌شود (ابونوری و قادی،۱۳۸٦: ص۲۵)[7].

طبق مطالعات سان در سال ۲۰۰۳، ریشه‌های رشد فقرزدا، به استدلال‌های چنری و آهلووالیا[8] در دهه‌ی ۱۹۷۰ در خصوص "توزیع مجددگرا"[9] برمی‌گردد. از نظر چنری و آهلووالیا، "توزیع مجدد درآمد همراه با رشد"[10] می‌تواند نقطه آغازین رشد فقرزدا محسوب گردد (سان، ۲۰۰۳: ص۳)[11].

دات و راوالیون کشش بالای فقر برحسب رشد را رشد فقرزدا معرفی کردند (دات و راوالیون، ۲۰۰۲: ص۳۹۰)[12].

کاکوانی و پرنیا (۲۰۰۰) رشد فقرزدا را نوعی رشد می‌دانند که به فقرا امکان دهد تا فعالانه در فعالیت اقتصادی سهیم شوند و سهم بیشتری از افزایش درآمد را داشته باشند (کاکوانی و پرنیا، ۲۰۰۰: ص۱).[13] این تعریف با قوانین بانک توسعه آسیا[14] در خصوص راهبرد کاهش فقر سازگار است.

طبق سناریوی رشد فقرزدا، رشد اقتصادی، فقر را کاهش می‌دهد ولی فقرا به طور متناسب منافع بیشتری کسب می‌کنند. به عبارت دیگر، رشد اقتصادی همراه با کاهش نابرابری، فقر را کاهش می‌دهد (توربک و جانگ، ۱۹۹٦: ص۲۹۹)[15].

راوالیون دو تعریف از رشد فقرزدا ارائه می‌دهد که در ادبیات اخیر مطرح است؛ در تعریف اول، رشد فقرزدا رشدی است که میزان فقر را کاهش می‌دهد در صورتی که همه

1 . Besley and Cord (2010)
2 . Pro – Poor Growth
3 . Kakwani (2000)
4 . Bagheri and Kavand (2008)

5 . Dollar and Kraay (2001)
6 . Kuznets (1955)
7 . Abonorei and Ghadi (2007)
8 . Chenry and Ahluwalia
9 . Pro – Distribution
10 . Redistribution With Growth
11 . Son (2003)
12 . Datt and Ravallion (2002)
13 . Kakwani and Pernia (2000)
14 . Asian Development Bank
15 . Thorbecke and Hong-Sang Jung (1996)

درآمدها در یک نرخ مشابهی رشد داشته باشند و در تعریف دوم، رشد فقرزدا رشدی است که فقر و نابرابری را کاهش دهد.

تعریف اول، تاکید بر میزان فقر دارد و رشدی را در نظر می‌گیرد که اندازه فقر را در اقتصاد کاهش دهد. اما در تعریف دوم، تاکید بر محورهای توزیعی دارد که در طول دوره‌ی رشد بایستی درنظر گرفته شود و رشد فقرزدا باید به گونه‌ای باشد که رشد درآمد افراد فقیر بالاتر از رشد درآمد افراد غیرفقیر باشد (راوالیون[1]، ۲۰۰۰: ص٤).

دو عامل مهمی که در تاثیر رشد بر فقر نقش دارد، شدت نابرابری‌های اولیه و تغییر در توزیع درآمد طی رشد می‌باشد. عامل اول بیان‌کننده‌ی این است که با افزایش رشد، فقرا سهم کمتری را دارند و نابرابری بالاست و تنها با کاهش نابرابری، افراد فقیر می‌توانند منافعی را از رشد داشته باشند. عامل دوم بر کاهش میزان فقر در یک نرخ رشد برونزا که سبب تغییر در توزیع می‌گردد، تاثیرگذار است. که نابرابری کمتر در رشد اقتصادی می تواند منجر به کاهش قابل توجه در میزان فقر شود.

طبق مطالعات بزلی و کورد (۲۰۰۷)، درمیان کشورهای موفق در فقرزدایی، نیمی از کشورها با درآمد متوسط (اندونزی، هند، برزیل وتونس) و نیمی دیگر با درآمد پایین (بنگلادش، غنا، اوگاندا و ویتنام) هستند. گرچه در سطوح مختلف توسعه‌یافتگی بسته‌های سیاستی متفاوتی برای کاهش فقر به کار گرفته شده است، اما تمامی کشورها در هر مرحله‌ای از توسعه اقتصادی که قرار داشته باشند، قادر هستند سیاست‌هایی را به کار گیرند که بخش عمده‌ای از جمعیت آن‌ها نسبت به وضعیت فعلی از مزایای رشد اقتصادی بهره‌مند شوند.

در کشورهای با درآمد متوسط، سیاست‌های کلان و برخی عوامل سیاسی، عوامل محرک کاهش فقر را تشکیل می‌دهند. در کشورهای با درآمد پایین، کاهش فقر عموما ناشی از بهبود صادرات، اصلاحات ساختاری و سرمایه‌گذاری عمومی وسیع بوده است (بزلی و کورد، ۱۳۸۹: ص۳۸)[2].

زمینه‌های لازم برای فقرزدا نمودن رشد، از یک اقتصاد به اقتصاد دیگر متفاوت است. اما آنچه بین همه‌ی اقتصادها مشترک است، ملاحظه‌ی ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی گروه های فقیر در برنامه‌ریزی رشد از یک طرف و از طرف دیگر، فراهم آوردن شرایطی که دستیابی گروه‌های فقیر را به منافع حاصل از رشد تسهیل می‌کند، می‌باشد. به عنوان مثال، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی، افزایش بهره‌وری در این گروه را به همراه دارد. از سوی دیگر، سیاست‌های رشد باید در راستای اشتغال زایی بیشتر در گروه فقیر باشد (دات و راوالیون، ۲۰۰۲: ص۳۸۳)[3].

غالب مطالعات موجود در زمینه‌ی فقر، اثرپذیری شاخص‌های فقر از سیاست‌های اقتصادی را مدنظر قرار داده‌اند. مدل‌های مورد استفاده مبتنی بر روش‌های اقتصاد سنجی تک‌معادله‌ای بوده است، ومعمولا روابط اقتصادی در قالب تعادل جزیی مورد توجه قرار گرفته است.

حال آنکه در این مطالعه با تکیه بر یکی از الگوهای تعادل عمومی یعنی الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی، می‌توان اولا شاخص فقر را به تفکیک فعالیت‌های مختلف اقتصادی مورد سنجش و تحلیل قرار داد. ثانیا با توجه به اینکه ماتریس مذکور شامل کلیه‌ی مبادلات پولی و واقعی در یک اقتصاد می‌باشد، لذا تعاملات کلیه‌ی بازارها، فعالیت‌ها و عوامل تولیدی را مدنظر قرار می‌دهد.

در این قسمت به برخی از تحقیقات داخلی و خارجی مربوط به بررسی مساله فقر اشاره شده است:

سهیلا پروین (۱۳۸٦)[4] در مقاله "تاثیر رشد اقتصادی بر فقر در اقتصاد ایران" ، با استفاده از تجزیه شاخص‌های فقر و برآورد کشش این شاخص‌ها نسبت به میانگین درآمدها و شاخص‌های نابرابری از طریق توابع پارامتریک، تاثیرپذیری فقر از رشد اقتصادی و نابرابری توزیع را تحلیل کرده است. نتایج نشان می‌دهد شاخص‌های فقری که نسبت به توزیع درآمد از حساسیت بیشتری برخوردارند، نظیر شاخص فوستر، گریر و

1 . Martin Ravallion (2000)

2 . Besley and Cord (2010)
3 . Datt and Ravallion (2002)
4 . Parvin (2007)

توربک، برای کاهش فقر نرخ رشد بالاتری را توصیه می‌کنند. این مطالعه نشان می‌دهد، سیاست افزایش رشد متوسط درآمد، برای طبقات مختلف گروه‌های درآمدی، جهت خروج از فقر، امری اجتناب‌ناپذیر است اما بهبود توزیع درآمد در خلال رشد، شاخص‌های فقر را در حالت کلی بهبود می‌بخشد.

پیرائی و قناعتیان (۱۳۸۵)[1]، اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد در ایران را در دوره‌ی زمانی ۱۳۷٤ تا ۱۳۸۲ در مناطق شهری و روستایی بررسی نموده‌اند. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که شمول فقر در مناطق شهری و روستایی ایران در دوره‌ی مورد بررسی کاهش یافته و شدت و عمق فقر در مناطق روستایی افزایش پیدا کرده است. همچنین با توجه به منحنی‌های اصابت رشد و رشد – فقر و نرخ‌های رشد معادل فقر و مبادله‌ی بین رشد و نابرابری، مشاهده شده که رشد اقتصادی طی سال‌های مورد نظر، در مناطق شهری و روستایی به طور ضعیف به نفع فقیر عمل کرده است. به عبارت دیگر، رشد ریزشی از غنی به فقیر است. تنها در سال ۱۳۷۷، به دلیل آنکه اثر رشد بر فقر، اثر معکوس بر نابرابری را جبران نکرده، رشد به ضرر فقیر و به عبارت دیگر تشدیدکننده فقر بوده است.

راوالیون و لانجائو(۱۹۹۵)[2] در مطالعه خود برای دوره ۹۶-۱۹۹۱، با استفاده از نتایج نمونه‌گیری از ٤۷۹٤ خانوار پاکستانی به بررسی تاثیر اندازه خانوار بر وضعیت فقر خانوار پرداخته و بر گستردگی بعد خانوار به عنوان یکی از مهمترین عوامل موثر بر فقر تاکید نموده‌اند.

توربک و هونگ سانگ جانگ[3] **(۱۹۹٦)** اولین مطالعه در زمینه سنجش شاخص فقر در چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی می‌باشد که باموضوع تحلیل فقر و توزیع درآمد بر اساس مدل ماتریس حسابداری اجتماعی است. با کاربرد رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت، عوامل مستقیم و غیرمستقیم تاثیرگذار از رشد بخش‌های اقتصادی را بر شاخص فقر، مورد بررسی قرار می‌دهد و به تحلیل اثرات توزیعی و وابستگی منتج از رویکرد فوق می‌پردازد.

در این مطالعه، ماتریس حسابداری اجتماعی کشور اندونزی شامل ۷۵ بخش اقتصادی، ۲۳ گروه اقتصادی و اجتماعی خانوارها و ۹ گروه نهادها می‌باشد که مربوط به سال‌های ۱۹۸٤ تا ۱۹۸۷ است. در این تحقیق، مهمترین عوامل موثر بر فقر؛ تغییرات تولید در بخش‌های اقتصادی، تغییر توزیع درآمد گروه‌های خانوار، قیمت‌ها و حساسیت یا کشش شاخص‌های فقر نسبت به میانگین درآمد مطرح می‌شوند.

طبق نتایج حاصله می‌توان بیان نمود که بخش کشاورزی و صنایع وابسته به آن، بیشترین سهم را در کاهش فقر نسبت به سایر بخش‌های اصلی اقتصاد تشکیل می‌دهند. چراکه تضاد بین الگوی رشد بخش‌های اقتصادی، تخصص نیروی کار موجود در کشور مورد بررسی و تکنولوژی وارداتی عمدتا موجب رشد فقر همراه با صنعتی شدن در این کشور بوده است. و گروه‌های اقتصادی و اجتماعی زیادی با فقر روبرو شده‌اند. بنابراین بخش‌های صنعتی سهم کمتری را در کاهش فقر دارا هستند و اثرات توزیعی پایینی نسبت به بهره‌مندی عوامل تولید مربوط به گروه‌های خانواری فقیر از تکنولوژی در بخش‌های مختلف تولیدی ناشی از صنعتی شدن وجود دارد.

پروین و بانویی (۱۳۸۸)[4] نشان داده‌اند که آثار وتبعات سیاست حذف یارانه کالاهای اساسی موجب افزایش شاخص هزینه زندگی در خانوارهای فقیر (شهری و روستایی) بیشتر از خانوارهای ثروتمند (شهری وروستایی) در سال ۱۳۸۰ بوده است. شدت این افزایش در خانوارهای روستایی بیشتر از خانوارهای شهری است. بنابراین علاوه بر افزایش شکاف نابرابری منطقه‌ای، شکاف درون مناطق نیز افزایش خواهد یافت. تاثیر حذف یارانه کالایی بر شاخص هزینه زندگی خانوارها نشان می‌دهد که هم توزیع بین مناطق و هم توزیع بین دهک‌های درآمدی بدتر می‌شود. شاخص هزینه زندگی برای دهک‌های فقیر خانوارهای شهری بیشتر از دهک‌های ثروتمند شهری است.

۳- روش تحقیق و پایه‌های آماری

ماتریس حسابداری اجتماعی از الگوهایی است که در تحلیل

1 . Peiraei and Ghenaatian(2006)
2 . Ravallion and Lanjouw (1995)
3. Thorbecke and Hong- Sang Jung (1996)
4 . Parvin and Banouei (2009)

چارچوب‌های کلان اقتصادی کاربرد زیادی یافته است. در این الگو که آرایش حساب‌ها و زیر حساب‌های واحدهای مشخص آماری به تفصیلی‌ترین شکل ممکن در قالب یک ماتریس جبری سازماندهی می‌گردند، می‌تواند انعطاف‌پذیری بیشتری در تحلیل‌های اقتصادی و اجتماعی و انواع توزیع درآمد ساختاری به شکل ماتریس ضرایب فزاینده در مقایسه با سایر الگوها فراهم کند (بانویی و همکاران ، ۱۳۸۰: ص۱۲)[1].

در الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی، از پنج حساب ماتریس، سه حساب؛ یعنی حساب تولید، حساب عوامل تولید و حساب نهادها (بجز دولت، مالیات و سوبسیدها) به عنوان حساب‌های درونزا و دو حساب دیگر، یعنی حساب انباشت (پس‌انداز) و حساب دنیای خارج (صادرات و واردات کالاها و خدمات) بعلاوه حساب دولت، مالیات و سوبسیدها، حساب‌های برون‌زای ماتریس حسابداری اجتماعی را تشکیل می‌دهند (بانویی و مومنی، ۱۳۸۹: ص۵)[2].

از آنجا که ماتریس حسابداری اجتماعی تعامل چند حساب جامعه را بصورت همزمان نشان می‌دهد؛ ضرایب فزاینده حاصل از آن نیز هم اثرات مستقیم و هم غیرمستقیم حساب‌های جامعه را بر یکدیگر نمایش می‌دهد، بنابراین هم یک مدل تعادل عمومی و هم اثرات مستقیم و غیرمستقیم حاصل را به تصویر می‌کشد. پس بکارگیری ماتریس حسابداری اجتماعی، مناسب‌ترین روش در نمایش تصویری جامع و تحلیل وضعیت اقتصادی و اجتماعی یک جامعه می‌باشد.

از منظر روش‌شناسی و به تبع آن تحلیل‌های سیاستی اقتصادی و اجتماعی رشد و توزیع درآمد، تحلیل‌گران حوزه ماتریس حسابداری اجتماعی از دو رویکرد کلی استفاده می‌کنند که عبارتند از: رویکرد ضرایب فزاینده حسابداری و رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت.

یکی از محدودیت‌های اساسی رویکرد ضرایب فزاینده حسابداری، بکارگیری ضرایب متوسط در تحلیل‌های زنجیره‌ای اقتصادی و اجتماعی بر مبنای کشش درآمد واحد گروه‌های مختلف خانوارها می باشد.

تحت این وضعیت نمی‌توان رویکرد مذکور را در تحلیل‌های همزمان رشد، توزیع درآمد و پیوند آن‌ها به فقر و فقرزدایی مورد استفاده قرار داد. به منظور برون‌رفت از این مسئله، تحلیل‌گران حوزه ماتریس حسابداری اجتماعی، میل نهایی به مصرف خانوارها را محاسبه نمودند و به تبع آن رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت را پایه‌گذاری کردند (پروین و بانویی، ۱۳۸۸: ص ۱۲۱)[3]. که در این رویکرد، کشش درآمدی خانوارها برابر با واحد نمی‌باشد و طبق روش‌های اقتصاد سنجی قابل اندازه‌گیری است.

طبق رابطه (۱)، M_c ماتریس ضرایب فزاینده قیمت ثابت می‌باشد.

$$dy^d = (I - C_n)^{-1} dx = M_c dx \qquad (۱)$$

نحوه محاسبه‌ی میل نهایی به مصرف برای کالای iام به صورت زیر انجام می‌گیرد. بطور کلی کشش درآمد (هزینه) گروه‌های مختلف خانوارها برای کالای iام برابر است با نسبت میل نهایی هزینه کالای iام (MEP_{hi}) به میل متوسط هزینه همان کالا (AEP_{hi})[4].

$$ey_{hi} = MEP_{hi} / AEP_{hi} \qquad (۲)$$

ey_{hi} در رابطه (۲) کشش درآمدی گروه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارهای hام را در کالاهای iام نشان می‌دهد. مراد از درآمد در این رابطه کل درآمد گروه خانوارهای hام است نه درآمد قابل تصرف آنها. با معلوم بودن ey_{hi} و همچنین AEP_{hi} ، MEP_{hi} به صورت زیر بدست می‌آید.

$$MEP_{hi} = ey_{hi} AEP_{hi} \qquad (۳)$$

$$\sum_i MEP_{hi} = 1 \qquad (۴)$$

سپس نتایج میل نهایی به مصرف خانوارها در ماتریس حسابداری اجتماعی در قسمت مربوط به حساب خانوارها جایگزین شده و براحتی می‌توان رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت را محاسبه نمود.

جهت تفکیک اثرات مستقیم و غیرمستقیم یک سیاست

1 . Banouei , Asgari and Mahmodi (2001)
2 . Banouei and Momeni (2010)
3 . Parvin and Banouei (2009)
4 . Thorbecke and Hung-Sang Jung (1996)

اقتصادی بر شاخص فقر، لازم است که شاخص فقر مورد نظر نیز از قابلیت تفکیک‌پذیری برخوردار باشد. بنابراین شاخص‌های فقر گروه FGT، (شاخص فقر سرشمار، شکاف فقر و شدت فقر)، در این مطالعه شاخص‌های مناسبی جهت سنجش آثار توزیعی و درآمدی بر فقر را دارا می‌باشند.

بر حسب نیاز و کاربردهای متفاوت می‌توان از شاخص‌های نسبت فقرا که کاربرد آن بیشتر در سنجش تعداد و نسبت فقرا است، شاخص شکاف فقر که در عین سنجش فقر، می‌تواند شکاف گروه فقیر را نسبت به خط فقر مورد نظر سنجش کند و بالاخره شاخص شدت فقر که علاوه بر شکاف فقر، شدت شکاف را نیز از طریق وزن دهی به گروه‌های فقیر مدنظر قرار می‌دهد، استفاده نمود.

شاخص فقر گروه FGT به صورت زیر تعریف می‌شود[1]:

$$P_\alpha(y,z)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\left(\frac{z-y_i}{z}\right)^\alpha \qquad (۵)$$

P_α شاخص فقر، z خط فقر و $q=q(y,z)$ تعداد فقرا است که تابعی از خط فقر و درآمد گروه‌های مربوطه می‌باشد. همچنین α پارامتر نابرابری می‌باشد.

برای محاسبه تغییرات شاخص فقر، به علت تغییرات تولید بخشی، ضروری می‌نماید، اثر تغییر در درآمد بر معیار فقر FGT مشخص شود. کاکوانی نشان داد که تغییر در شاخص فقر به علت تغییر در درآمد یا تولید بخشی به دو قسمت تجزیه پذیر است (کاکوانی، ۱۹۹۳: ص ۱۳۰)[2].

۱) تغییرات ناشی از فقر در میانگین درآمدها در هریک از بخش ها

۲) تغییرات ناشی از توزیع درآمد بین خانوارها در هریک از بخش‌ها

تغییرات شاخص فقر FGT را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$dP_{\alpha j}=\frac{\partial P_{\alpha ij}}{\partial \overline{y}_i}d\overline{y}+\sum_{k=1}^{L}\frac{\partial P_{\alpha ij}}{\partial \theta_{ijk}}d\theta_{ijk} \qquad (٦)$$

$P_{\alpha ij}$ شاخص فقر FGT مربوط به بخش jام برای گروه خانوار iام، $\overline{y}_i$ میانگین درآمد سرانه در گروه‌های خانوارهای iام و θ_{ijk} منعکس کننده پارامترهای توزیعی می‌باشد.

با فرض اینکه با تغییر در تولید فعالیت jام توزیع درآمد در گروه‌های نهادی ثابت بماند، خواهیم داشت:

$$\frac{dP_{\alpha ij}}{P_{\alpha ij}}=\eta_{\alpha i}\left(\frac{d\overline{y}_i}{\overline{y}_i}\right) \qquad (۷)$$

که در آن $\eta_{\alpha i}$ کشش $P_{\alpha ij}$ با توجه به میانگین درآمد سرانه هر گروه خانوار iام که از افزایش تولید بخش jام ناشی می‌شود، می‌باشد.[3] بمنظور ارتباط دادن تغییرات در شاخص فقر به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی به تغییرات در تولید یا درآمد فعالیت‌های مختلف اقتصادی که از اجرای سیاست‌های کلان اقتصادی ناشی می‌شود، از رابطه ذیل استفاده می‌گردد:

$$d\overline{y}_i=Mc_{ij}dx_j \qquad (۸)$$

که در آن dx_j تغییر در تقاضا یا تولید بخش jام می‌باشد که بصورت سرانه برای گروه iام تعریف و Mc_{ij} ضرایب فزاینده ماتریس حسابداری اجتماعی به قیمت ثابت می‌باشد. با جایگذاری رابطه (۸) در (۷) خواهیم داشت:

$$\frac{dP_{\alpha ij}}{P_{\alpha ij}}=\eta_{\alpha i}Mc_{ij}\left(\frac{dx_j}{\overline{y}_i}\right) \qquad (۹)$$

در ادامه برای بدست آوردن اثرات کاهش (تخفیف) فقر کل در گروه فعالیت jام، اثرات برای گروه‌های مختلف خانوارهای iام را با همدیگر جمع بسته می‌شود، به طوری که:

$$P_{\alpha j}=\sum_{i=1}^{m}P_{\alpha ij}\left(\frac{n_i}{n}\right)$$

که درآن $n=\sum_{i=1}^{m}n_i$ و $P_{\alpha j}$ شاخص فقر برای گروه فعالیت jام می‌باشد. با دیفرانسیل‌گیری کلی از رابطه فوق داریم:

$$\frac{dP_{\alpha j}}{P_{\alpha j}}=\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{dP_{\alpha ij}}{P_{\alpha j}}\right)\left(\frac{n_i}{n}\right)=\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{dP_{\alpha ij}}{P_{\alpha ij}}\right)\left(\frac{P_{\alpha ij}n_i}{P_{\alpha ij}n}\right) \qquad (۱۰)$$

و با توجه به تعریف شاخص فقر FGT در رابطه (۵)، خواهیم داشت:

1 . Thorbecke and Hung-Sang Jung (1996)

2 . Kakwani (1993)

۳. کشش شاخص‌های فقر نسبت به میانگین درآمد خانوارها بر مبنای تابع درجه دوم مربوط منحنی لورنز جداگانه در این مطالعه محاسبه شده است؛ اما در این قسمت، از بیان روش‌شناسی آن صرف نظر شده است. جهت کسب اطلاعات بیشتر در این زمینه به آدرس مقاله Gaurav (1998) مراجعه نمایید.

$$\frac{dP_{\alpha ij}}{P_{\alpha j}}=\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{dP_{\alpha ij}}{P_{\alpha ij}}\right)\left(\frac{\sum_{k=1}^{q_i}((z-y_k)/z)^{\alpha}}{\sum_{l=1}^{q}((z-y_l)/z)^{\alpha}}\right) \qquad (۱۱)$$

که در آن q_i تعداد فقرا در گروه خانوار iام و q کل فقرا می‌باشد. اگر سهم فقرا در گروه خانوارهای iام از کل فقرا را $S_{\alpha i}$ بنامیم، که درآن ؛

$$S_{\alpha i}=\sum_{k=1}^{q_i}\left(\frac{z-y_k}{z}\right)^{\alpha}\Big/\sum_{l=1}^{q}\left(\frac{z-y_l}{z}\right)^{\alpha} \qquad (۱۲)$$

بدین ترتیب با جایگزینی رابطه (۱۲) در رابطه (۱۱) خواهیم داشت:

$$\frac{dP_{\alpha j}}{P_{\alpha j}}=\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{dP_{\alpha ij}}{P_{\alpha j}}\right)S_{\alpha i} \qquad (۱۳)$$

در نهایت با جایگذاری رابطه (۹) در رابطه (۱۳)، درصد تغییرات در شاخص فقر به تفکیک فعالیت‌های مختلف اقتصادی در اثر افزایش تولید یا تقاضا به سبب سیاست‌های کلان اقتصادی دولت بصورت ذیل بدست می‌آید[1]:

$$\frac{dP_{\alpha j}}{P_{\alpha j}}=\sum_{i=1}^{m}S_{\alpha i}\eta_{\alpha i}Mc_{ij}\left(\frac{dx_j}{y_i}\right) \qquad (۱٤)$$

که درآن $\eta_{\alpha i}\left(\frac{dx_j}{y_i}\right)$، حساسیت شاخص P_{α} را به تغییرات در متوسط نشان می‌دهد و $S_{\alpha i}Mc_{ij}$ قسمتی از کل اثرات توزیعی دریافت شده برای فقرا در گروه خانوار iام می‌باشد.

بدین ترتیب کل تخفیف در شاخص فقر (فقرزدایی) که از افزایش در تولید بخش jام ناشی از اعمال سیاست‌های کلان اقتصادی دولت باشد با دو جز ذیل سازگار می‌باشد:

۱) تغییر در میانگین درآمد کل خانوارها.

۲) حساسیت معیار فقر انتخاب شده به رشد، (رشد یعنی تغییر در میانگین درآمد گروه‌های خانوار).

داده‌های مورد نیاز در این پژوهش به منظور محاسبه‌ی شاخص فقر فوستر، گریر و توربک بر مبنای ماتریس حسابداری اجتماعی اقتصاد ایران از آمارهای مرکز آمار ایران استخراج شده است. ماتریس حسابداری اجتماعی به هنگام‌شده سال ۱۳۸۵ که در پایان‌نامه کارشناسی ارشد محمدمهدی کیایی‌ها توسط روش RAS تهیه و تدوین شده است؛ هزینه و درآمد خانوارها در سال ۱۳۸۵ مرکز آمار و اطلاعات سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۸۵ داده‌هایی است که مستقیما از اطلاعات موجود بدست می‌آید. و اما آمار واطلاعات کشش شاخص‌های فقر در سال ۱۳۸۵ متناسب با بخش‌های اقتصادی، در این تحقیق با توجه به داده‌های بودجه خانوار، طبق تابع رگرسیونی مربوط به منحنی لورنز برآورد شده است.

ابعاد حساب تولید در ماتریس حسابداری اجتماعی پایان‌نامه آقای کیایی‌ها، ۲۸ × ۲۸ بخش در بخش با تکنولوژی بخش است. که متناسب با پایه‌های آماری سال ۱۳۸۵، حساب تولید را تجمیع کرده و ابعاد این حساب به ۱٤×۱٤ بخش اقتصادی تبدیل شده است.

مهمترین دلیل انتخاب جدول ۱٤ بخشی سازگاری بخش‌های این جدول با طبقه‌بندی کالاهای مصرفی خانوارها در سال ۱۳۸۵ و انطباق با اطلاعات کشش‌های مصرفی خانوارها جهت محاسبه‌ی میل نهایی به مصرف خانوارها می‌باشد. فعالیت‌های تجمیع شده بر مبنای استانداردهای کدبندی فعالیت‌های ISIC تک رقمی می‌باشند.

خانوارهای مورد بررسی در دو بخش خانوارهای شهری و روستایی در سال ۱۳۸۵ دسته بندی می‌شوند. تعداد کل خانوارهای مورد بررسی در نمونه مربوط به آمار و اطلاعات مرکز آمار ایران در سال ۱۳۸۵، حدود ۳۰۹۱۰ خانوار می‌باشند. که ۱٤۱۷۵ خانوار شهری و ۱٦۷۳۵ خانوار روستایی را تشکیل می‌دهند.

٤- نتایج برآوردها

نتایج جدول شماره یک، نشان می‌دهد که سیاست‌های توسعه و گسترش بخش‌های مختلف اقتصادی (در اینجا تزریق یک میلیارد ریال در متغیرهای کلان سیاستی یعنی افزایش در مخارج مصرفی دولت) بطور مستقیم و غیرمستقیم به چه میزان منجر به افزایش درآمد گروه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها بر اساس رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت خواهد شد.

نتایج کلی اعمال سیاست افزایش مخارج مصرفی دولت، در چارچوب ضرایب فزاینده قیمت ثابت بر درآمد نهادها بجز

1. Thorbecke and Hung-Sang Jung (1996), Janneke Pieters (2008)

دولت (خانوارهای شهری، روستایی و شرکت‌ها) را می‌توان چنین خلاصه نمود:

- شکاف درآمدی ناشی از سیاست‌های توسعه و گسترش در کلیه بخش‌ها، در میان خانوارهای شهری بیشتر از خانوارهای روستایی می‌باشد.
- سهم شرکت‌ها در بخش‌هایی که سودآوری بیشتری دارند، بالاتر است. به‌طوری‌که سه بخش اولی که بیشترین میزان سودآوری شرکت‌ها از آنها حاصل می‌شود بترتیب عبارتند از: بخش ۲ (استخراج معادن)، بخش ٤ (تامین آب، برق وگاز) و بخش ۱۰ (مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب وکار).
- در میان خانوارهای شهری، بیشترین افزایش درآمد مربوط به زیر بخش‌های خدمات می‌باشد. به‌طوری که بخش ٦ (شامل عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و...) ۸.۷۱ درصد، بخش ۱۲(آموزش) ۸.٦۹ درصد و بخش ۱۳(بهداشت و مددکاری اجتماعی) ۸.۵۳ درصد افزایش درآمد داشته اند. و در بخش روستایی بطور مشابه بیشترین افزایش درآمد، مربوط به بخش ٦ (عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و...) حدود ۱۱.۲٤ درصد و سپس بخش ۱ (کشاورزی، شکار وجنگلداری وشیلات) ۹.۳٦ درصد افزایش درآمد داشته‌اند.
- بخش٦ (عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و...) در میان خانوارهای مورد بررسی نسبت به بخش ۱ (کشاورزی، شکار وجنگلداری وشیلات)، حدود ۳ درصد افزایش درآمد بیشتری را به همراه داشته است. به عبارت دیگر به دلیل بهره‌وری پایین بخش کشاورزی و فعالیت نیروی کار با مهارت پایین در این بخش منجر گردیده که افزایش درآمد ناشی از شوک وارده در این بخش، در مقایسه با سایر بخش‌ها کمتر باشد.

از کل افزایش درآمد خانوارها، درآمد خانوارهای شهری ۷٦ درصد کل درآمد را نشان می‌دهد. حال آنکه درآمد خانوارهای روستایی فقط ۲٤ درصد کل درآمد ایجاد شده را تشکیل می‌دهد.

جدول (۱): اثر افزایش یک واحد مصرف دولت بر درآمد نهادها در سال ۱۳۸۵ در رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت (میلیارد ریال)

فعالیت اقتصادی		خانوار شهری	خانوار روستایی	شرکت ها	کل نهادها بجز دولت
کشاورزی، شکار، جنگل داری و شیلات	۱	۰.۷۱۷	۰.۲۸۷	۰.۱۱٦	۱.۱۲۰
استخراج معدن	۲	۰.۵۲۵	۰.۱۰۷	۰.٤۷۳	۱.۱۰۵
صنعت و ساخت	۳	۰.۳۸۲	۰.۱۲۱	۰.۱۵٦	۰.٦۵۹
تامین آب، برق و گاز	٤	۰.٦۲۵	۰.۱۵۱	۰.۳۵۳	۱.۱۲۹
ساختمان	۵	۰.٦۱۵	۰.۱۷۷	۰.۲۲۵	۱.۰۱۷
عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، تعمیر وسایل نقلیه موتوری و کالاهای شخصی و خانگی	٦	۰.۸٤۸	۰.۳٤۵	۰.۱٤۵	۱.۳۳۹
هتل و رستوران	۷	۰.٦٤۲	۰.۲٤۰	۰.۱٦۷	۱.۰٤۸
حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباطات	۸	۰.٦۵۰	۰.۲۳۲	۰.۱۹۱	۱.۰۷۳
واسطه‌گری‌های مالی	۹	۰.۸۲٤	۰.۲۱۹	۰.۱۵۷	۱.۲۰۰
مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب و کار	۱۰	۰.۷۰۷	۰.۲٤۲	۰.۲٦۱	۱.۲۱۱
اداره امور عمومی، دفاع و تامین اجتماعی اجباری	۱۱	۰.۸۰۲	۰.۲۳۹	۰.۱۵۱	۱.۱۹۲
آموزش	۱۲	۰.۸٤۷	۰.۲۳۵	۰.۰۹۸	۱.۱۸۱
بهداشت و مددکاری اجتماعی	۱۳	۰.۸۳۱	۰.۲۳۹	۰.۱۲۸	۱.۱۹۸
سایر فعالیت‌های عمومی، اجتماعی و شخصی	۱٤	۰.۷۳۰	۰.۲۳۱	۰.۱۹۸	۱.۱۵۹

ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۲): تاثیرپذیری شاخص‌های فقر از سیاست افزایش مخارج مصرفی دولت به تفکیک فعالیت‌های اقتصادی در سال ۱۳۸۵

فعالیت اقتصادی		کاهش فقر در شاخص‌های					
		فقر سرشمار		شکاف درآمدی		فوستر، گریر و توربک	
		شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی
کشاورزی، شکار، جنگلداری و شیلات	۱	٪۱۸.۷	٪۲۰	٪۹.۸	٪۱۶	٪۱۲.٤	٪۱۸.۷
استخراج معدن	۲	٪۰.۵	٪۰.٦	٪٤.٦	٪٤.۳	٪۳.٦	٪۳.۳
صنعت و ساخت	۳	٪۲.۷	٪۱.۱	٪۵	٪۵.٦	٪۵.۳	٪٤.۷
تامین آب، برق و گاز	٤	٪۰.٤	۰ ≈	٪۵.۲	٪۱.۵	٪۳.۷	٪۱
ساختمان	۵	٪۵۵.۲	٪۵۱	٪۱۰	٪۱۲.۳	٪۱٤.٤	٪۱٦.٦
عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، تعمیر وسایل نقلیه موتوری و کالاهای شخصی و خانگی	٦	٪۷.۳	٪۳.۱	٪۱۱.۱	٪۱٤.٦	٪۱۲.۲	٪۱۲.٤
هتل و رستوران	۷	٪۲.۲	٪۳.۹	٪۷.٤	٪۱۲.۵	٪۷	٪۱۱.٦
حمل ونقل، انبارداری و ارتباطات	۸	٪۵.۲	٪۳.۸	٪۸	٪۱۰.٤	٪۸.۸	٪۹.۹
واسطه‌گری‌های مالی	۹	۰ ≈	٪۰.۵	٪۰.٤	٪۱.۱	٪۰.۱	٪۰.۷
مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب و کار	۱۰	٪۰.٦	٪۰.۱	٪٦.۵	٪۲.۳	٪٤.۹	٪۱.۵
اداره امور عمومی، دفاع و تامین اجتماعی اجباری	۱۱	٪۱.۲	٪۰.۱	٪۷.٦	٪۱.۷	٪٦.۵	٪۱
آموزش	۱۲	٪۰.٦	٪۰.۵	٪۷.۲	٪۱.۱	٪۵.۲	٪۰.٦
بهداشت و مددکاری اجتماعی	۱۳	٪۰.۷	٪۰.۱	٪۷.٤	٪۲.۷	٪۵.۵	٪۲.۱
سایر فعالیت‌های عمومی، اجتماعی و شخصی	۱٤	٪٤.۸	٪۱۵.۲	٪۹.۹	٪۱۳.۹	٪۱۰.۳	٪۱۵.۸

ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۲)، آثار و تبعات ناشی از اعمال سیاست اقتصادی (افزایش یک واحد بودجه مصرفی دولت) در بخش‌های مختلف را بر تغییر شاخص فقر و میزان فقرزدایی نشان می‌دهد.

نتایج مربوط به میزان فقرزدایی ناشی از تغییر بودجه جاری دولت درخانوارهای شهری به شرح زیر است:

- بالاترین کاهش فقر ناشی از اعمال سیاست مربوطه، به ترتیب مربوط به بخش ساختمان، در رتبه‌ی اول، بخش کشاورزی، شکار، جنگلداری و شیلات در رتبه‌ی دوم و بخش عمده‌فروشی و خرده‌فروشی در رتبه‌ی سوم است. این نتیجه متاثر از کشش‌پذیری شاخص‌های فقر، میانگین درآمدی خانوارها و نیز نسبت بالای فقر به کل فقرا در این بخش ها می‌باشد.

بخش‌های مذکور، به دلیل آزادی در ورود و خروج نیروی کار به این دسته از فعالیت‌ها، بهره‌وری پایین درآمدی به خصوص در بخش کشاورزی، منجر شده که تعداد گروه‌های فقیر قابل ملاحظه باشد.

- پایین‌ترین سهم فقرزدایی مربوط به بخش ۹ (واسطه‌گری‌های مالی)، بخش۱۲(آموزش) و بخش٤ (تامین آب، برق و گاز) می‌باشد. این نتایج نیز بر اساس کشش شاخص‌های فقر و میانگین درآمد خانوارها حاصل شده است.

حساسیت بالای شاخص FGT در این بخش‌ها، به این معنی است که بهبود نسبی فقر در این فعالیت‌ها تنها از طریق رشد درآمدی بالا حاصل می‌گردد. تغییرات شاخص فقر نسبت به تغییرات توزیعی در این بخش‌ها نشان‌دهنده‌ی گروه‌های فقیری است که درآمدشان از خط فقر تعریف شده، فاصله‌ی زیادی دارد.

- فعالیت‌هایی همچون واسطه‌گری‌های مالی و آموزش که بیشتر وابسته به فعالیت‌های خصوصی می‌باشند، کمتر

از درآمدهای نفتی تاثیرپذیر می‌باشند. لذا بدیهی است که تاثیرپذیری کم‌تری از بودجه مصرفی دولت داشته باشند. در عین حال کشش شاخص‌های فقر در این دسته از فعالیت‌ها بالا می‌باشد.

نتایج مربوط به میزان فقرزدایی ناشی از تغییر بودجه جاری دولت در خانوارهای روستایی به شرح زیر است:

- بالاترین کاهش فقر ناشی از اعمال سیاست مربوطه، در خانوارهای روستایی همانند خانوارهای شهری مربوط به بخش کشاورزی و بخش ساختمان می‌باشد. نسبت بالایی از گروه‌های فقیر در این فعالیت‌ها، پایین بودن مهارت نیروی کار، میانگین درآمدی خانوارها و کشش شاخص‌های فقر در اثر رشد میانگین درآمدها منجر گردیده که بهبود مطلق فقر در این فعالیت‌ها از تغییر بودجه جاری دولت متاثر باشد.

- بر اساس شاخص فقر FGT، خانوارهای روستایی بخش کشاورزی، حدود ۷ درصد و در بخش ساختمان حدود ۳ درصد، نسبت به خانوارهای شهری همان فعالیت‌ها، سهم فقرزدایی بالاتری داشته‌اند. بنابراین خانوارهای روستایی در مقایسه با خانوارهای شهری در بررسی موضوع فقر و فقرزدایی قابل توجه و اهمیت می‌باشند.

- بخش ٤ (تامین آب، برق و گاز)، بخش ۹ (واسطه گری های مالی) و بخش ۱۲ (آموزش) علی‌رغم کشش بالای شاخص‌های فقر نسبت به میانگین درآمدها، از تاثیرپذیری کم‌تری نسبت به بودجه جاری دولت برخوردارند. شکاف درآمدی گروه‌های فقیر از خط فقر تعریف شده، در فعالیت‌های مذکور، بالا می‌باشد. بنابراین رشد درآمدی بالاتر می‌تواند در بهبود نسبی فقر این فعالیت‌ها موثر باشد.

نتایج این مطالعه مشابه نتایج مطالعات جانک پیترز (۲۰۰۸)[1]، سیواردی و همکاران (۲۰۱۰)[2]، توربک و هونگ سانگ (۱۹۹٦)[3]، راوالیون (۲۰۰۰)[4] و بزلی و کورد (۲۰۱۰)[5] در مورد اقتصاد کشورهای ویتنام، اندونزی، هند و اوگاندا می‌باشد. بدین معنی که در این کشورها نیز بخش کشاورزی سهم بالاتری را در مقایسه با سایر بخش‌ها، در کاهش فقر و فقرزدایی داشته است.

به عنوان نمونه، طبق مطالعات سیواردی و همکاران (۲۰۱۰)، رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت در چارچوب الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی برای کشور ویتنام درسال ۲۰۰۰ استفاده شده است. این مطالعه همانند مطالعه‌ی آقای کیایی‌ها در ایران، رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت را در مقایسه با سایر رویکردها در تحلیل نابرابری درآمدی، به عنوان رویکردی مناسب معرفی نموده است.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست‌های دولت در بخش کشاورزی در بین خانوارهای روستایی، بیشترین سهم را در کاهش سطح نابرابری درآمدی دارد.

در مطالعه‌ی جانک پیترز (۲۰۰۸) تحت عنوان، بررسی تاثیر رشد اقتصادی بر عدم تعادل در کشور هند برمبنای الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۳ نشان داده شده است که، رشد تقاضا در بخش کشاورزی سبب کاهش عدم تعادل و رشد تقاضا دربخش صنایع سنگین و به خصوص در بخش خدمات و زیر بخش‌های آن (خدمات شخصی، اجتماعی، عمومی) سبب افزایش عدم تعادل شده است.

طبق مطالعات اکبری (۱۳۸۲)[6] و کیایی‌ها (۱۳۸۹)[7]، با کاربرد الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی و ارتباط آن با

1 . Janneke Pieters (2008)
2 . Civardi et al. (2010)
3 . Thorbecke and Hong – Sang Jung (1996)
4 . Ravallion (2000)
5 . Besley and Cord (2010)
6 . Akbari (2003)
7 . Kiaeiha (2010)

توزیع درآمد به این نتیجه رسیده‌اند که بخش خدمات در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصاد، بیشترین شکاف درآمدی را داشته است. در این مطالعه نیز، نتایج نشان داد که در زیر بخش‌های خدمات از جمله؛ آموزش و واسطه گری-های مالی، شکاف فقر خانوارها از خط فقر تعریف شده بسیار بالا بوده است. بنابراین پرداخت درآمد بیشتر با توجه به حساسیت شاخص‌های فقر نسبت به میانگین درآمدها، منجر به بهبود نسبی فقر خواهد شد.

بررسی مساله فقرزدایی یعنی بهبود مطلق و نسبی فقر در این تحقیق نیز حائز اهمیت است. اما تاکنون این موضوع با کاربرد مدل های تعادل عمومی از جمله ماتریس حسابداری اجتماعی در ایران صورت نگرفته است. تکنیک ارائه شده می‌تواند در مشخص نمودن تعیین‌کننده‌های ساختاری ومکانیسم‌هایی که از طریق آن، تولید بخشی بر کاهش فقر تاثیرگذار است، مفید واقع شود.

همچنین سیاست تغییر بودجه‌ی مصرفی دولت، ساده‌ترین و متداول‌ترین سیاستی است که در این مطالعه به کار برده شده است. حال آنکه سیاست‌های صحیح‌تری مثل: تشویق تولید، صادرات، بهبود بهره‌وری و رونق و سرمایه‌گذاری واقعی در بخش‌های اقتصاد، را می‌توان مورد ارزیابی قرارداد.

۵- جمع‌بندی و خلاصه نتایج

روش تجزیه و تحلیل داده‌های خرد با الگوی کلان در این مقاله جهت بررسی مسئله اجتماعی فقر بسیار قابل اهمیت می‌باشد. به عبارت دیگر کاربرد شاخص‌های فقر به تفکیک فعالیت‌های مختلف اقتصادی بر مبنای یکی از الگوهای تعادل عمومی یعنی ماتریس حسابداری اجتماعی، قابل‌ملاحظه است. تطابق داده‌های خرد با داده‌های کلان و کاربرد کشش‌های درآمدی خانوارها موجب نتایج واقع بینانه‌تری گردیده است.

با توجه به روش شناسی موضوع و تکنیک مورد استفاده، نتایج مربوط به رشد فقرزدا در هریک از فعالیت‌های اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت. به عبارت دیگر اثرات مستقیم و غیرمستقیم ناشی از اعمال شوک تقاضای نهایی (افزایش مخارج مصرفی دولت) برمبنای رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت در الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی به تفکیک فعالیت‌های مختلف در کاهش فقر تجزیه و تحلیل شد.

بالاترین سهم در کاهش فقر ناشی از اعمال سیاست مربوطه (افزایش مخارج مصرفی دولت)، در میان خانوارهای مورد بررسی براساس هر سه شاخص فقر ارائه شده، به ترتیب مربوط به بخش ۱ (کشاورزی، شکار، جنگلداری و شیلات) و بخش ۵ (ساختمان) می‌باشد. این نتیجه بر مبنای کشش شاخص‌های فقر، میانگین درآمد خانوارها و نسبت بالای فقر به کل فقرا حاصل گردیده است.

بهره‌وری پایین درآمدی، آزادی در ورود و خروج نیروی کار به بازار و مهارت پایین نیروی کار در این دسته از فعالیت‌ها، منجر شده که تعداد گروه های فقیر قابل توجه باشد. لذا بهبود مطلق فقر در این بخش ها می‌تواند تاثیرپذیر از تغییر مخارج مصرفی دولت باشد.

پایین‌ترین سهم مربوط به بخش ۹ (واسطه گری‌های مالی) و بخش۱۲ (آموزش) می‌باشد. این بخش‌ها علی‌رغم کشش بالای شاخص‌های فقر نسبت به میانگین درآمدها، تاثیرپذیری کمتری را از اعمال سیاست مربوطه، برخوردار هستند. لذا رشد درآمدی بالاتر در بهبود نسبی فقر موثر است.

بر اساس نتایج حاصل می‌توان پیشنهاد نمود که برای کاهش فقر در ایران، سیاست‌های اقتصادی بایستی در راستای رشد اقتصادی بخش کشاورزی (به عنوان نمونه: محدودیت‌های وارداتی کالاهای بخش کشاورزی، بهبود

بهره‌وری نیروی کار) باشد، بخشی که شاغلین کم‌مهارت و قشرهای کم‌درآمد را در خود جای داده است. در این حالت بهبود فقر بطور مطلق حاصل می‌گردد. به عبارت دیگر، از تعداد فقیران نسبت به کل جامعه در بخش‌های مزبور کاسته می‌شود. اما بهبود نسبی فقر زمانی حاصل می‌شود که از شکاف درآمدی خانوارها نسبت به خط فقر کاسته شود. از جمله بخش آموزش و بخش واسطه‌گری-های مالی در بهبود نسبی فقر قابل توجه و اهمیت می-باشند.

منابع:

Aboonouri, S. And Abbas Ghadei, R. (2007), "Estimates of Economic Growth in Iran", Quarterly Iranian Economic Research, 30, PP. 23-52.

Akbari, S. (2003), "Quantitative Analysis of the Distribution of Income in the form of Institutional Social Accounting Matrix", Master's Thesis, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University.

Bagheri, F. and Kavand, H. (2008),"Effects of Economic Growth on Poverty and Inequality in Iran (1996-2005)", Quarterly Social Welfare, 28, pp.173-190.

Banouei, A.A. and Arabmazar Yazdi, A. (2004), "Important Issues of Income Distribution Based on The Social Accounting Matrix", Quarterly Economics and Society, 1(2), pp. 14-23.

Banouei, A.A. and Momeni, F. (2010), "Coefficients of Increasing Production and Income Distribution in the Context of Social Accounting Matrices and Some Selected Countries", Quarterly Economic Research, 7, pp. 1-21.

Banouei, A.A., Asgari, M. and Mahmodi, M. (2001), "Quantitative Analysis of the Relationship between the Structure of Production and Employment in Various Sectors of the Economy Based on the Like the Social Accounting Matrix", Fifth Report, Center of Irans' Economic Research, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University.

Besley, T. and Cord, L. (2010), "Pro-poor Growth", Tehran, Nei Publication.

Civardi, M., Rosaria V.P. and Renata Targetti Lenti (2010), "Extensions to the Multiplier Decomposition Approach in a SAM Framework: An Application to Vietnam", Economic Systems Research, 22(2), pp. 111-128.

Datt, G. and Ravallion, M. (2002)," Why Has Economic Growth Been More Pro-Poor in Some States of India than Others?" , Journal of Development Economics, 68(2), pp. 381-400.

Dollar, D. and Aart K. (2001), "Growth is Good for the Poor", World Bank Policy, Research Working Paper, 2587, Washington DC, World Bank.

Janneke, P. (2008), "Growth and Inequality in India: Analysis of an Extended Social Accounting Matrix", Paper Prepared for the 30th General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth, Portoroz, Slovenia, August 24-30, 2008, pp. 2-25.

Kakwani, N. (1993), "Poverty and Economic Growth with Application to Cote d'Ivoire", Review of Income and Wealth, 39(2), pp. 121-139.

Kakwani, N. (2000), "Growth and Poverty Reduction: An Empirical Analysis", Asian Development Review, Studies Of Asian and Pacific Economic Issues, 18(2), pp. 1-131.

Kakwani, N. and Pernia, E.M. (2000), "What is Pro-Poor Growth?", Asian Development Review, 16(1), pp. 1-22.

Kiaeiha, M.M. (2010), "Analysis of the Coefficient of Income Distribution within a Fixed Price Multiplier Based on Social Accounting Matrix", Master's Thesis, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University.

Makiyan, S.N. and Saadatkhah, A. (2012), “The Measurement of Least Living by LES, Case of Urban Community in Yazd, (Third and Fourth Developing Programs)”, Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 2(5), pp. 45-68.

Parvin, S. (2007), "Impact of Economic Growth on the Poverty in The Iranian Economy", Research Journal of Humanities, Esfahan University, 26(5), pp. 94-118.

Parvin, S. and Banouei, A.A. (2009), "Analysis of the Structure of Income Distribution Changes after the Elimination Subsidies of basic Commodities", Parageraf Publication, The Order Commission of Macroeconomics, Business and Administrative Expediency Council.

Peraei, Kh. and Ghenaatian, A. (2006), "Effects of Economic Growth on Poverty and Income Inequality in Iran: Pro-Poor Growth Measurement", Quarterly Iranian Economic Research, 29, pp. 113-141.

Pyatt, G. (2001), "Some Early Multiplier Models of the Relationship between Income Distribution and the Production Structure", Economic Systems Research, 3(2), pp. 15-19.

Ravallion, M. (2000), "Pro- Poor Growth: A Primer", Development Research Group, Working Paper, No. 1818, World Bank.

Ravallion, M. and Lanjouw, P. (1995), "Poverty and Household Size" Economic Journal, 105, pp. 1415-1434.

Son H. (2003), "Pro-Poor Growth: Asian Experience", Department Of Economics, Macquarie University, Sydney.

Thorbecke, E. (1989), "Planning Techniques for Social Justice", in Adelman et al. (eds), The Balance between Industry and Agriculture in Economic Development", Vol(4): Social Effects, Proceedings of the Eighth World Congress on the International Economic Association Delhi, India. (Macmillan, London). pp. 45-71.

Thorbecke, E. and Hong – Sang, Jung (1996), "A Multiplier Decomposition Method to Analyze Poverty Alleviation", Journal of Development Economics, 48(2), pp. 279-300.

بررسی و پیش‌بینی آثار افزایش نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش‌های عمده‌ی اقتصاد ایران (۱۳۹۳-۱۳۵۵)

Investigation and Forecasting of the Effects of Exchange Rate Increase on Economic Growth of Major Economic Sectors of Iran (1976-2014)

دکتر هادی غفاری*، مهدی جلولی**،
علی چنگی آشتیانی***

دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۲۸ پذیرش:۱۳۹۲/۰۲/۱۶

چکیده[1]:

با ملتهب شدن شرایط اقتصادی کشور بدلیل تحریم‌های بین‌المللی، تبدیل دارایی‌ها به دارایی‌هایی با قدرت نقدشوندگی بالا به منظور جلوگیری از کاهش ارزش پول منجر به افزایش تقاضای بخش خصوصی برای ارز در بازار داخلی گردید. این افزایش تقاضا در نهایت افزایشی فراتر از حد انتظار برای ارز را بوجود آورد که نتیجه سیاست‌ها و اقدامات بین‌الملل، دولت و بخش خصوصی بوده است. در پی رویدادهای اخیر، کارشناسان وسیاستگزاران مایلند، آثار عدم تعادل در بازار ارز را بر متغیرهای اصلی اقتصادی بدانند. در این مطالعه به بررسی اثرات افزایش نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش‌های عمده اقتصاد ایران در قالب یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری کوچک مقیاس که به روش نوین همجمعی برآورد شده است، می‌پردازیم. نتایج نشان می‌دهد، شوک ارزی مثبت، تولید واقعی در چهار بخش اصلی اقتصاد را مختل می‌کند و منجر به کاهش در میزان تولید در این چهار بخش اصلی می‌شود. همچنین، نرخ رشد تولید در همه‌ی بخش‌های عمده‌ی اقتصاد، دچار تنزل می‌گردد و پس از رسیدن به حداقل خود دوباره روند صعودی به خود می‌گیرند. ضمنا یافته‌ها حاکی از آن است که تبعات شوک افزایش نرخ ارز، تولید بخش نفت و گاز را بیشتر دستخوش کاهش قرار می‌دهد.

کلمات کلیدی: نرخ ارز، رشد اقتصادی، بخش‌های عمده‌ی اقتصاد کلان.

طبقه‌بندی JEL: F47, E27, E23.

* دانشیار گروه علمی اقتصاد دانشگاه پیام نور (نویسنده ی مسئول).
Email: ghafari@pnu.ac.ir
** کارشناس مالیاتی اداره کل امور مالیاتی استان مرکزی
Email: m_jalouli@yahoo.com
***دانشجوی دکتری و عضو گروه علمی اقتصاد دانشگاه پیام نور
Email: achashtiani@yahoo.com

۱. این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی است که با اعتبارات پژوهشی دانشگاه پیام‌نور به انجام رسیده است.

Hadi Ghaffari (Ph.D.), Mehdi Jalouli**,*
*Ali Changi Ashtiani****

Received: 17/Jan/2013 Accepted: 06/May/2013

Abstract:

International sanctions against Iran have been lead to an increase in demand of foreign exchange and ultimately cause an increase in exchange rate. In this study, we aim to investigate and forecast the consequences of exchange rate increase on economic growth of major economic sectors of Iran during 1976-2014. For this purpose, we used a short scale macro-econometric model which has been estimated by the new co-integration approach. The results show that an increase in exchange rate will reduce the production of all economic sectors. Also, the growth rate of all economic sectors will be reduced to its minimum and then will increase. Also, we have come to the conclusion that the production of oil & gas sector will be reduced more than the other sectors.

Keywords: Exchange Rate, Economic Growth, Major Economic Sectors.

JEL: E23, E27, F47.

* Associate Professor of Economics, Payame Noor University. (Corresponding Author)
Email: ghafari@pnu.ac.ir
** Tax Inspector, Markazi Province.
Email: m_jalouli@yahoo.com
*** Ph.D. Student in Economics, Payame Noor University.
Email: achashtiani@yahoo.com

۱- مقدمه

نرخ ارز از متغیرهای مهم در نظام اقتصادی است و در کشورهایی نظیر ایران که قسمت عمده درآمد دولت از محل عایدات ارزی ناشی از صدور مواد معدنی تأمین می‌شود، اهمیت نرخ ارز به مراتب بیشتر است. نرخ ارز به عنوان یک متغیر کلیدی مهم در برگیرنده اثرات ناشی از تحولات و روابط خارج از اقتصاد بر متغیرهای اقتصادی داخلی می‌باشد و تأثیر آن بر سایر متغیرهای کلان اقتصاد اهمیت ویژه‌ای دارد.

اتخاذ سیاست‌های نرخ ارز مناسب در کشورهای در حال توسعه، همواره بحث‌برانگیز بوده است. بحث‌ها بر محور میزان نوسانات نرخ ارز در رودررویی با شوک‌های داخلی و خارجی متمرکز می‌باشند. نوسانات نرخ ارز در عملکرد اقتصادی کشور نقش اساسی دارند. از این‌رو، برای بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر رشد تولید و تقاضای کشور، قضاوت در مورد مقدار مطلوب این نوسانات، امری اجتناب ناپذیر می‌باشد.

تغییر نرخ ارز، مجموعه‌ای از تغییرات متفاوت و حتی متضاد را در بخش خارجی و داخلی اقتصاد به همراه دارد که برآیند آن می‌تواند عملکرد اقتصاد کشور را تحت‌تأثیر مثبت یا منفی قرار دهد. با توجه به پیامدهای گسترده تغییر نرخ ارز بر عملکرد اقتصاد ایران، مدیریت نرخ ارز اهمیت بسیار بالایی دارد. این امر در شرایط فعلی اقتصاد کشور، به خصوص پس از اجرای طرح هدفمندکردن یارانه‌ها، افزایش تحریم‌های اقتصادی، جهش نرخ غیررسمی ارز در بازار آزاد و بازگشت به نظام ارزی دونرخی اهمیت بیشتری نیز یافته است.

در این مطالعه، به بررسی اثر افزایش نرخ ارز پرداخته و با تدوین یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری کوچک مقیاس که به روش نوین همجمعی برآورد شده است، سعی دارد تا اثر این افزایش نرخ ارز را بر تولید در بخش‌های عمده‌ی اقتصاد کلان مورد بررسی قرار دهد. الگو از این قابلیت برخوردار است تا نرخ رشد اقتصادی درچهاربخش عمده‌ی اقتصاد کلان (کشاورزی، صنایع و معادن، نفت و گاز و خدمات) را پس از افزایش نرخ ارز تعیین کرده و براساس شبیه‌سازی تا سال ۱۳۹۳ روند آنها را پیش‌بینی کند.

۲- مطالعات انجام شده

کاهش ارزش پول داخلی از یک طرف به دلیل ارزان نمایی صادرات و گران‌نمایی واردات سبب افزایش خالص صادرات گشته، از طرف دیگر، از طریق افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی، عرضه کل را کاهش می‌دهد. لذا، تأثیر خالص کاهش ارزش پول داخلی بر تولید، بستگی خواهد داشت که تقاضا و عرضه کل به چه میزان تغییر یابد. خنثی بودن اثر تغییر نرخ ارز بر تولید، زمانی بوجود می‌آید که تغییرات تقاضای کل- عرضه کل برابر شده و اثر یکدیگر را بر تولید خنثی نمایند (بهمنی اسکویی، ۱۳۷۲: ۲). در جدول (۱) آثار کاهش ارزش پول داخلی بر تولید در سه مدل نشان داده شده است.

جدول (۱): آثار کاهش ارزش پول داخلی بر تولید

مدل	تولید کل
مدل ساده کینز	اگرکاهش ارزش پول داخلی سبب بهبود تراز جاری به پول داخلی شود، تولید کل در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش می‌یابد.
مدل جذب	در صورت وجود منابع بلااستفاده، تولید ممکن است افزایش یابد.
مدل پولی	هیچ اثری در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر تولید نداشته و تولید در اشتغال کامل قرار دارد.

برخلاف نظریه‌های جدول فوق، مطالعات دیگری نیز وجود دارد که احتمال اثر منفی کاهش ارزش پول بر تولید را توضیح می‌دهد:

جدول (۲): مطالعات تأیید کننده اثر منفی کاهش ارزش پول بر تولید و رشد اقتصادی

پژوهشگر	سال	یافته پژوهش (اثر افزایش نرخ ارز بر تولید و رشد اقتصادی)
مطالعات خارجی:		
اگنور	۱۹۹۱	کاهش ارزش پول پیش‌بینی شده تأثیر منفی بر تولید دارد
دی گریو	۱۹۹۳	کاهش تولید در اثر عدم اطمینان ناشی از افزایش نرخ ارز
پیک و والراچ	۱۹۹٤	تأثیر منفی بر عملکرد اقتصاد
روجرز و وانگ	۱۹۹۵	کاهش تولید
البدوی و سوتو	۱۹۹۵	تأثیر منفی بر عملکرد اقتصاد
شهنواز کریم	۱۹۹۷	تأثیر منفی بر عملکرد اقتصاد
رازین و کولینز	۱۹۹۷	تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه

ساندراراجان و همکاران	۱۹۹۹	کاهش تولید کالاهای غیر قابل تجارت
دوماک و شابسیق	۱۹۹۹	تأثیر منفی بر رشد اقتصادی
زاواجدیل	۱۹۹۹	تأثیر منفی بر رشد اقتصادی
کمین و روجرز	۲۰۰۰	کاهش تولید
گیورین و رول	۲۰۰۲	تأثیر منفی بر رشد اقتصادی
برومنت و پاساگولاری	۲۰۰۳	کاهش تولید
کاندیل و میرزایی	۲۰۰۳	کاهش تولید
کاندیل	۲۰۰٤	اثرات انقباضی بر رشد تولید حقیقی
الوارو و کالدون	۲۰۰۵	تأثیر منفی بر رشد اقتصادی
بهمنی‌اسکویی و میتزا	۲۰۰٦	کاهش تولید ناخالص داخلی
اسنابل	۲۰۰۸	تأثیر منفی بر رشد اقتصادی
آقیون و همکاران	۲۰۰۹	رشد اقتصادی کمتر در شرایط عدم توسعه بازارهای مالی
هال و همکاران	۲۰۱۰	تأثیر منفی بر رشد اقتصادی
اموجیمیت و آکپوکد	۲۰۱۰	تأثیر منفی بر رشد اقتصادی
مطالعات داخلی:		
بهمنی اسکویی	۱۳۷۲	کاهش تولید کل به ویژه در کشورهای کمتر توسعه‌یافته
پدرام	۱۳۷۸	کاهش تولید
ختایی و دانش‌جعفری	۱۳۸۱	کاهش تولید ناخالص داخلی بدون نفت
ختایی و موسوی‌نیک	۱۳۸۷	اثر منفی بر رشد اقتصادی
فشاری	۱۳۸۷	تأثیر منفی و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی
عسگری و توفیقی	۱۳۸۸	اثر منفی بر رشد اقتصادی
توکلی و سیاح	۱۳۸۹	واکنش منفی صادرات غیرنفتی
مهرابی و جاودان	۱۳۹۰	اثر منفی و معنی‌دار بر رشد بخش کشاورزی
راسخی و همکاران	۱۳۹۱	واکنش منفی صادرات غیرنفتی

بر خلاف مطالعات قبلی که همگی صرفا به بررسی اثرات کاهش ارزش پول داخلی بر رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی پرداخته‌اند، در این مقاله با استفاده از یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری کوچک مقیاس که به روش نوین همجمعی برآورد شده است، پیامدهای شوک ارزی مثبت بر تولید واقعی به تفکیک چهار بخش اصلی اقتصاد مورد بررسی قرار گرفته و از سوی دیگر پیش‌بینی آثار افزایش نرخ ارز بر رشد اقتصادی این بخش‌های چهارگانه تا سال ۱۳۹۳ نیز به انجام رسیده که این دو موضوع، وجه تمایز این مطالعه با سایر مطالعات قبلی است.

۳- ساختار الگوی اقتصادسنجی کلان تنظیم شده

الگوهای اقتصادسنجی کلان ابزار بسیار سودمندی در دست سیاست‌گزاران اقتصادی است تا با توسل به آن بتوانند آثار و پیامدهای سیاست‌های مختلف اقتصادی را پیش از اجرا مورد ملاحظه قرار دهند. این الگوها با تحولات بوجود آمده در شیوه تفکر اقتصادی و پدید آمدن مکتب‌های فکری جدید در عرصه اقتصاد کلان متحول شده و همراه با بسط و توسعه امکانات رایانه‌ای در بستر زمان روز به روز کاملتر شده‌اند.

اولین الگوی اقتصاد سنجی کلان که بر اساس نظریه‌های کینز ساخته شد، حاصل تلاش لارنس کلاین است. وی با نوشتن کتاب "نوسان‌های اقتصادی در امریکا" در ۱۹۵۰، راه را برای تدوین الگوی اقتصاد سنجی کلان امریکا با ارائه یک الگوی کوچک مرکب از شش معادله که سه معادله آن رفتاری بود، هموار کرد. وی در سال ۱۹۵۵ موفق به ساخت یک الگوی اقتصادسنجی کلان با اندازه متوسط به اتفاق گلدبرگر شد. این الگو که به الگوی کلاین – گلدبرگر شهرت یافته است، دارای ۱۵ معادله رفتاری و ۵ معادله تعریفی است. این الگو به دلیل تأثیر به‌سزایی که در چگونگی ساختار بیشتر الگوهای اقتصاد سنجی کلان بعدی داشته است، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. پس از آنکه مفید بودن الگوهای اقتصادسنجی کلان در امر سیاست‌گزاری‌های اقتصادی و برنامه‌ریزی به اثبات رسید، تلاش گسترده‌ای برای ساخت چنین الگوهایی در بیشتر کشورهای صنعتی آغاز شد. شایان ذکر است در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹٦۰ هنوز پیشرفت‌های کامپیوتری مراحل مقدماتی خود را می‌گذرانید و اندازه نه

چندان بزرگ این الگوها تا اندازه زیادی متأثر از وجود امکانات کامپیوتری موجود بوده است.

با بسط و توسعه نظریه اقتصاد کلان در اواخر دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰، نسل دومی از الگوهای اقتصادسنجی کلان پا به عرصه وجود گذاشتند. به عکس الگوهای اقتصاد سنجی کلان نسل اول که بر اساس طرز تفکر اقتصاد کینزی بنا شده بودند، و در نتیجه تأکید کمی بر ارتباط بین بازارهای مالی و بازار کالاها و خدمات داشتند، در الگوهای نسل دوم به تورم اهمیت داده شد، بخش مالی وسعت یافت و بخش حقیقی اقتصاد به صورت واقعی‌تری الگو سازی شد. الگوهای نسل سوم در چارچوب الگوی تعمیم یافته تنظیم شده‌اند و معادلاتی را برای اجزای تقاضای کل همچون مصرف، انواع سرمایه‌گذاری‌ها، صادرات و مخارج دولت برآورد می‌کنند. همچنین در مورد بازار مالی هم معادلات تقاضا برای پول را در بر می‌گیرند. و در بعضی از آنها رابطه‌ای برای عرضه پول نیز برآورد شده است که مقدار عرضه پول را با پایه پولی مرتبط می‌کند. در زمان حاضر نظاره‌گر تولید چهارمین نسل از الگوهای اقتصادسنجی کلان در پرتو ریشه واحد و همجمعی هستیم.

الگوی اقتصادسنجی کلان مورد استفاده در این مقاله برای ارزیابی وقوع شوک ارزی به اقتصاد، تنها جانب عرضه‌ی اقتصاد را نشان می‌دهد و به گونه‌ای تنظیم شده است که نه تنها آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت این تصمیمات را ارائه می‌کند بلکه زمینه‌ای برای تحلیل ساختاری و ارائه پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت تولید در بخش‌های عمده‌ی اقتصاد ایران را فراهم می‌آورد. الگوی ساختاری دو دسته معادله مرتبط با هم دارد یکی روابط تعادلی بلندمدت را معلوم می‌کند و دیگری پویایی کوتاه‌مدت متغیرهای الگو به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. این دو دسته روابط امکان تحلیلهای کوتاه‌مدت و بلندمدت تر را فراهم می‌سازند. الگو در مجموع دارای ۸ معادله رفتاری (کوتاه‌مدت و بلندمدت)، ۵ معادله ارتباطی و ۲۰ رابطه تعریفی و اتحادی است. معادلات تصریح شده در الگو که دقیقا بر اساس مبنای نظری اقتصادی تنظیم شده‌اند، عبارتند از: تولید بخش کشاورزی، صنایع و معادن، نفت وگاز و خدمات. در برآورد ضرایب الگو از آمار سری زمانی سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۸ با روش OLS و به کمک نرم افزار Eviews استفاده شده است.

٤- مبنای نظری معادلات الگو

در اقتصاد کشورهای در حال توسعه، نوع ساختار تولیدی به‌گونه‌ای است که توجه کمتری به استفاده از تکنولوژی می‌شود و تولیدات براساس استفاده از منابع اولیه و واسطه‌ای وارداتی صورت می‌گیرد. با توجه به تکنولوژی تولید در کشورهای در حال توسعه، مواد و منابع اولیه و واسطه‌ای تولید، نقش اساسی در تولید را ایفا می‌کنند. از این رو دولت‌مردان در کشورهای در حال توسعه برای حمایت از بخش تولیدی و کاهش وابستگی به واردات از خارج، حاضرند مبالغ هنگفتی برای مواد اولیه و واسطه‌ای وارداتی بپردازند تا بتوانند به اهداف اقتصادی اشاره شده دست یابند. مطمئنا در این شرایط افزایش نرخ ارز می‌تواند اثرات زیانباری بر بخش‌های تولیدی داشته باشد. در الگوی تنظیمی سعی شده است نقش مواد اولیه و واسطه‌ای وارداتی بر تولید بخش‌های مختلف به گونه‌ای طراحی شود تا اثرات زیانبار افزایش نرخ ارز بخوبی قابل مشاهده باشد.

با اتکا به مبانی نظری تولید می‌توان چنین فرض کرد که دانش فنی زیرساختی روند تولید در هر بخش، می‌تواند توسط تابع F با سه عامل نیروی کار، انباشت سرمایه و مواد اولیه و واسطه‌ای در هر بخش نمایش داده شود که میزان حداکثر تولید ممکن را در هر دوره زمانی مشخص می‌کند. در زیر، تابع تولید در شکل کلی نمایش داده شده است:

$$QG = F(L, K, MC)$$

که در آن:

QG: تولید ناخالص

L: نیروی کار

K: انباشت فیزیکی سرمایه

MC: مواد اولیه و واسطه‌ای

سطح تکنولوژی به صورت ضمنی در شکل تابع F تبلور پیدا می‌کند و درنتیجه همانند نهاده‌های تولید در طول زمان تغییر می‌کند.

طبق روشی که «برونو» و «سش»[1] در سال ۱۹۸۱ ارائه دادند می‌توان نشان داد که به طور معمول می‌توان از تابع تولید فوق یک تابع ارزش افزوده به شکل زیر استخراج کرد به گونه‌ای که در آن تولید ناخالص به صورت مثبت با نهاده‌های L و K و به صورت منفی با قیمت نسبی مواد اولیه و واسطه‌ای وارداتی بستگی داشته باشد.

$$Q^L = Q^L(L^+, K^+, \left[PIM^-.\frac{E}{P}\right])$$

شکل کوتاه‌مدت تابع تولید در رابطه با تابع تولید بلندمدت فوق به گونه زیر است:

$$\Delta Q^s = \Delta Q^s(\Delta L^+, \Delta K^+, [\Delta PIM^-.{}^{E}/_{P}], [Q^s - Q^L]$$

که در آن:

K: انباشت سرمایه

Q^s: عرضه کل کوتاه‌مدت

L: نیروی کار

P: شاخص ضمنی قیمت تولید ناخالص داخلی

PIM: شاخص قیمت مواد اولیه و واسطه‌ای وارداتی

E: نرخ ارز اسمی رسمی

Q^L: عرضه کل بلندمدت

اثر اعمال شوک‌های نرخ ارز بر سطح تولید و عرضه را می‌توان به صورت مستقیم از طریق متغیر قیمت‌های نسبی مواد اولیه و واسطه‌ای وارداتی و متغیر نرخ ارز مشاهده کرد. در ادامه به تصریح توابع تولید بخش‌های کشاورزی، صنایع و معادن، نفت و گاز و خدمات طبق قاعده‌ای که در قسمت قبل برای استخراج تابع تولید کل اشاره گردید می‌پردازیم.

الف)تابع تولید بخش کشاورزی

با توجه به نحوه تصریح تابع تولید که در فوق اشاره شد، رابطه بلندمدت تابع تولید بخش کشاورزی به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$VA^L = VA^L[LA^+, KA^+, \{PIM * E/PA\}^-]$$

تابع تولید کشاورزی در کوتاه‌مدت در ارتباط با تابع تولید فوق به گونه زیر است:

$$\Delta VA^S = \Delta VA^S[\Delta LA, \Delta KA, \{\Delta PIM * E/PA\}, (VA^S - VA^L)]$$

که در آن:

LA : نیروی کار در بخش کشاورزی

KA : انباشت سرمایه موجود در بخش کشاورزی

PA : شاخص ضمنی قیمت تولیدات بخش کشاورزی

PIM : شاخص قیمت مواداولیه و واسطه‌ای وارداتی

VA^L: ارزش افزوده بخش کشاورزی دربلندمدت

VA^S : ارزش افزوده بخش کشاورزی درکوتاه‌مدت

$(VA^S - VA^L)$: خطای عدم تعادل تولید بخش کشاورزی دربلندمدت

Δ: تفاضل مرتبه اول

E: نرخ ارز اسمی رسمی

ب) تابع تولید بخش صنایع و معادن

طبق قاعده مطرح شده توسط «برونو و سش»، رابطه بلندمدت تابع تولید در بخش صنایع و معادن به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$VI^L = VI^L[LI^+, KI^+, \{PIM * E/PI\}^-]$$

تابع تولید بخش صنایع و معادن در کوتاه مدت در ارتباط با تابع تولید فوق به صورت زیر است:

$$\Delta VI^S = \Delta VI^S[\Delta LI, \Delta KI, \{\Delta PIM * E/PI\}, (VI^S - VI^L)]$$

که در این تابع:

LI : نیروی کاردربخش صنایع و معادن

KI : انباشت سرمایه موجود دربخش صنایع و معادن

PIM : شاخص قیمت مواداولیه و واسطه‌ای وارداتی

PI : شاخص ضمنی قیمت تولیدات بخش صنایع و معادن

VI^L : ارزش افزوده بخش صنایع و معادن در بلندمدت

VI^S : ارزش افزوده بخش صنایع و معادن درکوتاه‌مدت

E: نرخ ارز اسمی رسمی

$(VI^S - VI^L)$: خطای عدم تعادل تولید بخش صنایع و معادن در بلندمدت

ج) تابع تولید بخش نفت و گاز

با توجه به موارد مطرح شده در ارتباط با نحوه استخراج تابع

1- Bruno and Sachs (1981)

«برونو» و سش در سال ۱۹۸۱ از تابع تولید $QG = QG(L, K, IM)$ که در آن IM واردات کالاهای اولیه و واسطه‌ای بود یک تابع تولید خالص به صورت زیر استخراج کردند که در آن تولید خالص به صورت مثبت با نهاده‌های L و K و به صورت منفی با قیمت نسبی نهاده‌های وارداتی ارتباط داشت. $Q = Q(L^+, K^+, (PIM^-.\frac{E}{P})$ که در آن، PIM شاخص قیمت کالاهای واسطه‌ای و وارداتی و E نرخ ارز اسمی رسمی و P شاخص ضمنی قیمت تولید ناخالص داخلی می‌باشند.

تولید، تابع تولید بخش نفت و گاز در بلندمدت به شکل زیر تصریح شده است:

$$VO^L = VO^L[LO^+, KO^+, \{PIM * E/PO\}^-]$$

همچنین با توجه به تابع بلندمدت تصریح شده در فوق، می‌توان به تابع کوتاه‌مدت این بخش به صورت زیر اشاره کرد:

$$\Delta VO^S = \Delta VO^S[\Delta LO, \Delta KO, \{\Delta PIM * E/PO\}, (VO^S - VO^L)]$$

که در این تابع داریم:

LO: نیروی کار در بخش نفت وگاز

PO: شاخص ضمنی قیمت تولیدات بخش نفت وگاز

PIM : شاخص قیمت مواداولیه و واسطه‌ای وارداتی

VO^L: ارزش افزوده بخش نفت وگاز دربلندمدت

VO^S: ارزش افزوده بخش نفت وگاز درکوتاه‌مدت

KO : انباشت سرمایه موجود دربخش نفت و گاز

E: نرخ ارز اسمی رسمی

$(VO^S - VO^L)$:خطای عدم تعادل تولید بخش نفت و گاز دربلندمدت

د) تابع تولید بخش خدمات

بخش خدمات، مصرف‌کننده عمده انرژی در بین بخش‌های اقتصادی می‌باشد. همانند سایر بخش‌های اشاره شده در فوق برای این بخش نیز تابع بلندمدت به صورت زیر تصریح شده است:

$$VS^L = VS^L[LS^+, KS^+, \{PIM * E/PS\}^-]$$

می‌توان تابع تولید خدمات در کوتاه‌مدت را به صورت زیر تصریح نمود:

$$\Delta VS^S = \Delta VS^S[\Delta LS, \Delta KS, \{\Delta PIM * E/PS\}, (VS^S - VS^L)]$$

که در این تابع داریم:

LS : نیروی کاردربخش خدمات

PIM: شاخص قیمت مواداولیه و واسطه‌ای وارداتی

PS : شاخص ضمنی قیمت تولیدات بخش خدمات

$(VS^S - VS^L)$: خطای عدم تعادل تولید بخش خدمات دربلندمدت

VS^L : ارزش افزوده بخش خدمات در بلندمدت

VS^S : ارزش افزوده بخش خدمات درکوتاه‌مدت

E: نرخ ارز اسمی رسمی

KS: انباشت سرمایه موجود در بخش خدمات

۵- برآورد معادلات تولید چهار بخش عمده‌ی اقتصاد کلان

قبل از بررسی نتایج حاصل از برآورد معادلات الگو، در جدول (۳) پایایی متغیرهای الگو طبق آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای آزمون ریشه واحد و یا به عبارت دیگر ناپایایی متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج آزمون در جدول (۳) در زیر به تفکیک هر معادله ارائه شده است.

از مقایسه کمیت‌های آماره آزمون مربوط به متغیرها با کمیت‌های بحرانی ارائه شده در جدول مزبور روشن می‌شود که اکثر متغیرهای موجود در الگو جمع بسته از مرتبه اول هستند و تفاضل مرتبه اول هر کدام از متغیرهای فوق پایا می‌باشند. در چندین مورد نیز برخی متغیرها در سطح و یا با دوبار تفاضل‌گیری پایا بوده‌اند. در ادامه به بررسی نتایج حاصل از برآورد توابع الگو می‌پردازیم.

۵-۱- برآورد توابع تولید بخش کشاورزی

الف: برآورد ضرایب تابع تولید بلندمدت بخش کشاورزی

ضرایب مربوط به تابع تولید بلندمدت در بخش کشاورزی که با استفاده از آمار سری زمانی سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۸ به روش OLS برآورد شده است، به صورت زیر است:

$$LVA^L = -18.27 + 2.019 * LLA + 1.094 * LKA - 0.0628 * LPEA - 0.184 * D5769 + 0.111 * D58$$

t : (-4.57) (2.31) (4.05) (-2.05) (-12.83) (2.63)

$R^2 = 0.998$ D.W = 2.25

همان‌گونه که مشاهده می‌شود تابع تولید بلندمدت کشاورزی از قدرت توضیح‌دهندگی بسیار خوبی برخوردار است. کلیه ضرایب مربوط به متغیرها از نظر آماری معنی دار و از نظر علامتی موافق انتظارند. برای اطمینان از کاذب نبودن رابطه برآورد شده اکنون لازم است همجمعی بین متغیرهای تابع تولید بلندمدت بخش کشاورزی به روش انگل و گرینجر تعمیم یافته مورد آزمون واقع شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (٤) ارائه شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای بررسی آزمون پایایی متغیرهای الگو

نوع تابع	نام متغیر	حالت تابع T , C	آماره آزمون	کمیت بحرانی ٥٪	تفاضل مرتبه اول	آماره ازمون	کمیت بحرانی ٥٪	نتیجه آزمون
تابع تولید بخش کشاورزی (VA)	LVA	O,O	٥/٣٥	-١/٩٥	ΔLVA	-٥/٩٦	-٢/٩٦	LVA~I(1)
	LLA	O,C	٢/٨٣	-٢/٩٦	ΔLLA	-٣/٥٣	-٢/٩٦	LLA~I(1)
	LKA	O,O	١١/٢	-١/٩٥	ΔLKA	-٣/٢٦	-٢/٩٦	LKA~I(1)
	LPEA	O,O	-٢/٦٣	-١/٩٥	-	-	-	LPEA~I(0)
تابع تولید بخش صنایع ومعادن (VI)	LVI	T,C	-٢/١٦	-٣/٥٦	ΔLVI	-٤/٦٠	-٢/٩٦	LVI~I(1)
	LLI	T,C	-٢/٩٧	-٣/٥٦	ΔLLI	-٦/٦٩	-١/٩٥	LLI~I(2)
	LKI	O,O	٣/٤	-١/٩٥	ΔLKI	-٥/٧٦	-٢/٩٦	LKI~I(1)
	LPEI	O,O	-٢/٤٤	-١/٩٥	-	-	-	LPEI~I(0)
تابع تولید بخش نفت وگاز (VO)	LVO	O,C	-٢/٨	-٢/٩٦	ΔLVO	-٤/٥٣	-١/٩٥	LVO~I(1)
	LLO	T,C	-٢/٢٥	-٣/٥٦	ΔLLO	-٤/٣٩	-١/٩٥	LLO~I(1)
	LKO	O,O	١/٣٧	-١/٩٥	ΔLKO	-٢/٨٤	-١/٩٥	LKO~I(1)
	LPEO	O,C	-١/١٨	-١/٩٥	ΔLPEO	-٤/٨٢	-١/٩٥	LPEO~I(1)
تابع تولید بخش خدمات (VS)	LVS	O,O	٢/٢٩	-١/٩٥	ΔLVS	-٢/٨٣	-١/٩٥	LVS~I(1)
	LLS	O,C	-٢/٣٩	-٢/٩٦	ΔLLS	-٤/٦٩	-٢/٩٦	LLS~I(1)
	LKS	O,O	٣/٤٥	-١/٩٥	ΔLKS	-٢/٦٤	-١/٩٥	LKS~I(1)
	LPES	O,O	-٢/٩٣	-١/٩٥	-	-	-	LPES~I(0)

I(0) به معنی پایایی در سطح متغیرها، I(1) نشان‌دهنده‌ی پایایی با یکبار تفاضل‌گیری و I(2) به معنی پایایی با دوبارتفاضل‌گیری.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (٤): آزمون همجمعی متغیرهای تابع تولید بلندمدت بخش کشاورزی

نام متغیر	حالت تابع T , C	آماره آزمون	کمیت بحرانی ٥٪	نتیجه آزمون
ERRORLVA	O , C	-٣/٣١	-٢/٩٦	ERRORLVA~I(0)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون ADF بر روی جمله پسماند رگرسیون تابع تولید بخش کشاورزی بیانگر عدم وجود ریشه واحد در ERRORLVA می‌باشد. در نتیجه می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که بین متغیرهای تابع تولید بلندمدت کشاورزی یک رابطه همجمعی برقرار است. بنابراین رگرسیون برآورد شده یک رگرسیون کاذب نیست.

ب: برآورد تابع تولید کوتاه‌مدت بخش کشاورزی

وجود همجمعی بین متغیرهای تابع تولید بلندمدت بخش کشاورزی اکنون این امکان را فراهم می‌آورد تا تابع تولید کوتاه‌مدت در بخش کشاورزی را به کمک الگوی تصحیح خطا که در بردارنده تفاضل مرتبه اول متغیرهای تابع تولید بخش کشاورزی و خطای تعادل با وقفه ((ERRORLVA(-1) است نمایش دهیم. نتایج حاصل از برآورد این الگو در زیر ارائه شده است:

$$\Delta LVA^{S} = 3.85 * \Delta LLA + 0.94 * \Delta LVA(-1) - 8.34 * \Delta LLA(-1) - 0.069 * D72 + 0.053 * D69$$

t : (6.56) (6.2) (-6.76) (-3.16) (2.69)

$$+ 0.096 * D(D75) - 0.423 * ERRORLVA(-1)$$

(3.97) (-5.68)

$R^2 = 0.817$ D.W = 2.01

همان‌طور که مشاهده می‌شود تمام ضرایب برآورد شده به لحاظ آماری (درجدول ۱ پیوست آزمونهای آماری آورده شده است) معنی‌دار هستند و تمامی علامت‌های مربوط به ضرایب

برآورد شده از جنبه نظری موافق انتظار می‌باشند. ضریب مربوط به جمله تصحیح خطا نیز برابر ۰/۴۲۳- می‌باشد و بیانگر تعدیل ۴۲/۳ درصدی خطای عدم تعادل تولید در بخش کشاورزی در هر دوره می‌باشد.

۵-۲- برآورد توابع تولید بخش صنایع و معادن

الف: برآورد ضرایب تابع تولید بلندمدت بخش صنایع و معادن

ضرایب مربوط به تابع تولید بلندمدت در بخش صنایع و معادن که با استفاده از آمار سری زمانی سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۸ به روش OLS برآورد شده است، به صورت زیر است:

$$LVI^{L} = -8.157 + 0.817 * LKI + 1.055 * LLI - 0.055 * LPEI + 0.252 * D65 + 0.157 * D71$$

t: (-8.71) (6.22) (11.31) (-1.92) (4.52) (2.9)

$R^2 = 0.997$ D.W = 1.79

همان‌گونه که مشاهده می‌شود تابع تولید بلندمدت بخش صنایع و معادن از قدرت توضیح‌دهندگی بسیار خوبی برخوردار است. کلیه ضرایب مربوط به متغیرها از نظر آماری معنی‌دار و از نظر علامتی موافق انتظارند. برای اطمینان از کاذب نبودن رابطه برآورد شده اکنون لازم است همجمعی بین متغیرهای تابع تولید بلندمدت بخش صنایع و معادن به روش انگل و گرینجر تعمیم یافته مورد آزمون واقع شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۵) ارائه شده است.

نتایج حاصل از آزمون ADF بر روی جمله پسماند رگرسیون تابع تولید بخش صنایع و معادن بیانگر عدم وجود ریشه واحد در ERRORLVI می‌باشد. در نتیجه می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که بین متغیرهای تابع تولید بلندمدت بخش صنایع و معادن یک رابطه همجمعی برقرار است. بنابراین رگرسیون برآورد شده یک رگرسیون کاذب نیست.

ب: برآورد تابع تولید کوتاه‌مدت بخش صنایع و معادن

وجود همجمعی بین متغیرهای تابع تولید بلندمدت بخش صنایع و معادن اکنون این امکان را فراهم می‌آورد تا تابع تولید کوتاه‌مدت در بخش صنایع و معادن را به کمک الگوی تصحیح خطا که در بردارنده تفاضل مرتبه اول متغیرهای تابع تولید بخش صنایع و معادن و خطای تعادل با وقفه (ERRORLVI(-1)) است نمایش دهیم. نتایج حاصل از برآورد این الگو در زیر ارائه شده است:

$$\Delta LVI^{S} = 1.886 * \Delta LLI + 1.171 * \Delta LKI + 0.119 * D62 - 0.129 * D66 - 0.117 * D72 - 0.701 * ERRORLVI(-1)$$

t: (7.28) (3.83) (2.45) (-2.43) (-2.36) (-4.65)

$R^2 = 0.756$ D.W = 1.70

همان‌طور که مشاهده می‌شود تمام ضرایب برآورد شده به لحاظ آماری (درجدول ۲ پیوست آزمون‌های آماری آورده شده است) معنی‌دار هستند و تمامی علامت‌های مربوط به ضرایب برآورد شده از جنبه نظری موافق انتظار می‌باشند. ضریب مربوط به جمله تصحیح خطا نیز برابر 0.701- می‌باشد و بیانگر تعدیل 70.1 درصدی خطای عدم تعادل تولید در بخش صنایع و معادن در هر دوره می‌باشد.

۵-۳- برآورد توابع تولید بخش نفت و گاز

الف: برآورد ضرایب تابع تولید بلندمدت بخش نفت و گاز

ضرایب مربوط به تابع تولید بلندمدت در بخش نفت و گاز که با استفاده از آمار سری زمانی سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۸ به روش OLS برآورد شده است، به صورت زیر است:

$$LVO^{L} = 3.098 + 0.661 * LLO + 0.523 * LKO - 0.235 * LPEO - 0.385 * D5865 - 1.61 * D60 + 0.508 * D71$$

t: (1.77) (2.61) (3.67) (-2.81) (-2.80) (-8.62) (3.90)

$R^2 = 0.979$ D.W = 1.92

برای آنکه نسبت به کاذب نبودن رگرسیون برآورد شده اطمینان حاصل کنیم، همجمعی بین متغیرهای الگو را به روش انگل و گرینجر مورد آزمون قرار می‌دهیم. نتایج به دست آمده مبین آن است که فرضیه صفر وجود ریشه واحد در جملات خطای معادله تولید بلندمدت بخش نفت و گاز پذیرفته نمی‌شود. بنابراین می‌توان پذیرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو برقرار است. نتایج حاصل در جدول (٦) ارائه شده است.

جدول (۵): آزمون همجمعی متغیرهای تابع تولید بلندمدت بخش صنایع و معادن

نام متغیر	حالت تابع T , C	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵٪	نتیجه آزمون
ERRORLVI	O , C	-۶/۰۶	-۲/۹۶	ERRORLVI~I(0)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۶): آزمون همجمعی متغیرهای تابع تولید بلندمدت بخش نفت و گاز

نام متغیر	حالت تابع T , C	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵٪	نتیجه آزمون
ERRORLVO	O , O	-۹/۷۴	-۱/۹۵	ERRORLVO~I(0)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۷): آزمون همجمعی متغیرهای تابع تولید بلندمدت بخش خدمات

نام متغیر	حالت تابع T , C	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵٪	نتیجه آزمون
ERRORLVS	O , C	-۵/۴۳	-۲/۹۶	ERRORLVS~I(0)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۶) می‌توان پذیرفت که رگرسیون برآورد شده دارای رابطه همجمعی است. اکنون با اطمینان می‌توان به تفسیر ضرایب پرداخت. همان‌طور که از رابطه تعادلی بلندمدت تابع تولید بخش نفت و گاز ملاحظه می‌شود الگو از قدرت توضیح‌دهندگی خوبی برخوردار است. همچنین کلیه ضرایب در سطح خطای ۵٪ معنی دار بوده و از جنبه نظری نیز علامت‌ها موافق انتظار هستند.

ب: برآورد تابع کوتاه‌مدت تولید بخش نفت و گاز

وجود همجمعی بین متغیرهای تابع تولید بخش نفت و گاز در بلندمدت اکنون این امکان را به وجود می‌آورد تا تابع تولید در کوتاه‌مدت را به کمک الگوی تصحیح خطا که دربردارنده تفاضل مرتبه اول متغیرهای تابع تولید بخش نفت وگاز و خطای عدم تعادل با وقفه ((ERROR VO (-1) است نمایش دهیم. نتایج حاصل از برآورد الگو به شرح زیر است :

$$\Delta LVO^{S} = 0.312 * \Delta LKO + 0.200 * \Delta LVO(-1) - 1.005 * D59 + 1.086 * D61 + 0.235 * D66$$
t: (2.58) (2.34) (-10.48) (8.4) (2.52)
$$- 0.347 * ERRORVO(-1)$$
(-2.84)
$R^2 = 0.923$ D.W = 1.78

با توجه به این موضوع که تفاضل مرتبه اول تمام متغیرها پایا می‌باشد و خطای تعادل نیز پایا است در نتیجه آماره‌های به دست آمده از اعتبار لازم برخوردار می‌باشند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در پویائی‌های کوتاه‌مدت تابع تولید بخش نفت و گاز تمامی ضرایب در سطح خطای ۵٪ معنی دار بوده و علامت آنها نیز موافق انتظار می‌باشد (درجدول ۳ پیوست آزمون‌های آماری آورده شده است). همچنین ضریب وقفه جمله خطای بلندمدت برابر با ۰/۳۴۷- می‌باشد که بیانگر تعدیل ۳۴/۷ درصدی عدم تعادل در هر دوره می‌باشد.

۵-۴- برآورد توابع تولید بخش خدمات

الف: برآورد ضرایب تابع تولید بلندمدت بخش خدمات

ضرایب مربوط به تابع تولید بلندمدت در بخش خدمات که با استفاده از آمار سری زمانی سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۸ به روش OLS برآورد شده است، به صورت زیر است:

$$LVS^{L} = 0.165 * LLS + 0.832 * LKS - 0.057 * LPES - 0.093 * D59 - 0.108 * D61$$
t: (3.34) (24.86) (-13.38) (-2.43) (-3.04)
$$- 0.155 * D66$$
(-3.57)
$R^2 = 0.996$ D.W = 1.23

برای آنکه نسبت به کاذب نبودن رگرسیون برآورد شده اطمینان حاصل کنیم، همجمعی بین متغیرهای الگو را به روش انگل و گرینجر مورد آزمون قرار می‌دهیم. نتایج به دست آمده مبین آن است که فرضیه صفر وجود ریشه واحد در جملات خطای معادله تولید بلندمدت بخش خدمات پذیرفته نمی‌شود. بنابراین

می‌توان پذیرفت که یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو برقرار است. نتایج حاصل در جدول (۷) ارائه شده است.

با توجه به نتایج جدول (۷) می‌توان پذیرفت که رگرسیون برآورد شده دارای رابطه همجمعی است. اکنون با اطمینان می‌توان به تفسیر ضرایب پرداخت. همانطور که از رابطه تعادلی بلندمدت تابع تولید بخش خدمات ملاحظه می‌شود الگو از قدرت توضیح‌دهندگی خوبی برخوردار است. همچنین کلیه ضرایب در سطح خطای ۵٪ معنی دار بوده و از جنبه نظری نیز علامت‌ها موافق انتظار هستند.

ب: برآورد تابع کوتاه‌مدت تولید بخش خدمات

وجود همجمعی بین متغیرهای تابع تولید بخش خدمات در بلندمدت اکنون این امکان را به وجود می‌آورد تا تابع تولید در کوتاه‌مدت را به کمک الگوی تصحیح خطا که دربردارنده تفاضل مرتبه اول متغیرهای تابع تولید بخش خدمات و خطای عدم تعادل با وقفه ((ERRORVS(-1)) است نمایش دهیم. نتایج حاصل از برآورد الگو به شرح زیر است :

$$\Delta LVS^S = -0.024 + 0.240 * \Delta LVS(-1) + 0.958 * \Delta LLS + 0.798 * \Delta LKS + 0.091 * D62 +$$

t: (-5.25) (5.74) (9.68) (20.52) (9.84)

$$0.078 * D6768 + 0.024 * D7481 - 0.541 * ERRORLVS(-1)$$

(10.50) (6.59) (-14.52)

$R^2 = 0.984$ D.W =2.22

با توجه به این موضوع که تفاضل مرتبه اول تمام متغیرها پایا می‌باشد و خطای تعادل نیز پایا است، در نتیجه آماره‌های به دست آمده از اعتبار لازم برخوردار می‌باشند. همانطور که ملاحظه می‌شود در پویائی‌های کوتاه مدت تابع تولید بخش خدمات تمامی ضرایب در سطح خطای ۵٪ معنی‌دار بوده و علامت آنها نیز موافق انتظار می‌باشد (درجدول ٤ پیوست آزمونهای آماری آورده شده است). همچنین ضریب وقفه جمله خطای بلند مدت برابر با ۰/٥٤١- می‌باشد که بیانگر تعدیل ٥٤/١ درصدی عدم تعادل در هر دوره می‌باشد.

٦- آزمون اعتبار الگو به کمک شبیه‌سازی پویا

بعد از برآورد معادلات به سراغ شبیه سازی الگو می‌رویم تا به درستیِ ساختار طراحی شده برای اقتصاد ایران پی ببریم. شبیه‌سازی الگوی پویای تدوین شده این امکان را فراهم می‌آورد تا از یک سو ملاک و معیاری برای محک زدن و سنجش اعتبار الگو فراهم آید و از سوی دیگر بتوان پس از اعمال یک سیاست اقتصادی خاص و یا شکل‌گیری یک مشکل اقتصادی در الگو، آثار و پیامدهای آن را بر اقتصاد ایران مشاهده نمود. یک شبیه سازی پویای موفق می‌تواند دلیل خوبی برای قابل اتکاء بودن الگو تلقی شود. نزدیک بودن نمودار مربوط به مقادیر شبیه سازی شده و مقادیر واقعی متغیرهای عمده یک الگوی اقتصادسنجی کلان ملاک خوبی برای سنجش الگو است. درعین حال ملاک های آماری زیر نیز این میزان نزدیکی را محک می‌زنند:

۱- جذر میانگین مجذور خطای نسبی (RMSPE) و ۲- ضریب نابرابری تایل (U)

$$U = \sqrt{\sum_{t=0}^{n}(A_t - P_t)^2} \Big/ \sqrt{\sum_{t=0}^{n}(A_t)^2}$$

$$RMSPE = \sqrt{1/n \sum_{t=0}^{n}\left(\frac{A_t - P_t}{A_t} * 100\right)^2}$$

A مقایر واقعی، P مقادیر شبیه سازی شده و n تعداد مشاهدات است .

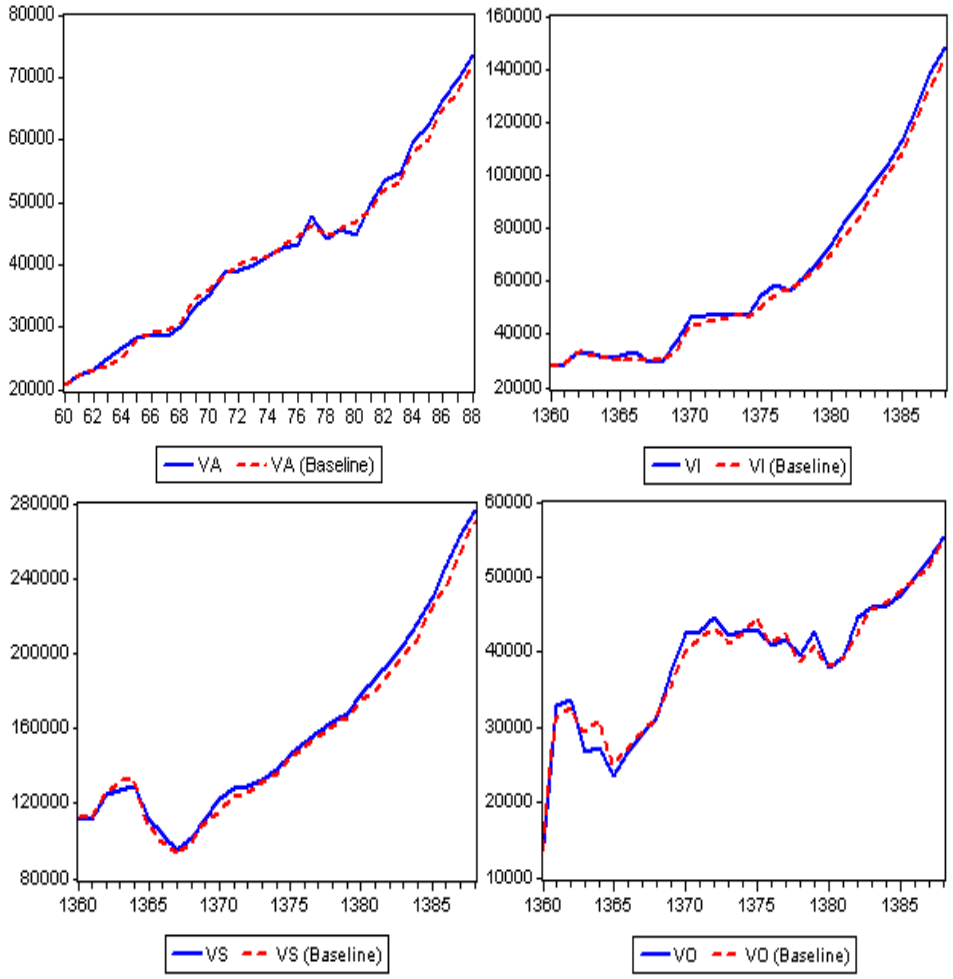
همان‌گونه که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، الگو به خوبی توانسته است روند حرکت متغیرها را بر اساس یک شبیه سازی پویا دنبال کند.

VA: ارزش افزوده بخش کشاورزی

VI: ارزش افزوده بخش صنایع و معادن

VO: ارزش افزوده بخش نفت و گاز

VS: ارزش افزوده بخش خدمات



نمودار(۱): نتایج شبیه‌سازی پویای الگو برای تولید چهار بخش عمده (کشاورزی، صنایع و معادن، نفت و گاز و خدمات)

۷- ارزیابی آثار شوک افزایش نرخ ارز بر تولید چهار بخش عمده اقتصاد ایران

با توجه به نتایج بسیار خوبی که از شبیه‌سازی پویای الگو در کل دوره مورد بررسی به دست آمده و اعتبار الگو را به تائید رسانید، اکنون وقت آن رسیده است تا به کمک الگو، آثار افزایش نرخ ارز را مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار دهیم.

برای مشاهده آثار اجرای رویداد افزایش نرخ ارز بر تولید چهار بخش عمده‌ی اقتصاد، از شبیه‌سازی پویای الگو استفاده شده است. برای این منظور ابتدا با استفاده از شبیه سازی پویای الگو به پیش‌بینی متغیرهای درونزا برای سال‌های ۹۳ـ۱۳۸۹ می‌پردازیم، به‌طوری‌که در پیش‌بینی، اثر رویداد افزایش نرخ ارز لحاظ نشده است و تمامی تولیدات چهاربخش به روند گذشته خود برای سال‌های مورد پیش‌بینی ادامه می‌دهند.

سپس با ایجاد تغییر در کاهش ارزش پول و یا همان افزایش نرخ ارز در سال ۱۳۸۹ به پیش‌بینی متغیرهای الگو با استفاده از شبیه‌سازی پویا می‌پردازیم. در نتیجه می‌توان تغییرات ناشی از تغییر در میزان قیمت نرخ ارز را بر روی تولید چهار بخش عمده‌ی اقتصاد به وضوح مشاهده نمود. بدین ترتیب انحراف نسبی مقادیر شبیه سازی شده بعد از کاهش ارزش پول و افزایش نرخ ارز از مقادیر شبیه سازی شده بدون افزایش نرخ ارز را می‌توان بیانگر اثر افزایش نرخ ارز دانست. با توجه به این فرض که الگوی تدوین شده نشان دهنده ساختار واقعی جانب عرضه‌ی اقتصاد ایران است، شبیه سازی‌های انجام شده روشن خواهد ساخت که چگونه جانب عرضه‌ی اقتصاد ایران به کاهش ارزش پول و افزایش نرخ ارز واکنش نشان خواهد داد. به منظور فراهم‌آوردن امکان شبیه‌سازی متغیرهای درونزای الگو ابتدا باید متغیرهای برونزای الگو را برای طول دوره پیش‌بینی تولید نمود، لذا برای این

منظور ابتدا درگام نخست، داده های مربوط به متغیرهای برونزا با استفاده از روش پیش‌بینی به کمک الگوهای سری زمانی ARMA و در مواردی نیز با توجه به متوسط نرخ رشد سالانه آن متغیر در چند دوره قبل تولید شده است. درگام بعدی، با توجه به کمیت متغیرهای برونزای الگو، متغیرهای درونزای الگو تا سال ۱۳۹۳ تولید شده و روند حرکت آنها ترسیم شده است . این روند متغیرها تحت‌سناریوی مبنا با Base line مشخص شده است و چنین تلقی شده است که اگر هیچگونه کاهشی در ارزش پول اتفاق نیفتد و اقتصاد کماکان در راستای روند گذشته خود ادامه دهد، متغیرهای درونزای الگو دارای چنین مقادیری خواهند بود.

پس از به دست آوردن روند مبنای حرکت متغیرهای درونزای الگو، اثر افزایش نرخ ارز و تغییر ارزش پول به این شکل سنجیده شده که فرض شده است :

- افزایش نرخ ارز به صورت یکباره درسال ۱۳۸۹ صورت می‌گیرد و از نرخ بازار آزاد به میزان ۹۹۵۰ ریال به ۳۰۰۰۰ ریال در هر واحد می رسد.

آنگاه به کمک شبیه‌سازی پویا، مجدداً روند حرکت متغیرهای درونزای الگو پس از رویداد افزایش نرخ ارز توسط الگو به تصویر کشیده شده است. هرگونه انحراف در روند حرکت متغیرهای درونزای الگو از روند مبنا به منزله اثری است که کاهش ارزش پول ملی و یا افزایش نرخ ارز بر این متغیرها داشته است.

جدول (۸) مقادیر روند مبنا و مقادیر شبیه‌سازی شده تولید چهار بخش عمده‌ی اقتصاد کلان پس از شوک افزایش نرخ ارز را نشان می‌دهد. همانگونه که ملاحظه می‌شود، پس از شوک مثبت ارزی مورد نظر در سال ۱۳۸۹، سطح تولید در چهار بخش عمده‌ی اقتصادی نسبت به روند مبنا در هر بخش کاهش می‌یابد. کمیت تولید در بخش کشاورزی که در سال ۱۳۸۹ براساس روند مبنا برابر ۷٤٤۷۷/۸ میلیارد ریال بوده است به ۷٤۲۱۷/۵ میلیارد ریال در صورت تحقق شوک ارزی مثبت کاهش می‌یابد. کمیت تولید در بخش صنایع و معادن که در سال ۱۳۸۹ براساس روند مبنا برابر ۱۵۰۸۱۰/۸ میلیارد ریال بوده است به ۱۵۰۲۹۰/۲ میلیارد ریال در صورت تحقق شوک ارزی مثبت کاهش می‌یابد.

کمیت تولید در بخش نفت و گاز که در سال ۱۳۸۹ براساس روند مبنا برابر ۵۷۳۹۱/۷ میلیارد ریال بوده است به ۵٦٦۱۳ میلیارد ریال در صورت تحقق شوک ارزی مثبت کاهش می‌یابد. کمیت تولید در بخش خدمات که در سال ۱۳۸۹ براساس روند مبنا برابر ۲۷۷۷۸۲/٦ میلیارد ریال بوده است به ۲۷۷۵۲۲/۸ میلیارد ریال در صورت تحقق شوک ارزی مثبت کاهش می‌یابد.

با توجه به جدول (۸) می‌توان دریافت که، در هر چهار بخش عمده‌ی تولید، روند پس از شوک کمتر از روند مبنا بوده و طی یک دوره‌ی ۵ ساله نیز، این دو روند با یکدیگر اختلاف دارند.

جدول (۹) مقادیر روند مبنا و مقادیر شبیه‌سازی شده (برای روند پس از شوک ارزی) برای نرخ رشد تولید چهار بخش اقتصادی پس از وقوع یکباره‌ی شوک ارزی را نشان می‌دهد. پس از این شوک به صورت یکباره در سال ۱۳۸۹، نرخ رشد تولید بخش کشاورزی از ۵/٦۵ درصد در سال ۸۸ به ۳/۹۹ درصد در سال ۱۳۸۹ تنزل می‌یابد. نهایتا در سال ۱۳۹۳، اختلاف دو روند مبنا و پس از شوک ارزی به ۲/۱۵ درصد می‌رسد که قابل توجه است. همچنین ملاحظه می‌گردد که نرخ رشد تولید بخش صنایع و معادن، از ۷/۵۲ درصد در سال ۸۸ به ۵/٤۲ درصد در سال ۱۳۸۹ تنزل می‌یابد تا در سال ۱۳۹۲، به کمترین میزان خود یعنی ۲/۷ درصد برسد و نهایتا در سال ۱۳۹۳، اختلاف دو روند مبنا و پس از شوک ارزی به ۲/۳۱ درصد می‌رسد.

نرخ رشد تولید بخش نفت و گاز از ٦/۵ درصد در سال ۸۸ به ۳/۵ درصد در سال ۱۳۸۹ تنزل می‌یابد و در سال ۱۳۹۱، کمترین میزان نرخ رشد خود را یعنی ۱/۰۸ درصد تجربه می‌کند تا نهایتا در سال ۱۳۹۳، اختلاف دو روند مبنا و پس از شوک ارزی به ۳/٤۲ درصد برسد. همچنین، نرخ رشد تولید بخش خدمات از ٦/۷٤ درصد در سال ۸۸ به ۲/۹٦ درصد در سال ۱۳۸۹ کاهش می‌یابد و این روند تا سال ۱۳۹۱ ادامه می‌یابد تا در این سال نرخ رشد به ۰/۸٦ درصد رسیده دوباره روند افزایشی به خود گرفته تا نهایتا در سال ۱۳۹۳، نرخ رشد

تولید در این بخش به ۱/۹۲ درصد رسیده و اختلاف دو رونـد مبنا و پس از شوک ارزی به ۳/۲۷ درصـد مـی‌رسـد. در ادامـه همان‌طور که مشاهده می‌شود، نمـودار ۲ اخـتلاف نـرخ رشـد تولید در چهار بخش عمده‌ی اقتصاد کلان را در وضعیت روند مبنا و پـس از وقـوع شـوک ارزی بـه صـورت یکبـاره نشـان می‌دهد.

جدول(۸): مقادیر تولید چهار بخش عمده‌ی اقتصاد کلان (روند مبنا و روند پس از شوک ارزی) به میلیاردریال

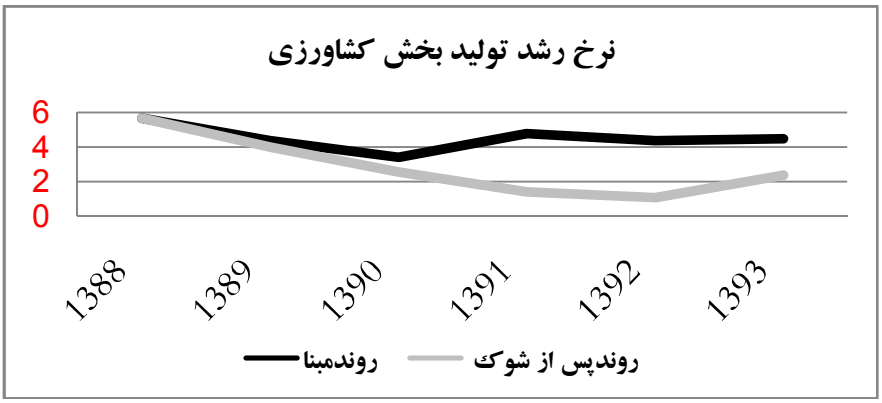
سال	مقدار تولید بخش کشاورزی		مقدار تولید بخش صنایع ومعادن		مقدارتولید بخش نفت وگاز		مقدارتولید بخش خدمات	
	روند مبنا	روند پس از شوک	روند مبنا	روند پس از شوک	روند مبنا	روند پس از شوک	روند مبنا	روند پس از شوک
۱۳۸۸	۷۱۳۶۹/٤	۷۱۳٦۹/٤	۱٤۲٥٦۲/۲	۱٤۲٥٦۲/۲	٥٤٦۹۳/٥	٥٤٦۹۳/٥	۲٦۹٥۳٦/۱	۲٦۹٥۳٦/۱
۱۳۸۹	۷٤٤۷۷/۸	۷٤۲۱۷/٥	۱٥۰۸۱۰/۸	۱٥۰۲۹۰/۲	٥۷۳۹۱/۷	٥٦٦۱۳	۲۷۷۷۸۲/٦	۲۷۷٥۲۲/۸
۱۳۹۰	۷۷۰۲۱/٥	۷٦۱۰۲/٥	۱٥۹۹۳٦/۷	۱٥٦۲۹۸/۷	٦۰۹۲۲/۸	٥۷۳٦٥/۸	۲۸۹۲۸۲/۷	۲۸٤٦٦۳/۷
۱۳۹۱	۸۰۷۰٦/٥	۷۷۱٥٤/٥	۱٦۹۷٦۷/۹	۱٦۰۸٦۳/۹	٦٤۱۹۳/٦	٥۷۹۸۹	۳۰۱۹٤۲/۹	۲۸۸۱۳۸/۹
۱۳۹۲	۸٤۲۳۸/۹	۷۷۹۷۹/٦	۱۷۹٥۳۲/٤	۱٦٥۲۱٤/٤	٦۷۸۱۰/۹	٥۸۸۹۲	۳۱٥۹۷۱/۳	۲۹٥۷٥۳/۳
۱۳۹۳	۸۸۰۲٥/۲	۷۹۸۰۷/۹	۱۹۰۸٦۲/۳	۱۷۱۸۲۸/۳	۷۱۷۸۲/۱	٦۰۳۲٤/۹	۳۳۲۳۷٥/۸	۳۰۷۳٤۱/۸

ماخذ: محاسبات تحقیق

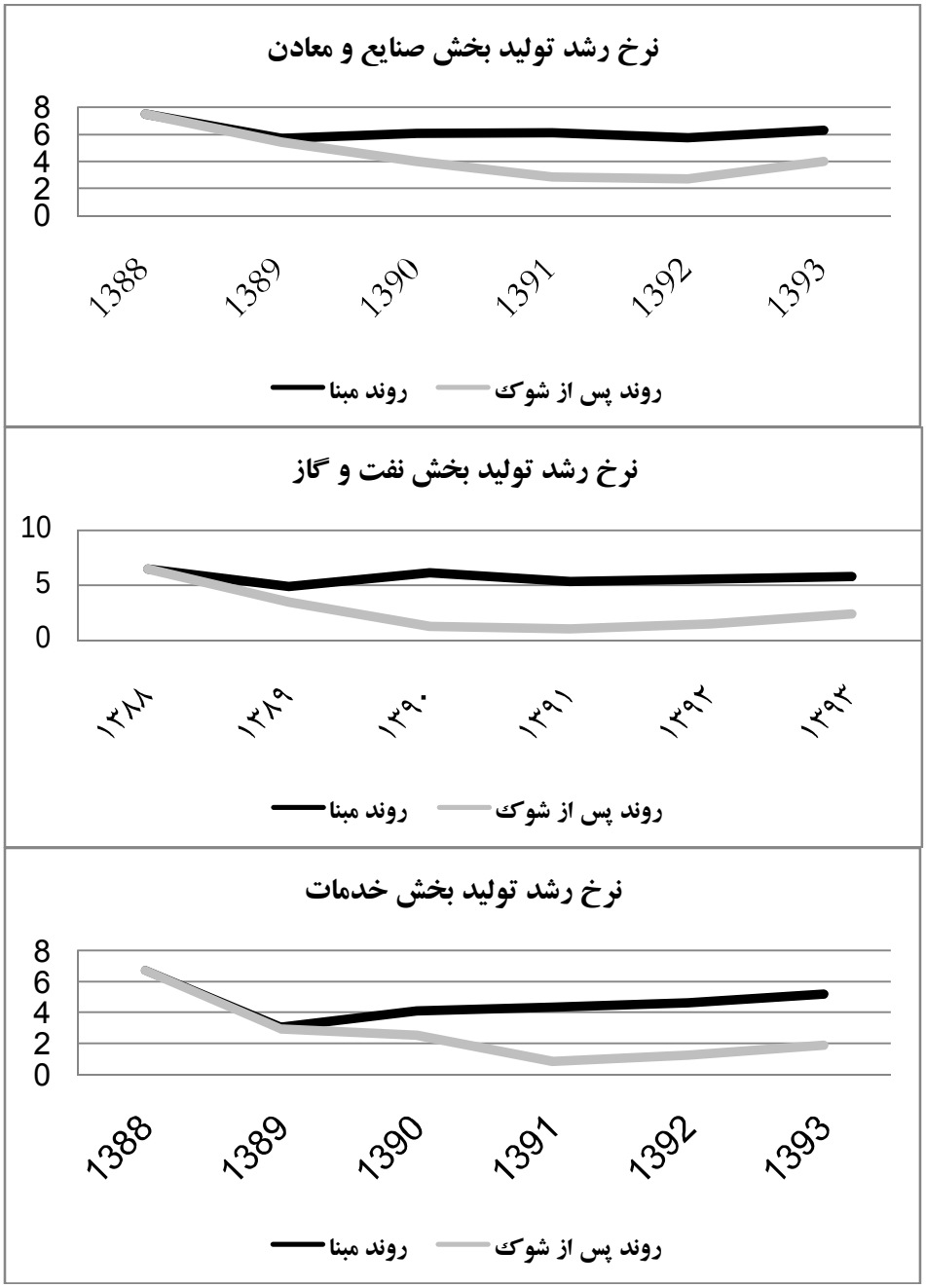
جدول(۹): مقادیر نرخ رشد تولید چهار بخش عمده‌ی اقتصاد کلان پس از وقوع یکباره‌ی شوک ارزی

سال	نرخ رشد تولید بخش کشاورزی			نرخ رشد تولید بخش صنایع ومعادن			نرخ رشد تولید بخش نفت وگاز			نرخ رشد تولید بخش خدمات		
	روند مبنا	روند پس از شوک	اختلاف روندها	روند مبنا	روند پس از شوک	اختلاف روندها	روند مبنا	روند پس از شوک	اختلاف روندها	روند مبنا	روند پس از شوک	اختلاف روندها
۱۳۸۸	٥/٦٥	٥/٦٥	۰	۷/٥۲	۷/٥۲	۰	٦/٥	٦/٥	۰	٦/۷٤	٦/۷٤	۰
۱۳۸۹	٤/۳٥	۳/۹۹	۰/۳٦	٥/۷	٥/٤۲	۰/۲۸	٤/۹۳	۳/٥	۱/٤۳	۳/۰٦	۲/۹٦	۰/۱
۱۳۹۰	۳/٤۱	۲/٥۳	۰/۸۸	٦/۰٥	۳/۹۹	۲/۰٦	٦/۱٥	۱/۳۳	٤/۸۲	٤/۱۳	۲/٥۷	۱/٥٦
۱۳۹۱	٤/۷۸	۱/۳۸	۳/٤	٦/۱٤	۲/۸۲	۳/۳۲	٥/۳٦	۱/۰۸	٤/۲۸	٤/۳۷	۰/۸٦	۳/٥۱
۱۳۹۲	٤/۳۷	۱/۰٦	۳/۳۱	٥/۷٥	۲/۷	۳/۰٥	٥/٦۳	۱/٥٥	٤/۰۸	٤/٦٤	۱/۲٥	۳/۳۹
۱۳۹۳	٤/٤۹	۲/۳٤	۲/۱٥	٦/۳۱	٤	۲/۳۱	٥/۸٥	۲/٤۳	۳/٤۲	٥/۱۹	۱/۹۲	۳/۲۷

ماخذ: محاسبات تحقیق



نمودار (۲): نرخ رشد تولید در چهار بخش عمده‌ی اقتصاد کلان در وضعیت روند مبنا و پس از وقوع یکباره‌ی شوک ارزی



ادامه نمودار(۲): نرخ رشد تولید در چهار بخش عمده‌ی اقتصاد کلان در وضعیت روند مبنا و پس از وقوع یکباره‌ی شوک ارزی.

همانگونه که از نمودار (۲) مشاهده می‌شود، از میزان اختلاف میان روند مبنا و روند پس از شوک ارزی، می‌توان به میزان اثرگذاری وقوع یکباره‌ی شوک ارزی بر هریک از چهار بخش عمده‌ی اقتصادی پی برد. اختلاف روند مبنا و روند پس از شوک ارزی، بترتیب در بخش‌های نفت و گاز، خدمات، کشاورزی و صنایع و معادن بیشترین میزان را دارد و این نشان می‌دهد تبعات شوک افزایش نرخ ارز، بخش نفت و گاز را بیشتر دستخوش کاهش قرار می‌دهد. نکته قابل توجه دیگر اینکه، بعد از یک دوره‌ی ۵ ساله، نرخ رشد تولید بخش‌های عمده، به سمت نرخ رشد روند مبنای خود حرکت می‌نمایند. پس از شوک ارزی، نرخ رشد تولید در همه‌ی بخش‌های عمده‌ی اقتصاد، دچار تنزل می‌گردد و پس از رسیدن به حداقل خود دوباره روند صعودی به خود می‌گیرند. تولید بخش‌های کشاورزی و صنایع و معادن در سال ۱۳۹۲ و تولید بخش‌های نفت و گاز و خدمات در سال ۱۳۹۱ به کمترین میزان نرخ رشد خود در روند پس از شوک ارزی می‌رسند.

۸- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بررسی تبعات افزایش نرخ ارز همواره مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گزاران کشورها بوده است. اینکه تولید یک کشور در مقابل شوک یکباره ارزی چه عکس‌العملی می‌تواند در آینده از خود نشان دهد، می‌تواند نتایج بسیار مهمی را در جانب عرضه‌ی اقتصاد گوشزد نماید.

در این مطالعه، به بررسی اثر افزایش نرخ ارز پرداخته و با تدوین یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری کوچک مقیاس که به روش نوین همجمعی برآورد شده است، سعی شده تا اثر این افزایش نرخ ارز را بر تولید در بخش‌های عمده‌ی اقتصاد کلان مورد بررسی قرار دهد. الگو از این قابلیت برخوردار است تا نرخ رشد اقتصادی در چهار بخش عمده‌ی اقتصاد کلان (کشاورزی، صنایع و معادن، نفت و گاز و خدمات) را پس از افزایش نرخ ارز تعیین کرده و براساس شبیه‌سازی تا سال ۱۳۹۳ روند آنها را پیش‌بینی کند.

نتایج نشان می‌دهد، شوک ارزی مثبت، تولید واقعی در چهار بخش اصلی اقتصاد را مختل می‌کند و منجر به کاهش در میزان تولید در این چهار بخش اصلی می‌شود و ساختار عرضه و تقاضای کل اقتصاد دچار عدم تعادل می‌گردد. طبق نتایج مطالعه، تبعات شوک افزایش نرخ ارز، تولید بخش نفت و گاز را بیشتر دستخوش کاهش قرار می‌دهد. نکته قابل توجه دیگر اینکه، بعد از یک دوره‌ی ۵ ساله، نرخ رشد تولید بخش‌های عمده، به سمت نرخ رشد روند مبنای خود حرکت می‌نمایند. پس از شوک ارزی، نرخ رشد تولید در همه‌ی بخش‌های عمده‌ی اقتصاد، دچار تنزل می‌گردد و پس از رسیدن به حداقل خود دوباره روند صعودی به خود می‌گیرند. تولید بخش‌های کشاورزی و صنایع و معادن در سال ۱۳۹۲ و تولید بخش‌های نفت و گاز و خدمات در سال ۱۳۹۱ به کمترین میزان نرخ رشد خود در روند پس از شوک ارزی می‌رسند.

دراین راستا، پیشنهادات زیر بمنظور خنثی‌سازی آثار شوک ارزی و کاهش التهاب بازار ارز بر تولید در بخش های مختلف پیشنهاد می‌گردد:

- مقدم قرار دادن طرف عرضه و اصلاح ساختار تولید قبل و بعد از تغییرات نرخ ارز.
- پرهیز از یک‌سونگری (تنها توجه به افزایش نرخ ارز) در اعمال سیاست‌های ارزی و نیز پرهیز از عدم توجه به انعکاس اثرات شوک ارزی در سایر متغیرهای اقتصاد کلان.
- شفاف‌سازی در بازار ارز از سوی مسئولین و اجرای سیاست‌های پولی و مالی اعلام شده درجهت کاهش التهاب بازار ارز.
- اتخاذ راهکارهایی از سوی بانک مرکزی، وزارت اقتصاد و وزارت بازرگانی بمنظور کاهش و خنثی‌سازی محدودیت‌های ناشی از تحریم در راستای تأمین و واردات مواد اولیه و واسطه‌ای تولید بویژه در بخش صنایع و معادن و نفت و گاز.

منابع:

Agenor, P.R. (1991), “Output, Devaluation, and the Real Exchange Rate in Developing Countries”, Weltwirtschaftliches Archive, 127, pp. 18–41.

Aghion, P., Bacchetta, P., Rancière, R., and Rogoff, K. (2009), “Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The role of financial development”, Journal of Monetary Economics, 56(4), PP. 494-513.

Asgari, M. and Tofighi, H. (2009), “Identification of Effective Factors on Real Exchange Rate Misalignment and Its Impact on Economic Growth in Iran”, Journal of Economic Research Review, 33, pp. 223-246.

Bahmani-Oskooee, M. (1993), "Macroeconomic Effects of Devaluation of Rials", the 3rd Conference of Exchange & Monetary Policies, Tehran, Banking & Monetary Research Institute.

Bahmani-Oskooee, M. (1995), “The Decline of the Iranian Rail During Post- Revolutionary Period: The Monetary Approach and Johansen's Co-Integration Analysis”, Canadian Journal of Development Studies, 16(2), pp. 23-38.

Bahmani-Oskooee, M. and Miteza, I. (2006) “Are Devaluations Contractionary? Evidence from Panel Cointegration,” Economic Issues, 10(1), pp. 49-64.

Feshari, M. (2008), The Impact of Real Exchange Rate Volatility on Production (The Case of Iran), MA. Thesis, Tabriz University, Tabriz, Iran.

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.

Kamin, S.B. and Rogers, J.H. (1997), "Output and the Real Exchange Rate in Developing Countries: an application to Mexico", Journal of International Money and Finance, 21, pp. 1-31.

Kandil, M. (2004), "Exchange Rate Fluctuations and Economic Activity in Developing Countries: Theory and Evidence", Journal of Economic Development, 29, pp. 85–108.

Kandil, M. and Mirzaie, I.A. (2003), "The Effects of Exchange Rate Fluctuation on Output and Prices: Evidence from Developing Countries", IMF Working Paper.

Khataei, M. and DaneshJafari, D. (2002), "Investigation of the Effects of Production, Price Level, Exchange and Money Shocks on the Macroeconomic Fluctuations: The Structural ARDL Approach", Plan & Budget Journal, 75, pp. 3-33.

Khataei, M. and Musavinik, S.H. (2008), "Effects of Exchange Rate Fluctuations on Economic Growth", Journal of Iran's Economic Research, 37, pp. 1-19.

Khataei, M. and S.H. Mousavinik (2009), "The Effect of Financial Development in The Relationship between the Exchange rate Fluctuations and Economic Growth", Journal of Iranian Economic Research, 37, pp. 1-19.

Kheyabani, N. (2002), "Assimilation of Exchange and its Effects on Macroeconomic Variables", Tehran, Business Research and Study Institute.

Mehrabi Boshrabadi, H. and Javdan, E. (2011), "Effects of Real Exchange Rate Uncertainty on the Growth of Iran's Agricultural Sector", Agricultural Economics Research Journal, 1(3), pp. 1-20.

Omojimite, B. and Akpokodje, G. (2010), "A Comparative Analysis of the Effect of Exchange Rate Volatility on Exports in the CFA and Non-CFA Countries of Africa", Social Sciences Journal, 24(1), pp. 23-31.

Pedram, M. (1999), "Investigation of the Effects of Real Exchange Rate Reduction on Production Level in Iran During 1979-1996", Ph.D. Thesis, Shahid Beheshti University, Tehran.

Rasekhi, S., Shahrazi, M. and Abdollahi, M.R. (2012), "Asymmetric Effect of Exchange Rate and its Volatility on Iran's Non-Oil Export", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 2(7), pp. 81-90.

Razin, O. and Collins, S. (1997), "Real Exchange Rate Misalignments and Growth", NBER Working Paper, W6174.

Rogers, J.H. and Wang P. (1995), "Output, Inflation, and Stabilization in a Small Open Economy: evidence from Mexico", Journal of Development Economics, 46, pp. 271–293.

Schnabl, G. (2008), "Exchange Rate Volatility and Growth in Small Open Economies at the EMU Periphery, Journal of Economic Systems, 32(1), pp. 70–91.

Sundararajan, V., Lazare, M. and Williams, S. (1999), "Exchange Rate Unification, Equilibrium Exchange Rate, and Choice of Exchange Rate Regime: The Case of the Islamic Republic of Iran", IMF Working Paper, 99/15, Washington: International Monetary Fund, 1-40.

Tavakoli, A. and Sayah, M. (2010), "Effects of Exchange Rate Fluctuations on Economic Activities", Economy & Money Journal, 4, pp. 21-34.

Zavajdil, S. (1999), "Nominal Exchange Rate Misalignment: Is It Particularly Important to Agricultural Trade?", IMF Working Paper, NO. 516.

پیوست ها: روابط ارتباطی

الف : کارمزد احتسابی

VB = 0.0021 * VV + 0.584 * VB(-1) + 0.352 * VB(-2) - 1653.82 * D5865
(2.61) (3.62) (2.19) (-4.14)
R^2 = 0.912 Durbin-Watson = 1.68

ب : اشتغال در بخش کشاورزی

LA = 482.29 + 0.801 * LA(-1) + 0.0139* L - 47.192 * D78 + 53.45 * D86
(1.86) (7.96) (2.67) (-3.01) (3.18)
R^2 = 0.995 Durbin-Watson = 1.57

ج: اشتغال در بخش نفت و گاز

LO = 21.17+ 0.317* LO(-1) - 0.186* LO(-2)+ 0.0032* L + 20.49 * D68
(5.55) (2.47) (-1.72) (6.11) (-4.35)
R^2 = 0.984 Durbin-Watson = 1.36

د : اشتغال در بخش صنایع و معادن

LI = - 284.62 + 0.856 * LI(-1) + 0.069 * L + 144.58 * D81
(-5.80) (18.87) (4.72) (2.29)
R^2 = 0.997 Durbin-Watson = 1.27

ه : اشتغال در بخش خدمات

LS = 0.971 * LS(-1) + 0.0307 * L - 146.663 * D65 - 176.572 * D72
(37.7) (2.75) (-2.06) (-2.47)
R^2 = 0.998 Durbin-Watson = 2.04

۲) روابط اتحادی

lka = log(ka) lki = log(ki) lks = log(ks) lko = log(ko) lla = log(la)
lli = log(li) lls = log(ls) llo = log(lo)
ka = 0.981 * ka1(-1) + ia - kadwar
ks = 0.897 * ks1(-1) + is - ksdwar
ki = 0.943 * ki1(-1) + ii - kidwar
ko = 0.978 * ko1(-1) + io - kodwar
pa = (vaj / va) * 100 pi = (vij / vi) * 100 ps = (vsj / vs) * 100
va = exp(lva) vo = exp(lvo) vi = exp(lvi)
vs = exp(lvs) vv = va + vo + vi + vs

جدول ۱ : نتایج آزمون‌های آماری مربوط به برآورد تابع تولید بخش کشاورزی

نوع آزمون	وقفه‌ها	آماره آزمون	سطح زیر منحنی پس ازکمیت آماره آزمون	نتیجه آزمون
پایایی جملات خطا به روش لجانگ - باکس	۱ تا ۱۶	$Q\epsilon$ [۰/۰۲ و ۱۶/۸]	P=۰/۰۸ – ۰/۹۷	جملات خطا پایا هستند
نرمال بودن توزیع جملات خطا به روش جارک - برا	-	X^2 =۱/۱۸	P = ۰/۵۵	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
همبستگی پیاپی در جملات خطا به روش بروش - گادفری	۲	F =۰/۰۲ X^2 =۰/۰۴	P =۰/۹۷ P = ۰/۹۷	جملات خطا دارای همبستگی پیاپی نیستند
واریانس ناهمسانی به روش وایت	-	F =۰/۶۹ X^2 =۸/۹	P =۰/۷۳ P = ۰/۶۳	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی نیستند
واریانس ناهمسانی مشروط به همبستگی پیاپی (*ARCH*)	۱	F =۲/۸۹ X^2 =۲/۸۱	P =۰/۱۰ P =۰/۰۹	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی مشروط نیستند
درستی تصریح شکل الگو به روش رمزی	-	F =۱/۲۹ X^2 =۱/۷۱	P =۰/۲۶ P =۰/۱۹	شکل الگو به درستی تصریح شده است

جدول ۲ : نتایج آزمون‌های آماری مربوط به برآورد تابع تولید بخش صنایع و معادن

نوع آزمون	وقفه‌ها	آماره آزمون	سطح زیر منحنی پس ازکمیت آماره آزمون	نتیجه آزمون
پایایی جملات خطا به روش لجانگ - باکس	۱ تا ۱۶	$Q\epsilon$ [۰/۶۲ و۱۷/۲]	P=۰/۰۷ – ۰/۴۲	جملات خطا پایا هستند
نرمال بودن توزیع جملات خطا به روش جارک - برا	-	X^2 =۰/۱۹	P = ۰/۹۰	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
همبستگی پیاپی در جملات خطا به روش بروش - گادفری	۲	F =۰/۹۳ X^2 =۲/۲۶	P =۰/۴۰ P = ۰/۳۲	جملات خطا دارای همبستگی پیاپی نیستند
واریانس ناهمسانی به روش وایت	-	F =۱/۷۹ X^2 =۱۳/۴	P =۰/۱۲ P = ۰/۱۴	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی نیستند
واریانس ناهمسانی مشروط به همبستگی پیاپی (*ARCH*)	۱	F =۰/۱۰ X^2 =۰/۱۰	P =۰/۷۵ P =۰/۷۴	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی مشروط نیستند
درستی تصریح شکل الگو به روش رمزی	-	F =۰/۰۴ X^2 =۰/۰۵	P =۰/۸۳ P =۰/۸۱	شکل الگو به درستی تصریح شده است

جدول ۳ : نتایج آزمون‌های آماری مربوط به برآورد تابع تولید بخش نفت و گاز

نوع آزمون	وقفه‌ها	آماره آزمون	سطح زیر منحنی پس ازکمیت آماره آزمون	نتیجه آزمون
پایایی جملات خطا به روش لجانگ – باکس	۱ تا ۱۶	$Q\epsilon$ [۰/۳۵ و۹/۱۴]	P=۰/۵۴ – ۰/۹۷	جملات خطا پایا هستند
نرمال بودن توزیع جملات خطا به روش جارک - برا	-	X^2 =۲/۸	P = ۰/۲۴	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
همبستگی پیاپی در جملات خطا به روش بروش - گادفری	۲	F =۰/۲۴ X^2 =۰/۶۸	P =۰/۷۸ P = ۰/۷۰	جملات خطا دارای همبستگی پیاپی نیستند
واریانس ناهمسانی به روش وایت	-	F =۱/۰۱ X^2 =۱۰/۴	P =۰/۴۶ P = ۰/۴۰	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی نیستند
واریانس ناهمسانی مشروط به همبستگی پیاپی (*ARCH*)	۱	F =۰/۲۹ X^2 =۰/۳۱	P =۰/۵۹ P =۰/۵۷	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی مشروط نیستند
درستی تصریح شکل الگو به روش رمزی	-	F =۱/۱۶ X^2 =۱/۵۴	P =۰/۲۹ P =۰/۲۱	شکل الگو به درستی تصریح شده است

جدول ٤ : نتایج آزمون‌های آماری مربوط به برآورد تابع تولید بخش خدمات

نوع آزمون	وقفه‌ها	آماره آزمون	سطح زیر منحنی پس ازکمیت آماره آزمون	نتیجه آزمون
پایایی جملات خطا به روش لجانگ – باکس	۱ تا ۱۶	$Q\epsilon$ [۰/۵۲ و۷/۶]	P=۰/۲۸ – ۰/۹۶	جملات خطا پایا هستند
نرمال بودن توزیع جملات خطا به روش جارک - برا	-	X^2 =۱/۱	P = ۰/۵۷	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
همبستگی پیاپی در جملات خطا به روش بروش - گادفری	۲	F =۱/۱۵ X^2 =۳/۱	P =۰/۳۳ P = ۰/۲۱	جملات خطا دارای همبستگی پیاپی نیستند
واریانس ناهمسانی به روش وایت	-	F =۰/۴۰ X^2 =۵/۹۷	P =۰/۹۳ P = ۰/۸۷	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی نیستند
واریانس ناهمسانی مشروط به همبستگی پیاپی (*ARCH*)	۱	F =۰/۰۳ X^2 =۰/۰۳	P =۰/۸۵ P =۰/۸۵	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی مشروط نیستند
درستی تصریح شکل الگو به روش رمزی	-	F =۱/۲۳ X^2 =۱/۷۰	P =۰/۲۷ P =۰/۱۹	شکل الگو به درستی تصریح شده است

آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای D-8 (رهیافت‌های همگرایی سیگما، شاخص‌های تایل و آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی)

Test of Income Convergence in D-8 Countries (Sigma Convergence, Theil Indices and Panel Data Unit Root Tests Approaches)

دکتر سعید دائی کریم زاده [*]، دکتر کریم آذربایجانی [**]، محمد جوانمردی [***]

Saeed Daee Karimzadeh (Ph.D.)[*], Karim Azarbayjani (Ph.D.)[**], Mohammad Javanmardi[***]

دریافت: ۱۳۹۱/۰۵/۲۹ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۲/۹

Received: 19/Aug/2012 Accepted: 29/Apr/2013

چکیده:

همگرایی درآمدی یا تشابه درآمدی به صورت شکاف درآمد سرانه بین دو شریک تجاری تعریف می‌شود، به طوری که شکاف کمتر، همگرایی یا تشابه درآمدی بیشتری را به همراه دارد و شکاف بیشتر، واگرایی درآمدی را به همراه دارد. همگرایی درآمدی در توسعه روابط تجاری نقش مهمی ایفا می‌کند با این توضیح که هرچه کشورها از نظر درآمدی تطابق بیشتری داشته باشند، الگوهای تقاضای نزدیک‌تر و سیاست‌های اقتصادی مشابه‌تری خواهند داشت و در گسترش تجارت و شکل‌گیری بلوک‌های تجاری توجیهات اقتصادی لازم را دارا خواهند بود.

در این مطالعه وجود همگرایی یا واگرایی درآمدی بین کشورهای D-8 طی دوره زمانی ۲۰۰۹- ۱۹۶۵ مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور سه رهیافت به نام‌های آزمون همگرایی سیگما، آزمون‌های تایل، وآزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی استفاده شد. نتایج این سه روش همگی از واگرایی درآمدی بین کشورهای عضو این گروه حکایت دارد.

کلمات کلیدی: همگرایی درآمدی، کشورهای D-8 ، آزمون همگرایی سیگما، شاخص‌های تایل، آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی.

طبقه‌بندی JEL: C12, F15.

Abstract:

Income convergence or income similarity is defined as per capita income gap between two trading partner. less income gap shows income convergence and more income gap shows income divergence. Income convergence plays an important role in the expansion of trade relations, so that countries with more income adaption have the similar demand patterns and thus have economic reasoning in creating trade and the formation of trade blocks.

This study examined the existence of income convergence or divergence in D-8 countries during the period of 1965-2009. To this end, three methods ;sigma convergence, Theil indices and panel data unit root tests were used. The results of these approaches indicate that there are income divergence among the members of this group.

Keywords: Income Convergence, D-8 Countries, Sigma Convergence, Theil Indices, Panel Data Unit Root Tests.

JEL: C12, F15.

* استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان (اصفهان)
Email: saeedkarimzade@yahoo.com

** دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان (اصفهان)
Email: k-azarbayjani@ase.ui.ac.ir

*** کارشناس ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان. مقاله برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد می باشد. (نویسنده ی مسئول)
Email: javanmardima@gmail.com

* Assistant Professor, Islamic Azad University, Khorasegan.
Email: saeedkarimzade@yahoo.com

** Associate Professor, Islamic Azad University, Khorasegan.
Email: k-azarbayjani@ase.ui.ac.ir

*** M.A. in Economics, Islamic Azad University, Khorasegan. (Corresponding Author)
Email: javanmardima@gmail.com

۱- مقدمه

جهانی‌شدن به فرآیندی اشاره می‌کند که طی آن مرزها رفته‌رفته ناپدید می‌شوند و همزمان مبادلات بین‌المللی و تعاملات فراملی افزایش می‌یابد. از مهم‌ترین تأثیرات جهانی‌شدن تحول ساختاری در اقتصاد جهانی است که وابستگی متقابل اقتصادی و شرایط ایجاد دهکده اقتصاد جهانی را فراهم می‌کند (لطفعلی‌پور وهمکاران،۱۳۹۰:ص۷۳). با توجه به اینکه در فرآیند جهانی شدن مرزهای تجاری حذف گردیده و تولیدات نیز تخصصی می‌شوند، به طور مسلم کشورهایی که از قبل آمادگی‌های لازم را برای ورود به تجارت آزاد کسب نکرده‌اند، نمی‌توانند از فرآیند جهانی شدن منفعت کسب نموده و این فرآیند باعث از بین‌رفتن بخش‌های اقتصادی آنها می‌شود. کشورها معمولاً با حضور در پیمان‌های منطقه آمادگی‌های لازم را برای ورود به عرصه جهانی‌شدن کسب کرده، پتانسیل‌های موجود خود را شناسایی وآنها را تقویت نموده و از طرف دیگر بر نقاط ضعف خود نیز فائق می‌آیند.

تاریخچه منطقه‌گرایی به دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ میلادی برمی‌گردد. در این دوران تحت‌تأثیر جنگ سرد و دو قطبی‌شدن جهان به لحاظ اقتصادی و سیاسی، فرآیند منطقه‌گرایی شکل گرفت. تشکل‌های منطقه‌ای در این دو دهه بیشتر با هدف‌های سیاسی و امنیتی شکل می‌گرفت تا هدف‌های اقتصادی وتجاری. تا اواسط دهه ۱۹۷۰ میلادی سیاست‌های اقتصادی اغلب کشورها مبتنی برسیاست‌های حمایتی، وضع تعرفه‌های سنگین برای واردات و سیاست‌های جایگزینی واردات بود. از اواخر دهه ۱۹۷۰ میلادی سیاست‌های اقتصادی و تجاریِ برون گرایانه در دستورکار سیاست‌گزاران قرار گرفت و از اواسط دهه ۱۹۸۰ میلادی ترتیبات تجاری منطقه‌ای مهم به وجود آمد که ناشی از سیاست‌های مبتنی بر بازار آزاد و توسعه صادرات بود. در دهه ۱۹۹۰ میلادی با توجه به مطرح شدن نظریه‌هایی مبنی بر این که ادغام عمیق‌تر در سطح منطقه‌ای مناسب‌تر از ادغام همه جانبه است، روند منطقه‌گرایی شدت یافت، به طوری که براساس گزارش سازمان تجارت جهانی بین سال‌های ۱۹۴۸ تا ۱۹۹۵ تعداد ۱۰۹ توافق منطقه‌ای به گات[1] گزارش شد که حدود یک سوم از این توافق‌ها تنها در طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹٤ به امضاء رسیده است (طیبی وهمکاران، ۱۳۸۵: ص۱۲۳).

این مطالعه به آزمون همگرایی درآمدی بین کشورهای عضوگروه دی‌هشت[2] که شامل کشورهای بنگلادش، مصر، اندونزی، ایران، مالزی، نیجریه، پاکستان و ترکیه می‌باشد، به سه روش آزمون شامل؛ شاخص‌های تایل[3]، آزمون همگرایی سیگما[4] و آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی[5] می‌پردازد. براساس پیشینه تحقیق، مطالعه حاضر از این جهات متفاوت است که گرچه روش آزمون ریشه واحد در داده‌های تابلویی به طور وسیع در مطالعات اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته، اما در مطالعات داخلی در مورد همگرایی درآمدی، کمتر (و به طور خاص یک مورد آن هم در مورد کشورهای حوزه‌ی منا) بکار گرفته شده است. همچنین در مطالعه حاضر همزمان سه روش مذکور بکار برده شده و مورد مقایسه قرار می‌گیرد. ضمنا این مسئله بررسی می شود که آیا روش‌های مذکوراز نتایج یکسانی برخوردار بوده و تضادی بین نتایج آنها وجود دارد یا خیر؟

بر این اساس بخش‌های مختلف مقاله به شرح زیر است: در بخش اول، ادبیات تحقیق بیان می‌گردد، در بخش دوم مطالعات گذشته مرور می‌شود، در بخش سوم روش تحقیق تصریح می‌گردد و در انتها به ارائه نتایج و نتیجه گیری پرداخته می‌شود.

۲- ادبیات تحقیق

در ادبیات موضوع در تبیین و تحلیل مسئله همگرایی، سه نظریه به نام‌های نظریه اُلسون[6]، نظریه انتقال تکنولوژی[7] و

1. Gatt (General Agreement on Tariffs and Trade)
2. Developing-8
3. Theil Indices
4. Sigma Convergence
5. Panel Data Unit Root Tests
6. Olson Theory
7. Transform Technology

الگوی سولو – سوان[1] مورد بحث قرار می گیرد که در زیر هرکدام به اختصارتوضیح داده می‌شود. البته نظریه اُلسون به دلیل این که در متون فارسی به آن اشاره نشده، بیشترتوضیح داده می‌شود.

۲-۱- نظریه اُلسون

اُلسون (۱۹۸۲) (به نقل از بابکان[2]،۲۰۰۹:ص٤) معتقد است گروه‌های کوچک دارای منافع بزرگتری نسبت به گروه‌های بزرگتر هستند و به همین دلیل افراد به دنبال پیوستن به این گروه‌های کوچک هستند، به عبارت دیگر با بزرگتر شدن گروه‌ها، منافع هر فرد کاهش پیدا کرده و بنابراین تمایل افراد برای ورود به این گروه‌ها کاهش می‌یابد. این گروه‌های کوچک که دارای منافع زیادی هستند، بیشتر در کشورهای دارای ثبات اقتصادی بالا شکل می‌گیرند و با ایجاد انحصارات باعث رانت‌جوئی می‌شوند، به این دلیل اُلسون معتقد است در کشورهایی که نظام اقتصادی سوسیالیستی حکمفرما است از فعالیت‌های این گروه‌های کوچک که به دنبال فعالیت رانت‌جویانه‌اند جلوگیری می‌شود، اما در کشورهای با اقتصاد مختلط، این گروه‌های کوچک و فعالیت‌های رانت‌جویانه وجود دارند.

مسئله بزرگ بودن منافع افراد در گروه‌های کوچک را می‌توان در زیر با معرفی چند رابطه توضیح داد:

$$C = F(T) \qquad (۱)$$

$$V_g = Ts_g \qquad (۲)$$

$$F_i = \frac{v_i}{v_g} \qquad (۳)$$

در روابط بالا C هزینه،T سطح کالاهای فراهم شده، V_g ارزش کالا برای گروه، S_g اندازه گروه (تعداد افراد گروه)، V_i ارزش کالا برای فرد i و F_i یک کسر است. رابطه (۱) نشان می‌دهد که هزینه با سطح کالاهای فراهم شده رابطه مستقیم دارد به طوری که با افزایش سطح کالاهای فراهم شده به هزینه نیز افزوده می‌شود. رابطه (۲) نشان می‌دهد که ارزش کالاها برای گروه، به سطح کالاهای فراهم شده وتعداد افراد حاضر در گروه بستگی دارد. رابطه (۳) نسبت ارزش کالا برای فرد $(V_i)i$ به ارزش کالا برای گروه (V_g) است. منفعت خالص کالای ارائه شده در گروه برای افراد به صورت زیر است:

$$A_i = V_i - C \qquad (٤)$$

که در آن A_i منفعت خالص برای فرد i است. این رابطه نشان می‌دهد که منفعت خالص برای فرد i به تفاوت بین ارزش کالا برای فرد $(V_i)i$ از سطح هزینه (C) بستگی دارد. اگر از طرفین رابطه (٤) نسبت به T (سطح کالاهای فراهم شده) مشتق گرفته شود، خواهیم داشت.

$$\frac{dA_i}{dT} = \frac{dV_i}{dT} - \frac{dC}{dT} \qquad (۵)$$

اگر شرط حداکثرسازی منفعت خالص($\frac{dA_i}{dT} = 0$)اعمال گردیده و به جای V_i عبارت F_iV_g از رابطه (۳) جایگزین شود، از آنجایی که F_i ثابت است، در این صورت رابطه (۵) به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

$$F_i \cdot \left(\frac{dV_g}{dT}\right) = \frac{dC}{dT} \qquad (٦)$$

ازرابطه (٦) می‌توان استنتاج نمود که با بزرگ شدن تعداد افراد گروه یعنی S_g (که براساس رابطه ۲برابر با $\left(\frac{dV_g}{dT}\right) = S_g$ می‌باشد)، F_i (برای ثابت ماندن طرفین رابطه ٦)بایدکاهش‌یابد. بنابراین به دنبال کاهش F_i (که برابر $\frac{v_i}{v_g}$است) ، تعداد کمتری تمایل به حضور در گروه خواهند داشت.

این گروه‌های کوچک دارای منافع ویژه، با ایجاد انحصارات موجب کاهش کارایی و درآمد کل جوامع گردیده و با ایجاد چنین سازمان‌های محصورکننده‌ای فقط به دنبال توفیق افرادی که در این گروه‌ها حضور دارند هستند. این گروه‌ها ظرفیت جامعه را برای اتخاذ تکنولوژی‌های جدید و تخصیص مجدد منابع در پاسخ به تغییر شرایط کاهش داده و بنابراین

1. Solow and Sowan (1957)
2. Babcan (2009)

باعث کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌گردند (روسر[1]،۲۰۰۷: ص۲۰).

۲-۲- نظریه انتقال تکنولوژی

بحث انتقال تکنولوژی توسط هیوم[2](۱۷۴۲) (به نقل از راسخ و همکاران[3]، ۲۰۰۱: ص۱۴۸) ارائه گردید، وی براین نکته تأکید می‌کند که جریان انتقال تکنولوژی از کشورهای توسعه یافته به کشورهای کمتر توسعه‌یافته فرصتی برای کشورهای کمتر توسعه‌یافته فراهم کرده تا با کشورهای توسعه‌یافته همگرا گردند. البته باید توجه داشت که کشورهای ثروتمند نیز از همگراشدن منتفع می‌گردند، زیرا در چنین حالتی بازارهای جدیدی برای صادرات محصولاتشان ایجاد می‌شود.

هیوم معتقد است تقلید تکنولوژی، کم‌هزینه‌تر از نوآوری تکنولوژی است، اما این تقلید زمانی منجر به رشد سریع می‌شود که ملزوماتی از قبل، فراهم شده باشد. آبراموویتز[4] (۱۹۸۶) (به نقل از تونالی و یلانسی[5]، ۲۰۱۰: ص۴۸۵۵) این عناصر را توانایی اجتماعی[6] می‌نامید. این ملزومات شامل مهارت‌های مدیریتی و تکنیکی، ثبات سیاسی، وجود مؤسسات مالی و نیز سیاست‌های مناسب دولت که در جهت هدایت سرمایه‌گذاران به سوی فعالیت‌های بهره‌ور کارآفرین است، می‌باشد و در این صورت کشورهای کمتر توسعه‌یافته به سمت همگرایی با کشورهای توسعه‌یافته پیش می‌روند.

۲-۳- الگوی سولو - سوان

در این الگو تابع تولید از نوع کاب – داگلاس فرض می‌شود:

$$Y = K^{\alpha} L^{1-\alpha} \qquad 0\langle\alpha\langle 1 \qquad (۷)$$

که در آن Y محصول کل، K مقدار کل سرمایه، L مقدار کل نهادهٔ نیروی‌کار و α پارامتر سهم بوده،به طوری که αو $(1-\alpha)$ به ترتیب معادل سهمی از محصول کل است که به عامل سرمایه و عامل نیروی کار تعلق می‌گیرد. معادله دیفرانسیل اساسی الگوی سولو–سوان به صورت زیر است:

$$\Delta k = sf(k) - (\delta + n)k \qquad (۸)$$

که در آن δ نرخ استهلاک، n جمعیت و s نرخ پس انداز است. اگر گروهی از اقتصادهای بسته دارای ساختار مشابهی از لحاظ مقادیر پارامترهای δ، n،s و نیز دارای تابع تولید یکسانی باشند در این حالت، دارای مقادیر مشابه k در حالت تعادلی خود خواهند بود. اگر فرض شود که تفاوت این اقتصادها در مقدار سرمایه سرانه اولیه ($k(0)$) آنها است، می‌توان نشان داد که اقتصادهای کمتر توسعه‌یافته با مقادیر پائین‌تر $k(0)$، نرخ‌های رشد سرمایه بالاتری دارند(پیوست شماره‌ی (۱)). این فرضیه که اقتصادهای فقیر به رشد سریع‌تر از اقتصادهای ثروتمند تمایل دارند، بدون اینکه تفاوتی در ساختار کشورها وجود داشته باشد، فرضیه همگرایی مطلق[7] گویند (رمضانی، ۱۳۸۸: ص۲۰).

امّا اگر ساختار اقتصادی کشورها از لحاظ پارامترهای s، n و δ متفاوت باشد، فرضیه همگرایی شرطی[8] مطرح می‌شود. در این حالت مقدار سرمایه تعادلی در بین کشورها متفاوت بوده و هر کشور تنها به سمت مقدار تعادلی خود حرکت می‌کند و هرچه فاصله از حالت تعادلی بیشتر باشد، نرخ رشد بالاتر خواهد بود (عدنان و همکاران[9]، ۲۰۱۰: ص۱۴) (پیوست شماره‌ی (۲)).

شایان ذکر است تحقیقات مربوط به همگرایی درآمدی به دو دسته تقسیم می‌شوند، دسته اول بر عوامل موثر بر همگرایی درآمدی متمرکز می‌شوند، دسته دوم از تحقیقات که در سال‌های اخیر بیشتر توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده است بر معرفی روش‌های مختلف آزمون با محوریت قرار دادن درآمد سرانه تمر کز پیدا کرده اند. مطالعه حاضر با توجه به تحولات اخیر توجه خود را به آزمون همگرایی درآمدی با تمرکز بر درآمد سرانه معطوف کرده است.

1. Rosser (2007)
2. Hume (1742)
3. Rassekh et al. (2001)
4. Abramovitz (1986)
5. Tunali &Yilanci (2010)
6. Social Capability
7. Absolute Convergence Hypothesis
8. Conditional Convergence Hypothesis
9. Adnan et al. (2010)

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

الف)مطالعات خارجی

عدنان و همکاران (۲۰۱۰) به آزمون همگرایی درآمدی مطلق (بتا و سیگما) وآزمون همگرایی درآمدی شرطی بین سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۳ با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی بین کشورهای آسیای شمالی و شرقی پرداخته‌اند. طبق نتایج این تحقیق گرچه نمی‌توان شواهدی مبنی بر پذیرش فرضیه همگرایی مطلق پیدا کرد، اما نتایج، همگرایی درآمدی شرطی را برای کشورهای آسیای شمالی وشرقی، تأیید می‌کند.

لی و تام[1] (۲۰۱۰) با اتخاذ مدل همگرایی درآمدی کارلینو و میلس[2] (۱۹۹۳) و با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی بین سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۸۲ در سرزمین اصلی چین، هنگ‌کنگ و ماکائو به آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. طبق یافته‌های تحقیق، در بلند مدت درآمد این کشورها، هیچ گرایشی به دور شدن از متوسط درآمد گروه ندارد، که در واقع دلالت بر همگرایی درآمدی بین این کشورها است.

جاریتا[3] (۲۰۰۸) به تحلیل همگرایی درآمدی بین کشورهای منتخب اسلامی با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی و با کاربرد آزمون‌های مانای خطی و غیرخطی پرداخته است. طبق یافته‌های این تحقیق به جز بورکینوفاسو، بنین و بنگلادش در بقیه کشورها فرضیه همگرایی درآمدی رد شده است. همچنین در این تحقیق کشورها به دو دسته تقسیم شده‌اند، کشورهایی که دارای رتبه اقتصادی بالایی بوده و در سطح تکنولوژی مناسبی هستند و کشورهایی که از این دو منظر در سطح پائینی قرار دارند. نتایج نشان می‌دهد کشورهایی که تکنولوژی و رتبه اقتصادی بالایی داشته، واگرایی درآمدی از خود نشان می دهند، اما کشورهایی که تکنولوژی و رتبه اقتصادی پائین‌تری داشته، فرضیه همگرایی بین آنها پذیرفته شده است.

رنجبور و کریمی تکانلو[4] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های فصلی درآمد سرانه واقعی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۵ و کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی به آزمون همگرایی مطلق و همگرایی شرطی بین ده عضو جدید اتحادیه اروپا پرداخته‌اند. طبق یافته‌های تحقیق فرضیه همگرایی مطلق بین اعضای جدید اتحادیه اروپا پذیرفته شده، در حالی که فرضیه همگرایی شرطی بین این کشورها پذیرفته نشده است.

پارک[5] (۲۰۰۳) با استفاده داده‌های درآمد سرانه دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۶۰ به آزمون تاثیرگذاری همکاری‌های اقتصادی رو به رشد در میان اقتصادهای آسیا- اقیانوسیه در همگرایی درآمدی کشورهای این منطقه با استفاده از روش تایل پرداخته است. طبق نتایج تحقیق اگرچه نمی‌توان در کل دوره شواهدی مبنی بر همگرایی یافت، اما در اواخر این دوره می‌توان شواهدی بر همگرایی درآمدی پیدا کرد.

راسخ و همکاران (۲۰۰۱) با کاربرد مدلARMA[6] به بررسی همگرایی درآمدی بین ۲٤ کشور OECD[7]بین سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۵۰ پرداخته‌اند. متغیرهای مورد استفاده در این مدل، سرمایه‌گذاری، مصرف دولت وصادرات است که همگی آنها به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده‌اند. با استفاده از کاربرد این روش می‌توان حمایت ناچیزی از فرضیه همگرایی درآمدی در بین این کشورها در دوران پس از جنگ جهانی دوم مشاهده نمود.

ب)مطالعات داخلی

مکیان وخاتمی (۱۳۹۰) به بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای منطقه منا[8] در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی دیکی فولر تعمیم یافته، آزمون ریشه واحد زیوت-اندریوز[9] با شکست ساختاری درونزا و آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی ایم، پسران و شین[10] و همچنین لوین، لین وچو[11]پرداخته‌اند. طبق یافته‌های تحقیق با کاربرد روش‌های دیکی فولر تعمیم یافته و ریشه واحد

1. Lie and Tam (2010)
2. Carlino and Mills (1993)
3. Jarita (2008)
4. Ranjpour & KarimiTakanlou (2008)
5. Park (2003)
6. Auto Regressive Moving Average
7. Organisation for Economic Co-operation and Development
8. Mena (Middle East and North Africa)
9. Zivot and Andrews
10. Im, Pesaran and Shin (IPS)
11. Levin , Lin & chu (LLC)

زیوت–اندریوز در بین برخی از کشورهای این گروه همگرایی ودر برخی دیگر واگرایی مشاهده می شود، اما با کاربرد آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی نتیجه همگرایی درآمدی بین کشورهای گروه حاصل می گردد.

رنجبر وعلمی (۱۳۸۷) در چهارچوب مدل سولو–سوان به آزمون فرضیه همگرایی تولید ناخالص سرانه واقعی داخلی بین کشورهای دی‌هشت با استفاده از الگوهای سری زمانی (آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته) وتوزیعی (شاخص‌های تایل و واریانس مقطعی) پرداخته‌اند. نتایج الگوی سری زمانی نشان می‌دهد تنها کشورهای مالزی و ترکیه توانسته‌اند به سمت آمریکا همگرا شوند، از طرفی نتایج روش‌های توزیعی حاکی از واگرایی درآمدی به سمت آمریکا (به عنوان کشور رهبر) است. همچنین آزمون همگرایی ایران با سایر کشورها (با قرار دادن ایران به عنوان رهبر) نشان می‌دهد تنها بین ایران و دو کشور بنگلادش و نیجریه همگرایی ایجاد شده است.

طیبی و همکاران (۱۳۸۵) با استفاده از الگوی جاذبه به بررسی تعامل همگرایی درآمدی و گسترش جریان‌های تجاری میان ایران و شرکای تجاری در گروه دی‌هشت، سازمان کنفرانس اسلامی و شورای همکاری خلیج فارس پرداخته‌اند. طبق نتایج تحقیق، عضویت ایران در گروه D-8، سازمان کنفرانس اسلامی و شورای همکاری خلیج فارس باعث گسترش جریان تجاری می‌شود، از طرفی افزایش جریان‌های تجاری در تسریع روند همگرایی درآمدی میان شرکای تجاری اثر مثبت دارد.

فروغی پور(۱۳۸۵) با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی دوره زمانی ۲۰۰٤–۱۹۷۰ به کمک آزمون نظریه سولو – سوان در بین کشورهای اوپک[1]، به تحلیل سه نوع همگرایی، یعنی همگرایی در درون کشورهای اوپک، همگرایی بتا و همگرایی سیگما پرداخته است. طبق نتایج تحقیق، همگرایی نوع اول یعنی همگرایی درون کشورهای اوپک، در تمامی کشورهای عضو اوپک پذیرفته شده است. در همگرایی نوع دوم یعنی همگرایی بتا، سرعت همگرایی بین کشورهای عضو اوپک ۰/۰٤ برآورد گردیده و در نتیجه هر سال ٤ درصد از شکاف درآمد سرانه واقعی بین کشورها کاسته شده است و در نهایت همگرایی سیگما در بین برخی از کشورهای عضو اوپک پذیرفته شده است.

اکبری و فرهمند (۱۳۸٤) به بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و کشورهای حوزه خلیج‌فارس با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی دوره زمانی ۱۹۹۹– ۱۹۷۵و با استفاده از الگوی سولو– سوان پرداخته و برای این منظور از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده کرده‌اند. طبق نتایج تحقیق، فرضیه همگرایی در مورد این کشور ها پذیرفته شده، اما سرعت همگرایی عدد بسیار پائین ۰/۸٦درصد است. به عبارتی هر ساله تنها مقدار بسیار کوچکی (۰/۸٦٪) از شکاف میان حالت پایا و وضعیت جاری از بین می‌رود .

آذربایجانی و همکاران (۱۳۸۱) به منظور تعیین مناسب‌ترین ترتیب تجاری – منطقه‌ای برای اقتصاد ایران براساس شاخص‌های همگرایی و جهانی شدن، به بررسی فرآیند جهانی شدن و منطقه‌گرایی با بهره‌گیری از الگوی جاذبه به روش داده‌های تابلویی تعمیم یافته برای دوره زمانی ۱۹۹۸ – ۱۹۹۲پرداخته‌اند. متغیرهای استفاده شده در این الگوفاصله‌ی جغرافیایی، موقعیت اجتماعی، تولید ناخالص داخلی و جمعیت است. طبق نتایج تحقیق، همگرایی (براساس شاخص تولید ناخالص داخلی و شاخص جمعیت)، حجم جریان‌های تجاری ایران را افزایش می‌دهد، اما همگرایی (براساس شاخص فاصله و موقعیت اجتماعی)، حجم جریان‌های تجاری ایران را کاهش می‌دهد.

٤– روش تحقیق

٤–۱– آزمون همگرایی سیگما

آزمون همگرایی سیگما توسط فریدمن و لیتچنبرگ[2](۱۹۹۲)

1. Opec (Organization of the Petroleum Exporting Countries)

2. Fridman & Litchenberg (1992)

معرفی شده است. در این آزمون غالباً از واریانس یا انحراف معیار به عنوان آماره آزمون استفاده می‌شود، امّا چون در اکثر کشورها معمولاً هر ساله درآمد سرانه افزایش می‌یابد لذا واریانس درآمد سرانه نیز افزایش می‌یابد (یکی از خواص واریانس این است که اگر به هریک از مشاهدات مقدار ثابت a اضافه شود واریانس مشاهدات جدید تغییر نمی‌کند با توجه به اینکه مقدار افزایش درآمد سرانه در کشورها یکسان نمی‌باشد لذا قاعدتاً واریانس افزایش یافته، از طرفی افزایش واریانس دلالت بر واگرایی درآمدی دارد). بنابراین به سختی می‌توان اثبات نمود در بین کشورها، همگرایی درآمدی وجود دارد ودر اکثر موارد واگرایی درآمدی نتیجه گرفته می شود، به همین دلیل از ضریب تغییرات[1] به عنوان آماره مناسب استفاده می‌شود که به صورت زیر معرفی می‌گردد:

$$CV_t = \frac{\delta_{yt}}{y_{At}} = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_{it} - y_{At}}{y_{At}}\right)^2} \qquad (۹)$$

در این رابطه، CV ضریب تغییرات، δ_{yt} انحراف معیار yدر سال t، y_{it} درآمد سرانه واقعی کشورi در زمان t، y_{At}متوسط درآمد سرانه واقعی گروه در سال t و n تعداد کشورهاست.

٤-٢- شاخص‌های تایل

تایل در سال ۱۹٦۷ دو شاخص نابرابری مطرح نمود. این دو شاخص به صورت زیر معرفی می‌گردند:

$$T = \sum_{i=1}^{n} y_i Ln\left(\frac{y_i}{p_i}\right) \qquad (۱۰)$$

$$L = \sum_{i=1}^{n} p_i Ln\left(\frac{p_i}{y_i}\right) \qquad (۱۱)$$

در این روابط، y_i سهم درآمد سرانه کشور i از مجموع درآمد سرانه کشورهای عضو، p_i سهم جمعیت کشور i از مجموع جمعیت کشورهای عضو گروه وn تعداد کشورها است. همان طورکه ملاحظه می‌شود، شاخص دوم مشابه شاخص اوّل است، با این تفاوت که جای p_i و y_i جابه‌جا شده است، با این حال هیچ دلیلی مبنی براینکه نتایج این دو شاخص برابر شوند، در دست نیست.

٤-٣- آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی

رابطه‌ای که در مطالعه حاضر جهت انجام آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی مورد استفاده قرار می‌گیرد، به صورت زیر است:

(۱۲)

$$\Delta(y_{it} - y_{At}) = \alpha_i + b_i(y_{it-1} - y_{At-1}) + \sum_{k=1}^{pi} p_{ik}\Delta(y_{it-k} - y_{At-k}) + \varepsilon_{it}$$

در این رابطهy_{it}، لگاریتم درآمد سرانه واقعی کشور i در زمان t و y_{At}لگاریتم متوسط درآمد سرانه واقعی گروه در زمان t است. برای تعیین وضعیت همگرایی یا واگرایی، آزمون فرضیه روی b_i صورت می‌گیرد، اگر فرضیه صفر که در چهار روش، لوین، لین وچو، بریتونگ[2]، ایم، پسران و شین و آزمون‌های نوع فیشر بر وجود ریشه واحد دلالت دارد، رد نشود، واگرایی درآمدی و در غیر این صورت همگرایی درآمدی وجود خواهد داشت. در آزمون هادری[3] نیز فرضیه صفر، مانایی سری‌های زمانی است و بر همگرایی درآمدی دلالت دارد (اضافه می‌شود که آزمون‌های نوع فیشر شامل دو آزمون فیشر- فلیپس و پرون[4] و فیشر- دیکی فولر تعمیم یافته[5] است). با توجه به مبانی نظری تحقیق، جهت انجام آزمون‌ها به داده‌های درآمد سرانه اسمی، درآمد واقعی و جمعیت نیاز است که پس از گردآوری آنها از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی، با استفاده از نرم افزار Eviews به انجام آزمون‌ها پرداخته می‌شود.

٥- نتایج تحقیق

٥-١- نتایج آزمون همگرایی سیگما

مقادیر محاسبه شده ضریب تغییرات و روند آن جهت انجام آزمون همگرایی سیگما درجدول(۱) و شکل(۱) ملاحظه می‌شود.

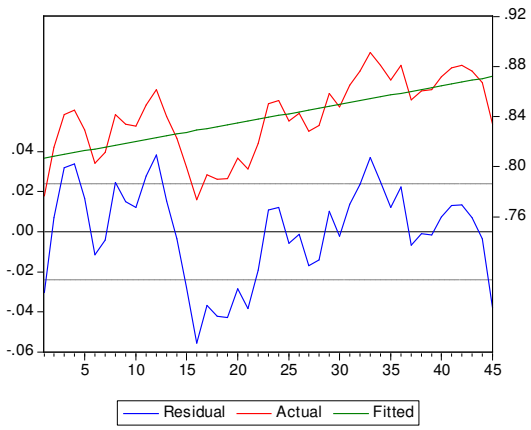
1. Coefficient of Variation

2. Breitung
3. Hadri
4. Fisher – Philips Peron (Fisher-PP)
5. Fisher –Augmented Dickey Fuller(Fisher –ADF)

جدول (۱): نتایج محاسبه ضریب تغییرات

ضریب تغییرات	سال	ضریب تغییرات	سال	ضریب تغییرات	سال
۰/۸٦٥۰۱۱	۱۹۹٥	۰/۷۷۳٤٤۳	۱۹۸۰	۰/۷۷٦٦۱۲۹٦۹	۱۹٦٥
۰/۸۷٦٥٥۲	۱۹۹٦	۰/۷۹۳٦۳۸	۱۹۸۱	۰/۸۱٥۲۸٤۳۱۹	۱۹٦٦
۰/۸۹۱۲٥۱	۱۹۹۷	۰/۷۸۹۹	۱۹۸۲	۰/۸٤۱۸۰۰۸٥۷	۱۹٦۷
۰/۸۸۰۷۳۹	۱۹۹۸	۰/۷۹۰۷۸۳	۱۹۸۳	۰/۸٤٥۲٦۳۰٤۳	۱۹٦۸
۰/۸٦۹۱۹۸	۱۹۹۹	۰/۸۰٦٥۸۳	۱۹۸٤	۰/۸۲۹٤۷٤۳٦۷	۱۹٦۹
۰/۸۸۰۹٤٥	۲۰۰۰	۰/۷۹۸۰٦۹	۱۹۸٥	۰/۸۰۲۸۷۰٤۳۹	۱۹۷۰
۰/۸٥۳۲۹۱	۲۰۰۱	۰/۸۱۸۸۱۹	۱۹۸٦	۰/۸۱۱٤۹٥۷۸۸	۱۹۷۱
۰/۸٦۰۷۷۹	۲۰۰۲	۰/۸٥۰۲۰۹	۱۹۸۷	۰/۸٤۱۷۷۷٥٦۷	۱۹۷۲
۰/۸٦۱٥۳۸	۲۰۰۳	۰/۸٥۲۹۸۱	۱۹۸۸	۰/۸۳۳۷۸۹٦٦٥	۱۹۷۳
۰/۸۷۱۷٦۷	۲۰۰٤	۰/۸۳٦٦٤۲	۱۹۸۹	۰/۸۳۲۲٦٦۸۱	۱۹۷٤
۰/۸۷۹۱٤	۲۰۰٥	۰/۸٤۲٥۷۲	۱۹۹۰	۰/۸٤۹٤۲٤۱۰۲	۱۹۷٥
۰/۸۸۰۹۷۷	۲۰۰٦	۰/۸۲۸٤۷۲	۱۹۹۱	۰/۸٦۱٤۲٤۸۱۱	۱۹۷٦
۰/۸۷٦۱۱۹	۲۰۰۷	۰/۸۳۲۷۳٥	۱۹۹۲	۰/۸۳۹۸۷٥۹٦۷	۱۹۷۷
۰/۸٦۷۰٤٦	۲۰۰۸	۰/۸٥۸٦۱۲	۱۹۹۳	۰/۸۲۲٤٤۱٥۱٥	۱۹۷۸
۰/۸۳۳۹۹۸	۲۰۰۹	۰/۸٤۷٦۲۲	۱۹۹٤	۰/۷۹۹٦۸٥۸۳۲	۱۹۷۹

منبع: نتایج تحقیق



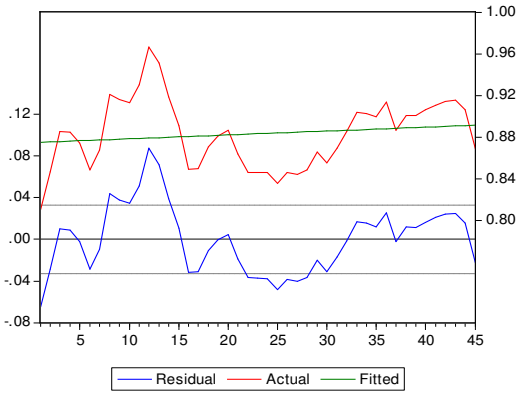
شکل (۱): روندضریب تغییرات

در این معیار، از سه منظر، تغییرات کلی، تغییرات میان‌دوره‌ای و تغییرات از زمان تشکیل گروه دی‌هشت می‌توان اقدام به تفسیر نتایج نمود. از نقطه نظر تغییرات کلی، روند دارای شیب مثبت است بنابراین تفسیر نتایج از این منظر، بر واگرایی درآمدی دلالت دارد. اما از نقطه نظر تغییرات میان دوره‌ای، از جدول و شکل (۱) ملاحظه می‌شود که ضریب تغییرات در دوره‌های مختلف در نوسان است. به عبارتی این ضریب در یک دوره افزایش و در دوره بعد از آن کاهش می‌یابد و این نوسانات در کل دوره تکرار می‌شود، به بیانی دیگر در دوره‌ای، درآمد سرانه کشورها به سمت واگرایی نسبت به متوسط درآمد سرانه گروه گرایش داشته و در دوره ای دیگر به سمت همگرایی پیش می‌رود و بنابراین از این منظر نمی‌توان تحلیل دقیقی انجام داد. اما از دیدگاه زمان تشکیل گروه دی‌هشت یعنی سال ۱۹۹۷میلادی، همان طورکه از جدول (۱) قابل مشاهده است در دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۷، ضریب تغییرات روندی کاهشی داشته و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که طی این دوره حرکت به سمت همگرایی درآمدی صورت گرفته است.

۵-۲- نتایج شاخص‌های تایل

۵-۲-۱- نتایج شاخص L

نتایج شاخص L همانند نتایج شاخص ضریب تغییرات، از سه دیدگاه تغییرات کلی، تغییرات میان دوره‌ای و تغییرات از زمان تشکیل گروه دی‌هشت قابل تبیین است. نتایج این شاخص و روند آن در جدول (۲) وشکل(۲) ملاحظه می‌شود.



شکل (۲): روندشاخص L

از دیدگاه کلی، همان طور که در نمودار(۲) مشاهده می‌شود، روند دارای شیب مثبت است و بنابراین از این منظر، واگرایی درآمدی در کل دوره نتیجه گرفته می‌شود. اما از دیدگاه تغییرات بین دوره‌ای، این شاخص بین حالات افزایش و کاهش در حال نوسان است، به عبارتی در یک دوره شاخص افزایش یافته و در دوره بعد این شاخص کاهش می‌یابد و این تغییرات در کل دوره ادامه پیدا می‌کند.

جدول (۲): نتایج محاسبه شاخص L

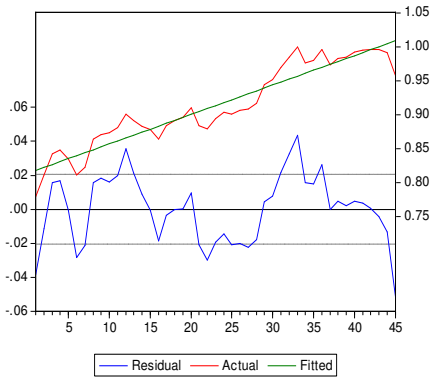
سال	L	سال	L	سال	L
۱۹۶۵	۰/۸۱۰۳۸۹	۱۹۸۰	۰/۸۴۹۲۸۶	۱۹۹۵	۰/۸۶۹۵۸۱
۱۹۶۶	۰/۸۴۶۹۶۷	۱۹۸۱	۰/۸۵۰۲۹۲	۱۹۹۶	۰/۸۸۵۴۳۲
۱۹۶۷	۰/۸۸۵۷۴۶	۱۹۸۲	۰/۸۷۰۷۹۳	۱۹۹۷	۰/۹۰۳۷۹۹
۱۹۶۸	۰/۸۸۵۰۹۴	۱۹۸۳	۰/۸۸۱۲۸	۱۹۹۸	۰/۹۰۲۹۶۹
۱۹۶۹	۰/۸۷۴۷۳	۱۹۸۴	۰/۸۸۶۶۱	۱۹۹۹	۰/۸۹۹۶۰۱
۱۹۷۰	۰/۸۴۸۷۱۸	۱۹۸۵	۰/۸۶۳۹۸۶	۲۰۰۰	۰/۹۱۳۷۲۹
۱۹۷۱	۰/۸۶۷۶۲۸	۱۹۸۶	۰/۸۴۶۳۲۸	۲۰۰۱	۰/۸۸۶۵۱۵
۱۹۷۲	۰/۹۲۱۳۱۵	۱۹۸۷	۰/۸۴۶۱۵۳	۲۰۰۲	۰/۹۰۰۶۳۹
۱۹۷۳	۰/۹۱۶۱۶۹	۱۹۸۸	۰/۸۴۶۱۸۵	۲۰۰۳	۰/۹۰۰۸۴
۱۹۷۴	۰/۹۱۳۲۱۹	۱۹۸۹	۰/۸۳۵۹۳۵	۲۰۰۴	۰/۹۰۶۲۴۸
۱۹۷۵	۰/۹۳۰۳۳۲	۱۹۹۰	۰/۸۴۶۳۷۳	۲۰۰۵	/۹۱۰۹۲۱
۱۹۷۶	۰/۹۶۶۶۸۳	۱۹۹۱	۰/۸۴۴۷۰۴	۲۰۰۶	۰/۹۱۴۵۶۸
۱۹۷۷	۰/۹۵۱۱۷۹	۱۹۹۲	۰/۸۴۸۶۹۹	۲۰۰۷	۰/۹۱۵۳۶۲
۱۹۷۸	۰/۹۱۸۷۳۸	۱۹۹۳	۰/۸۶۵۷۱۵	۲۰۰۸	۰/۹۰۶۶۷۶
۱۹۷۹	۰/۸۹۱۲۱۲	۱۹۹۴	۰/۸۵۵۱۵۵	۲۰۰۹	۰/۸۶۹۱۴۷

منبع: نتایج تحقیق

بنابراین شاید بتوان گفت، در دوره‌ای حرکت به سمت واگرایی درآمدی و در دوره‌ای دیگر حرکت به سمت همگرایی درآمدی صورت می‌گیرد، به هرحال با توجه به نامتناسب بودن دوره‌های افزایش و کاهش این شاخص، نمی‌توان مطابق با این دیدگاه، تفسیرصریحی انجام داد. اما از دیدگاه زمان تشکیل گروه دی‌هشت یعنی در سال۱۹۹۷ میلادی، همان طور که از جدول(۲) قابل مشاهده است، مقدار این شاخص در انتهای دوره مورد بررسی، نسبت به ابتدای دوره (سال ۱۹۹۷)، کاهش یافته است، شاید بتوان گفت که در طی این دوره حرکت به سمت همگرایی صورت گرفته است ، اما با توجه به اینکه در طی این دوره، در اکثر سال‌ها مقدار این شاخص در حال افزایش یافتن بوده است و در سال ۲۰۰۹ یک دفعه این شاخص کاهش یافته است، نمی‌توان همگرایی درآمدی را در طی این دوره نتیجه‌گیری کاملاً موثقی دانست.

۵-۲-۲- نتایج شاخص T

نتایج شاخص T همانند نتایج شاخص ضریب تغییرات و شاخص L، از سه دیدگاه، تغییرات کلی، تغییرات میان دوره‌ای و تغییرات از زمان تشکیل گروه D-8 قابل تفسیر است. نتایج این شاخص و روند آن در جدول (۳) وشکل(۳) ملاحظه می‌شود.



شکل(۳): روند شاخص T

جدول(۳): نتایج محاسبه شاخص T

سال	T	سال	T	سال	T
۱۹۶۵	۰/۷۷۹۰۳۲	۱۹۸۰	۰/۸۶۴۱۱۱	۱۹۹۵	۰/۹۶۹۵۴۴
۱۹۶۶	۰/۸۱۰۷۲۱	۱۹۸۱	۰/۸۸۳۶۱۵	۱۹۹۶	۰/۹۸۴۹۳۱
۱۹۶۷	۰/۸۴۱۸۵۸	۱۹۸۲	۰/۸۹۱۱۷۳	۱۹۹۷	۰/۹۹۹۹۶۳
۱۹۶۸	۰/۸۴۷۵۲۶	۱۹۸۳	۰/۸۹۵۹۳۵	۱۹۹۸	۰/۹۷۶۳۶۷
۱۹۶۹	۰/۸۳۴۵۴۶	۱۹۸۴	۰/۹۰۹۹۵۳	۱۹۹۹	۰/۹۸۰۰۳۳
۱۹۷۰	۰/۸۱۰۷۸۴	۱۹۸۵	۰/۸۸۳۶۲۷	۲۰۰۰	۰/۹۹۵۶۵۷
۱۹۷۱	۰/۸۲۲۴۸۲	۱۹۸۶	۰/۸۷۸۸۶۴	۲۰۰۱	۰/۹۷۳۵۴۱
۱۹۷۲	۰/۸۶۳۶۷۶	۱۹۸۷	۰/۸۹۳۶۹۱	۲۰۰۲	۰/۹۸۲۹۰۲
۱۹۷۳	۰/۸۷۰۸۷۶	۱۹۸۸	۰/۹۰۲۹۲۴	۲۰۰۳	۰/۹۸۴۷۲
۱۹۷۴	۰/۸۷۲۷۴۳	۱۹۸۹	۰/۹۰۰۸۱۲	۲۰۰۴	۰/۹۹۱۶۵۲
۱۹۷۵	۰/۸۸۰۸۳۸	۱۹۹۰	۰/۹۰۵۹۰۷	۲۰۰۵	۰/۹۹۴۸۸۳
۱۹۷۶	۰/۹۰۰۹۵۷	۱۹۹۱	۰/۹۰۸۱۹۶	۲۰۰۶	۰/۹۹۶۱۲۶
۱۹۷۷	۰/۸۹۱۱۵	۱۹۹۲	۰/۹۱۶۸۱۴	۲۰۰۷	۰/۹۹۵۳۶۲
۱۹۷۸	۰/۸۸۲۸۳۱	۱۹۹۳	۰/۹۴۳۴۱۲	۲۰۰۸	۰/۹۹۰۹۵۸
۱۹۷۹	۰/۸۷۷۷۸۱	۱۹۹۴	۰/۹۵۱۲۷۸	۲۰۰۹	۰/۹۵۶۷۶۷

منبع: نتایج تحقیق

از دیدگاه کلی، همان طورکه از نمودار(۳) قابل مشاهده است، روند دارای شیب مثبت است و بنابراین از این منظر، می‌توان واگرایی درآمدی در کل دوره را نتیجه گرفت. امّا از دیدگاه تغیرات میان دوره‌ای، مقدار این شاخص، در دوره‌های مختلف بین افزایش و کاهش درحال نوسان است، به عبارتی

در یک دوره مقدار این شاخص افزایش یافته و در دوره بعد از آن، کاهش یافته است و بنابراین شاید بتوان گفت مقدار این شاخص در یک دوره‌ای به سمت واگرایی درآمدی و در دوره‌ای دیگر به سمت همگرایی درآمدی گرایش داشته است، امّا به خاطر نامتناسب بودن دوره‌های افزایش و کاهش این شاخص، از این منظر شاید نتوان نتیجه‌گیری صورت گرفته را چندان معتبر دانست.

امّا از دیدگاه زمان تشکیل گروه دی‌هشت یعنی سال ۱۹۹۷، همان طور که از جدول (۳) قابل مشاهده است، مقدار این شاخص در انتهای دوره نسبت به ابتدای دوره (۱۹۹۷) کاهش یافته است، بنابراین شاید بتوان نتیجه گرفت که در طی این دوره حرکت به سمت همگرایی درآمدی صورت گرفته است، امّا با توجه به اینکه در طی این دوره در اکثر سال‌ها، مقدار این شاخص درحال افزایش بوده است و در سال ۲۰۰۹ یک دفعه مقدار این شاخص کاهش یافته است، شاید نتوان همگرایی درآمدی را نتیجه‌گیری موثقی دانست.

بنابراین مطابق با نتایج این دو شاخص، از دیدگاه کلی تفسیر نتایج دلالت بر واگرایی درآمدی است، امّا از دیدگاه تغییرات میان دوره‌ای و تغییرات از زمان تشکیل گروه دی‌هشت، نمی‌توان نتیجه‌گیری دقیقی انجام داد.

۵-۳- نتایج آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی

نتایج مربوط به آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی در جداول(٤)،(٥)و(٦) ملاحظه می‌شود. همان‌طور که از جداول (٤)، (٥)و (٦) قابل مشاهده است، اگر احتمالات مربوط به هر یک از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی با سطوح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ مقایسه شود، ملاحظه می‌شود که درتمامی روش‌ها (بجز روش هادری) فرض صفر که دلالت بر واگرایی درآمدی دارد رد نمی گردد (در LLC در سطح معنی‌دار ۵٪ فرض صفر رد نمی‌گردد).در آزمون هادری نیز فرض صفر که مبنی بر همگرایی است رد می‌گردد. بنابراین تمامی روش‌ها دلالت بر واگرایی درآمدی دارد.

جدول (٤): نتایج معیار هادری

روش	آماره LM1	احتمال	آماره LM2	احتمال
هادری	۹/۸۸۵۹٦	۰/۰۰۰	۷/٤۳٤۰٤	۰/۰۰۰

منبع: نتایج تحقیق

جدول (٥): نتایج معیارآزمون های فیشر

روش	آماره کای دو	احتمال	آماره Z	احتمال	تعداد مشاهدات
Fisher-ADF	۱٤/۹۰۸٤	۰/٥۳۱٦	۰/۰۳۷۷۷	۰/٤۸٤۹	۳٤۳
Fisher-pp	۱۷/۱۷۷٥	۰/۳۷٤۲	۰/۲۰٦۹۹	۰/٤۸۸۱	۳٥۲

منبع: نتایج تحقیق

جدول (٦): نتایج سه معیار لوین، لین وچو، بریتونگ وایم، پسران وشین

روش	آماره	احتمال	مشاهدات
لوین، لین و چو	-۱/۳٤٥	۰/۰۸۹۳	۳٤۳
بریتونگ	-۰/٤۹۰۷۹	۰/٦۸۸۲	۳۳٥
ایم،پسران و شین	-۰/۱٦۷٥	۰/٤۳۳٥	۳٤۳

منبع: نتایج تحقیق

٦- نتیجه‌گیری

در این مطالعه برای انجام آزمون همگرایی درآمدی سه روش آزمون، آزمون همگرایی سیگما، شاخص‌های تایل و آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی مطرح گردید. نتایج این روش‌ها در مجموع نشان دهنده واگرایی درآمدی بین اعضای گروه می‌باشد، بنابراین تشکیل گروه دی‌هشت کمکی در جهت دستیابی به همگرایی درآمدی بین اعضا این گروه نکرده است. اگرچه هدف از این مطالعه تنها آزمون همگرایی درآمدی است و بر عوامل همگرایی یا واگرایی متمرکز نیست، با این حال آمارهای مربوط به حجم تجارت بین اعضای گروه در پایگاه اطلاع‌رسانی گروه دی‌هشت، از حجم پائین آن نسبت به حجم کل تجارت کشورهای عضو این گروه با دیگر کشورها حکایت دارد (پیوست شماره‌ی (۳)). لذا از این مورد به عنوان عامل اصلی واگرایی درآمدی بین اعضای این گروه می‌توان یاد کرد . لذا به سیاست‌گزاران پیشنهاد می‌شود شرایط لازم را برای گسترش روابط تجاری بین اعضای گروه فراهم آورند تا زمینه‌ی لازم برای همگرائی درآمدی اعضای گروه فراهم گردد.

منابع:

Adnan, H., Shahzad, H. and Wahid, A. (2010), "Income Convergence Hypothesis: Regional Comparison of Selected East and South Asian Economies", Mpra Paper, No. 23739, pp. 1-43.

Akbari, N. and Farahmand, Sh. (2005), "Islamic Countries Integration, and Investigation of Regional Effects with Emphasis on the Role of Selection of Persian Gulf Countries", Quarterly of Iranian Economic Research, 34, pp. 1-34.

Azarbayjani, K., Tayebi, K. and Karimi, H. (2001), "Determination of the Most Appropriate Regional and Commercial Arrangements for the Iranian Economy Based on Global Convergence Indicators", Quarterly of Iranian Economic Research, 13, pp. 75-107.

Babcan, M. (2009), "Lobbying and Growth Explaining Differences among OECD Countries", Available from: http:/www.ssrh.com[Accessed20 march 2006].

Froughipour, E. (2006), "Evaluation of Sigma and Beta Convergence among OPEC Member Countries", Quarterly Journal of Commercial Research, 25, pp. 1-39.

Jarita, D. (2008), "Income Convergence of Divergence? Study on Selected Muslim Countries", Mpra paper, No. 11563, pp. 1-10.

Lei, C. and Tam, P. (2010), "A Panel Data Approach to the Income Convergence among Main Land China Hong Kong and Macao", Journal of the Asia Pacific Economy , 15, pp. 420-435.

Lotfalipour, M., Shakeri, M. and Bata, F. (2011), "Review of Economic Convergence between Iran and Latin American Countries (using the Gravity model)",Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 3, pp. 73-99.

Makyan, N. and Khatami, S. (2011), "Review of the Economic Convergence in MENA Countries", Quarterly of Iranian Economic Research, 3, pp. 135-157.

Park, D. (2003), "An Empirical Examination of Income Convergence in the Asia Pacific Region", Journal of Asian Economics, 14, pp. 497-502.

Ramezani, M. (2009), "The Relationship between Income Convergence and Expanding Trade Flows and their Impact on Iran's Economic Growth and Business Partners", M.A. Thesis, Islamic Azad University, Khorasgan Branch.

Ranjbar, O. and Elmi, Z. (2008), "Interpretation of the Time Series Models and Inequality Indices of the Formation of Convergence In D-8 Countries", Quarterly of Iranian Economic Research, 35, pp. 51-78.

Ranjpour, R. and Karimi Takanlou, Z. (2008), "Evaluation of the Income Convergence Hypothesis in Ten New Members of the European Union", Panoecomicus, 2, pp. 157-166.

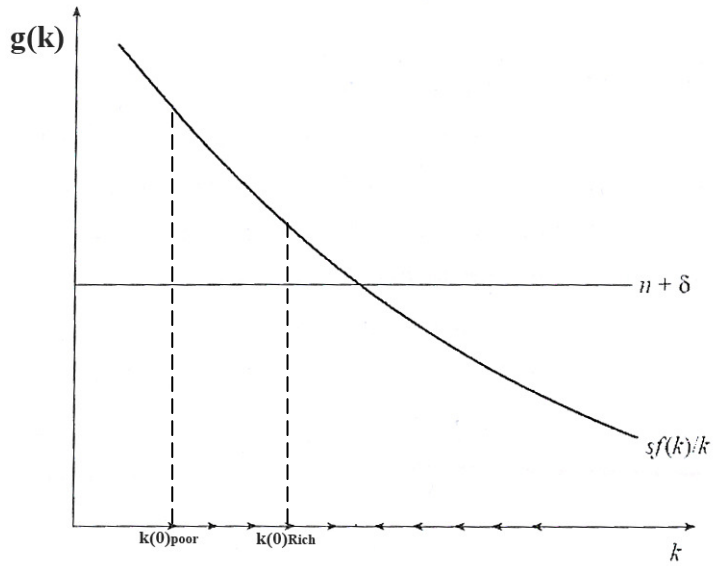
Rassekh, F., Panik, M. and Kolluri, B. (2001), "A Test of the Convergence Hypothesis: The OECD Experience, 1950-1990", International Review of Economics, 10, pp. 149-157.

Tayebi, K.,Vaez, M. and Akbari Dehbaghy, S. (2006), "Interaction of Income Convergence and Expanding Trade Flows and their Impact on Income Convergence between Iran and Middle East Countries ", Economic Research Review, 32, pp. 119-145.

Tunali, C. and Yilanci , V. (2010), "Are Per Capita Incomes of MENA Countries Converging or Diverging?", Physica A: Statistical Mechanics and its Application, 389, pp. 4855-4862.

پیوست ها:

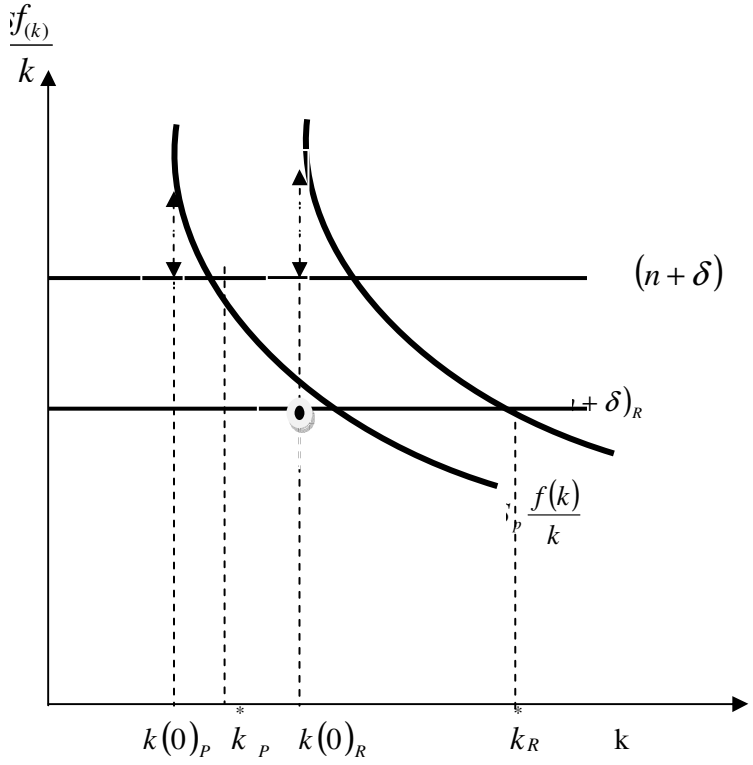
پیوست (۱) تشریح فرضیه همگرایی مطلق:



روند نرخ رشد سرمایه در الگوی سولو-سوان

در شکل بالا فرض شده است که دو کشور دارای تابع تولید، نرخ پس‌انداز و مجموع نرخ جمعیت و نرخ استهلاک (n+δ) یکسانی می‌باشند لذا میزان سرمایه تعادلی که از برخورد نمودار $\frac{sf(k)}{k}$ با خط (n+δ) حاصل می‌شود در هر دو کشور یکسان می‌باشد وتنها تفاوت این دو کشور در سطح سرمایه اولیه است به طوری که کشور فقیر از سطح سرمایه اولیه پائینی ($k(0)_{poor}$) و کشور ثروتمنداز سطح سرمایه اولیه بالاتری($k(0)_{Rich}$) برخوردار است. همان طوری که از روی شکل مشخص است، نرخ رشد سرمایه که مابه-التفاوت نمودار $\frac{sf(k)}{k}$ از خط (n+δ) است، برای یک اقتصاد با سرمایه اولیه پایین، بزرگتر از یک اقتصاد با سرمایه سرانه اولیه بالاتر، است، لذا کشور فقیر با نرخ رشد سرمایه بالاتری به سمت نقطه سرمایه تعادلی پیش می‌رود. این نوع همگرایی را همگرایی مطلق گویند.

پیوست (۲) تشریح فرضیه همگرایی شرطی:



در این شکل دو کشور با ساختارهای متفاوت که دارای n، s و δ متفاوتی هستند مشاهده‌می‌شود، که $(n+\delta)_p$ (مجموع نرخ استهلاک و جمعیت)، $S_p \frac{f(k)}{k}$ (نرخ پس‌انداز مربوط به کشور فقیر) و $(n+\delta)_R$ و $S_R \frac{f_{(k)}}{k}$ مربوط به کشور ثروتمنداست. از روی شکل ملاحظه می‌گردد که کشور فقیر از یک طرف مجموعاً دارای نرخ استهلاک و جمعیت بالاتری نسبت به کشور ثروتمند بوده و از طرفی دیگر دارای نرخ پس‌انداز کمتری نسبت به کشور ثروتمند است. تحت این شرایط ملاحظه می‌شود که تفاوت سطح سرمایه سرانه تعادلی از سطح سرانه اولیه در کشور ثروتمند $(k^*_R - K(0)_R)$، به مراتب بیشتر از کشور فقیر $(k^*_p - K(0)_p)$ است. بنابراین نرخ رشد سرمایه در کشور ثروتمند $(c-d)$، بزرگتر از کشور فقیر $(a-b)$است. حتی اگر مجموع نرخ استهلاک و نرخ رشد جمعیت را برای هر دو کشور یکسان در نظر گرفته شود یعنی $(n+\delta)_p$ برای هر دو کشور در نظر گرفته شود و تفاوت دو کشور فقیر و ثروتمند تنها تفاوت نرخ‌های پس‌انداز آنها باشد، به طوری که کشور ثروتمند دارای نرخ پس انداز بزرگتری نسبت به کشور فقیر $\left(s_p \frac{f(k)}{k} \langle s_R \frac{f(k)}{k}\right)$ باشد، ملاحظه می‌شود که در این حالت نیز تفاوت سطح سرمایه سرانه تعادلی از حالت اولیه آن در کشور ثروتمند بزرگتر از کشور فقیر بوده و لذا نرخ رشد سرمایه در کشور ثروتمند (c-e) بزرگتر از کشور فقیر (a-b) است

لذا اگر ساختار اقتصادی کشورها از لحاظ پارامترهای s ، n و δ متفاوت باشد فرضیه همگرایی مشروط مطرح می‌شود. در این حالت مقدار سرمایه تعادلی در بین کشورها متفاوت بوده و لذا هر کشور تنها به سمت مقدار تعادلی خود حرکت می‌کند. هرچه فاصله از حالت تعادلی بیشتر باشد نرخ رشد بالاتر بوده از این‌رو اگر اقتصاد کشوری دارای ساختارهای نامناسب بوده و دارای نرخ پس‌انداز پائین و نرخ رشد جمعیت و نرخ استهلاک بالا باشد، تعادل بلند مدت در سطح پائینی ایجاد گردیده و فاصله اندک حالت جاری با تعادل بلند مدت سبب پائین بودن نرخ رشد می‌گردد.

پیوست (۳) ارقام صادرات و واردات کشورهای D-8 و کل جهان

نام کشور	میزان صادرات به کشورهای دی‌هشت (میلیون دلار)	میزان واردات از کشورهای دی‌هشت (میلیون دلار)	میزان صادرات به کل جهان (میلیون دلار)	میزان واردات از کل جهان (میلیون دلار)	نسبت صادرات به دی‌هشت به کل جهان	نسبت واردات از دی‌هشت به کل جهان
ایران	٤١٢٠	٣٧٨٩	٨٧٠٠٠	٥١٠٠٠	٠/٠٤٧	٠/٠٧٤
بنگلادش	٥٠٦	٢٠٢٦	١٧٣٦٠	٢٣٧٢٧	٠/٠٢٩	٠/٠٨٥
ترکیه	٥٥٠٠	٧٧٠٠	١٤٣٢٩٢	١٥٠٠٨٥	٠/٠٣٨	٠/٠٥١
نیجریه	٦٦٧	٨٤٢	٥٨٩٨٤	٥٠٠٢٣	٠/٠١١	٠/٠١٦
مالزی	١٠٠٢٦	٥٨٠٨	١٨٤٨٩١	١٤٣٨٨٦	٠/٠٥٤	٠/٠٤٠
مصر	١١٢٨	٤٣٨٩	٤٧١٦٤	٥٩٧١٢	٠/٠٢٣	٠/٠٧٣
پاکستان	١٣٢٩	٣٢٥٩	٢٠٨٠٨	٣٣٠٢٩	٠/٠٦٣	٠/٠٩٨
اندونزی	٧٧٢٧	٢٠٢٦	١٣٠٣٥٧	١١٥٢١٦	٠/٠٥٩	٠/٠١٧

منبع: سایت اطلاع رسانی گروه D-8 و تجارت جهانی

تحلیل اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D-8:
علیت گرنجر پانلی با رویکرد بوت‌استرپ (۲۰۱۰-۱۹۹۰)

Investigation of the Effects of Financial Development on Economic Growth in D8 Countries Group: A Bootstrap Panel Granger Causality Analysis

دکتر عبدالعلی منصف*، دکتر لیلا ترکی**،
سید جابر علوی***

Abdolali Monsef (Ph.D.),*
*Leila Torki (Ph.D.)**, Seyed Jaber Alavi****

دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۰۲ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۱/۳۱

Received: 22/Dec/2012 Accepted: 20/Apr/2013

چکیده:

در مورد رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی دیدگاه‌های مختلفی وجود دارد؛ سوالی که در بین اقتصاددانان مطرح است این است که آیا رشد اقتصادی متأثر از توسعه مالی است یا رشد اقتصادی علت توسعه مالی است؟ این پژوهش به بررسی جهت علیت بین شاخص‌های بازارهای مالی (نظام بانکی و بازار سهام) و رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8 پرداخته است. روش استفاده شده در این پژوهش بر اساس آزمون علیت‌پانلی که توسط کونیا (۲۰۰۶) ارائه شده و مبتنی بر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور است، می‌باشد.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که جهت علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی نه تنها در کشورها با یکدیگر متفاوت است بلکه از یک شاخص به شاخص دیگر نیز متفاوت است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در بین شاخص‌های توسعه مالی شاخص اعتبارات بخش بانکی در همه کشورهای منتخب به جز پاکستان علت رشد اقتصادی بوده که این نشان‌دهنده میزان بالای وابستگی این کشورها به بخش بانکی برای تأمین مالی است. همچنین نتایج نشان می‌دهند که در بین شاخص‌های بازار پول، شاخص اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی اثرپذیرترین شاخص از رشد اقتصادی می‌باشد.

کلمات کلیدی: علیت‌پانلی، توسعه مالی، رشد اقتصادی، بوت‌استرپ، رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR).

طبقه‌بندی JEL: G21, C33, O16, N20.

Abstract:

There are different perspectives about the relationship between financial development and economic growth. The question has raised among economists is that whether the economic growth is affected by financial development or economic growth causes financial development? This study investigates the direction of causality between financial markets indicators and economic growth in the D8 countries group during 1990-2010. For this, the panel causality testing approach, the method developed by Kónya (2006) based on the seemingly unrelated regressions (SUR) and Wald tests with the country specific bootstrap critical values, is applied. The results indicate that the direction of causality between financial development and economic growth not only is different in countries also, it is different for the each indicator of financial development. Empirical results show that within the financial development indicators, The domestic credit provided by the banking sector in all of selected countries except Pakistan, has affected the economic growth. This indicates a higher degree of dependence of these countries upon the banking sector. Furthermore, within the money market indicators, the domestic credit to private sector indicator has the greatest influence from economic growth.

Keywords: Panel Causality, Financial Development, Economic Growth, Bootstrap, Seemingly Unrelated Regressions (SUR).

JEL: G21, C33, O16, N20.

* استادیار گروه علمی اقتصاد دانشگاه پیام نور
Email: a_monsef@pnu.ac.ir
** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان
Email: L.torki@econ.ui.ac.ir
*** کارشناس ارشد اقتصاد (نویسنده ی مسئول)
Email: seyed.jaber@gmail.com

* Assistant Professor of Economics, Payame Noor University, Isfahan, Iran. Email: a_monsef@pnu.ac.ir
** Assistant Professor of Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran. Email: L.torki@econ.ui.ac.ir
*** M.A. in Economics. (Corresponding Author)
Email: seyed.jaber@gmail.com

۱- مقدمه

رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در دهه‌های اخیر توجهات زیادی را به خود جلب کرده است و یکی از بحث‌های مهم اقتصادی این است که؛ آیا بخش مالی واقعاً به بخش واقعی در فرآیند توسعه و رشد اقتصادی کمک می‌کند یا نه؟ کلیه فعالیت‌های اقتصادی در دو بخش حقیقی و مالی انجام می‌پذیرد. متغیرهای اساسی حساب‌های ملی نظیر مصرف و تشکیل سرمایه بیانگر فعالیت‌هایی است که در بخش واقعی اقتصاد درجریان است و بازارهای پول و سرمایه در ارتباط با بخش مالی هستند (ختایی، ۱۳۷۸: ص١٤).

با ظهور نظریه رشد درونزا در دهه‌ی هشتاد (رومر، ١٩٨٦ ،١٩٩٠؛ لوکاس، ۱۹۸۸؛ بارو، ۱۹۹۱)[1]، توجهات زیادی به رابطه‌ی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی جلب شده است. کار و همکاران[2] (۲۰۱۱)، در پژوهش خود بیان می‌کنند که جهت علیت هنوز به عنوان یک موضوع تجربی در ادبیات مالی به شمار می‌رود و نتایج، خاص هر کشور هستند و قابل تعمیم به سایر کشورها نیست. انباشت سرمایه کافی یکی از مهم‌ترین منابع رشد مداوم اقتصادی یک کشور به شمار می‌آید و در صورت فقدان یک سرمایه کافی، رشد اقتصادی با مشکل جدی مواجه می‌شود و از طریق بازارهای مالی می‌توان فرآیند تشکیل سرمایه را تسریع‌نمود (صمدی وهمکاران، ١٣٨٦: ص٧).

هدف اصلی این مقاله بررسی جهت علیت بین شاخص‌های مختلف توسعه مالی و رشد اقتصادی در بین کشورهای گروه D8 طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۰ می‌باشد. رویکرد بوت‌استرپ که در این پژوهش به کار برده شده و همچنین روش علیت پانلی مورد استفاده در آن در بین مطالعات داخلی در حوزه توسعه مالی جدید می‌باشد و با توجه به اینکه گروه D8 شامل کشورهای اسلامی در حال توسعه و ایران می‌باشد، پژوهشی در حوزه مالی تاکنون روی این کشورها انجام نشده است تا بررسی شود که آیا رشد اقتصادی این کشورها تأثیرپذیری از نهادهای مالی خود دارند؟ یا بالعکس رشد اقتصادی باعث توسعه مالی در این کشورها شده است؟ لذا قسمت‌های مختلف مقاله به صورت زیر تنظیم شده است؛ در قسمت دوم مبانی نظری رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی و مروری بر مطالعات انجام شده در زمینه موضوع پژوهش خواهد آمد. در قسمت سوم تصریح مدل مورد مطالعه و شاخص‌های انتخابی و نحوه تجزیه وتحلیل نتایج ارائه می‌شود. در قسمت چهارم نتایج بدست آمده از برازش مدل در قالب یک جدول بیان خواهد شد و قسمت پایانی نیز اختصاص به نتیجه‌گیری دارد.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

بسیاری از پژوهشگران و اقتصاددانان بر رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی توافق دارند ولی در مورد جهت علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی توافق چندانی بین اقتصاددانان وجود ندارد (تقوی و همکاران، ۱۳۹۰: ص ۳۸). از یک طرف بعضی به صورت تجربی و نظری نشان داده‌اند که جهت علیت از توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی است (دیدگاه رهبری عرضه[3]) و بیان می‌کنند که سیاست‌هایی که سبب توسعه مالی می‌شود منجر به رشد اقتصادی خواهد شد. مک‌کینون[4] (۱۹۷۳)، کینگ و لوین (۱۹۹۳) و لوین و همکاران (۲۰۰۰) و لوین (۲۰۰٤) از این دیدگاه حمایت کرده‌اند. از طرف دیگر عده‌ای عقیده دارند که جهت علیت از رشد به سمت توسعه مالی است (دیدگاه دنباله‌روی تقاضا[5]). طبق این دیدگاه زمانی که اقتصاد رشد و توسعه می‌یابد سبب افزایش تقاضا برای خدمات مالی می‌شود که این خود موجب گسترش و توسعه بخش مالی می‌شود. این دیدگاه توسط گرلی و شاو[6](۱۹۵۵) و گلد اسمیت[7](۱۹٦۹) و جانگ[8] (۱۹۸٦) مورد حمایت قرار گرفته است. عده‌ای دیگر نیز بیان می‌کنند که بین توسعه مالی و رشد اقتصادی یک رابطه علّی دوطرفه وجود دارد و توسعه مالی و رشد اقتصادی یکدیگر را تقویت می‌کنند (خان،۲۰۰۱: ص٦ و شان و همکاران[9]، ۲۰۰۱: ص۱۰). لوین

1. Romer (1986,1990), Lucas (1988), Barro (1991)
2. Muhsin Kar et al. (2011)
3. Supply-Leading
4. McKinnon (1973)
5. Demand-Following
6. Gurley and Shaw (1955)
7. Goldsmith (1969)
8. Jung (1986)
9. Shan et al. (2001)

(۲۰۰٤) بیان می‌کند که در بین نظریه‌های مختلف توسعه مالی و رشد اقتصادی شواهد نشان می‌دهد که برتری با نظریاتی است که پیشنهاد می‌دهند بازارها و واسطه‌های مالی نقش با اهمیتی را در رشد اقتصادی دارند و علیت یکطرفه‌ی عکس یعنی علیت از رشد به طرف توسعه مالی مورد حمایت قرار نمی‌گیرد.

خان[1](۲۰۰۱) یک رابطه علّی دو طرفه و مثبت را بین توسعه مالی و رشد اقتصادی بدست آورده است. وی فرض می‌کند وقتی وام‌گرفتن محدود می‌شود تولیدکنندگان با دستیابی به وام‌ها از طریق واسطه‌های مالی نرخ بازگشتی بیشتری را به دست می‌آورند که این در بقیه افراد انگیزه‌ای را ایجاد می‌کند تا تکنولوژی لازم را برای دستیابی به وام‌های سرمایه‌گذاری متقبل شوند که این امر سبب کاهش هزینه‌های مالی و رشد اقتصادی می‌شود.

توسعه بازار مالی از دو طریق، اثر سطح[2] و اثر کارایی[3] با افزایش در سرمایه‌گذاری موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود (سادروسکی[4]،۲۰۱۱: ص۳). اثر سطح نشان می‌دهد که توسعه بخش مالی منابع را از پروژه‌های ناکارآمد به سمت سرمایه گذاری‌های مولد هدایت می‌کند. شفافیت در مقررات بازار مالی نظیر رعایت استانداردهای حسابداری و سیستم گزارش‌دهی، اعتماد سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد و این افزایش در اعتماد سرمایه‌گذاران در جذب ایشان بسیار مهم است. اثر کارایی نیز نشان می‌دهد که با توسعه بازار مالی تنوع و نقدینگی افزایش می‌یابد و منابع به سمت پروژه‌های با بازدهی بالا هدایت می‌شوند . این دو اثر موجب افزایش در سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود.

در حوزه توسعه مالی و رشد اقتصادی مطالعات مختلفی در داخل و خارج انجام شده است؛ سلمانی و امیری (۱۳۸۸) در پژوهشی با استفاده از روش داده‌های تابلویی نامتوازن به بررسی توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰٤-۱۹٦۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از پژوهش آنها نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی توسعه مالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه داشته است.

راستی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به بررسی فروض پاتریک[5] در مورد رابطه علت و معلولی توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری VAR[6] و آزمون علیت گرنجری در چارچوب این الگو پرداخته است. یافته‌های این تحقیق دلالت بر این امر دارند که نظریه پاتریک در خصوص وجود پدیده راهبری عرضه – جهت علیت از توسعه مالی به رشد اقتصادی - در ابتدای مراحل توسعه، در مورد این کشورها تایید نمی‌گردد. وی نتیجه گرفته که بخش مالی نتوانسته نقش مؤثری را در فرآیند رشد اقتصادی این کشورها ایفا کند.

در مطالعه‌ای که سیفی‌پور (۱۳۸۹) با استفاده از داده‌های تابلویی جهت بررسی تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی برای ۸۵ کشور انجام داده به این نتیجه رسیده است که در کشورهای با درآمد بالا و از نظر سطح مالی در بازار پول وسرمایه توسعه یافته‌تر ، بهبود توسعه مالی منجر به رشد اقتصادی خواهد شد. همچنین بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط و با سطح توسعه مالی پایین در بازار پول وسرمایه، بهبود توسعه مالی در بازار پول تأثیر منفی و بهبود در بازار سرمایه تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی خواهد داشت.

کار و همکاران (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای به بررسی جهت رابطه علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در بین کشورهای خاورمیانه وشمال آفریقا[7] (MENA)، پرداخته‌اند. نتایج تجربی آنها نشان می‌دهد که جهت علیت بین توسعه مالی ورشد اقتصادی به اندازه توسعه مالی در کشورهای منا حساس می‌باشد.آنها نتیجه‌گیری می‌کنند که نتایج بدست آمده، از دو فرضیه راهبری عرضه و دنباله روی تقاضا حمایت می‌کند و به نظر می‌رسد جهت علیت مخصوص هر کشور خواهد بود و بیان می‌کنند که هیچ اجماع واضح و شفافی برجهت علیت بین

1. Khan (2001)
2. Level Effect
3. Efficiency Effect
4. Sadrosky (2011)
5. Patrick Hypotheses
6. Vector Auto Regression
7. Middle East and North Africa

رشد اقتصادی و توسعه مالی و همه معیارهای توسعه مالی وجود ندارد.

ام.کبیر و همکاران (۲۰۱۱)، در پژوهشی تحت عنوان "توسعه مالی و رشد اقتصادی: شواهد جدیدی از داده‌های پانل" نقش توسعه مالی در رشد اقتصادی کشورهای با درآمد متوسط و کم و طبقه‌بندی شده توسط مناطق جغرافیایی را طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها بیان می‌کنند که یک سیستم مالی با کارکرد خوب برای دستیابی به رشد اقتصادی با ثبات در کشورهای در حال توسعه لازم است اما کافی نیست.

۳- تصریح مدل، داده‌ها و توضیح متغیرها

۳-۱- داده‌ها

داده‌ها از آمارهای IFS[1] که اطلاعات مالی بین‌المللی منتشر شده توسط صندوق بین‌المللی پول IMF[2] است و آمارهای WDI[3] که اطلاعات منتشر شده بانک جهانی در مورد شاخص‌های توسعه کشورها می‌باشد، جمع‌آوری گردیده است. قلمرو مکانی این پژوهش کشورهای اسلامی در حال توسعه گروه D8 می‌باشد که شامل: ایران، اندونزی، مالزی، ترکیه، پاکستان، مصر، نیجریه و بنگلادش است. دوره زمانی انتخاب شده نیز طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۰ می‌باشد.

۳-۲- انتخاب شاخص و معرفی متغیرها

یکی از موضوعات مهم در ارزیابی رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در نظر گرفتن یک معیار مناسب برای اندازه توسعه مالی است. شاخص‌های مختلفی در کارهای تحقیقاتی انجام شده برای نشان دادن سطح توسعه مالی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. توسعه مالی هم می‌تواند در بخش بانکی و هم در بخش غیر بانکی رخ دهد. در این مطالعه جهت بررسی تأثیر جنبه‌های مختلف توسعه مالی بر رشد اقتصادی چهار نوع جایگزین برای توسعه مالی که عبارتند از: حجم پول، حجم اعتبارات داخلی و خصوصی، نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی و متغیرهای بازار سرمایه در نظرگرفته شده است.

GDP: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان جایگزین رشد اقتصادی.

شاخص عمق یا ژرفای مالی (M_2 به صورت درصدی از GDP): تعداد زیادی از مطالعات از تعاریف مختلفی از پول به منظور تجزیه و تحلیل ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی استفاده کرده‌اند. این شاخص می‌تواند معیار مناسبی برای نشان دادن درجه مالی شدن در اقتصاد باشد (نظیفی، ۱۳۸۳: ص۱۱). مشابهاً در مطالعات کینگ و لوین (۱۹۹۳) بیشترین توجه برای انتخاب شاخص واسطه مالی به تعاریف M_3 و M_2 از پول شده است. در این قبیل از مطالعات اولویت با تعریف M_3 از پول است که در صورت عدم دسترسی می‌توان از M_2 استفاده کرد. در این مطالعه نیز به دلیل در دسترس نبودن داده‌های M_3، M_2 به عنوان یکی از شاخص‌های توسعه مالی انتخاب شده است که:

M2 (نقدینگی) = پول + شبه پول

شبه پول= سپرده‌های پس‌انداز+ سپرده‌های مدت‌دار

DCPS: اعتبارات داخلی اعطا شده به بخش خصوصی به صورت درصدی از GDP می‌باشد؛ مهم‌ترین مزیت این متغیر آنست که اعتبارات به بخش دولتی را در نظر نمی‌گیرد. بنابراین نقش واسطه‌های مالی را در جهت‌دهی وجوه قابل سرمایه‌گذاری، به سرمایه‌گذاران بخش خصوصی و مشارکت بیشتر بخش خصوصی را بهتر نشان می‌دهد. یک DCPS بالاتر نه تنها یک سطح بالاتری از سرمایه‌گذاری‌های داخلی را نشان می‌دهد بلکه؛ نشان‌دهنده‌ی سطح بالاتری از توسعه مالی نیز هست (ام.کبیر و همکاران،۲۰۱۱: ص۸).

DCBS: اعتبارات داخلی فراهم شده بوسیله بخش بانکی به صورت درصدی از GDP می‌باشد. این شاخص کل اعتبارات اعطایی از طرف نظام بانکی به بخش‌های خصوصی و دولتی را نشان می‌دهد. یک DCBS بالاتر نشان‌دهنده یک درجه بالاتر وابستگی به بخش بانکی برای تأمین مالی است. به عبارت دیگر یک DCBS بالاتر دلالت بر یک FD[4] بالاتر دارد چون بانک‌ها به احتمال زیاد پنج عملکرد؛ کاهش ریسک نقدینگی،

1. International Financial Statistics
2. International Money Fund
3. World Development Indicators
4. Financial Development

جمع‌آوری اطلاعات سرمایه‌گذاری، نظارت و کنترل بر مدیران، بسیج پس‌اندازها وتسهیل مبادله را ارائه می‌دهند (ام.کبیر و همکاران،۲۰۱۱: ص۱۰). از طرفی با توجه به اینکه در بخش غیر بانکی کشورهای در حال توسعه ، اطلاعات و نوآوری در توسعه مالی چشمگیر و قابل ملاحظه نیست، این شاخص می‌تواند معیار مناسبی برای توسعه مالی باشد (راسخی و رنجبر، ۱۳۸۸: ص۵).

GDS: پس‌انداز ناخالص داخلی است به صورت درصدی از GDP؛ یک رشد اقتصادی یکنواخت به طور مثبت، به درصدی از پس‌انداز که به سرمایه‌گذاری معطوف می‌شود وابسته است. تبدیل پس‌انداز به سرمایه‌گذاری یکی از کانال‌هایی است که توسعه مالی از طریق آن بر روی رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد (پاگانو،۱۹۹۳: ص٤). به عبارت دیگر انتظار می‌رود توسعه مالی از یک GDS بالاتر بهره ببرد و در نتیجه یک حجم بالاتری از سرمایه‌گذاری را نتیجه می دهد (ام.کبیر و همکاران،۲۰۱۱: ص۱۱). بعلاوه در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، سرکوب مالی و کنترل اعتبارات منجر به نرخ‌های بهره واقعی منفی می‌شود که انگیزه برای پس‌انداز را کاهش می‌دهد؛ مطابق این دیدگاه، یک GDS بالاتر از یک نرخ بهره واقعی مثبت نتیجه شده و باعث تحریک سرمایه‌گذاری و رشد می‌شود (مک‌کینون، ۱۹۷۳: ص۵ و شاو، ۱۹۷۳: ص۳).

قرار دادن یک شاخص مناسب به عنوان نماینده رشد یا توسعه بازار سهام، در کل کار راحتی نیست. به دلیل فقدان اطلاعات کافی، در این مطالعه فقط دو شاخص نسبت فعالیت و ارزش کل سهام مبادله شده استفاده شده است.

نسبت فعالیت(TO)[1]: معیاری برای اندازه‌گیری نقدینگی یا سیالیت بازار است. این نسبت برابر با ارزش معاملات انجام شده تقسیم بر ارزش کل سهام ثبت شده است، که در حقیقت نشان‌دهنده‌ی حجم تجارت بازار اوراق بهادار نسبت به اندازه بازار اوراق بهادار است (مهرآرا ونایینی، ۱۳۸۸: ص۷). این شاخص به عنوان شاخص بازده بازار بورس به کار می‌رود (ابراهیمی و جبدرقی، ۱۳۹۱: ص٤). هرچه این شاخص بیشتر باشد، هزینه معاملات کمتر و رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بیشتر خواهد بود (حسن‌زاده و احمدیان، ۱۳۸۸: ص۱).

ارزش کل سهام مبادله شده(STV) : که اشاره دارد به حجم کل سهام مبادله شده در طول یک دوره.

۳-۳- تصریح مدل

مطابق ادبیات موضوع موجود در زمینه رابطه علّی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی، یک مدل دو متغیره به صورت زیر را می‌توان تصریح کرد:

رشد اقتصادی = f (توسعه مالی) (۱)

در مطالعه حاضر داده‌ها به صورت پانلی است، که در واقع تلفیقی از داده‌های سری‌زمانی و مقطعی است. آزمون علیت گرنجر در بین داده‌های پانلی نیازمند یک روش رفتاری دقیق حداقل با احتساب دو موضوع می‌باشد:

موضوع اول، کنترل امکان همبستگی مقطعی[2] در میان اعضای پانل؛ دلیل منطقی برای این موضوع که باید همبستگی مقطعی در بین اعضای پانل در نظر گرفته شود این حقیقت است که شوک وارد بر یک کشور به دلیل درجهٔ بالای جهانی شدن و همچنین تجارت بین‌الملل و ادغام (یکپارچگی) مالی بر سایر کشورها نیز اثر می‌گذارد (کار و همکاران،۲۰۱۱: ص۱۲). پسران (۲۰۰٦)[3] بر اهمیت آزمون همبستگی مقطعی در مطالعه‌ی داده‌های تابلویی تأکید دارد و نشان می‌دهد که در صورت نادیده‌گرفتن همبستگی مقطعی، یک تورش و انحراف اساسی در نتایج بوجود خواهد آمد.

موضوع دوم این است که ناهمگنی پارامترهای برآورد شده برای هر عضو پانل به منظور اعمال یک محدودیت بر رابطه علّی باید در نظر گرفته شود (کار و همکاران،۲۰۱۱: ص۷). به علت ویژگی خاص هر کشور نمی‌توان فرض همگنی را برای پارامترهای پنل دیتا در نظر گرفت و در نظر گرفتن فرض همگنی قادر به گرفتن ناهمگنی از داده‌ها نیست (بریتونگ[4]، ۲۰۰۵: ص ۱۵). در حالیکه در بسیاری از روابط اقتصادی از قبیل رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی، بسیار امکان پذیر است که یک ارتباط معنی‌دار بین متغیرهای مالی و رشد

1. Turnover Ratio

2. Cross-Sectional Dependence
3. Pesaran (2006)
4. Breitung (2005)

اقتصادی در یک کشور وجود داشته باشد در حالی که ممکن است همین رابطه در سایر کشورها به طور عکس صحیح باشد. این بدان علت است که سطح توسعه یافتگی مالی در اکثر کشورها با یکدیگر متفاوت است (طبق گزارشات صندوق بین‌المللی پول از کشورها در سال‌های مختلف). در نظرگرفتن فرض همگنی در تحلیل رابطه علّی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی ممکن است منجر به بدست آوردن نتایج گمراه‌کننده‌ای شود (کرین و همکاران[1]، ۲۰۰٤: ص۱۱). از طرفی از آنجا که کشورهای گروه D8 از نظر توسعه مالی و ساختار اقتصادی دارای سطوح معینی از ناهمگنی هستند، در نظر گرفتن فرض همگنی برای این کشورها در تحلیل رابطه علّی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر شود. برای آزمون جهت علیت در داده‌های تابلویی این پژوهش از رویکردی که توسط کونیا (۲۰۰٦) ارائه شده استفاده شده است و به خوبی توانسته هم همبستگی مقطعی و هم ناهمگنی را در نظر بگیرد. این روش براساس برآورد رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط یا به اصطلاح SUR[2] استوار است که فرض همبستگی مقطعی در میان اعضای پانل را در نظر گرفته و جهت علیت بر مبنای آزمون‌های والد[3] و با مقادیر بحرانی بوت‌استرپ[4] خاص هر کشور، مورد آزمون قرار می‌گیرد، این رویکرد نیازی به در نظر گرفتن فرضیه مشترک (فرض ناهمگنی پارامترها) برای همه‌ی اعضای پانل ندارد و همچنین در طی فرآیند آزمون ، نیازی به هیچ پیش‌آزمونی برای تشخیص هم‌انباشتگی و ریشه واحد پانل نیست (کونیا،۲۰۰٦: ص٤). در پژوهش حاضر نیز از رویکرد سوم به دلیل جدید بودن و بعضی ویژگی‌های خاص آن که در ادامه به آن اشاره می‌شود استفاده شده است. در ادامه، این روش به طور کامل تصریح خواهد شد. روش علیت پانلی که توسط کونیا (۲۰۰٦) ارائه شده یک سیستم شامل دو مجموعه از معادلات به صورت زیر است:

$$y_{1,t} = \alpha_{1,1} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,1,i}\, y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,1,i} x_{k,1,t-i} + \varepsilon_{1,1,t}$$

$$y_{2,t} = \alpha_{1,2} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,2,i}\, y_{2,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,2,i} x_{k,2,t-i} + \varepsilon_{1,2,t} \quad (۲)$$

$$y_{N,t} = \alpha_{1,N} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,N,i}\, y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,N,i} x_{k,N,t-i} + \varepsilon_{1,N,t}$$

و

$$x_{k,1,t} = \alpha_{2,1} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,1,i}\, y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,1,i} x_{k,1,t-i} + \varepsilon_{2,1,t}$$

$$x_{k,2,t} = \alpha_{2,2} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,2,i}\, y_{2,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,2,i} x_{k,2,t-i} + \varepsilon_{2,2,t} \quad (۳)$$

$$x_{k,N,t} = \alpha_{2,N} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,N,i}\, y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,N,i} x_{k,N,t-i} + \varepsilon_{2,N,t}$$

که در آن Y نشان‌دهنده رشد تولید ناخالص داخلی و X_k اشاره به شاخص‌های توسعه مالی دارد و زیر نویس‌های k نیز نشان‌دهنده‌ی شاخص‌های توسعه مالی شامل: اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی(DCPS)، اعتبارات بانکی(DCBS)، شاخص عمق یا ژرفای مالی(M2)، نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی(GDS)، حجم کل سهام مبادله شده در طول یک دوره(STV)، نسبت فعالیت بازار سهام(TO) است، N تعداد اعضای پانل (j=1,...,N) ، t بیانگر دوره زمانی (t=1… T) است و l طول وقفه را نشان می‌دهد.

مجموعه تصریح شده در (۲) و (۳) دارای دو ویژگی مشخص و برجسته است: اولا؛ ازآنجا که هر معادله در سیستم-های (۲) و (۳)، متغیرهای از پیش‌تعیین‌شده‌ی مختلفی را دارد و جملات خطا ممکن است تواماً همبستگی داشته باشند (یعنی یک همبستگی مقطعی)، از این رو این مجموعه از معادلات سیستم VAR[5] نیست بلکه این مجموعه یک سیستم SUR است. دوماً: از آنجاکه مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور مورد استفاده قرار می‌گیرد، نیازی نیست که متغیرهای سیستم پایا باشند و این دلالت بر این داردکه متغیرها بدون در نظرگرفتن خصوصیات سری زمانی آنها مورد استفاده قرار می‌گیرند. با انجام آزمون علیت گرنجر در این سیستم:

1. Creane et al. (2004)
2. Seemingly Unrelated Regressions
3. Wald test
4. Bootstrap
5. vector Autoregressive

۱- چنانچه همه $\delta_{1,j,i}$ ها از نظر آماری غیر صفر و همه $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری صفر باشند، علیت یکطرفه از x به y خواهیم داشت.

۲- چنانچه همه $\delta_{1,j,i}$ ها از نظر آماری صفر و همه $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر باشند، علیت یکطرفه از y به x خواهیم داشت.

۳- اگر همه $\delta_{1,j,i}$ ها و همه $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر و معنی‌دار باشند، یک علیت دوطرفه یا یک جریان بازخورد بین x و y خواهیم داشت.

٤- اگر همه $\delta_{1,j,i}$ ها و همه $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری صفر و معنی‌دار نباشند، هیچ رابطه علّی‌یی بین x و y وجود ندارد و دو متغیر مستقل خواهند بود.

روش مناسب برای برآورد(۲) و (۳)، بستگی به ویژگی‌های جملات خطا دارد. چون همه کشورها به طور همزمان باهم در نظر گرفته شده‌اند، بنابراین امکان وجود همبستگی مقطعی در میان اعضای پانل وجود دارد. اگر هیچگونه همبستگی مقطعی در میان کشورها وجود نداشته باشد معادلات می‌توانند به طور مستقل بوسیله تخمین‌زن OLS تخمین زده شوند، ولی، با وجود همبستگی همزمان[1] در میان اعضای پانل، تخمین‌زن رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط(SUR) کاراتر از تخمین‌زن‌های OLS هستند. برای آزمون همبستگی مقطعی در میان اعضای پانل فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی مقطعی و فرضیه جایگزین همبستگی مقطعی می‌باشد:

$$H_0 = COV(\varepsilon_{k,i,t}, \varepsilon_{k,j,t}) = 0 \qquad (٤)$$

$$H_A = COV(\varepsilon_{k,i,t}, \varepsilon_{k,j,t}) \neq 0 \ , i \neq j$$

برای حداقل یک جفت آزمون همبستگی مقطعی معادل آزمون همبستگی همزمان جملات خطا در سیستم‌های توصیف شده در (۲) و (۳) است (آزمون‌های تشخیص وجود همبستگی مقطعی و نتایج آنها در پیوست ۲ و ۳ آورده شده است). در صورت رد فرضیه صفر استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط(SUR) منجر به افزایش کارایی نسبت به روش OLS خواهد شد. مطابق با نتایج جدول (۱) پیوست ۳ فرض صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی بین جملات اخلال در سیستم برای همه شاخص‌ها در سطح اطمینان مشخص رد می‌شود بنابراین معادلات باید به روش SUR برآورد گردد. برآوردها توسط نرم‌افزار R انجام شده است.

نتایج آزمون علیت به ساختار وقفه بسیار حساس می‌باشند، بنابراین تعیین طول بهینه وقفه برای استحکام یافته‌ها بسیار مهم است. در یک پانل نسبتاً بزرگ تغییر ساختار وقفه بار محاسباتی را افزایش می‌دهد (کار و همکاران،۲۰۱۱: ص۷). معیارها و ضوابطی وجود دارند که از آنها می‌توان برای تعیین حداکثر وقفه استفاده کرد از جمله آماره‌های آکائیک (AIC) و شوآرزبیزین (SBC) (روابط مربوط به این دو آماره نیز در قسمت پیوست آورده شده است). در هر سیستم حداکثر وقفه-های متفاوتی برای X و Y در یک کشور اعمال می‌شوند و در میان کشورهای مختلف این وقفه‌ها متفاوت خواهند بود. با فرض آنکه دامنه این وقفه‌ها ۱تا ٤ است، (۲) و (۳) را برای هر زوج ممکن از lx_1، ly_1 و lx_2 ، ly_2 برآورد و ترکیباتی انتخاب می‌شوند که آماره‌های آکائیک (AIC) و شوآرزبیزین (SBC) را حداقل کند.

۳-٤- آزمون علیت گرنجر و فرآیند بوت استرپ

با انجام آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور به بررسی علیت گرنجر از X به Y در (۲) و از Y به X در (۳) پرداخته می‌شود. بوت استرپ اساساً یک روش بازنمونه‌گیری[2] است. به خاطر سادگی بر روی آزمون علیت از X به Y در سیستم (۲) تمرکز می‌کنیم. یک فرآیند مشابه نیز در (۳) برای بررسی جهت علیت از Yبه X به‌کار برده می‌شود. فرآیند تولید نمونه‌های بوت استرپ و مقادیر بحرانی خاص برای هر کشور شامل پنج گام زیر است (کونیا، ۲۰۰٦: ص۸):

گام اول: تخمین معادلات سیستم (۲) تحت فرضیه صفر که هیچ علیتی از x به y وجود ندارد (با اعمال محدودیت $\delta_{1,i,j}=0$

۱. باید توجه داشت که همبستگی همزمان از مفهوم همبستگی -که به ارتباط جملات اختلال در یک معادله رگرسیون در طول زمان دلالت دارد- متفاوت می‌باشد.

2. Re-Sampling

برای همه jها(کشورها) و iها (وقفه‌ها)). باقیمانده‌ها[1] را بدست می‌آوریم:

$$e_{H_0,j,t} = y_{j,t} - \hat{\alpha}_{1,j} - \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,j,i}\, y_{j,t-i} \qquad (۵)$$
$$\text{for j=1,…,N and t=1,…,T}$$

از این باقیمانده‌ها ماتریس N×T، $[e_{H_0,j,t}]$ را بدست می‌آوریم.

گام دوم: این باقیمانده‌ها را باز نمونه‌گیری می‌کنیم. برای حفظ همبستگی مقطعی همزمان در جملات خطا درسیستم (۲)، باقیمانده‌ها را برای هر کشور به صورت یکی- یکی ترسیم نمی‌کنیم، بلکه یک ستون کامل از ماتریس $[e_{H_0,j,t}]$ را در یک زمان به طور تصادفی انتخاب می‌کنیم. باقیمانده‌های بوت استرپ انتخاب شده را به صورت $e^*_{H_0 j,t}$ نشان می‌دهیم که t=1,…,T* و T* می‌تواند از T بزرگتر باشد.

گام سوم: دوباره با فرض آنکه هیچ‌گونه علیتی توسط X وجود ندارد، نمونه بوت استرپ Y را با استفاده از فرمول زیر تولید می‌کنیم:

$$y^*_{j,t} = \hat{\alpha}_{1,j} + \sum_{i=1}^{mly_1} \hat{\beta}_{1,j,i}\, y^*_{j,t-1} + e^*_{H_0,i,t} \qquad (٦)$$
$$\text{t=1,…,T*}$$

گام چهارم: $y^*_{j,t}$ را جایگزین $y_{j,t}$ می‌کنیم و سیستم (۲) را بدون اعمال هیچ‌گونه محدودیت پارامتری بر روی آن تخمین می‌زنیم، و سپس آزمون والد را برای هر کشور به طور جداگانه برای بررسی فرضیه صفر یعنی عدم علیت، انجام می‌دهیم.

گام پنجم: در این مرحله گام‌های ۲ تا ٤ چندین بار تکرار می‌شوند تا توزیع‌های تجربی آماره‌های آزمون والد بدست آید. آنگاه مقادیر بحرانی بوت استرپ با انتخاب صدک مناسب از این توزیع‌های نمونه‌ای تولید می‌شود. در این گام ممکن است توزیع نمونه‌ای بوت استرپ برای هر آماره آزمون از ۱۰هزار بار تکرار بدست آید.

٤- نتایج تجربی برآورد مدل

دراین قسمت به دلیل حجم زیاد محاسبات فقط نتایج حاصل از برآورد شاخص اعتبارات بخش خصوصی در جدول (۱) بیان خواهد شد. نتایج سایر شاخص‌ها در پیوست ٤ آورده شده است و در نهایت نتایج کلی جهت علیت در جدول(۲) بیان می‌شود.

از آنجا که برای تأیید علیت، علامت ضرایب با وقفه باید مثبت و معنی‌دار باشد تا بتوان جهت علیت را تأیید کرد بنابراین نتایج نهایی جهت علیت با توجه به در نظر گرفتن این موارد استخراج شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که برای متغیر حجم نقدینگی(M2) در کشور اندونزی و متغیر ارزش کل سهام مبادله شده (STV) در کشور بنگلادش هرچند علیت از نظر آماری معنی‌دار است ولی علامت ضرایب با وقفه برای این دو متغیر منفی شده است. بنابراین نمی‌توان جهت علیت از طرف حجم نقدینگی به سمت رشد اقتصادی در اندونزی و همچنین از طرف ارزش کل سهام مبادله شده به رشد اقتصادی در بنگلادش را تأیید کرد. برای سایر متغیرها و در سایر کشورها ضرایب با وقفه مثبت بوده‌اند لذا نتایج علیت برای این متغیرها بر مبنای معنی‌داری آنها بدست آمده‌اند.

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهند که متغیر اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی در کشورهای مصر، ترکیه و بنگلادش علت رشد اقتصادی در این کشورها می‌باشد. این نشان‌دهنده آن است که هدایت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی در این سه کشور کارا بوده و می‌تواند علت رشد اقتصادی آنها باشد. پنج کشور باقیمانده ایران، اندونزی، مالزی، نیجریه و پاکستان متغیر اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی علت رشد اقتصادی این کشورها نمی‌باشد که این می‌تواند دلالت بر ناکارآمدی تخصیص اعتبارات بخش خصوصی در این کشورها داشته باشد.

جدول (۱) H_0 : اعتبارات بخش خصوصی علت رشد اقتصادی نیست

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	۱/۰۵۵۱	٤/۳۳۲۳
اندونزی	٤/۱۹٤۸	۱٦/۱۷۰٦
مالزی	۱/٤۹٤۳	۳/۸۳٦۹
نیجریه	۱/۳۲۲۸	۵/۳۵۸۷
مصر	۲/٦٦٤٦	۰/٤۸۲٤
ترکیه	۷/۷۳۷۷	۳/٦۵۱۱
پاکستان	۱/۷۲۲۲	۲/۹۲۹٤
بنگلادش	۱٦/۹۰۸۰	۱۱/۰٤۵۵

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Residuals

لازم به ذکر است که از آنجا که در این سیستم معادلات هیچ پیش آزمونی برای بررسی وجود یا عدم وجود ریشه واحد پانلی و مانایی متغیرها انجام نشده است بنابراین احتمال آنکه متغیرها دارای ریشه واحد و نامانا باشد وجود دارد لذا نمی‌توان با مقایسه مقادیر آزمون والد با مقادیر استاندارد جداول آماری به یک نتیجه گیری صحیح دست یافت و از طرفی مقادیر استاندارد دارای توزیع‌های مشخص و در شرایط استاندارد بدست آمده‌اند؛ روش بوت‌استرپ این مزیت را دارد که این مقادیر بحرانی را در شرایطی که توزیع جامعه معلوم نیست و ممکن است متغیرها نامانا باشند تولید می‌کند، مثلاً وقتی با ۱۰ هزار تکرار، یک مقدار بحرانی را در سطح اطمینان مشخص تولید می‌کند این ۱۰ هزار بار تکرار نیاز به بررسی مانایی را برطرف می‌کند.

در این قسمت نتایج نهایی جهت علیت به دست آمده از فرآیند بوت استرپ و آزمون‌های والد برای همه کشورها و متغیرها برای هر دو سیستم (۲) و (۳) در جدول (۲) آورده شده‌اند. نتایج فرآیند بوت استرپ و آزمون‌های والد برای تک تک متغیرها در پیوست ٤ آورده شده است. علامت ⟶ نشان-دهنده علیت یک‌طرفه از طرف توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی، علامت ⟵ نشان‌دهنده علیت یک‌طرفه و از طرف رشد اقتصادی به سمت توسعه مالی است، هر دو علامت با هم نیز نشان‌دهنده علیت دو طرفه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی است و علامت – نشان‌دهنده اینست که هیچ علیتی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود ندارد. در بخش اول تحلیل نتایج کشورها به طور جداگانه مورد بررسی قرار می‌گیرند. در بخش دوم مقایسه‌ای بین کشورها از نظر توسعه مالی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی انجام می‌شود و در بخش سوم به مقایسه بین شاخص‌های توسعه مالی و ارتباط آنها با رشد اقتصادی پرداخته می‌شود و جمع‌بندی کلی نیز در قسمت نتیجه‌گیری انجام خواهد شد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود با توجه به نتایج جدول (۲) برای کشور ایران بین متغیرهای پس‌انداز ناخالص داخلی، اعتبارات بخش بانکی، نسبت فعالیت و رشد اقتصادی یک رابطه علّی دو طرفه و بین متغیر شاخص ژرفای مالی (M2) و رشد اقتصادی یک علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به سمت حجم نقدینگی وجود دارد، جهت علیت برای متغیر دیگر بازار سهام یعنی ارزش کل سهام مبادله شده یک‌طرفه و از رشد به سمت توسعه مالی است، ولی چنانچه مشاهده می‌شود بین متغیر اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی(DCPS) و رشد اقتصادی هیچ رابطه علّی وجود ندارد. چنین استنباط می‌شود که تخصیص اعتبارات به بخش خصوصی کارا نبوده است. بررسی جهت اینکه کدام علت یا عوامل سبب ناکارآمدی در تخصیص اعتبارات به بخش خصوصی در ایران است نیاز به یک تحقیق و ارزیابی دقیق از بخش خصوصی دارد که نیازمند تحقیقی جداگانه است. در مورد علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به حجم نقدینگی می‌توان گفت از آنجا که رشد اقتصادی در ایران به درآمدهای نفتی نیز وابسته است بنابراین همزمان با افزایش درآمدهای نفتی حجم پول و حجم نقدینگی افزایش می‌یابد و این افزایش چون همراه با ارتقاء گستره کمی و کیفی خدمات شبکه بانکی می‌باشد می‌تواند به توسعه مالی منجر شود. نکته دیگر که در مورد ایران می‌توان بیان کرد این موضوع است که هر دو شاخص بازار سهام یعنی ارزش کل سهام مبادله شده و نسبت فعالیت علت رشد اقتصادی هستند و این بیان می‌دارد که بازار سهام ایران توانسته بر رشد اقتصادی ایران نقش مثبتی را ایفا کند.

جدول(۲) نتایج جهت علیت بین شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی

	DCPS	DCBS	M2	GDS	STV	TO
ایران	-	⟶ ⟵	⟵	⟵ ⟶	⟶	⟶ ⟵
اندونزی	⟵	⟶	-	⟵	-	⟶
مالزی	-	⟶ ⟵	-	⟵	-	-
نیجریه	⟵	⟶	-	*	⟶	⟵
مصر	⟶	⟶	-	⟶	⟶	⟶ ⟵
ترکیه	⟶	⟶	⟶	-	⟵	⟵
پاکستان	⟵	-	⟶	⟶ ⟵	-	-
بنگلادش	⟶	⟶	⟶	-	⟵	⟶ ⟵

* داده‌های این متغیر برای کشور نیجریه در دسترس نبود.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در کشورهای مالزی و اندونزی متغیرهای اعتبارات بخش خصوصی و پس‌انداز ناخالص داخلی هیچکدام علت رشد اقتصادی نیست. از طرف دیگر، رشد اقتصادی علت هر دو متغیر در اندونزی و علت متغیر پس‌انداز ناخالص داخلی در مالزی است. در واقع می‌توان گفت در این دو کشور یک علیت یک‌طرفه و از رشد به سمت اعتبارات بخش خصوصی و یا پس‌انداز ناخالص داخلی وجود دارد، شاید دلیلی که می‌توان در این رابطه بیان کرد اینست که بخش واقعی در این کشورها قوی‌تر از بخش مالی عمل کرده است. همان‌طور که ام کبیر و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهش خود بیان کرده‌اند که؛ در کشورهای آسیای شرقی (که اندونزی و مالزی در این منطقه قرار دارند) سیاست‌های طراحی شده برای افزایش پس‌انداز ناخالص داخلی و اعتبارات بخش خصوصی یک اثر معناداری بر رشد این کشورها نداشته و بیشتر رشد اقتصادی آنها متأثر از تجارت و رشد بخش واقعی بوده است (ام کبیر و همکاران، ۲۰۱۱: ص۱۱). البته در کشور مالزی هرچند تنها یک متغیر (متغیر اعتبارات داخلی فراهم شده توسط بخش بانکی) علت رشد اقتصادی در این کشور می‌باشد نباید چنین استنباط شود که بازار مالی در این کشور ضعیف است بلکه بالعکس مالزی از یک بازار مالی نسبتاً قوی برخوردار است. طبق گزارش مالی مجمع جهانی اقتصاد[1] در سال ۲۰۱۱ کشور مالزی در رتبه‌بندی شاخص‌های مالی مکان ۱۶ ام و در پایداری مالی و خدمات مالی بانکی به ترتیب جایگاه ۶ ام و ۱۵ ام را دارا می‌باشد، در نتیجه می‌توان گفت توسعه مالی در این کشور بر رشد اقتصادی این کشور قطعاً تأثیرگذار بوده (چنانچه، ام.کبیر و همکارانش(۲۰۱۱) در تحلیل رگرسیونی خود این مورد را تأیید کرده‌اند)،ولی رشد اقتصادی مالزی بیشتر متأثر از رشد بخش واقعی و تجارت بوده است تا توسعه بخش مالی.

برای کشور نیجریه از بین پنج شاخص توسعه مالی تنها دوشاخص؛ اعتبارات بخش بانکی و ارزش کل سهام مبادله شده علت رشد اقتصادی در این کشور بوده و از طرف دیگر جهت علیت برای دو متغیر اعتبارات بخش خصوصی و نسبت فعالیت از رشد اقتصادی به سمت توسعه مالی است. بنابراین سیستم مالی در نیجریه عملکرد ضعیفی داشته است.

نتایج بررسی توسعه مالی برای کشور مصر نشان می‌دهد که یک علیت یک‌طرفه از توسعه مالی به رشد اقتصادی برای متغیرهای اعتبارات بخش خصوصی، اعتبارات بخش بانکی، پس‌انداز ناخالص داخلی و ارزش کل سهام مبادله شده وجود دارد و هیچ رابطه علّی بین متغیر حجم نقدینگی و رشد اقتصادی وجود ندارد. همچنین نتایج چنین نشان می‌دهند که بین متغیر بازار سهام یعنی نسبت فعالیت یک علیت دو طرفه و یک جریان بازخورد با رشد اقتصادی وجود دارد. بنابراین سیستم مالی در مصر توانسته در فعالیت‌های بخش واقعی و رشد اقتصادی این کشور نقش کاملاً مثبتی را ایفا کند. اصلاحات مالی که در دهه ۱۹۹۰ در کشور مصر انجام شد می‌تواند کارایی ایجاد شده در سیستم مالی این کشور را بهتر توضیح دهد. طبق پژوهش ابوبدر و ابوقرن[2] (۲۰۰۶) این اصلاحات بر روی دو موضوع متمرکز بود؛ یکی جذب دارایی‌های نقدی داخلی از طریق آزاد سازی نرخ بهره و اعتبارات و دیگری سیاست افزایش سهم بخش خصوصی در بانک‌های تجاری برای افزایش رقابت در بخش مالی و دیگر اینکه برای جذب مشارکت بانک‌های خارجی، سیستم بانکی این کشور از دهه ۱۹۹۰ ساختارسازی مجدد شد که نتیجه آن، طبق مطالعه لی[3](۲۰۰۲) افزایش سهم بانک‌های خارجی در کل بانک‌های مصر از ۳ درصد به ۲۰ درصد طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۰ بود. قابل ذکر است که کشور مصر در رتبه‌بندی شاخص‌های مالی و خدمات مالی بانکی پایین تر از کشورهای مالزی و ترکیه و بالاتر از سایر کشورهای گروه D8 به ترتیب در مکان ۴۹ ام و ۴۵ ام قرار دارد (طبق گزارش مالی مجمع جهانی اقتصاد در سال ۲۰۱۱). نتایج کشور مصر از فرضیه رهبری عرضه حمایت می‌کند و با دیدگاه مک‌کینون (۱۹۷۳)، کینگ و لوین (۱۹۹۳) و لوین و همکاران (۲۰۰۰) سازگار است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که در کشور ترکیه برای متغیرهای اعتبارات بخش خصوصی، اعتبارات بخش بانکی و حجم نقدینگی یک رابطه علّی یک‌طرفه و از توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی وجود دارد و هیچ رابطه علّی‌ای بین پس-

1. World Economic Forum

2. Suleiman Abu-Bader and Aamer S. Abu-Qarn
3. Lee (2002)

انداز ناخالص داخلی و رشد اقتصادی وجود ندارد. برای متغیرهای بازار سهام یک علیت یک‌طرفه از رشد به توسعه مالی وجود دارد و این نشان‌دهنده آنست که رشد اقتصادی و افزایش درآمد در ترکیه بر کارایی بازار سهام در این کشور تأثیر مثبت دارد. می‌توان از نتایج چنین استنباط کرد که در کشور ترکیه بازار پول نقش مؤثرتری نسبت به بازار سرمایه در فعالیت‌های اقتصادی این کشور ایفا می‌کند. نتایج بازار پول تأییدکننده فرضیه رهبری عرضه است و از طرف دیگر تأثیرپذیری بازار سهام از رشد اقتصادی بیشتر از بازار پول است و از آنجا که رشد اقتصادی ترکیه علت هر دو شاخص بازار سهام می‌باشد، بنابراین می‌توان گفت بازار سهام ترکیه از فرضیه دنباله روی تقاضا حمایت می‌کند. نتایج بازار سهام ترکیه با دیدگاه گرلی و شاو (۱۹۵۵) و گلد اسمیت (۱۹۶۹) و جانگ (۱۹۸۶) سازگار است. یافته‌های پژوهش با نتایج مطالعه آکاراوسی و همکاران[1] (۲۰۰۷) مبنی بر اینکه یک رابطه علّی یک طرفه از توسعه مالی به رشد اقتصادی در ترکیه وجود دارد سازگار است (در مطالعه آکاراوسی و همکاران فقط اعتبارات اعطایی توسط بخش بانکی به عنوان شاخص توسعه مالی انتخاب شده بود). طبق گزارش مالی مجمع جهانی اقتصاد، کشور ترکیه در خدمات مالی بانکی و بازارهای مالی پایین‌تر از مالزی و بالاتر از کشورهای اندونزی، نیجریه، مصر و پاکستان و به ترتیب در جایگاه ۳٤ ام و ۳۵ ام قرار دارد.

جهت علیت برای متغیر حجم نقدینگی در کشور پاکستان یک‌طرفه و از توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی و برای متغیر اعتبارات بخش خصوصی از رشد به توسعه مالی است. همچنین یک علیت دو طرفه بین رشد اقتصادی و متغیر پس‌انداز ناخالص داخلی مشاهده می‌شود و بین متغیر بازار سهام، نسبت فعالیت و اعتبارات بخش بانکی با رشد اقتصادی در این کشور هیچ رابطه‌ی علّی مشاهده نمی‌شود. در کل می‌توان گفت سیستم مالی پاکستان عملکرد ضعیفی داشته است.

نتایج نشان می‌دهد که در کشور بنگلادش از چهار متغیر بازار پول در مورد سه متغیر علیت یک‌طرفه و از توسعه مالی به رشد اقتصادی است. در کشور بنگلادش نیز مانند ترکیه رشد اقتصادی تأثیرگذاری بیشتری بر بازار سرمایه نسبت به بازار پول دارد. نتایج پژوهش بیانگر این موضوع است که در کشور بنگلادش سیستم مالی نقش فعالی را در رشد اقتصادی این کشور ایفا می‌کند، شاید دلیل این امر را بتوان در ثبات مالی[2] این کشور دانست، که طبق گزارش توسعه مالی مجمع جهانی اقتصاد در سال ۲۰۱۱، بنگلادش در پایداری مالی بعد از کشورهای اندونزی و مالزی در رتبه ۳٤ و بالاتر از کشورهای نیجریه، مصر، ترکیه، پاکستان و ایران قرار گرفته است. بین یکی از متغیرهای بازار سهام (یعنی نسبت نقدینگی TO) و رشد اقتصادی در بنگلادش یک علیت دو طرفه وجود دارد، نتایج بدست آمده برای متغیر بازار سهام در بنگلادش با نتایج بدست آمده از مطالعه حسین و کمال[3] (۲۰۱۰) که به بررسی اینکه" آیا بازار سهام علت رشد اقتصادی در بنگلادش است؟" طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۷٦ پرداخته‌اند، سازگار است. آنها در نهایت نتیجه گرفتند که بازار سهام یک تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی بنگلادش دارد. با توجه به اینکه بین شاخص‌های بازار پول و رشد اقتصادی بنگلادش یک علیت یک‌طرفه و از توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی وجود دارد، می‌توان گفت که در کشور بنگلادش بازار پول از فرضیه رهبری عرضه حمایت می‌کند و با دیدگاه مک‌کینون (۱۹۷۳)، کینگ و لوین (۱۹۹۳) و لوین و همکاران (۲۰۰۰) سازگار است.

حال با توجه به یافته‌های پژوهش مقایسه‌ای بین کشورها از لحاظ تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی انجام می‌گردد؛ چنانچه مشاهده می‌شود با توجه به اینکه در کشورهای مصر و بنگلادش از شش شاخص توسعه مالی در هر کشور، پنج شاخص علت رشد اقتصادی در این کشورها بوده است بنابراین سیستم مالی در رشد اقتصادی این کشورها نسبت به سایر کشورهای منتخب نقش مؤثرتری را ایفا می‌کند. در کشور ایران نیز بازارهای سهام توانسته در رشد اقتصادی ایران تأثیرگذارتر باشد ولی بازار پول عملکرد ضعیفی داشته است.

با توجه به جدول (۲)، در هفت مورد به جز پاکستان متغیر اعتبارات بخش بانکی (DCBS) علت رشد اقتصادی بوده است

1. Acaravci et al. (2007)

2. Financial Stability
3. Hossain and Kamal (2010)

(البته در ایران و مالزی علیت دو طرفه بوده است). علت ناکارآمدی بخش بانکی در پاکستان را می‌توان به اصلاحاتی که بانک‌های مرکزی و دولتی این کشور از سال ۱۹۹۰ برای حمایت از بخش خصوصی اجرا کرد، دانست که طی این اصلاحات نرخ بهره وام‌های بانکی به ۸/٤ درصد و نرخ سپرده‌های بانکی به ٤/۵ درصدکاهش یافت. این شکاف بین نرخ بهره وام‌ها و نرخ سپرده‌های نزد بانک‌ها سبب افزایش هزینه گرفتن وام شد که به دنبال آن اقتصاد این کشور با یک نرخ پس‌انداز پایین و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری مواجه شد.

بدون در نظر گرفته بازار سهام نتایج نشان می‌دهد که شاخص اعتبارات اعطایی بانک‌ها (DCBS) در هفت کشور علت رشد اقتصادی بوده است که این وابستگی بالای این کشورها را به سیستم بانکی نشان می‌دهد و متغیر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی(GDS) و اعتبارات بخش خصوصی(DCPS) ضعیف‌ترین شاخص‌های اثرگذار بر رشد اقتصادی کشورهای گروه D8 بوده‌اند (تنها برای سه کشور این شاخص‌ها علت رشد اقتصادی بوده است) و جالب اینست که شاخص پس‌انداز ناخالص داخلی اثرپذیرترین شاخص از رشد اقتصادی بوده چنانچه مشاهده می‌شود در چهار کشور این شاخص معلول رشد اقتصادی بوده است و از طرف دیگر مشاهده می‌شود که در بین شاخص‌های پولی شاخص اعتبارات بخش خصوصی نیز اثرپذیرترین شاخص از رشد اقتصادی بوده است.

نتایج حاکی از آن است که از بین دو متغیر بازار سهام یعنی ارزش کل سهام مبادله شده و نسبت فعالیت (نسبت نقدینگی)، شاخص نسبت فعالیت، نقش فعال‌تری را در رشد اقتصادی کشورهای گروه D8 از خود نشان داده است. لوین(۱۹۹۱) بیان می‌کند که نقدینگی موجود در بازار سرمایه می‌تواند منابع مناسبی برای سرمایه‌گذاری فراهم نماید و منجر به ایجاد دارائی دائمی به واسطه انتشار سهام شود. در مطالعه‌ی حسن‌زاده و احمدیان(۱۳۸۸) نیز که به بررسی اثر توسعه بازار بورس بر رشد اقتصادی ایران و چند کشور منتخب پرداخته‌اند به این نتیجه رسیده‌اند که از بین شاخص‌های مختلف بازار سرمایه در اکثر کشورها شاخص نسبت نقدینگی (TO) نسبت به سایر شاخص‌ها بیشترین اثر را بر رشد اقتصادی دارد.

۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که جهت علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی نه تنها در کشورها با یکدیگر متفاوت است بلکه از یک شاخص به شاخص دیگر نیز متفاوت است. در واقع به عنوان یک نتیجه‌گیری کلی نمی‌توان به طور قطع گفت که توسعه مالی از یک فرضیه عرضه- محور یا یک فرضیه تقاضا- محور پیروی می‌کند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در بین متغیرهای توسعه مالی شاخص اعتبارات بخش بانکی در همه کشورهای منتخب به جز پاکستان علت رشد اقتصادی بوده که این نشان‌دهنده میزان بالای وابستگی این کشورها به بخش بانکی برای تأمین مالی است و از طرف دیگر با توجه به نتایج؛ از آنجا که در چهار کشور رشد اقتصادی علت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی است می‌توان گفت اولاً: اعتبارات بخش خصوصی در بین سایر شاخص‌های پولی اثرپذیری بیشتری از رشد اقتصادی دارد و ثانیاً: با افزایش درآمد در این کشورها، بخش واقعی از طریق اعتباراتی که به بخش خصوصی پرداخت می‌شود توسعه مالی را شدت می‌بخشد. همچنین نتایج پژوهش حاکی از این است که طی دوره مورد بررسی بازار پول در ایران نتوانسته در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی ایران نقش فعالی را ایفا کند و دارای عملکرد ضعیفی بوده است و از طرف دیگر تأثیرگذاری بازار سهام بر رشد اقتصادی در ایران نسبت به سایر کشورها (البته به جز مصر) بهتر بوده است، دلیل این امر را می‌توان در توسعه‌یافتگی بازار بورس ایران طی سال‌های اخیر دانست. با توجه به اینکه بازار پول در ایران عملکرد ضعیفی داشته، پیشنهاد می‌شود برای تقویت بازار پول در کشور زمینه-هایی برای جذب سرمایه‌گذاران و بانک‌های خارجی در بازارهای مالی کشور ایجاد شود. از طرف دیگر، با توجه به عملکرد مثبت بازار سهام باید زیرساخت‌های لازم برای گسترش و تقویت این بازار و همچنین زمینه‌های لازم برای حضور بیشتر بخش خصوصی در این بازار ایجاد گردد.

منابع:

Abu-Bader, S. and Abu-Qarn, A.S. (2006), "Financial Development and Economic Growth: Time Series Evidence from Egypt". MPRA Munich Personal RePEc Archive.

Acaravci A., Öztürk, I. and Acaravci, S.K. (2007), "Finance-growth Nexus: Evidence from Turkey", International Research Journal of Finance and Economics, 11, pp. 30-40.

Barro, R.J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", Quarterly Journal of Economics, 12, pp. 407–443.

Breitung, J. (2005), "A Parametric Approach to the Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data", Econometric Reviews, 24(2), pp. 151–173.

Creane, S., Goyal, R., Mobarak, A.M. and Sab, R. (2004), "Evaluating Financial Sector Development in the Middle East and North Africa: New Methodology and Some New Results", Topics in Middle Eastern and North African Economies, 10, pp. 14-25.

Ebrahimi, M. and Jabdaraghi, M.A. (2012), "Development of Financial Markets and Energy Consumption in the D8 Countries Group". Quarterly Journal of Researches and Economic Policies, 20(61), pp. 159-174.

Goldsmith, R.W. (1969), "Financial Structure and Development", Yale University Press, New Haven and London.

Gurley, J.G. and Shaw, E.S. (1955), "Financial Aspects of Economic Development", The American Economic Review, 45(4), pp. 515–538.

Hasanzadeh, A. and Ahmadian, A. (2009), "The Effect of Stock Market Development on Economic Growth", Quarterly of Money and Economics, 2, pp. 45-50.

Hossain, Sh. and Kamal, M. (2010), "Does Stock Market Development Cause Economic Growth? A Time Series Analysis for Bangladesh Economy", International Conference On Applied Economics, ICOAE 2010.

Jalil. A. and Ma, Y. (2008), "Financial Development and Economic Growth: Time Series Evidence from Pakistan and China", Journal of Econometrics, 29, pp. 29-68.

Jung, W.S. (1986), "Financial Development and Economic Growth: International Evidence", Economic Development and Cultural Change, 34, pp. 336–346.

Kar, M., Nazlıoğlu, Ş. and Ağır, H. (2011), "Financial Development and Economic Growth Nexus in the MENA Countries: Bootstrap Panel Granger Causality Analysis", Economic Modelling 28, pp. 685-693.

Khan, A. (2001), "Financial Development and Economic Growth", Macroeconomics Dynamics, 5, pp. 413–433.

Khatayi, M. (1999), "Expansion of Financial Markets and Economic Growth", Central Bank of the Islamic Republic of Iran, Tehran: the Monetary and Banking Academy.

King, R. and Ross, L. (1993), "Finance and Growth: Schumpeter Might be Right", Quarterly Journal of Economics, 108(3), pp. 717-737

Kónya, L. (2006), "Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach", Economic Modelling, 23, pp. 978–992.

Lee, J. (2002), "Financial Liberalizatin and Foreign Bank Entry in MENA", the World Bank.

Levine, R. (1991), "Stock Markets, Growth, and Tax Policy", Journal of Finance, 46, pp.1445-1465.

Levine, R. (1997), "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", Journal of Economic Literature, 35, pp. 688–726.

Levine, R. (2004 & 2005) , "Finance and Growth: Theory and Evidence", in P. Aghion, & S. Durlauf (Eds.), Handbook of economic growth, The Netherlands: Elsevier Science.

Levine, R., Loayza, N. and Beck, T. (2000), "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes", Journal of Monetary Economics, 46, pp. 31–77.

Lucas, R.E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", Journal of Monetary Economics, 22 (1), pp. 3–42.

M.Kabir H., Sanchezb, B. and Jung-Suk Yuc (2011), "Financial Development and Economic Growth: New Evidence from Panel Data", The Quarterly Review of Economics and Finance, 51, pp. 88-104.

Mckinnon R.I. (1973), "Money and Capital in Economic Development," Washington, D.C. Brooking Institution.

Mehrara, M. and Talakash Naeini, H. (2009), "The Relationship between Financial Development and Economic Growth Based on Dynamic Panel Data Approach in Selected Countries (1979-2003)", Journal of Knowledge and Development, 16(26), pp. 143-169.

Nazifi, F. (2004), "Financial Development and Economic Growth in Iran", Research Review of Economics, 4(3), pp. 97-129.

Pagano, M. (1993), " Financial Markets and Growth: an Overview", European Economic Review, 37, pp. 613–622.

Pesaran, M.H. (2006), "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panel with a Multifactor Error Structure", Econometrica 74(4), pp. 967–1012.

Rasekhei, S. and Ranjbar, O. (2009), "An Examination of Financial Development Effect on OIC member Countries", Journal of Knowledge and Development, 16(27), pp. 1-22.

Rasti, M. (2009), "Investigation of Relationship between Economic Growth and Financial Development in OPEC Countries: Testing for Patrick Hypotheses", Journal of Trade Surveys, 38, pp. 47-52.

Romer, P.M. (1986), "Increasing Returns and Long Run Growth", Journal of Political Economy 94(5), pp. 1002–1037.

Romer, P.M. (1990), "Endogenous Technological Change", Journal of Political Economy, 98(5), pp. 71–102.

Sadrosky, P. (2011), "Financial Development and Energy Consumption in Central and Eastern European Frontier Economies", Energy Policy, 39, pp. 999–1006.

Salmani, B. and Amiri, B. (2009), "Financial Development and Economic Growth: Case of Developing Countries", Quarterly Journal of Quantitative Economics, 14, pp. 125-145.

Samadi, S., Nasrolahi, KH. and Karamalian Sichani, M. (2007), "The Study of Relationship between Financial Development and Economic Growth", Quarterly Journal of Economic Investigations, 7(3), pp. 1-16.

Seyfipur, R. (2010),"Empirical Investigation of Financial Development Effect on Economic Growth", Journal of Financial Studies, 6, pp. 49-70.

Shan, J., Morris, A. and Sun, F. (2001), "Financial Development and Economic Growth: An Egg-Chicken Problem?", Review of International Economics, 9, pp. 443–54.

Shaw, E. (1973), "Financial Deepening in Economic Development", New York: Oxford University Press.

Taghavi, M. Bagheri, S. and Mohajeri, P. (2011), "Surveying of Structural Break in Nexus of Financial Development and Economic Growth and Optimal Size of Lending of Bank Credit to Private Sector", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(4), pp. 37-54.

World Economic Forum (2011), "The Financial Development Report".

پیوست ها:

پیوست ۱: روابط مربوط به آماره‌های آکائیک(AIC) و شوآرزبیزین(SBC)

$$AIC_k = Ln|W| + \frac{2N^2q}{T} \qquad (۱)$$

$$SBC_k = Ln|N| + \frac{N^2q}{T}Ln(T) \qquad (۲)$$

پیوست ۲: آزمون‌های همبستگی مقطعی

می‌توان از آماره ضریب لاگرانژ[1] زیرکه توسط بروش- پاگان[2] (۱۹۸۰) ارائه شده است، برای تشخیص همبستگی مقطعی استفاده کرد:

$$CD_{BP} = T\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}^2 \qquad (۳)$$

که $\hat{\rho}_{ij}$ ضریب همبستگی برآورد شده میان باقیمانده‌های بدست آمده بوسیله تخمین‌های انفرادی OLS است. تحت فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی مقطعی؛ با یک مقدار ثابت N و $T\to\infty$ ، CD_{BP} به طور مجانبی دارای توزیع χ^2 با N(N-1)/2 درجه آزادی است. پسران(۲۰۰٤)، نشان داد که آزمون CD_{BP} وقتی N بزرگ است اشکال دارد و وقتی $N\to\infty$ قابل اجرا و اعمال نیست. برای غلبه بر این مشکل می‌توان از آماره ضریب لاگرانژ زیر که توسط پسران(۲۰۰٤) برای همبستگی مقطعی ارائه شده است، استفاده کرد:

$$CD_{lm} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}}\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}(T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \qquad (٤)$$

تحت فرض صفر عدم همبستگی مقطعی؛ و $T\to\infty$ سپس $N\to\infty$، این آماره آزمون به طور مجانبی دارای توزیع نرمال استاندارد است.اما این آزمون به احتمال زیاد وقتی N بزرگتر از T باشد دارای انحراف است. یک آزمون جدید از پسران(۲۰۰٤)، برای همبستگی مقطعی وقتی N بزرگ و T کوچک است می‌توان استفاده کرد، این آماره به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right) \qquad (۵)$$

تحت فرضیه صفرعدم همبستگی؛ با $T\to\infty$ و $N\to\infty$ در هر صورت، آزمون CD به طور مجانبی دارای توزیع نرمال استاندارد است. با انجام آزمون‌های همبستگی مقطعی بیان شده، اگر آماره محاسباتی از ارزش بحرانی جدول بزرگتر باشدفرضیه صفرمبنی بر عدم وجود همبستگی همزمان رد می‌شود و اگر آماره محاسباتی از ارزش بحرانی جدول کوچکتر باشد فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. در عمل برای بدست آوردن آماره آزمون باید هریک از معادلات را به روش OLS تخمین زد و پس از محاسبه ضرایب همبستگی در رابطه بالا قرار داد.

پیوست ۳: نتایج آزمون‌های همبستگی مقطعی

جدول (۱): نتایج آزمون‌های همبستگی همزمان

	DCPS	DCBS	M2	GDS	STV	TO
CD_{BP}	٦۰/٤٦*	۵۰/۰۱*	٤۸/۸٤*	٦۷/۳۹*	٦۱/۸٦*	۷۰/۹۳*
CD_{LM}	٤/۳۳*	۲/۹٤*	۲/۷۸*	۵/۲٦*	٤/۵۲*	۵/۷۳*

منبع: یافته‌های پژوهش

* نشان‌دهنده رد فرض صفر در سطح ۵ درصد اطمینان است.

1. Lagrange Multiplier
2. Breusch and Pagan

پیوست ٤ :

الف- نتایج فرآیند بوت استرپ آزمون علیت گرنجر پانلی سیستم ۱

جدول (۲): H0 اعتبارات بخش خصوصی علت رشد اقتصادی نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	۱/۰۵۵۱	٤/۳۳۲۳
اندونزی	٤/۱۹٤۸	۱٦/۱۷۰٦
مالزی	۱/٤۹٤۳	۳/۸۳٦۹
نیجریه	۱/۳۲۲۸	۵/۳۵۸۷
مصر	۲/٦٦٤٦	۰/٤۸۲٤
ترکیه	۷/۷۳۷۷	۳/٦۵۱۱
پاکستان	۱/۷۲۲۲	۲/۹۲۹٤
بنگلادش	۱٦/۹۰۸۰	۱۱/۰٤۵۵

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳): H0 اعتبارات بخش بانکی علت رشد اقتصادی نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	۷/٦٤۳۵	۳/۰۲۷۵
اندونزی	۳/۳۲۷۳	۱/۰۰۲۲
مالزی	۳/۳٤٤۸	۰/٤۹۳۵
نیجریه	۲/۲۵۵۰	۰/۱۳۲۹
مصر	۰/۵۵٤۰	۰/۱۳۹٤
ترکیه	۱/۸۱۲۲	۰/۸۰۲٦
پاکستان	٤/۲۷۵۵	٦/۳٤۷۱
بنگلادش	۱۳/۵۸۵۳	۲/٤۵۳۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (٤): H0 حجم نقدینگی علت رشد اقتصادی نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	۱/۹۱۱۳	٤/۸۳۵۸
اندونزی	۱۰/۳۱۲٤	۲/۲۰٤۵
مالزی	۱/۵۱۵۹	۹/۲۱۷۱
نیجریه	۳/۳۸٤۹	۱٦/۳۱۲
مصر	۲/۱۱٦٦	۳/۰۹٤۰
ترکیه	٤/۵۸٦۸	۲/٤۵۹۱
پاکستان	۳/٦۳۲٤	۱/۸۷۲۰
بنگلادش	۱۰/۱۷۷۷	٦/۸۰٦۳

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۵): H0 پس‌انداز ناخالص داخلی علت رشد اقتصادی نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	۱/۲۱۷۲	۰/۹۷۲۰
اندونزی	۰/۵۲۲۲	۱/۲۸۶۳
مالزی	۱/۱۰۲٤	۳/٦۰۳۳
نیجریه*	-	-
مصر	۱/۲۳۱۱	۰/٦۰۷۸
ترکیه	۲/۳٤۲٦	۲۲/۸۳۹۹
پاکستان	٦/۲۰۱۸	۳/۹۲۱۹
بنگلادش	۱/۰۷۷۹	۵/۵۵٤۹

منبع: یافته‌های پژوهش

* داده‌های این متغیر برای کشور نیجریه در دسترس نبود.

جدول (٦): H0 ارزش کل سهام مبادله شده علت رشد اقتصادی نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	۲/۹۳۹۹	۰/٤۸۲۰
اندونزی	۰/۲۲۵۷	۲/۰٤۸۹
مالزی	۱/۹٤۳۰	۲/۷٦۷۵
نیجریه	۷/٦٦۱٦	۲/۸۱۷۳
مصر	۳/۰٦۵۵	۳/۰۳۳۷
ترکیه	۰/٤٦۰۱	۵/۳۸۲٤
پاکستان	۲/٦۱۳۹	۳/۸۲٦۹
بنگلادش	۳/۰٦۰۱	۱/۷۹۸٤

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۷): H0 نسبت فعالیت علت رشد اقتصادی نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	۱/٦۵۲۲	۱/۱٦٤۰
اندونزی	٦/۰۳۱۰	۳/۳٦۳٤
مالزی	۱/۹۸۸۰	۲/۲۹۹٦
نیجریه	٦/٤۸۳۱	٦/۷۸۲۰
مصر	۸/۵۵۰٤	٤/٦٦۸۱
ترکیه	٦/٦۱۲۳	٦/۹۲۸۱
پاکستان	۱/۰۳۵۱	۲/۳۵۲۸
بنگلادش	۳/۷۸۸۰	۰/۹۲۹۸

منبع: یافته‌های پژوهش

ب- نتایج فرآیند بوت استرپ آزمون علیت گرنجر پانلی سیستم ۲

جدول (۸): H0 رشد اقتصادی علت اعتبارات بخش خصوصی نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	٤/٠٥٩٦	٣٨/٣١٩٩
اندونزی	٢٣١/٥٤٣٦	٢/٩٩٧١
مالزی	٩/٤٣١٤	١٥١/١٥٦٣
نیجریه	٦/١١٨٢	٤/٧٣٧٦
مصر	١١/٩٢١٢	٣٧/٥٣٤٣
ترکیه	١/٩٩٨٤	٦/٤٤٤٩
پاکستان	٦/٥٥٥٣	٣/٥٠٦٧
بنگلادش	٤/٨٥٨٢	٢٦٣/٦٤١٦

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۹): H0 رشد اقتصادی علت اعتبارات بانکی نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	٢/٥٢٢٧	٠/٠٢٠١
اندونزی	٢/٢٢٨٦	٨/٨٣٩٩
مالزی	٥/٦٧٣٨	٣/٧٣٣٧
نیجریه	٠/٥٣٤٠	٢/٩٥٨٤
مصر	٠/٦٨١٨	١٠/٠٥٤٨
ترکیه	٦/٨٣٦٢	٧٤/٣٦٢٣
پاکستان	٣/٨٦٩٣	٣٥/٣٥٧٠
بنگلادش	١/١٢٧٧	٨٣/٣٩٠٠

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۰): H0 رشد اقتصادی علت حجم نقدینگی نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	۱/٦۷۳٤	۰/۱۰۵۵
اندونزی	۸/٤٥٦۱	۲۲/۰۸۵۲
مالزی	٤/۷۹۸۵	۲۲/۱۰۳٤
نیجریه	۵/۸۷٤۰	۱۱/۱۳۱۰
مصر	۹/۸۵۸۰	۱۹/۹۱۲
ترکیه	۲/۲۱۱۷	۳۲/۵۲۷۹
پاکستان	۱/۷۹٤۸	٦/٦۲٦۸
بنگلادش	٦/۰٦٤۹	۲۵/۷٤۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۱): H0 رشد اقتصادی علت پس‌انداز ناخالص داخلی نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	۳/۹٦۱٦	۰/۲٦۱٤
اندونزی	۲٤/۹۱۵۸	۰/٦۲٤۲
مالزی	۳/۳٦۸۵	۰/۸۸۸۱
نیجریه*	–	–
مصر	۰/۳۹۵۵	۲/۸۷۲۲
ترکیه	۱/۹۸۳۹	٦/۱٤۱۸
پاکستان	۳/۵٤٤۱	۲/۹۵۷۸
بنگلادش	۰/۰۰۰۵	٤/۰۳۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

*داده‌های این متغیر برای کشور نیجریه در دسترس نبود.

جدول (۱۲): H0 رشد اقتصادی علت کل سهام مبادله شده نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	۲/۹۱۸۹	۳/۰٤۸۵
اندونزی	۱/۹۸۹۲	۱۱/۳۹۱۲
مالزی	۲/۵٤۳۰	٦/۵۹۹٤
نیجریه	٦/۳۵۸٦	۹/۲۳۰۰
مصر	۷/۲۰٦۷	۳۵/۱۸۲۳
ترکیه	۱۷/۵۲۷۳	۳/۸۹۱۰
پاکستان	۱/٦۵۰۵	۳۰/۵۲۱۰
بنگلادش	۱٦/٤٤۲۹	۱۰/۹۲۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۳): H0 رشد اقتصادی علت نسبت فعالیت نیست.

کشور	آماره آزمون (والد)	مقادیر بحرانی بوت استرپ ٪۵
ایران	۳/۰۰۹۵	۱/۰۸۸۳
اندونزی	۱/۲۵۰۷	۱۵/۱۵۰۱
مالزی	۲/۸۰۹۲	٤/۲۵۰۱
نیجریه	۱۰/۷۸۵۲	۰/٦۲۲۸
مصر	۳/۲٦۷۳	۰/۵۳۳۱
ترکیه	۸/٦٦۵۹	۰/۳۳۸۱
پاکستان	۳/٤۹۱۵	٤/۸۰۲۳
بنگلادش	۳/۹۰٦۷	۲/۳۲۱٦

منبع: یافته‌های پژوهش

هزینه‌های بهداشتی خصوصی و عمومی و اثرات آن‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در بلندمدت: رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزینی(BMA)

Public and Private Health Expenditure and their Impacts on the Long-Term Economic Growth of Selected Countries: Bayesian Model Averaging Approach

دکتر فتح اله تاری [*]، محمد شیریجیان [**]،
دکتر محسن مهرآرا [***]،حسین امیری [****]

Fathollah Tari (Ph.D.)[*], Mohammad Shirijian[**], Mohsen Mehrara (Ph.D.)[***], Hossein Amiri[****]

دریافت: ۱۳۹۱/۰۹/۱٤ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۲/۲۲

Received: 04/Dec/2012 Accepted: 12/May/2013

چکیده:

شناسایی پارامترهایی که کشورها را به یک رشد اقتصادی پایدار می‌رسانند به عنوان یکی از دغدغه‌های اصلی بسیاری از محققین در تحقیقات‌شان محسوب می‌شود. در این راستا انواع هزینه‌های بهداشتی در زمره‌ی عواملی هستند که مطالعات زیادی بر تاثیر غیرقابل اغماض آن‌ها بر رشد اقتصادی کشورها صحه گذاشته‌اند. این مقاله با اتخاذ رویکرد اقتصاد سنجی بیزینی و به کارگیری روش میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) اثر این دسته از متغیرها را بر رشد اقتصادی بلندمدت گروهی از کشورهای در حال توسعه بررسی می‌نماید. شواهد حاصله گویای آن است که هزینه‌های بهداشتی عمومی به گونه‌ای مثبت و هزینه‌های بهداشتی خصوصی به گونه‌ای منفی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد نظر در بلندمدت اثر می‌گذارند. در ضمن سرانه تعداد تخت‌های بیمارستانی هم می‌تواند به طریقی موثر و مثبت رشد اقتصادی این گروه از کشورها را در بلندمدت تحت تاثیر خود قرار دهد.

کلمات کلیدی: رشد اقتصادی، نسبت هزینه‌های بهداشتی عمومی، نسبت هزینه‌های بهداشتی خصوصی، میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA).

طبقه‌بندی JEL: C11, O49, I19.

[*] دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول)
Email: tari@atu.ac.ir

[**] کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تهران
Email: mhm.shiri@gmail.com

[***] دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
Email: mmehrara@ut.ac.ir

[****] مدرس دانشگاه علوم اقتصادی و دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
Email: hossienamiri@gmail.com

Abstract:

Identifying the factors that contribute to sustained economic growth of countries is the main concerns of economic researchers. The present paper employs a Bayesian econometrics approach based on Bayesian Model Averaging (BMA) method to investigate the effect of public and private health expenditure on economic growth in developing economies. The empirical findings show that public health expenditure positively and private health expenditure negatively affect on the long-term economic growth of developing countries. Also, hospital beds do have a positive important role in explaining long-term economic growth.

Keywords: Economic Growth, Public Health Expenditure, Private Health Expenditure, Bayesian Model Averaging (BMA).

JEL: C11, O49, I19.

[*] Associate Professor of Economics, Allmeh Tabatabaee University. (Corresponding Author)
Email: tari@atu.ac.ir

[**] M.A. in Economics, Tehran University.
Email: mhm.shiri@gmail.com

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

[****] Ph.D. Student in Economics, Allmeh Tabatabaee University. Email: hossienamiri@gmail.com

۱- مقدمه

دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی بالاتر به دلیل رابطه مستقیمی که با ارتقاء سطح مادی زندگی مردم دارد، همواره یکی از دغدغه‌های اصلی مسئولین هر کشوری به حساب می‌آید. شناسایی عوامل موثر بر رشد اقتصادی کشورها، نقش مهمی در بهبود برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گزاری‌ها داشته و خطاهای ناشی از تحلیل نادرست سهم عوامل موثر بر رشد اقتصادی کشورها را کاهش داده و بدین ترتیب تا حد زیادی برنامه‌ریزی‌ها را از خطر انحرافات جدی در بلندمدت می‌رهاند.

از دهه ۱۹٦۰ در بیشتر اقتصادهای صنعتی سهم مخارج بهداشتی از تولید ناخالص داخلی، مورد توجه ویژهٔ محققان اقتصادی بوده است. غالباً سهم هزینه‌های درمانی و بهداشتی از تولید ناخالص داخلی (GDP) در کشورهای توسعه‌یافته بیشتر از کشورهای توسعه‌نیافته است. این نکته نشان می‌دهد اهمیت سلامتی نیروی انسانی در جامعه، با سطح توسعه‌یافتگی کشورها افزایش می‌یابد. اکثر کشورهای پردرآمد عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD[1]) بیش از ۷٪ از تولید ناخالص داخلی خود را برای مراقبت‌های سلامت هزینه می‌کنند. در حالی که این رقم در کشورهای در حال‌توسعه کمتر بوده و در بسیاری از آنها، کمتر از نصف رقم مذکور است. در کشورهایی که شاخص توسعه انسانی بالایی دارند (شاخصی که هر ساله توسط سازمان ملل متحد بر اساس سه عامل امید به زندگی، درآمد سرانه و سطح آموزش محاسبه و اعلام می‌شود) میانگین هزینه مصرف شده از منابع عمومی در امر سلامت در سال ۲۰۰۵ ، برابر ۵/۲٪ از تولید ناخالص داخلی بوده و این میزان در کشورهای دارای توسعه انسانی متوسط ۲/۷٪ و در کشورهای دارای توسعه انسانی پایین ۲/۱٪ بوده است.

بر این اساس، در مطالعات فراوانی عوامل موثر بر افزایش این مخارج بررسی شده است. بر اساس نتایج حاصل شده در بیشتر این مطالعات، تولید ناخالص داخلی هر کشور مهم‌ترین عامل موثر بر مخارج بهداشتی آن کشور بوده است. سهم کالاها و خدمات بهداشتی از کل GDP برای ۱۹۱ کشور دنیا طی دهه گذشته، ۷/۹ درصد است. این رقم برای کشورهای خاورمیانه ٤/۸ درصد و برای کشورهای OECD، ۹/۷ درصد می‌باشد. به علاوه متوسط جهانی مخارج بهداشتی سرانه روی خدمات بهداشتی نزدیک ۵۲۳ دلار می‌باشد اما این رقم در آفریقا ۸۲ دلار برای هر فرد، در کشورهای خاورمیانه ۱۷٦ دلار و در کشورهای OECD، ۲۰۷۸ دلار می‌باشد[2]. افزایش نسبت هزینه‌های بهداشتی به GDP یک نگرانی جدی برای کشورهای توسعه یافته به شمار می‌آید اما این نسبت برای کشورهای درحال‌توسعه (۳/۳ درصد) و خاورمیانه (٤/۸) رقم بالایی نیست، هرچند نگرانی‌های زیادی در خصوص کیفیت این هزینه‌ها وجود دارد.

مطالعات نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در بخش بهداشت می‌تواند به صورت مستقیم و غیرمستقیم از طریق تغییر در بهره‌وری نیروی کار رشد اقتصادی کشورها را متاثر سازد (محمدزاده و نجفی، ۱۳۸٦: ص ٦۹). بدیهی است افراد سالم‌تر نسبت به سایرین بهره‌وری بیشتری داشته و می‌توانند کار بیشتر و با کیفیت مناسب‌تری ارائه دهند. به علاوه نقش بهداشت در ارتقاء سطح توانائی‌های جمعی، مهارت‌های اجتماعی و قابلیت‌های یادگیری بسیار حائز اهمیت بوده و این توانایی را دارد که بهره‌وری نسل‌های آتی را به طور معنی‌داری تحت‌تاثیر خود قرار دهد. بنابراین به نظر می‌رسد که بهداشت و سلامتی می‌تواند از طریق افزایش حضور فقیرترین افراد جامعه در فرایند تولید و همچنین افزایش سطح مشارکت و کارایی نیروی کار موجود اثراتی مستقیم و سریع بر رشد اقتصادی کشورها داشته باشد.

هر چند مطالعات تجربی و نظری، طیف وسیعی از متغیرها را به عنوان عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی کشورها معرفی نموده‌اند اما توجه به این نکته ضروری است که روش‌های متعارف اقتصادسنجی جهت ارزیابی اثر تمامی این متغیرها بر رشد اقتصادی مفید نیستند. چرا که در یک معادله اقتصادسنجی به منظور بررسی وضعیت عوامل موثر بر رشد اقتصادی نمی‌توان تعداد بی‌شمار متغیر توضیحی را وارد نمود. بنابراین

1. Organization of Economic Cooperation and Development

2. OECD data base and World Health Organization(WHO)

محققین به فراخور نوع مطالعه و سلیقه خود ترکیب محدودی از متغیرها را در الگوهای رشد اقتصادسنجی وارد می‌نمایند که یکی از مشکلات اصلی رویکرد مذکور نیز در همین جا است که بررسی نحوه اثرگذاری متغیر هدف بر رشد اقتصادی بستگی به ترکیب سایر متغیرهایی دارد که در کنار متغیر مورد نظر در معادله رشد وارد می‌شوند. بر این اساس می‌توان بیان نمود که در روش‌های متعارف برآورد الگوهای رشد از این موضوع که با تغییرات حتی اندک در ترکیب متغیرهای توضیحی، نتایج تخمین‌ها بطور معنی‌داری تغییر خواهند کرد غفلت شده است (لوین و رنلت[1]، ۱۹۹۲: ص٤). در واقع گستردگی متغیرهای توضیحی موثر بر رشد اقتصادی این سوال اساسی را در میان محققین مطرح نموده که چه متغیرهایی بایستی در الگوی تجربی رگرسیون رشد وارد شوند؟

در مجموع، رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) توانسته تا حد زیادی بر این مشکل یا سردرگمی در خصوص انتخاب الگوی مناسب (بی‌اطمینانی مدل) فائق آید و از این نظر این مقاله چون طیف وسیعی از متغیرهای اثرگذار بر رشد را در نظر می‌گیرد با سایر کارهایی که در این زمینه انجام شده است، متفاوت می‌باشد.

در این مقاله تاثیر هزینه‌های بهداشتی خصوصی و عمومی بر رشد اقتصادی با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) بررسی شده است. کشورهای مورد بررسی این مقاله بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی شامل کشورهای با درآمد متوسط و با درآمد متوسط رو به بالا می‌باشند. هم‌چنین در این مقاله به منظور بررسی اثر متغیرهای توضیحی مورد نظر بر رشد اقتصادی بلند مدت کشورها، از میانگین ۱۱ ساله داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۸ استفاده می‌گردد.

در ادامه در بخش دوم مبانی نظری تحقیق و در بخش سوم مطالعات تجربی مرتبط با تحقیق بیان شده است. در بخش چهارم به معرفی داده‌ها و نتایج تحقیق پرداخته شده است و در نهایت بخش آخر به خلاصه و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

1. Levin and Renelt (1992)

۲- مبانی نظری اثر سلامتی و بهداشت بر رشد اقتصادی

در حال حاضر اکثر مطالعات صورت گرفته در مورد سرمایه انسانی بر آموزش به عنوان معیار سرمایه انسانی تمرکز داشته‌اند و کمتر به سلامت توجه شده است. در حالی که هنگامی که از بهبود کیفیت نیروی کار سخن گفته می‌شود، مسئله منحصر به آموزش، مهارت و تجربه نمی‌شود، بلکه بهداشت و سلامت افراد نیز باید به عنوان عاملی در انباشت سرمایه انسانی در نظر گرفته شود (لطفعلی پور، فلاحی و برجی،۱۳۹۰: ص۱).

هزینه‌های بهداشتی و درمانی (یا سلامتی) را می‌توان به دو بخش هزینه‌های سلامتی بخش خصوصی[2] و هزینه‌های سلامتی بخش عمومی (دولتی[3]) تفکیک کرد. هزینه‌های سلامتی بخش خصوصی هزینه‌هایی است که به امید بهبود سلامت و به هر صورت، توسط اشخاص پرداخت می‌شوند. البته باید توجه داشت که هزینه‌های خصوصی دربردارنده تمامی هزینه‌هایی است که به منظور پیشگیری و درمان صورت گرفته‌اند. هزینه‌های سلامتی بخش عمومی (دولتی) شامل کل هزینه‌های بهداشت و درمانی است که توسط بخش‌های دولتی به هر شکل و تحت هر شرایطی انجام می‌گیرد (آصف زاده، ۱۳۷۱: ص ٤٢-٤٤).

امروزه شاهد هستیم که محققین شاخص‌های این بخش را به عنوان متغیرهایی که مستقیماً رشد اقتصادی کشورها را تحت‌تاثیر خود قرار داده در نظر گرفته و در بسیاری از مطالعات خود، همواره در پی تبیین این موضوع هستند که بهبود شاخص‌ها و امکانات بهداشتی، و یا سهم هزینه‌های بهداشت عمومی چگونه رشد اقتصادی کشورها را در طول زمان تحت‌تاثیر قرار می‌دهد.

با بررسی و جمع‌بندی مطالعات انجام شده در خصوص چگونگی تاثیرگذاری هزینه‌های سلامتی بر رشد اقتصادی کشورها می‌توان دریافت که بطور کلی هزینه‌های سلامتی و بهداشت از طریق چهار مجرای زیر رشد اقتصادی کشورها را

2. Health Expenditure of Private Sector
3. Health Expenditure of Public Sector

تحت‌تاثیر خود قرار می‌دهد (بهرمان[1]، ۱۹۹۳: ص۳):

۱- اثر مستقیم سلامتی بر بهره‌وری نیروی کار؛

۲- اثر غیرمستقیم سلامتی بر بهره‌وری نیروی کار؛

۳- اثر سلامتی بر سرمایه‌گذاری؛

٤- اثر سلامتی بر طول عمر و امید به زندگی.

۲-۱- اثر مستقیم سلامتی بر بهره‌وری نیروی کار

اثرگذاری مستقیم بهداشت و سلامتی بر بهره‌وری نیروی کار از طریق ارتقاء سطح سلامت فیزیکی، روحی و ذهنی نیروی کار صورت می‌پذیرد. طبعاً هر چه قدر نیروی کار از سلامتی بالاتری برخوردار باشد می‌تواند کار تخصصی خود را به ازای هر سطح مشخصی از نهاده‌ها با کیفیت و کمیت بالاتری انجام داده و به عبارتی زمان و دقت بیشتری را در فعالیت‌های کاری خود صرف نماید. روحیه سالم و شاداب‌تر نیز باعث می‌شود که فرد با دغدغه خاطر کمتر و روحیه، انگیزه و اخلاق کاری بالاتری به ایفای وظایف خود بپردازد.

بطور مثال استراس و اووه[2] (۱۹۸٦) با استفاده از داده‌های مقطعی در خصوص بهره‌وری نیروی کار خانوارهای کشاورز کشور سیرالئون در طول سال های ۷۵-۱۹۷٤ نشان دادند که "نیروی کار موثر خانوار[3]" به طور معنی‌داری با متوسط کالری مصرفی، ارتباط مستقیم دارد. دئولالیکار و بهرمان[4] (۱۹۸۸) با استفاده از داده‌های پانل[5] مربوط به ۲٤۰ خانوار روستایی هند در طول سال های ۷۸-۱۹۷٦ به این نتیجه رسیدند که نسبت وزن به قد افراد اثر مستقیمی بر تولیدات کشاورزی و سطح دستمزد آن ها دارد.

سلامتی را می‌توان جزء مهمی از سرمایه انسانی محسوب نمود و به طور معمول انتظار می‌رود افراد سالمی که با مقادیر مشخصی از عوامل تولید مشغول کار هستند، در واحد زمان بهره‌وری بیشتری نسبت به نیروی کار بیمار داشته باشند. افراد سالم معمولاً با انگیزه بیشتر برای کسب درآمد، سخت‌کوش‌تر و کاراتر می‌باشند. علاوه بر آن، سرمایه‌گذاری برای افزایش خدمات سلامتی می‌تواند بازده سرمایه‌گذاری‌های دیگر در تربیت نیروی انسانی سالم را در زمینه‌هایی مانند آموزش‌های عمومی و تخصصی بالا ببرد. تندرستی بیشتر می‌تواند توان یادگیری در افراد را افزایش دهد، که این خود، تاثیر حائزاهمیت در افزایش بازده سرمایه‌گذاری در تعلیم و تربیت را موجب می‌گردد.

۲-۲- اثر غیرمستقیم بهداشت بر بهره‌وری نیروی کار

مهمترین مجرای اثرگذاری غیرمستقیم بهداشت بر بهره‌وری نیروی کار از طریق ارتقاء قابلیت‌های شناختی (ادراکی)[6] افراد صورت می‌پذیرد. بدیهی است که سلامت بیشتر قدرت و سرعت فرایند یادگیری هر یک از افراد را بهبود بخشیده و از این طریق ضمن ارتقاء کارایی هر واحد سرمایه‌گذاری در بخش آموزش نیروی کار، در بهبود بهره‌وری کار وی موثر می‌باشد.

۲-۳- اثر سلامتی بر سرمایه‌گذاری

سلامتی بهتر، در صورت ثبات سایر شرایط، احتمالاً به منزله آن خواهد بود که منابع کمتری در آینده صرف مخارج درمانی خواهند شد، بنابراین منابعی که می‌توانستند صرف مخارج درمانی شوند، برای مقاصد دیگری از جمله سرمایه‌گذاری قابل استفاده خواهند بود. البته بخشی از این منابع صرف افزایش مصرف فعلی جامعه نیز می‌شوند، ولی نسبتی از آن نیز صرف افزایش سرمایه فیزیکی و انسانی خواهند شد که نهایتاً هر دو رشد اقتصادی بیشتر را به دنبال خواهد داشت (جوادی‌پور، ۱۳۸٤: ص۲۲).

۲-٤- اثر بهداشت بر طول عمر و امید به زندگی

یکی دیگر از عوامل تعیین‌کننده مخارج بهداشتی پیشرفت تکنولوژی است. همواره تاثیر بهداشت بر رشد اقتصادی از طریق اثرگذاری بر ساختار جمعیتی یک کشور بحث‌برانگیز بوده است. بدیهی است که بهداشت مناسب زندگی طبیعی را طولانی‌تر نموده و در صورتی که این افزایش عمر مربوط به

1. Behrman (1993)
2. Strauss and Ove (1986)
3. Effective Family Labour
4. Deolalikar and Behrman (1988)
5. Panel Data
6. Cognitive Capabilities

بازه سال‌های اشتغال و تولید باشد تـاثیرات اقتصـادی بیشـتر و بهتر و اگر به افزایش سال‌های بازنشسـتگی و سـالمندی افـراد منجر شود به دلیل افزایشی کـه در بـار تکفـل و وابسـتگی بـه جمعیت فعال ایجاد می‌کند ممکن است حتی اثرات معکوسـی نیز بر رشد اقتصادی کشورها بگذارد، مگر آنکه پـس‌انـدازهای شخصی که افراد برای مصرف در دوران پیری کنار می‌گذارنـد بیشتر از بار مالی ناشی از تامین هزینـه‌هـای افـراد کهنسـال در کشور باشد. همچنین افزایش امید به زنـدگی و کـاهش مـرگ ومیر به واسطه بهبود وضعیت بهداشتی جامعه به ارتقاء انگیـزه افراد در پس‌انداز بیشتر و مصرف کمتر کمک نمـوده و متعاقبـاً افزایش سـرمایه‌گـذاری و رشـد اقتصـادی بـالاتری را در پـی خواهد داشت (وایتر و همکاران[1]، ۲۰۰۳: ص۷).

شاخص امید به زندگی، نشان‌دهنده کیفیت زندگی و متـاثر از برنامه‌های اجتماعی، مراقبت‌های بهداشتی، آرامش روانـی و تغذیه سالم است. رشد ایـن شـاخص مـی‌توانـد نشـان‌دهنـده کیفیت استفاده از هزینه‌های بهداشتی در یک کشـور باشـد. بـه عبارت دیگر اگر هزینه‌های بهداشت و درمان بـه میـزان کـافی باشد و کارایی استفاده از ایـن منـابع در سـطح بـالایی باشـد، می‌توان انتظار داشت که شاخص مربوط به سطح سلامتی ارتقا یابد.

۳- مرور مطالعات تجربی

مطالعات تجربی گذشته که بـر اسـاس رویکـرد اقتصادسـنجی متعارف به بررسی ارتباط بین مولفه‌های کلان بهداشتی و رشـد اقتصادی پرداخته‌اند، عمدتاً از داده‌های سری زمانی یا داده‌های بین کشوری پانل[2] استفاده نموده‌اند. در ادامه برخی از مهمترین مطالعات انجام شده در این زمینه را مرور می‌کنیم.

نیوهاس[3] (۱۹۷۷) فرضیهٔ مشهوری را بنا نهاد که بر اسـاس آن مهم‌ترین عامل موثر بر مخـارج بهداشـتی کشـورها، میـزان درآمد (تولید ناخالص داخلی) آنهـا معرفـی شـده اسـت. ایـن فرضیه سرآغازی بود بر انبوه مطالعاتی کـه بـه بررسـی عوامـل موثر بر مخارج بهداشتی پرداخته است.

کلارک و اسلام[4] (۲۰۰۳) تاثیر هزینه‌هـای بهداشـتی بـر رفـاه اجتمـاعی دو کشـور اسـترالیا و تایلنـد را در دوره ۹۹- ۱۹۹۵ مورد بررسی قرار دادند. آنها از درآمد سرانه واقعـی بـه عنـوان معیاری برای سنجش رفاه اجتماعی استفاده کـرده و در نهایـت هر دو به این نتیجه مهم دست می‌یابند که اثر هزینه‌های دولتی بهداشتی بر رشد اقتصادی یک کشور در حال‌توسـعه (تایلنـد) بیشتر از تاثیر آن بر رشـد اقتصـادی یـک کشـور توسـعه‌یافتـه (استرالیا) می‌باشد.

ویسـنته و مـارتینز- زاهـونرو[5] (۲۰۰۷) در پژوهشـی بـه بررسی رابطه بلندمدت بین سرانه مخارج بهداشتی بـر حسـب برابری قدرت خرید دلار آمریکا (US$PPP[6]) و سرانه درآمـد ملی بر حسب برابری قدرت خرید دلار آمریکا در طـول دوره ۲۰۰۱ -۱۹۶۰ در اسپانیا می‌پردازند. محققین با طرح این سئوال که «آیا بین دو متغیر فوق در طول زمان رابطه‌ی با ثبات وجـود دارد یا نه؟»، هم انباشتگی[7] بین دو متغیر مذکور را بررسی کرده و در نهایت بدین نتیجه می‌رسـند کـه بـین مخـارج بهداشـتی (HE) و تولیـد ناخـالص داخلـی(GDP) یـک رابطـه تعـادلی بلندمـدت وجـود دارد. ولـی در عـین حـال شـاهد دو تغییـر ساختاری در رابطه بین این دو متغیر در طی سال‌های ۱۹۷۱ و ۱۹۹۱ نیز می‌باشیم.

چاکرون[8] (۲۰۰۹) رابطه‌ی غیرخطی میان مخارج خـدمات سـلامتی و درآمـد ملـی ۱۷ کشـور عضـو OECD در طـول سال‌های ۲۰۰۳- ۱۹۷۵ را مورد مطالعه قرار داده اسـت. نتـایج مطالعه نشان مـی‌دهـد کـه؛ اولاً) بـین درآمـد ملـی و مخـارج بهداشتی در این کشورها یک رابطه غیرخطی وجود دارد، ثانیاً) برخلاف نتـایج بسـیاری از مطالعـات دیگـر، میـانگین کشـش درآمدی در این گروه از کشورها در طـول دوره فـوق کمتـر از یک بوده که البتـه بـا گذشـت زمـان، کشـش مـذکور رونـدی افزایشی داشته و به سمت یک میل پیدا کرده است. به عبـارت دیگر خدمات سـلامتی در ایـن قبیـل از کشـورها بـر خـلاف بسیاری از کشورهای دیگر به عنوان یک کالای ضروری (و نـه

1. Witter et al. (2003)
2. Panel Data
3. Newhouse (1977)
4. Clarke & Islam (2003)
5. Vicente & Martinez-Zahonero (2007)
6. Purchasing Power Parity
7. Cointegration
8. Chakroun (2009)

یک کالای لوکس) به حساب می‌آید.

مجتهد و جوادی پور (۱۳۸۳) در مقاله‌ی با عنوان "تاثیر هزینه‌های بهداشتی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب" به بررسی چگونگی اثرگذاری هزینه‌های بهداشتی (به عنوان متغیر نماینده سرمایه بهداشتی) بر رشد اقتصادی تعدای از کشورها می‌پردازند. آنها با استفاده از الگوی گسترش یافته سولو یعنی الگوی منکیو، رومر و ویل (MRW[1]) و داده‌های ۳۳ کشور در حال توسعه در طول دوره ۹۸-۱۹۹۰ به این نتیجه می‌رسند که یک رابطه علّی دو طرفه بین هزینه‌های بهداشتی به عنوان متغیر نماینده سرمایه سلامتی و رشد اقتصادی در گروه کشورهای مورد بررسی وجود دارد. به علاوه هزینه‌های بهداشتی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی می‌گذارند به طوریکه ۰/۲ تا ۰/۲٤ درصد رشد اقتصادی کشورها در دوره مذکور ناشی از هزینه‌های بهداشتی آن‌ها می‌باشد.

هادیان، شجاعی و رجب زاده (۱۳۸۵) به بررسی اثر مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی کشور ایران طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۵۸ پرداختند. آنها اثر مخارج بهداشتی بر روی رشد را در کنار سایر عوامل مانند نیروی کار و سرمایه فیزیکی برای اقتصاد ایران مورد مطالعه قرار دادند. الگوی مورد استفاده آنها الگوی سولو می‌باشد. یافته‌ها نشان می‌دهد که هزینه‌های بهداشتی اثر مثبت و معنی‌دار ولی رشد جمعیت اثر مثبت ولی غیرمعنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد. هم‌چنین اثر سرمایه و نیروی کار نیز مثبت می‌باشد. هادیان و همکاران در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که با توجه به اثر مستقیم مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی و اثر غیرمستقیم آن بر اقتصاد از راه کاهش مرگ و میر جمعیت فعال کشور و همچنین کاهش میزان ناتوانی و غیبت از کار به واسطه کاهش بیماری و با مشخص شدن مقدار اثر آن در اقتصاد ایران، این مطالعه به برنامه‌ریزان و سیاست‌گزاران کلان کشور کمک می‌نماید تا نگاه خود را به نحوه تخصیص هزینه‌ها در بخش بهداشت و درمان کشور تغییر دهند و بهداشت را نوعی کالای سرمایه‌ای به حساب آورند و در این زمینه بیشتر سرمایه‌گذاری کنند تا باعث رشد اقتصادی و توسعه کشور در آینده شود.

قنبری و باسخا (۱۳۸۷) در پژوهشی بر مبنای الگوی رشد برون‌زای سولو و با استفاده از متغیرهای تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦، موجودی سرمایه‌های فیزیکی در جریان تولید، جمعیت فعال (تمام افراد شاغل بالای ۱۰ سال) و هزینه‌های آموزشی و بهداشتی به بررسی اثرات تغییر هزینه‌های بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی ایران در دوره ۸۳- ۱۳۳۸ می‌پردازند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که اولاً (بین متغیرهای فوق هم‌انباشتگی وجود دارد و ثانیاً) افزایش یک درصدی در هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت در طول دوره مورد بررسی به ترتیب ۰/۲۲ و ۰/۲۳ افزایش تولید را به دنبال خواهد داشت. همچنین در بلندمدت، نقش هزینه‌های بهداشتی در اقتصاد ایران اندکی بیشتر از تاثیر هزینه‌های آموزشی است. برآورد الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت (ECM[2]) نیز نتایج مشابهی بدست می‌دهد.

مهرآرا و امیری (۱۳۹۱) در مقاله‌ای تحت عنوان "آیا سلامت در کشورهای خاورمیانه کالایی لوکس می‌باشد؟ شواهدی از مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم پانل" با استفاده از مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم پانل به بررسی ارتباط بین مخارج بهداشتی و درآمد برای ١٤ کشور خاورمیانه از جمله ایران و برای دوره زمانی ۲۰۰٦-۱۹۹۰ پرداختند. نتایج بدست آمده نشان داد که کشش درآمدی برای اکثر کشورها کمتر از یک است. به علاوه ارتباط بین درآمد و مخارج بهداشتی تحت‌تاثیر پیشرفت‌های تکنولوژیکی بین کشورها تغییر کرده است.

شایان ذکر است که برخی از مطالعات نیز نشان‌دهنده‌ی غیرمعنی‌دار بودن اثر مخارج بهداشتی بر رشد است. در همین چارچوب کولیس و وست[3] (۱۹۷۹) نشان دادند که مخارج بهداشتی نمی‌تواند به عنوان یک نوع سرمایه‌گذاری اثر معنی‌داری بر اقتصاد کشورهای OECD داشته باشد در حالی که استرلی و ربلو[4] (۱۹۹۳) دریافتند که اثر مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی کشورها منفی ولی غیرمعنی‌دار است.

1. Mankiw, Romer & Weil

2. Error Correction Model
3. Cullis and West (1979)
4. Easterly and Rebelo (1993)

با توجه به مطالعات صورت گرفته در بالا ملاحظه می‌شود که در هر یک از کارهای صورت‌گرفته بسته به نوع هدفی که نویسندگان داشته‌اند از یک سری متغیرهای توضیحی استفاده شده است و مطالعه جامعی که در برگیرنده تمام یا بخش اعظم متغیرهای توضیحی موثر بر رشد اقتصادی باشد، صورت نگرفته است. مطالعات نشان می‌دهد که تعداد متغیرهای توضیحی بالقوه که می‌توانند در مدل‌های رشد اقتصادی لحاظ شوند به ۱٤٥ مورد می‌رسد. این در حالی است که در اقتصادسنجی متعارف هیچ راه حل قابل‌قبول و منجر به نتیجه‌ای برای رفع این مشکل وجود ندارد[۱]. لذا در مطالعه حاضر با استفاده از روش اقتصادسنجی بیزینی طیف وسیعی از متغیرهای موثر بر رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است و در این چارچوب تاثیر هزینه‌های بهداشتی خصوصی و عمومی بر رشد اقتصادی بررسی شده است.

٤- معرفی متغیرها و نتایج تحقیق

از آنجایی که از یک طرف بخش مهمی از هزینه‌های بهداشتی عمومی و پیشگیری توسط دولت‌ها یا بخش عمومی انجام پذیرفته و از طرف دیگر نیز چون انتظار می‌رود که هزینه-اثربخشی مراقبت‌های بهداشت عمومی بیشتر از مراقبت‌های درمانی، تخصصی یا فوق تخصصی ارایه شده توسط بخش خصوصی باشد، در این بررسی از دو متغیر "نسبت هزینه‌های بهداشتی خصوصی به GDP[۲]" و "نسبت هزینه‌های بهداشتی عمومی به GDP[۳]" به نمایندگی از هزینه‌های بهداشتی دو بخش خصوصی و عمومی استفاده شده است. متغیر وابسته نیز "رشد تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های حقیقی" است.

علاوه بر دو متغیر توضیحی مذکور مجموعه ای از ۲۷ متغیر توضیحی بالقوه دیگر نیز با توجه به دسترسی به داده‌ها در الگو لحاظ می‌شود. فهرست متغیرهای توضیحی در جدول (۱) پیوست ارائه گردیده است.

کشورهای مورد بررسی این مقاله بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی[٤] شامل کشورهای با درآمد متوسط و با درآمد متوسط رو به بالا می‌باشند.[٥] لازم به ذکر است که این کشورها بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی (۲۰۱۰) همگی در زمره کشورهای درحال توسعه می‌باشند. همچنین در این مقاله به منظور بررسی اثر متغیرهای توضیحی مورد نظر بر رشد اقتصادی بلندمدت کشورها، از میانگین ۱۱ ساله داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۸ استفاده می‌گردد. اطلاعات مربوط به متغیرها از منابع مختلف آماری شامل داده‌های بانک جهانی (WBD,2010)[٦]، سازمان بهداشت جهانی (WHO)[۷]، سازمان آموزشی، علمی و فرهنگی ملل متحد (UNESCO)[۸]، شاخص‌های توسعه بانک جهانی (WDI,2008)[۹]، داده‌های سازمان ملل متحد (UN, 2010)[۱۰]، سازمان برنامه توسعه ملل متحد (UNDP)[۱۱] و سازمان بین‌المللی کار (ILO)[۱۲] جمع-آوری شده است.

برخی از مهمترین نتایج نهایی تحلیل‌های میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) به ترتیب در جداول (۲) تا (٤) ارائه گردیده است. جدول ۳ گویای ترکیب متغیرهای توضیحی موثر

---

۱. برای اطلاعات بیشتر به Poirier (1995, pp. 519–523) رجوع شود.

۲. نسبت مخارج بهداشتی خصوصی به GDP: طبق تعریف سازمان بهداشت جهانی (WHO)، مخارج بهداشتی خصوصی دربردارنده مخارج مستقیم خانوارها، بیمه‌های خصوصی، بخشش‌های موسسات خیریه و پرداختی‌های مستقیم شرکت-های خصوصی به بخش بهداشت می‌باشد و متغیر مذکور نیز به صورت نسبتی (درصدی) از این مخارج در هر کشوری به GDP آن می‌باشد.

۳. نسبت مخارج بهداشتی عمومی به GDP طبق تعریف سازمان بهداشت جهانی (WHO)، مخارج بهداشتی عمومی شامل بودجه‌های دولت (مرکزی یا محلی)، استقراض و کمک‌های بلاعوض خارجی و صندوق‌های بیمه اجتماعی سلامت می-باشد و متغیر مذکور نیز به صورت نسبتی (درصدی) از این مخارج در هر کشوری به GDP آن می‌باشد.

٤. یکی از انواع طبقه‌بندی‌های بانک جهانی بر اساس درآمد می‌باشد که بر اساس آن کشورها به گروه با درآمد بالا (٦٦ کشور) با درآمد بالاتر از متوسط (٤٦کشور)، با درآمد پایین‌تر از متوسط (٥٥ کشور) و با درآمد پایین (٤٣ کشور) طبقه‌بندی می-شوند.

٥. آرژانتین، بلاروس، بوتسوانا، برزیل، بلغارستان، شیلی، کلمبیا، کاستاریکا، جمهوری دومینکن، قزاقستان، لاتویا، لبنان، لیتانیا، مالزی، موریس، مکزیک، نامیبیا، پاناما، پرو، لهستان، رومانی، روسیه، آفریقاجنوبی، کیتس، لوسیا، ترکیه، اروگوئه، ونزوئلا، آذربایجان، چین، هند، اندونزی، ایران، پاکستان، فیلیپین، تونس، تایلند، اردن، فیجی

6. World Bank Data
7. World Health Organization (WHO)
8. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization
9. World bank, World Development Indicators (2008)
10. United Nations Organization
11. United Nations Development Program
12. http://www.ilo.org/stat/

۱۰ مدل برتر یا بهینه است که با ۱۰۰۰۰۰ بار نمونه‌گیری موثر[۱] از کلیه مدل‌های موجود (2^{29}مدل) حاصل شده و بر اساس نتایج جدول ۳ از بیشترین تعداد دفعات تکرار (مدل)، بالاترین احتمال پسین عددی[۲] و احتمال پسین تحلیلی[۳] برخوردار می‌باشند. همچنین جدول ٤ که متشکل از شش ستون می‌باشد اهمیت هر یک از ۲۹ متغیر توضیحی بالقوه در نظر گرفته شده را بر رشد اقتصادی کشورها نشان می‌دهد. بعد از ستون مربوط به اسامی متغیرها، اولین ستون، تعداد دفعات تکرار هر یک از متغیرهای توضیحی بالقوه و دومین ستون نیز احتمال وقوع هر یک از آن‌ها[٤] را در همان ۱۰۰۰۰۰ بار نمونه‌گیری موثر از مدل‌ها نشان می‌دهد. اما ستون بعدی مربوط به میانگین وزنی ضرایب پسین هر یک از متغیرهای توضیحی در کل مدل‌های برآورد شده است. بدیهی است که این ضرایب از قابلیت اطمینان بالاتری نسبت به ضرایب متغیرهایی که تنها بر اساس یک مدل واحد تخمین زده شده‌اند، برخوردارند. ستون آخری نیز نشان‌دهنده انحراف معیار مربوط به هر یک از ضرایب متغیرها می‌باشد. با مراجعه به جدول ۲ و همچنین با عنایت به ستون احتمال وقوع هر یک از متغیرهای توضیحی مورد نظر در جدول ٤ درمی‌یابیم که در بین ۲۹ متغیر توضیحی در نظرگرفته شده، برخی از متغیرها تاثیر حتمی‌تری بر رشد اقتصادی بلندمدت کشورهای مورد بررسی می‌گذارند (احتمال تعلق آنها به الگوی رشد بلندمدت بالا است). بر اساس نتایج تحلیل‌های کمی انجام شده متغیر "رشد واردات کالاها، خدمات و درآمد (GIMP)" با احتمال ۰/۹۹۰۲۰ تاثیری مثبت و حتمی بر رشد اقتصادی بلندمدت داشته است. میانگین وزنی ضریب متغیر مذکور تقریباً برابر با ۰/۲۳ با خطای معیار پایین ۰/۰۵۰۲است. دلیل چنین نتیجه‌ی را می‌توان در وابستگی بالای رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی به تجارت خارجی و به ویژه واردات جستجو کرد. متغیر "نرخ مشارکت نیروی کار جمعیت ۱۵ سال به بالا (LPR)" نیز با احتمال ۰/۸۱۵ از دیگر متغیرهای بااهمیتی است که تاثیری مثبت بر رشد اقتصادی بلندمدت مورد نظر این تحقیق گذاشته و بر اساس نتایج محاسبات انجام شده میانگین وزنی ضریب پسین این متغیر در تاثیرگذاری بر رشد اقتصادی بلندمدت حدود ۰/۰۸ می‌باشد. تاثیر این متغیر بر رشد اقتصادی بلندمدت منطقی به نظر می‌رسد زیرا عرضه‌ی بیشتر نیروی کار و نرخ مشارکت بیشتر زنان به مفهوم ظرفیت درآمدزایی بیشتر در اقتصاد، افزایش تقاضا و اقتصاد زیرزمینی کوچکتر بوده که در نهایت نیز رشد اقتصادی بالاتری را حاصل می‌نماید. "درصد پس‌اندازهای ناخالص به تولید ناخالص داخلی (GRS)" نیز با احتمال ۰/۸۳٤تاثیر بااهمیت و مثبتی (با ضریب ۰/۰۸) بر رشد اقتصادی بلندمدت می‌گذارد. مطابق انتظار افزایش این نسبت به دلیل افزایش دسترسی به منابع مالی لازم و همچنین کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری در تولید اثر مثبت بر رشد اقتصادی بلندمدت دارد.

اما "سرانه تعداد تخت‌های بیمارستانی (به ازای هر ۱۰۰۰ نفر) HBP"، "نسبت هزینه‌های بهداشتی عمومی به تولید ناخالص داخلی (PUHE) " و " نسبت هزینه‌های بهداشتی

---

۱. فرایند نمونه‌گیری از مدل‌های موجود بر مبنای الگوریتم MC مشتمل بر دو مرحله نمونه‌گیری غیرموثر (به منظور تکرار شبیه‌سازی تا همگرایی و حصول به تعادل) و نمونه‌گیری موثر (به عنوان معیار اصلی محاسبات روش BMA از قبیل احتمال وقوع مدل‌ها و متغیرها، میانگین پسین ضرایب، انحراف معیار و...) می‌باشد. در این تحقیق میزان نمونه‌گیری غیرموثر ۱۰۰۰۰ بار و نمونه‌گیری موثر ۱۰۰۰۰۰ بار تعیین شده است.

۲. احتمال پسین عددی هر مدلی (M_i) برابر با نسبت تعداد دفعات انتخاب آن مدل به مجموع انتخاب‌های کل ۱۰ مدل بهینه در فرایند الگوریتم MC می‌باشد؛

$$P_{M_1} = \frac{top10count}{sum(top10count)}$$

که در رابطه فوق $top10count$ بیانگر تعداد دفعات انتخاب مدل مورد نظر (M_i) و $sum(top10count)$ نیز برابر با مجموع تعداد دفعات انتخاب کل ۱۰ مدل بهینه می‌باشد. همچنین احتمال عددی وقوع هر یک از ۱۰ مدل بهینه نیز به صورت نسبت مجموع انتخاب ۱۰ مدل به کل نمونه‌گیری موثر محاسبه می‌گردد.

۳. احتمال تحلیلی هر یک از ۱۰ مدل بهینه به صورت نسبت لگاریتم تابع درستنمایی نهایی هر مدل به مجموع لگاریتم توابع درستنمایی ۱۰ مدل مذکور و در قالب روابط ذیل برآورد می‌گردد:

$$t = lprobtop10 - lprobtop(\max)$$

$$P(M_i / y) = \frac{e^t}{sum(e^t)}$$

احتمال مذکور میزان لگاریتم تابع درستنمایی حاشیه‌ی می‌باشد که به عنوان یکی از خروجی‌های مهم روش BMA از اهمیت بسزایی به هنگام مقایسه مدل‌های رقیب برخوردار است.

٤. احتمال وقوع هر یک از متغیرهای توضیحی بالقوه برابر با نسبت تعداد دفعات تکرار آن متغیر به کل نمونه‌گیری موثر انجام شده می‌باشد، یعنی:

$$P(X_i = \frac{incount(i)}{nkeep}), \quad i = 1,2,...,29$$

خصوصی به تولید ناخالص داخلی (PRHE)" سه متغیر بهداشتی می‌باشند که براساس محاسبات انجام شده تاثیر بااهمیتی بر رشد اقتصادی بلندمدت کشورهای مورد بررسی می‌گذارند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در مجموع نتایج حاصل را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

۱- از بین ۲۹ متغیر توضیحی بالقوه در نظر گرفته شده متغیرهای "سرانه تعداد تخت‌های بیمارستانی (به ازای هر ۱۰۰۰ نفر)"، "رشد واردات کالاها، خدمات و درآمد"، "نرخ مشارکت نیروی کار جمعیت ۱۵ سال به بالا" و "درصد پس‌اندازهای ناخالص به GDP" تاثیری مثبت و حتمی بر رشد اقتصادی بلندمدت کشورهای مورد بررسی می‌گذارند. بدیهی است که اگر تعداد تخت‌های بیمارستانی را به عنوان شاخصی از کیفیت و کمیت نظام سلامت تلقی کنیم توسعه این بخش قادر است کمک موثری بر رشد اقتصادی بلندمدت کشورهای در حال توسعه نماید.

۲- بر مبنای تحلیل‌های کمی و کیفی که پیش از این به بحث و بررسی آن‌ها پرداختیم، دانستیم که "نسبت هزینه‌های بهداشتی عمومی به GDP" تاثیری مثبت و حتمی و در مقابل "نسبت هزینه‌های بهداشتی خصوصی به GDP" تاثیری منفی و البته باز هم حتمی بر رشد اقتصادی بلندمدت کشورهای درحال توسعه خواهند گذاشت. لذا به نظر می‌رسد که هزینه‌های سلامتی بخش عمومی در حوزه‌های بهداشت عمومی یا مراقبت‌های درمانی اولیه تاثیر به مراتب بیشتری بر رشد اقتصادی بلندمدت نسبت به هزینه‌های سلامتی بخش خصوصی مانند هزینه‌های پرداخت از جیب دارند. به علاوه صندوق‌ها یا نظام‌های تامین اجتماعی کارآمد و فراگیر بر مشکل شکست بازار بیمه‌های خصوصی فائق آمده و سهم بیشتری را در رشد اقتصادی بلندمدت کشورهای درحال توسعه ایفا می‌نماید. بدین ترتیب انتظار می‌رود که اگر کشورها بتوانند نظام‌های سلامت ملی و تامین اجتماعی را بصورت کارآمد و موثر توسعه بخشیده و از سهم هزینه‌های سلامتی بخش خصوصی بکاهند در آن صورت توفیق یابند که منافع بیشتری را بر حسب رشد اقتصادی در بلندمدت تحصیل کنند.

با مقایسه بین کارهای صورت گرفته در این زمینه ملاحظه می‌شود که در تمامی کارهای قبلی هدف بررسی رابطه بین مخارج بهداشتی و رشد اقتصادی می‌باشد و به فراخور کار متغیرهای توضیحی جدیدی اضافه شده است که ممکن است از این بابت مدل مورد بررسی دچار ایراداتی باشد. به دلیل اینکه امکان دارد متغیرهایی خارج از الگو وجود داشته باشند که بر روی رشد اقتصادی موثرند ولی در الگو لحاظ نشده است، در مقاله پیش رو نقص کارهای قبلی برطرف و مجموعه‌ی کاملی از متغیرهای توضیحی موثر بر رشد اقتصادی به مدل اضافه شده است. روش مورد استفاده در این کار روش میانگین‌گیری بیزینی می‌باشد که از این بابت نیز جدید و نو می‌باشد.

در مجموع بر اساس نتایج تجربی حاصله پیشنهادات زیر ارائه می‌شود:

۱- حضور کارآمد و گسترده‌تر دولت در بخش سلامت بسیاری از کشورهای در حال توسعه می‌تواند به عنوان راهبردی موثر و مفید در بهبود شاخص‌های رشد و توسعه اقتصادی آن ها به حساب آید.

۲- کشورهای در حال توسعه از جمله ایران می‌توانند با توسعه و تجهیز کارامد نظام آموزشی و هماهنگ و متناسب با نظام بهداشتی، شرایط را برای اثرگذاری مثبت هردو نظام بر رشد و رفاه فراهم کنند.

کشورهای در حال توسعه می‌بایست بخش قابل‌توجهی از هزینه‌های خود را در راستای فراهم نمودن زیرساخت‌ها و تجهیز صنایع مرتبط با بهداشت صرف کنند تا در آینده از اثرات مثبت این نوع هزینه‌ها در کوتاه‌مدت نیز بهره‌مند شوند.

جدول(۱): متغیرهای مورد استفاده در تحقیق

ردیف	متغیر	تعریف متغیر	منبع داده‌ها
متغیرهای وابسته			
۰	GPGDP	متوسط رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی (برمبنا سال ۲۰۰۰) برای دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۸	WBD (2010)
متغیرهای توضیحی			
۱	PEEG	درصد مخارج آموزشی عمومی به GDP	WBD (2010)
۲	PGER	نسبت ثبت‌نام ناخالص ابتدایی (مقطع اول تحصیلی)	UNESCO(2010)
۳	SGER	نسبت ثبت‌نام ناخالص راهنمایی (مقطع دوم تحصیلی)	UNESCO (2010)
٤	TGER	نسبت ثبت‌نام ناخالص دانشگاهی (مقطع سوم تحصیلی)	UNESCO (2010)
٥	PRHE	نسبت مخارج بهداشتی خصوصی به GDP	WHO (2010)
٦	PUHE	نسبت مخارج بهداشتی عمومی به GDP	WHO (2010)
۷	HBP	سرانه تعداد تخت‌های بیمارستانی(به ازای هر ۱۰۰۰ نفر)	WHO (2010)
۸	LIFEXP	امید به زندگی در بدو تولد	UNDP (2010)
۹	PHET	درصد مخارج بهداشتی عمومی به کل	WHO (2010)
۱۰	GCNR	رشد تغییرات در ذخایر خالص	WBD (2010)
۱۱	GME	رشد مخارج نظامی	WBD (2010)
۱۲	ISHH	سهم درآمدی دو دهک بالا	WBD (2010)
۱۳	GIMP(GSI)	رشد واردات کالاها، خدمات و درآمد	WBD (2010)
١٤	GEXP(GSI)	رشد صادرات کالاها، خدمات و درآمد	WBD (2010)
١٥	ISHI	سهم درآمدی دو دهک پایین	WBD (2010)
١٦	GFDI	رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (جریان خالص)	WBD (2010)
١٧	LPR	نرخ مشارکت نیروی کار جمعیت ۱۵ سال به بالا	ILO(2010),United Nations (2010)
١٨	RIR	نرخ بهره واقعی(درصد)	WBD(2010)
١٩	VO & AC	اظهارنظر و پاسخگویی	Governance matters VIII paper (2009)
٢٠	PS & ABV	ثبات سیاسی و فقدان خشونت و تروریسم	Governance matters VIII paper (2009)
٢١	GOVEF	کارایی دولت	Governance matters VIII paper (2009)
٢٢	RULAW	تساوی افراد در برابر قانون	Governance matters VIII paper (2009)
٢٣	REGQUAL	کیفیت قوانین	Governance matters VIII paper (2009)
٢٤	CUAB	درصد تراز حساب جاری به GDP	WBD (2010)
٢٥	GGRCF	رشد سالانه تشکیل سرمایه ناخالص	WBD (2010)
٢٦	CASHSUP	درصد مازاد (کسری) صندوق پول به GDP	WBD (2010)
٢٧	GRS	درصد پس‌اندازهای ناخالص به GDP	WBD (2010)
٢٨	GRNE	درصد مخارج ملی ناخالص به GDP	WBD (2010)
٢٩	PGDP1998	تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی سال ۱۹۹۸ (بر مبنای سال ۲۰۰۰)	WBD (2010)

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۲): ترکیب متغیرهای موثر ۱۰ مدل بهینه روش BMA

مدل / متغیر	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم	مدل ششم	مدل هفتم	مدل هشتم	مدل نهم	مدل دهم
متغیر ۱	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ۲	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ۳	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
متغیر ٤	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ٥	1	0	0	0	1	0	0	0	1	0
متغیر ٦	1	1	0	0	1	0	1	0	0	0
متغیر ۷	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
متغیر ۸	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
متغیر ۹	1	1	1	0	1	1	1	1	0	0
متغیر ۱۰	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ۱۱	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ۱۲	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ۱۳	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
متغیر ١٤	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ١٥	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ١٦	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ١٧	1	1	1	0	1	1	1	0	1	1
متغیر ١٨	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
متغیر ١٩	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ٢٠	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ٢١	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ٢٢	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ٢٣	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ٢٤	1	1	1	0	0	0	1	0	1	1
متغیر ٢٥	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ٢٦	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ٢٧	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1
متغیر ٢٨	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
متغیر ٢٩	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

جدول(۳): احتمال وقوع ۱۰ مدل بهینه روش BMA

مدل‌ها	تعداد دفعات انتخاب مدل ها	احتمال پسین(عددی)	احتمال پسین (تحلیلی)
۱	٤٧٥٣	۰.۲۳۳٤	۰.۲٤٦۳
۲	۳۹۲٦	۰.۱۹۲۸	۰.۱۹۲۳
۳	۳۰۰۳	۰.۱٤۷٤	۰.۱٥۹۷
٤	۱۹۷۰	۰.۰۹٦۷	۰.۰۸۱٤
٥	۹۳۱	۰.۰٤٥۷	۰.۰۷۱۹
٦	۱٤۰٤	۰.۰٦۸۹	۰.۰٦٥۲
۷	۱۲۲۲	۰.۰٦۰۰	۰.۰٥۰۷
۸	۱۲٥٤	۰.۰٦۱٦	۰.۰٤۷٦
۹	۹۲۹	۰.۰٤٥٦	۰.۰٤۳۲
۱۰	۹۷٦	۰.۰٤۷۹	۰.۰٤۱۸
کل	۲۰۳٦۸	۱	۱
احتمال وقوع ۱۰ مدل	۰.۲۰۳٦۸		

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (٤): نتایج محاسبات روش BMA

ردیف	متغیر	تعداد دفعات انتخاب متغیر	احتمال وقوع متغیر	میانگین پسین ضرایب	انحراف معیار ضرایب
۱	PEEG	۵۲۳۸	۰.۰۵۲۳۸۰	-۰.۰۰۳۶	۰.۰٤۵۷
۲	PGER	۵۵۲۰	۰.۰۵۵۲۰	-۰.۰۰۰۷	۰.۰۰۷۰
۳	SGER	۹۳۳۱۲	۰.۹۳۳۱۲۰	-۰.۰٤۷۰	۰.۰۱۷۳
٤	TGER	۱۷۵۸۲	۰.۱۷۵۸۲۰	-۰.۰۰۵٤	۰.۰۱۳۷
۵	PRHE	۳۵۷۵٤	۰.۳۵۷۵٤۰	-۰.۲٤۸٤	۰.۵۲۵۲
٦	PUHE	٤۸٦۲۰	۰.٤۸٦۲۰	۰.٤۷۳۲	۰.۰٦۱۱۰
۷	HBP	۹۹۵۵٦	۰.۹۹۵۵٦۰	۰.۵۲٤۷	۰.۱۱۷۸
۸	LIFEXP	۲۳۳٤۳	۰.۲۳۳٤۳۰	۰.۰۱۷۹	۰.۰۳۸۰
۹	PHET	۷٤٦۹٦	۰.۷٤٦۹٦۰	-۰.۰۷۰۷	۰.۰٦۹۸
۱۰	GCNR	٤۹۷٤	۰.۰٤۹۷٤۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۱	GME	۵٤۷۸	۰.۰۵٤۷۸۰	۰.۰۰۰۷	۰.۰۰٦۳
۱۲	ISHH	٤۳۸۱	۰.۰٤۳۸۱۰	۰.۰۰۰۷	۰.۰۰۸۹
۱۳	GIMP(GSI)	۹۹۰۲۰	۰.۹۹۰۲۰	۰.۲۲۷٦	۰.۰۵۰۲
۱٤	GEXP(GSI)	۵٦۵۲	۰.۰۵٦۵۲۰	-۰.۰۰۰٤	۰.۰۰۸۸
۱۵	ISHI	۵٤۹۸	۰.۰۵٤۹۸۰	۰.۰۰۲٤	۰.۰٤۵۹
۱٦	GFDI	۵۰۰۹	۰.۰۵۰۰۹۰	۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰۵
۱۷	LPR	۸۱۵۳۳	۰.۸۱۵۳۳۰	۰.۰۷۸٦	۰.۰٤٤۸
۱۸	RIR	۱۰۱۳۲	۰.۱۰۱۳۲۰	-۰.۰۰۸۹	۰.۰۳۵٤
۱۹	VO & AC	٦۸۵۰	۰.۰٦۸۵۰	-۰.۰۲٦٦	۰.۱٦۰۵
۲۰	PS & ABV	٦۳۲٤	۰.۰٦۳۲٤۰	۰.۰۰۹۷	۰.۱۲۷٤
۲۱	GOVEF	٦۹۳۵	۰.۰٦۹۳۵۰	۰.۰۲۰٦	۰.۲۱۹۱
۲۲	RULAW	٤۸۲٦	۰.۰٤۸۲٦۰	۰.۰۱۳۰	۰.۱٤۱۳
۲۳	REGQUAL	۱۲۹۷٦	۰.۱۲۹۷٦۰	۰.۰۸۲۰	۰.۲٦۹۲
۲٤	CUAB	۵۰۳۸۳	۰.۵۰۳۸۳۰	-۰.۰۵۲۳	۰.۰۵۸٤
۲۵	GGRCF	۰	۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۲٦	CASHSUP	۷۰۹۷	۰.۰۷۰۹۷۰	-۰.۰۰۵٦	۰.۰۲۹٤
۲۷	GRS	۸۳۳۸۳	۰.۸۳۳۸۳۰	۰.۰۸۰۰	۰.۰٤۵۹
۲۸	GRNE	۱۲٤۱٤	۰.۱۲٤۱٤۰	۰.۰۰۵۹	۰.۰۱۹۲
۲۹	PGDP1998	٦۳۹۱	۰.۰٦۳۹۱۰	-۰.۰۳۳۰	۰.۱۹۹۳
کل نمونه‌گیری از مدل‌های موجود: ۱۱۰۰۰۰		نمونه‌گیری غیرموثر از مدل‌ها: ۱۰۰۰۰		نمونه‌گیری موثر از مدل‌ها: ۱۰۰۰۰۰	

منبع: محاسبات تحقیق

منابع:

Asefzade, S. (1992), “Health Economics”, Danesh Emrouz Press, Tehran.

Behrman, J.R. (1993), “Health and Economic Growth: Theory, Evidence and Policy in Macroeconomic Enviroment and Health”, World Health Organization.

Chakroun, M. (2009), "Health Care Expenditure and GDP: An International Panel Smooth Transition Approach", http://mpra.ub.uni-muenchen.de, Munich Personal Repec Archive, May.

Clarke, M. and Islam, S. (2003), "Health Adjusted GDP Measures of the Relationship between Economic Growth, Health Outcomes and Social Welfare", CESifo Working Paper, No. 1002.

Deolalikar, A.B. and Behrman, J.R. (1988), "Health and Nutrition", Handbook of Development Economics, 1, pp. 631–711.

Draper, D. (1995), "Assessment and Propagation of Model Uncertainty (with discussion)", Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 12, pp. 45-98.

Easterly, W. and Rebelo, S. (1993), "Fiscal Policy and Economic Growth", Journal of Monetary Economics, 32, pp. 417-458.

Fernandez, C., Ley, E. and Steel, M.F.J. (2001), "Benchmark Priors for Bayesian Model Averaging", Journal of Econometrics, 100, pp. 381-427.

Ghanbari, A. and Basakha, M. (2008), “The Survey of Effect of Health Expenditure Change on Economic Growth (1959-2004)”, the Journal of Economic Research, 83, pp. 42-50.

Hadian, M., Shojahi, S. and Rajabzade, D. (2006), “The Effect of Health Expenditure on Economic Growth in Iran, the Journal of Health Management”, 9(24), pp. 78-83.

International Labor Organization (2008), available at: http://www.ilo.org/stat/.

Javadipour, S. (2005), “The Effect of Health Expenditure on Economic Growth in the Selected Counteries”, M.A. thesis, Allmeh Tabatabai University, Tehran.

Jeffreys, H.S. (1961), “Theory of Probability”, Third Edition, Oxford: Clarndon Press.

Koop, G. (2003), “Bayesian Econometrics”, John Wiley & Sons Ltd, England.

Leamer, E. (1978), “Specification Searches”, New York: John Wiley and Sons.

Levine, R. and Renelt, D. (1992), “A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions”, the American Economic Review, 82(4), pp. 942-963.

Lotfalipour, M., Falahi, M. and Borgi, M. (2011), “The Survey of Effect of Health Indicators on Economic Growth in Iran”, the Journal of Health Management, 14(46), pp. 56-60.

Mankiw, N.G., Romer, D. and Weil, D. (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", the Quarterly Journal of Economics, 107(2), pp. 407-437.

Mehrara, M. and Amiri, H. (2012), “Is Health a Luxury for People in the Middle East Countries? Evidence of Regression Models of Panel Smooth Transition”, The Journal of Health Information Management, 9(2), pp. 12-18.

Mohamadzadeh, M. and Najafi, B. (2007), “Principles of Health and Treatment Economics”, Foruzesh Press, Tabriz.

Mojtahed, A. and Javadipour, S. (2004), “The Survey of Effect of Health Expenditure on Economic Growth (In the Developing Selected Counteries)”, The Journal of Iran’s Economic Researches, 19, pp. 31-54.

Newhouse, J.P. (1977), "Medical-Care Expenditure: a Cross-National Survey", Journal of Humanities Resources, 12(1), pp. 115-125.

OECD data base and World Health

Organization (WHO), (2010), available at: http://www.oecd.org/health/health-systems/oecdhealthdata2012.htm.

Poirier, D. (1995), "Intermediate Statistics and Econometrics: A Comparative Approach", Cambridge: The MIT Press.

Pourreza, A. (2004), "Health Economics for Developing Countries: a Practical Guide", The Institute of Higher Education and Management Research and planning, Tehran.

Raftery, A., Madigan, D. and Hoeting, J. (1997), "Bayesian Model Averaging for Linear Regression Models", Journal of The American Statistical Association, 12, pp. 179-191.

Strauss, D. and Ove, F. (1986), "Markov Graphs, Journal of the American Statistical Association", 81(395), pp. 832-842.

United Nation Development Program (2008), available at: http:www.hdr.undp.org/en/statstics/data.

United Nation Organization (2010), available at http: www.data.un.org/browse/.

United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (2008), available at: http:www.unesco.org/en/education.

Vicente, E. and Martínez-Zahonero, J.L. (2007) "Testing the Long-run Relationship between Health Expenditures and GDP in the Presence of Structural Change: the Case of Spain", Applied Economic Letters, 14(4), pp. 271 – 276.

Wasserman, L. (2000), "Bayesian Model Selection and Model Averaging", Journal of Mathematical Psychology, 44, pp. 92-107.

World Bank and World Development Indicators (2008), available at: http:www.world bank.org/Data & Research.

World Bank Data (2008), available at: http:www.databank.worldbank.org/ddp.

World Health Organization (2008), available at: http:www.who.int/Data & statistics.

Zellner, A. (1986), "On Assessing Prior Distributions and Bayesian Regression Analysis with g-Prior Distributions", Amsterdam: North-Holland.

تحلیل مقایسه‌ای نظریه‌های دستمزد سنتی و دستمزد کارایی در بخش صنعت اقتصاد ایران با استفاده از روش خطی گوک

Comparative Analysis of Traditional & Modern Wage-Productivity Theories in Industrial Sector of Iran's Economy Using Gewek Linear Feedback Method

قاسم احمدی*، دکتر مهدی خداپرست مشهدی**، دکتر مصطفی سلیمی‌فر***

Ghasem Ahmadi *, *Mahdi Khodaparast Mashhadi (Ph.D.)* **, *Mostafa Salimifar (Ph.D.)* ***

دریافت: ۱۳۹۰/۱۰/۳۰ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۱۹

Received: 20/Jan/2012 Accepted: 09/Mar/2013

چکیده:

بررسی شواهد آماری طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۶۰ نشان‌دهنده برخی هم‌حرکتی بین سطوح دستمزدی و سطوح بهره‌وری است، اما در توضیح این نکته عاجز است که علت افزایش بهره‌وری، افزایش دستمزد است یا عکس آن صحیح است، و یا ارتباط بین آنها با ارتباط علت و معلولی توضیح‌پذیر نیست. با توجه به اهمیت موضوع که افزایش بهره‌وری در همه اقتصادهای در حال رشد و توسعه اهمیت وافر دارد، نظریه‌های اقتصادی مرتبط با موضوع در ادبیات موضوع بررسی‌پذیر شد و در نهایت با استفاده از روش اقتصادسنجی (روش بازخورد شرطی و غیرشرطی گوک)؛ "الگوی سنتی دستمزد" و "الگوی دستمزد کارایی" در بخش صنعت ایران مقایسه‌پذیر شدند. نتیجه تحقیق حاکی از آن است که هر دو نظریهٔ دستمزد کارایی و نظریهٔ سنتی کلاسیک‌ها در بخش صنعت ایران معنی‌دار هستند ولی نظریهٔ دستمزد کارایی از کارکرد بهتری نسبت به الگوی سنتی دستمزد برخوردار است.

کلمات کلیدی: نظریهٔ سنتی دستمزد، نظریهٔ دستمزد کارایی، روش بازخورد خطی گوک، بخش صنعت، اقتصاد ایران.

طبقه‌بندی JEL: J38, J31, J30.

Abstract:

Considering statistical data during 1981-2007 in Iran's economy shows some co-movements between per capita wage and productivity indices, but does not explain which one can explain productivity improvements. Whether productivity increase is the result of wage increase, or its increase have caused wage increase, or we can not explain their relationship in causal relationship. Since productivity increase is very important in developing economies, we reviewd related literature, and finally we used Gewek's econometric model for comparing traditional and modern theories for industrial sector of Iran's economy, to see which theory is more applicable. Results indicate both wage productivity theories are statistically significant in industrial sector of Iran's economy, but modern wage-productivity theory is more applicable when compared with traditional one.

Keywords: Traditional Wage Theory, Wage Efficiency Theory, Geweke's Linear Feedback, Industrial Sector, Iran's Economy.

JEL: J30, J31, J38.

* کارشناسی ارشد دانشگاه فردوسی مشهد

Email: ghasem.ahmadi5@gmail.com

** استادیار دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده ی مسئول).

Email: m_khodaprast@um.ac.ir

*** دانشیار دانشگاه فردوسی مشهد

Email: mostafa@um.ac.ir

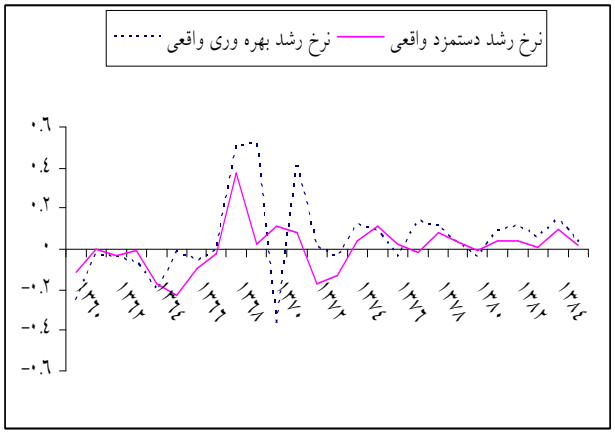
* M.A. in Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran.
Email: ghasem.ahmadi5@gmail.com

** Assistant Professor, Ferdowsi University, Mashhad, Iran. (Corresponding Author)
Email: m_khodaprast@um.ac.ir

*** Associate Professor, Ferdowsi University, Mashhad, Iran.
Email: mostafa@um.ac.ir

۱- مقدمه

فرایند مدیریت رشد و توسعه اقتصادی در سطح کلان اقتصادی ایجاب می‌کند که در طول زمان، بین "بهره‌وری سرانه نیروهای کار" و "دستمزدهای حقیقی سرانه" پرداختی به ایشان؛ ارتباط معنی‌داری، وجود داشته باشد. شواهد آماری موجود در نمودار (۱) این هم حرکتی‌ها را طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۸٦ نشان می‌دهند. اما این نمودار نشان‌دهنده این نکته نیست که رابطه علت و معلولی آن‌ها چگونه است. آیا دستمزدها به خاطر افزایش بهره‌وری افزایش یافته‌اند (الگوی دستمزد کارایی)، یا افزایش بهره‌وری ناشی از افزایش دستمزدها بوده است (الگوی سنتی دستمزد). یا رابطه بین این دو متغیر پیچیده‌تر بوده و متاثر از شرایط بازار کار (نرخ بیکاری) است.



نمودار۱- نرخ رشد دستمزد و بهره‌وری نیروی کار برای کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر

منبع: یافته‌های تحقیق

پاسخ به سئوالات بالا از منظر عاملان توسعه اقتصادی یعنی نیروهای کار (سطح فردی) و سیاست‌گزاری‌های بنگاه‌های تولیدی (سطح گروهی) و به ویژه در اقتصادهای مشوق تولیدات ملی (سطح اجتماعی)، به ویژه اقتصاد مقاومتی ایران در شرایط حاضر، اهمیت زیادی دارد. اما به‌رغم اهمیت این موضوع در اقتصاد در حال توسعه تاکنون کار مشابهی در ایران دیده نشده است.

در ادامه، این مقاله پس از معرفی ادبیات موضوع و چارچوب مفهومی منتخب، مواد و روش‌ها را توضیح می‌دهد. سپس به بررسی روند تغییرات دستمزد و بهره‌وری در بخش صنعت اقتصاد ایران می‌پردازد و وجود ارتباط خطی بین دستمزد و بهره‌وری را، با استفاده از روش گوک شناسایی می‌کند، تا نشان دهد دستاوردهای اقتصاد مدیریت نوین در نظریه دستمزد کارآیی در فضای اقتصاد ایران نیز قابل بهره‌برداری است.

۲- پیشینه مطالعات:

الف ـ مطالعات داخلی

نوشته‌ی طاهری با عنوان تحلیل دستمزد و بهره‌وری در صنایع ایران؛ نشان می‌دهد که ساختار ارتباط دستمزد سرانه واقعی و بهره‌وری متوسط تعمیم یافته نیروی کار برای ۹ فعالیت صنعتی ایران یکسان، و معادلهٔ وابستگی آنها از شیب یکسانی برخوردار بوده است. در ضمن با توجه به ارتباط مستقیم دستمزد و بهره‌وری، سیاست‌گزاری در جهت ارتقای بهره‌وری می‌تواند (بدون آنکه آثار زیان‌بار "تورم ناشی از فشار هزینه" را دربرداشته باشد) به افزایش دستمزد واقعی منجر شود (طاهری[1]، ۲۰۰۳: صص۱٤٦-۱۲۵).

در مقاله‌ی بررسی نقش بهره‌وری در تعیین دستمزد نیروی کار در بخش صنعت ایران، با استفاده از چارچوب داده‌های تلفیقی و روش اثرات ثابت؛ مدل چانه‌زنی دستمزد در زیر بخش‌های صنعت تخمین زده می‌شود (کازرونی و سجودی[2]، ۲۰۰٦: صص۱۸۷-۱٦۹). نتایج آن نوشته نشان می‌دهد که هر دو متغیّر توضیحی مدل یعنی بهره‌وری و دستمزد جایگزین، بر سطح دستمزدها تأثیر مثبت دارند. با این وجود، پایین‌بودن کشش بهره‌وری نسبت به کشش دستمزدهای جایگزین، نشان-دهندهٔ آن است که در تعیین سطح دستمزدها شرایط بازار کار بیشتر از ویژگی‌های نیروی کار تأثیرگذار است.

ازوجی در پژوهشی دیگر به تحلیل رابطه بین حداقل دستمزد، بیکاری و بهره‌وری نیروی کار در بازار کار ایران می‌پردازد. نتایج کار او نشان می‌دهد که به ترتیب شاخص‌های نرخ تورم و بهره‌وری نیروی کار اثر مهمی بر حداقل دستمزد واقعی دارند و این رابطه در بلندمدت نیز تأیید شده است در

1. Taheri (2003)
2. Kazerouni and Sajoudi (2006)

حالی که نرخ بیکاری ارتباط معنی‌داری با حداقل دستمزد نداشته و به نوعی متغیرهای دستمزدی متأثر از عدم تعادل‌های بازار کار نمی‌باشد. این وضعیت چسبندگی دستمزدها در اقتصاد ایران را به وضوح نشان می‌دهد (ازوجی[1]، ۲۰۰۷: صص۷۳-۴۸).

پژوهشگرانی مانند طائی، بهرامی و باقری در مطالعه خود با عنوان آیا در صنایع کارخانه‌ای ایران دستمزد با توجه به بهره‌وری تعیین می‌شود؟؛ به بررسی عوامل تأثیرگذار بر دستمزد با استفاده از روش داده‌های تابلویی می‌پردازند و نشان می دهند بهره‌وری در کنار تحصیلات، مهارت و نسبت شاغلان تولیدی از عوامل تعیین‌کننده دستمزد به شمار می‌آید، ولی میزان تأثیرگذاری بهره‌وری در مقایسه با عوامل دیگر بسیار ناچیز است (طائی و همکاران[2]، ۲۰۰۳: صص۱۶۰-۱۴۱).

ب - مطالعات خارجی

در نوشته‌های خارجی، رابطهٔ بین رشد بهره‌وری و دستمزد واقعی در ژاپن، اروپا و آمریکا آزمون شده است. گوردن با استفاده از معادلات بهره‌وری، حساسیت بهره‌وری را نسبت به دستمزد واقعی اندازه گرفته است. بر اساس مطالعه گوردن، افزایش دستمزد واقعی موجب افزایش بهره‌وری شده، و رشد بهره‌وری نیز به رشد اقتصادی و در نتیجه سطح بالاتری از استانداردهای زندگی منجر می‌شود. گوردن این تحلیل را با یافتن شواهدی مبنی بر این‌که مؤلفه‌های اساسی شتاب‌دهنده یا کاهنده رشد بهره‌وری در این کشورها مربوط به رفتار دستمزد واقعی است، اثبات کرده است (گوردن[3]، ۱۹۸۷: صص۷۳۳-۶۸۵).

روماگیورا نیز در مقاله‌ی خود نشان می‌دهد که در بخش صنعت شیلی تفاوت معناداری بین دستمزدها وجود داشته و این تفاوت در طول زمان تغییر کرده است. همچنین، این تفاوت در بین بخش‌ها و متناسب با اندازه بنگاه تغییر می‌کند. افزون بر این؛ بنگاه‌هایی که سرمایه‌بر هستند، دستمزدهای بالاتری نیز داشته‌اند، و در نهایت نتیجه گرفته است که الگوی تعیین دستمزد در بخش صنعت شیلی کاملاً متناسب با مدل‌های دستمزد کارایی است (روماگیورا[4]، ۱۹۹۱: صص۱۶۳-۱۴۵).

افرادی مانند اسکوت و فیوز[5] (۲۰۰۲: صص۴۰۱-۲۸۰)، به بررسی نظریهٔ دستمزد کارایی در سه بخش عمومی، صنعت، معدن و کارخانه‌ای در اقتصاد ژاپن می‌پردازند. ایشان برای بررسی ارتباط خطی بین دستمزد و بهره‌وری از روش توسعه‌یافته گوک استفاده کرده‌اند. نتایج کار آن‌ها نشان‌دهندهٔ عدم وجود ارتباط بین دستمزد و بهره‌وری به ویژه در بخش کارخانه‌ای ژاپن است.

در مقاله‌ای با عنوان "آیا پرداخت باعث بهره‌وری می‌شود یا به آن واکنش نشان می‌دهد"، میلا و همکاران[6] (۲۰۰۶: صص۴۰۱-۳۹۷). به بررسی ارتباط بین دستمزد و بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای آمریکا با استفاده از روش توسعه‌یافته گوک می‌پردازند و نشان می‌دهند نظریهٔ دستمزد کارایی و نظریهٔ کلاسیک‌ها در صنایع کارخانه‌ای آمریکا معتبر است.

در مطالعه‌ای به عنوان "آیا پرداخت دستمزد جنبهٔ انگیزشی دارد و یا پاداش کار جاری است"؛ یانگ، و دوبیمونت[7] (۲۰۱۰: صص۸۶-۷۶)، با استفاده از روش گوک به بررسی علیّت خطی بین پرداخت و بهره‌وری در سه بخش معدن، کارخانه‌ای، عمومی و زیربخش‌های صنعت در اقتصاد تایوان می‌پردازند و نشان می‌دهند که پرداخت بعنوان رفتارهای مشوق (دستمزد کارایی) و پرداخت بعنوان حق‌الزحمه (نظریه کلاسیک‌ها) هر دو در اقتصاد این کشور معتبرند.

علاوه بر ایشان، کمبایاشی و همکاران[8] (۲۰۱۲: صص۵۴۱-۵۱۴)، در مطالعه‌ای با عنوان "مابه‌التفاوت دستمزد و بهره‌وری در ژاپن. نقش مکانیسم‌های بازار کار"؛ به بررسی تئوری‌های دستمزد کارایی و دستمزد رقابتی در بنگاه‌های این کشور می‌پردازند و نشان می‌دهند در برخی بنگاه‌ها تئوری دستمزد رقابتی و در برخی دیگر تئوری دستمزد کارایی صادق است ولی تئوری دستمزد کارایی در دهه اخیر در بنگاه‌های این کشور رو به کاهش است.

1. Ezvaji (2007)
2. Taei et al. (2003)
3. Gordon (1987)
4. Romaguera (1991)
5. Scott and Fuess (2002)
6. Millea et al. (2006)
7. Yang and DeBeaumont (2010)
8. Kambayashi et al. (2012)

۳- چارچوب نظری

مطالعات موجود در ادبیات مذکور نشان داد که به زبان فارسی کار خاصی در باب ارتباط بین بهره‌وری و دستمزد (در چارچوب فهم رابطه علت و معلولی آن) در دسترس نبوده است. بعلاوه بین نظریه‌های مختلف اقتصادی و مدیریتی تقاضا برای نیروی کار تفکیکی صورت نگرفته است. این مقوله در سطح مطالعات خارجی نیز زیاد نیست. بنابراین لازم است مفاهیم زیر در اقتصاد ایران نیز گسترش یابند:

۱- برای توسعه اقتصادی در سطوح خرد و کلان؛ افزایش بهره‌وری عاملان اقتصادی بسیار ضروری است. دغدغه مدیران بنگاه‌های اقتصادی در سطح خرد، و مدیران کشور در سطح کلان پیدا کردن روش‌هایی است که افزایش بهره‌وری عاملان اقتصادی را میسر سازد.

۲- در علم اقتصاد مدیریت برای افزایش بهره‌وری، بهبود انگیزه‌های کار را توصیه می‌کنند. در این راستا مهمترین عنصر انگیزه‌ساز برای نیروهای کار، پرداخت دستمزد بالاتر است.

توضیح اینکه از منظر نظری، الگوهای اقتصادی که به طور مشخص به رابطه بین دستمزد و کارآیی می‌پردازند در دو گروه جای می‌گیرند. نخست کلاسیک‌ها هستند؛ که برای انگیزه‌سازی نیروهای کار اعتباری قائل نیستند، و بر این باورند که هر وقت کارآیی این افراد بالا رود مستحق کسب پاداش بیشتر هستند. بنابراین ارزش تولید نهایی VMP کارگران تعیین کننده سطح W آن‌ها است. در مقابل تجربه نشان می‌دهد که این شیوه از تقاضا برای استخدام نیروهای کار در قبل از استخدام، توجیه دارد. اما وقتی نیروهای کار به استخدام درمی‌آیند؛ نه تنها کارآیی آنها، بلکه تغییرات کارآیی آنها در قبال تغییرات دستمزدی، نیز قابل مطالعه است. این الگوی نظری به الگوی دستمزدکارآیی معروف شده است. در این الگو این نکته بررسی پذیر شده است که کارگران به رفتار مدیران خود واکنش نشان می‌دهند. اگر مدیران آنها نسبت به افزایش دستمزدهای کارگران اقدام کنند، معمولا کارگران نیز به سطح خدمات عرضه شده خود می‌افزایند، به عبارت دیگران بهره‌وری بالاتری را نشان می‌دهند.

برای اینکه نوآوری کار بارز شود، در زیر نظریه‌های سنتی دستمزد و دستمزد کارآیی به صورت مختصر معرفی می‌شوند:

۳-۱ نظریهٔ سنتی دستمزد

در نظریهٔسنتی، قیمت نیروی کار یا دستمزدها از تلاقی عرضه نیروی کار و تقاضای نیروی کار به دست می‌آیند. تقاضا برای نیروی کار نیز از حداکثرسازی سود بنگاه‌ها و از رابطهٔ زیر به دست می‌آید:

$$\pi = PQ(L,K) - WL - RK \qquad (۱)$$

که در آن π سود بنگاه، P قیمت کالا، Q مقدار تولید، L نیروی کار، K سرمایه، W دستمزد و R قیمت سرمایه است. با فرض اینکه سرمایه در کوتاه مدت ثابت است بنگاه‌ها برای حداکثر کردن سود به انتخاب سطح بهینه‌ای از نیروی کار می‌پردازند. شرط مرتبه اول زمانی برقرار می‌شود که تولید نهایی نیروی کار با دستمزد حقیقی برابر شود:

$$MP_L = \frac{W}{P} \qquad (۲)$$

در بازار کار با افزایش بهره‌وری، تقاضا برای نیروی کار افزایش می‌یابد و سبب افزایش دستمزدها می‌شود، تعادل در جایی تحقق می‌یابد که عرضه نیروی کار با تقاضا برای نیروی کار مساوی شود. بنابراین نظریه سنتی دستمزد معتقد است که تغییرات در بهره‌وری سبب تغییرات در دستمزد می‌شود و دستمزدها انعطاف‌پذیر بوده و تعدیل می‌شوند.

۳-۲ نظریهٔ دستمزد کارایی

نظریهٔ دستمزد کارایی، رفتار بنگاهی را توصیف می‌کند که دستمزدهای رقابتی را نمی‌پردازد. چنین بنگاهی، براساس صلاح‌دید خود اقدام به تعیین دستمزد می‌کند و سپس بر اساس آن، تعداد نیروی کار مورد نیاز خود را استخدام می‌کند. این قبیل مدیران بر این باور هستند که میزان سخت‌کوشی یا وفاداری کارگران و یا عدم کم‌کاری آن‌ها، و یا به طور کلی میزان تلاش آن‌ها، بستگی به سطح دستمزدهای تعیین شده و انگیزه‌ساز دارد.

اگر تلاش را با e و دستمزد را با w نشان دهیم، در این صورت $e = e(w)$ بوده که $e' > 0$ و $e'' < 0$ است. بر این اساس، سولو مدلی را توسعه داده که در آن، سطح تولید بنگاه

تابعی از نیروی کار مؤثر است. با فرض ثابت بودن سرمایه، تابع تولید عبارت است از:

$$q = f(e(w)n) \quad (۳)$$

که n نیروی کار و حاصل ضرب e(w)n بیانگر نیروی کار مؤثر است. با فرض این که قیمت محصول برابر واحد باشد (p = 1)، سود بنگاه عبارت است از:

$$\pi = f(e(w)n) - wn$$

با مشتق گیری از (٤) نسبت به w و n، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \pi}{w} = f'(e(w)n)e'n - n = 0 \quad (٤)$$

$$\frac{\partial \pi}{n} = f'(e(w)n)e - w = 0 \quad (٥)$$

با ساده کردن معادلات (٥)، خواهیم داشت:

$$\frac{e}{e'} = w \Longrightarrow e'\frac{w}{e} = 1 \quad (٦)$$

این عبارت همان شرط سولو است، که بیانگر کشش تلاش نسبت به دستمزد است. این شرط بیان می‌کند که اگر سطح تلاش کارگر را وارد تابع تولید کنیم، در صورتی سود بنگاه حداکثر خواهد شد، که مدیر دستمزد را به گونه‌ای انتخاب کند که کشش تلاش نسبت به دستمزد برابر با ۱ باشد. یعنی اگر یک درصد به دستمزد اضافه شود، منجر به یک درصد افزایش در تلاش خواهد شد. اما بعد از این، اگر یک درصد به دستمزد اضافه شود، کمتر از یک درصد به تلاش اضافه خواهد شد. بنابراین، پرداخت دستمزدی بالاتر و یا کم‌تر از دستمزد حداکثر کنندهٔ کارایی به نفع بنگاه نیست.

به این ترتیب در نظریهٔ دستمزد کارایی، رابطه مستقیمی بین بهره‌وری و دستمزد واقعی وجود دارد و دستمزد بر اساس دستمزد واقعی و یا دستمزد بالاتر از دستمزد بازار باعث کسب تجربه بیشتر، افزایش بازدهی نیروی کار، انگیزهٔ بیشتر، بهبود روحیه و تلاش چشمگیرتر کارگران شده، و در مقابل ایشان کارایی خود را افزایش می‌دهند. بعلاوه عرضه نیروی کار تابعی از دستمزدها قرار می‌گیرد. این دستمزدها در واقع، همان دستمزدهای واقعی است هر چند ممکن است که به افزایش بیکاری و کاهش اشتغال نیروی کار نیز منجر شود.

در ویرایش مدرن این نظریه، کاربرد این الگو، در حالتی که تحولات محیطی با تحولات درون بنگاهی پیوند می‌خورد مطالعه شده است. به عبارت دیگر، وجود بیکاری یا تورم در جامعه می‌تواند کاربرد نظریه دستمزد کارآیی را نیز از منظر قدرت پیش‌بینی که در مدل نهاده شده است، خدشه‌پذیر سازند، به همین دلیل الگو در شرایط محیط بیرونی نیز رشد یافته است.

خاصیت مطالعه این است که اولا جزمیت نظریه کلاسیکی که در ایران هنوز طرفدارانی دارد را به زیر سئوال برده است. ثانیا، دیدگاه مدیریتی انگیزه‌ساز که کمتر در متون اقتصادی مرسوم از آن یاد می‌شود، از منظر ضرورت کاربرد در سطح بنگاه و جامعه واکاوی شده است. ثالثا از آخرین مطالعات روز جهان در حد بضاعت خود استفاده کرده است تا کاربرد این مفاهیم را در اقتصاد ایران و به طور مشخص در بخش صنعت آن با توجه به موجودی داده ها؛ نشان دهد. طبیعی است پیش‌تازی گوک در حل مسئله ایجاب کرده است که الگوی او در فضای اقتصاد ایران نیز در این تحقیق مورد آزمایش قرار گیرد (گوک[1]،۱۹۸۲: ۳۱۳-۳۰٤). زیرا از منظر اقتصاد سنجی، گوک معیار بازخورد آماری را به صورتی توسعه داده است که هر نوع علیت بین سری‌ها را مشخص می‌کند و تعریف گرنجر از علیت را وسعت می‌بخشد. از ویژگی‌های منحصر به فرد این روش این است که می‌تواند ارتباط همزمان بین متغیرها را مشخص کند. این روش می‌تواند وجود یک متغیر شرطی را در مدل جای دهد و برای آن امکان توضیح‌دهندگی فراهم نماید.

٤- مواد و روش‌ها

تعاریف و نحوهٔ گردآوری متغیرها:

۱- بهره‌وری واقعی نیروی کار: برای محاسبهٔ بهره‌وری واقعی نیروی کار در هر سال؛ میزان ارزش افزودهٔ هر سال بخش صنعت بر تعداد کل شاغلان آن سال تقسیم شده است. برای تبدیل این متغیّر از حالت اسمی به واقعی از شاخص قیمت تولید کننده بخش صنعت (سال پایه ۱۳۷٦) استفاده شد.

۲- دستمزد متوسط حقیقی سرانه: برای محاسبه سطح متوسط دستمزد حقیقی، جبران خدمات شاغلان در یک سال بر کل تعداد شاغلان با مزد و حقوق در آن سال تقسیم شد؛ و سپس

1. Geweke (1982)

با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده (با سال پایه ۱۳۷٦) متغیرحقیقی گردید.

۳- نرخ بیکاری: عبارت است از نسبت جمعیت بیکار به جمعیت فعال (شاغل و بیکار) ضرب در ۱۰۰. آمارهای مربوط به دستمزد (جبران خدمات سالیانه سرانه) و بهره‌وری نیروی کار از مرکز آمارایران (کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفرکارکن و بیشتر) و آمار مربوط به شاخص‌های قیمت؛ از گزارش‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (اداره بررسی‌های اقتصادی) و آمار مربوط به نرخ بیکاری از دفتر برنامه‌ریزی اقتصاد کلان معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی به صورت سری زمانی گرفته شده است.

۵- روش تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

داده‌های این تحقیق به صورت سری زمانی برای سال‌های ۱۳٦۰ تا ۱۳۸٦ است. روش‌های مختلفی برای تعیین علیت بین سری‌های زمانی وجود دارد، در این تحقیق برای تعیین علیت بین دستمزد و بهره‌وری در بخش صنعت اقتصاد ایران از تکنیک نوآورانه و توسعه‌یافته گوک (۱۹۸٤، ۱۹۸۲) استفاده شده است. برآورد مدل با استفاده ازنرم افزار WinRATS Pro 7.1 صورت گرفته است.

۵-۱ روش علیّت غیر شرطی گوک

در این روش، با استفاده از داده‌های دو سری زمانی بهره‌وری نیروی کار (P) و سری زمانی دستمزد واقعی شاغلان (w)؛ سه تخمین برای پاسخ به سه سئوال زیر زده می شود:

الف) آیا افزایش دستمزد موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت می‌شود؟ (کارکرد نظریهٔ دستمزد کارایی).

ب)آیا افزایش بهره‌وری موجب افزایش دستمزدها در بخش صنعت می‌شود؟ (کارکرد نظریهٔ کلاسیک‌ها).

ج) بررسی تعیین ارتباط همزمان بین متغیّرها برای نمایش نقش دستمزد جاری در بهره‌وری جاری.

الف ـ علیّت از دستمزد به بهره‌وری (نظریهٔ دستمزد کارایی)

در این روش برای پیش‌بینی بهره‌وری در زمان t یا (P_t)؛ از بهره‌وری گذشته آن (P_{t-s}) و دستمزد قبلی آن (W_{t-s}) استفاده شده، و معادلهٔ (1a) برآورد می‌شود.

$$P_t = \sum_{s=1} a_1\,(s)P_{t-s} + \sum_{s=1} a_2\,(s)W_{t-s} + \varepsilon_{1t} \qquad (1a)$$

در معادلهٔ فوق a(s) بردارهای ضرایب و ε_{1t} خطای پیش‌بینی تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ_1^2 است. به منظور تشخیص علیت از دستمزد به بهره‌وری ($F_w \to P$)، ابتدا معادلهٔ (1a) برآورد می‌شود، در مرحله بعد سری زمانی P_t بدون سری زمانی دستمزد تخمین زده می‌شود:

$$P_t = \sum_{s=1} \acute{a}_1\,(s)P_{t-s} + \varepsilon_{2t} \qquad (2a)$$

ε_{2t} خطای پیش‌بینی تصادفی معادلهٔ (2a) با میانگین صفر و واریانس σ_2^2 است.

سپس P_t تولید شده با سری زمانی دستمزد، و P_t تولید شده بدون سری زمانی دستمزد، با هم مقایسه می‌شوند:

$$F_w \to P \equiv \log\left(\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}\right) \qquad (3a)$$

به این ترتیب، اگر واریانس‌های هر دو حالت با هم برابر باشند؛ می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که، دستمزدهای گذشته نمی‌تواند تأثیری در بهره‌وری داشته باشد:

$$\text{if } \sigma_2^2 = \sigma_1^2 \implies F_w \to P = 0$$

این شیوه از تحلیل نشان می‌دهد که پرداخت‌های قدیمی نمی‌تواند تأثیری در بهره‌وری داشته باشند؛ بنابراین به شرط تحقق عینی محاسبات نظری بالا، نظریهٔ دستمزد کارایی کاربرد ندارد.

ب ـ علیّت از بهره‌وری به دستمزد (نظریهٔ کلاسیک‌ها)

در این مرحله به منظور تشخیص علیت از بهره‌وری به دستمزد ($F_p \to W$)، ابتدا تابع W_t بعنوان تابعی از دستمزدهای گذشته و بهره‌وری‌های گذشته تخمین زده می‌شود:

$$W_t = \sum_{s=1} b_1\,(s)W_{t-s} + \sum_{s=1} b_2\,(s)P_{t-s} + \varepsilon_{3t} \qquad (1b)$$

ε_{3t} خطای پیش‌بینی تصادفی معادلهٔ (1b) با میانگین صفر و واریانس σ_3^2 است. سپس دوباره W_t بدون سری زمانی بهره‌وری تخمین زده می‌شود:

$$W_t = \sum_{s=1} \acute{b}_1\,(s)W_{t-s} + \varepsilon_{4t} \qquad (2b)$$

ε_{4t} خطای پیش‌بینی تصادفی معادلهٔ (2b) با میانگین صفر و واریانس σ_4^2 است. در نتیجه علیّت بهره‌وری نسبت به دستمزد برابر است با:

$$F_P \to W \equiv \log\left(\frac{\sigma_4^2}{\sigma_3^2}\right) \qquad (3b)$$

اگر در این حالت واریانس‌ها برابر باشند؛ بهره‌وری‌های گذشته نمی‌تواند تأثیری در دستمزد داشته باشد:

$$\text{if } \sigma_4^2 = \sigma_3^2 \implies F_w \to P = 0$$

این نشان می‌دهد که تئوری کلاسیک‌ها در مورد دستمزد کارکرد ندارد.

ج ـ همزمانی بین متغیّرها

برای تشخیص همزمانی متغیرها، P_t برآورد شده در معادلهٔ (1a)، به وسیله دستمزدهای جاری تعدیل می‌شود:

$$P_t = \sum_{s=1} c_1\,(s)P_{t-s} + \sum_{s=0} c_2\,(s)W_{t-s} + \varepsilon_{5t} \qquad (1c)$$

که معادله (1c) شامل پرداخت جاری برای بهبود پیشگویی است و ε_{5t} خطای پیش‌بینی تصادفی معادلهٔ (1c) با میانگین صفر و واریانس σ_5^2 است. برای تعیین همزمانی بین متغیرها واریانس خطای پیش‌بینی در حالت (1a) با حالت (1c) مقایسه می‌شود.

$$F^*_{w,p} \equiv \log\left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_5^2}\right) \qquad (2c)$$

اگر پرداخت‌های جاری نتواند خطای پیش‌بینی را کاهش دهد یا ($F^*_{w,p} = 0$ ، $\sigma_1^2 = \sigma_5^2$)، تاثیر همزمان بین متغیّرهای بهره‌وری و دستمزدها رد می‌شود. معیارهای بازخورد تعریف شده در بالا را می توان بصورت فرمول زیر تعدیل کرد:

$$[1 - \exp(-F)] \qquad (3c)$$

برای مثال تعدیل $F_w \to P$ کاهش متناسب در واریانس خطای بهره‌وری P_t است که به دستمزدهای گذشته W_{t-s}، نسبت داده شده است. بعبارت دیگر این تبدیل فنی؛ به ظرفیت دستمزدهای گذشته در کاهش واریانس خطای پیشگویی در برآورد بهره‌وری اشاره می‌کند.

۲-۵ روش علیّت شرطی گوک

بر اساس نظریه دستمزد کارآیی، افزایش دستمزد فزاینده کارآیی است. اما این مقوله در شرایطی که در بازار کار بیکاری وجود دارد، فرق می‌کند؛ زیرا بنگاه‌های اقتصادی ممکن است تمایلی به افزایش دستمزد نداشته باشند و ترجیح دهند از بازار کار نیروی کار ارزان‌تری را تدارک ببینند، و یا از دستمزدها بکاهند. کارگران نیز احساس خطر می کنند که عملکرد ضعیف آنها ممکن است موجب اخراج آنها از بنگاه شود، بنابراین تحت‌تاثیر نرخ بیکاری، بهره‌وری خود را حفظ می‌کنند و شاید بهبود ببخشند. این مجموعه شرایط تحلیل رابطه علیت بین دستمزد و بهره‌وری را تحت‌تاثیر قرار می‌دهد؛ بنابراین بررسی تاثیر این قید (قید بیکاری) در الگو ضروری نشان می‌دهد.

به این ترتیب، نرخ بیکاری بعنوان یک متغیر کنترل در تخمین علیّت بین دستمزد و بهره‌وری وارد می‌شود. بنابراین در پیش-بینی بهره‌وری در زمان t (P_t)، از ارزشهای گذشته بهره‌وری (P_{t-s})، ارزشهای گذشته دستمزد (W_{t-s}) و ارزش‌های گذشته نرخ بیکاری (ur_{t-s}) استفاده می‌شود.

$$P_t = \sum_{s=1} a_1\,(s)P_{t-s} + \sum_{s=1} a_2\,(s)W_{t-s} + \sum_{s=1} a_3\,(s)ur_{t-s} + \varepsilon_{6t} \qquad (1m)$$

در معادله فوق$a(s)$ بردارهای ضرایب و ε_{6t} خطای پیش‌بینی تصادفی با واریانس σ_6^2 است. برای اینکه مشخص شود، علیّت شرطی دستمزد به بهره‌وری در حالت وجود بیکاری در بازار کار $F_w \to P|ur$، چگونه است؟ ابتدا معادله (1m) برآورد می‌شود و در مرحله بعد سری زمانی P_t بدون سری زمانی دستمزد تخمین زده می‌شود:

$$P_t = \sum_{s=1} \acute{a}_1\,(s)P_{t-s} + \sum_{s=1} \acute{a}_2\,(s)ur_{t-s} + \varepsilon_{7t} \qquad (2m)$$

در معادله فوق$\acute{a}(s)$ بردارهای ضرایب و ε_{7t} خطای پیش‌بینی تصادفی با واریانس σ_7^2 است.

سپس برای تشخیص علیّت شرطی دستمزد به بهره‌وری، P_t تولید شده با سری زمانی دستمزد، و P_t تولید شده بدون سری زمانی دستمزد، با یکدیگر مقایسه می‌شوند:

$$F_w \to P|ur \equiv \log\left(\frac{\sigma_6^2}{\sigma_7^2}\right) \qquad (3m)$$

در این حالت اگر واریانس‌ها برابر باشند؛ به رغم وجود (نرخ) بیکاری در جامعه، دستمزدهای گذشته نمی‌تواند تأثیری در بهره‌وری داشته باشند:

$$\text{if } \sigma_6^2 = \sigma_5^2 \implies F_w \to P|ur = 0$$

در زمانی که نرخ بیکاری بعنوان معیاری از شرایط بازار کار در مدل وارد شده است، این نتیجه‌گیری نظری نشان می‌دهد که دستمزدهای گذشته نمی‌تواند تأثیری در بهره‌وری داشته باشد.

در مرحله بعد برای علیّت شرطی تاثیر بهره‌وری به دستمزد ($F_p \to W|ur$)؛ ابتدا W_t بعنوان یک تابع از دستمزدهای گذشته، بهره‌وری‌های گذشته و نرخ‌های بیکاری گذشته تخمین زده می‌شود.

$$W_t = \sum_{s=1} b_1(s)W_{t-s} + \sum_{s=1} b_2(s)P_{t-s} + \sum_{s=1} b_3(s)ur_{t-s} + \varepsilon_{8t} \qquad (1n)$$

در معادلهٔ فوق $b(s)$ بردارهای ضرایب و ε_{8t} خطای پیش‌بینی تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ_8^2 است. در مرحله بعد W_t بدون بهره‌وری‌های گذشته تخمین زده می‌شود:

$$W_t = \sum_{s=1} \acute{b}_1(s)W_{t-s} + \sum_{s=1} \acute{b}_3(s)ur_{t-s} + \varepsilon_{9t} \qquad (2n)$$

در معادلهٔ فوق $\acute{b}(s)$ بردارهای ضرایب و ε_{9t} خطای پیش‌بینی تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ_9^2 است. در نتیجه علیّت شرطی تاثیر بهره‌وری به دستمزد برابر است با:

$$F_P \to W|ur \equiv \log\left(\frac{\sigma_9^2}{\sigma_8^2}\right) \qquad (3n)$$

اگر واریانس‌ها برابر باشند با حضور نرخ بیکاری بهره‌وری‌های گذشته نمی‌تواند تأثیری در دستمزد داشته باشد.

$$\text{if } \sigma_9^2 = \sigma_8^2 \implies F_w \to P|ur = 0$$

این آزمون نشان می‌دهد که بهره‌وری‌های گذشته نمی‌تواند تأثیری در دستمزد داشته باشد در زمانی که نرخ بیکاری به عنوان معیاری از شرایط بازار کار در مدل وارد می‌شود.

برای تشخیص همزمانی متغیّرها؛ P_t درمعادلهٔ (1m) بوسیله دستمزدهای جاری تعدیل می‌شود.

$$P_t = \sum_{s=1} c_1(s)P_{t-s} + \sum_{s=0} c_2(s)W_{t-s} + \sum_{s=1} c_3(s)ur_{t-s} + \varepsilon_{10t} \qquad (1q)$$

که معادله (1q) شامل پرداخت جاری برای بهبود پیش‌گویی است. در معادلهٔ بالا $c(s)$ بردارهای ضرایب و ε_{10t} خطای پیش‌بینی تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ_{10}^2 هستند. برای تعیین همزمانی بین متغیّرها واریانس خطای پیش‌بینی در حالت (1m) با حالت (1q) مقایسه می‌شود.

$$F_{w,p}^*|ur \equiv \log\left(\frac{\sigma_6^2}{\sigma_{10}^2}\right)$$

اگر دستمزدهای جاری نتواند خطای پیش‌بینی را کاهش دهد، یا ($F_{w,p}^*|ur = 0$ ، $\sigma_6^2 = \sigma_{10}^2$) باشد، همزمانی بین متغیّرها رد می‌شود. در این حالت برای تست معنی‌داری نتایج حاصل از روش بازخورد خطی گوک از توزیع χ^2، ($H_0: F = 0$) استفاده می‌شود.

$$F_P \to W \equiv \ln\left(\frac{\sigma_4^2}{\sigma_3^2}\right) * n, \quad \chi^2(d) \qquad (1)$$

$$F_W \to P \equiv \ln\left(\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}\right) * n, \quad \chi^2(d) \qquad (2)$$

$$F_{w*P} \equiv \ln\left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_5^2}\right) * n, \quad \chi^2(1) \qquad (3)$$

در معادلات بالا n تعداد مشاهدات و d تفاوت درجه آزادی صورت و مخرج دو مدل را نشان می‌دهد. به منظور تخمین پیشگویی w_t و P_t ابتدا از رگرسیون حداقل مربعات دوجمله‌ای (OLS) استفاده می‌شود. سپس معیارهای بازخورد غیرشرطی $F_w \to P$، $F_P \to W$ و $F_{w,p}^*$ و بازخورد شرطی گوک $F_w \to Prod|ur$، $F_{prod} \to W|ur$ و $F_{w,prod}^*|ur$ محاسبه خواهند شد.

برای تعیین اندازه وقفه بهینه برای فرآیند رگرسیونی، از معیار آکائیک استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که مدل با وقفه (۳ و ۲ و ۱ =p) بهترین مدل است. البته وقفه‌هایی که معنی‌دار نیستند با آزمون F، مرحله به مرحله حذف شده‌اند و بهترین برآورد ممکن انتخاب شده است. برای تست پایایی متغیرها از آزمون دیکی فولر، دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس–پرون استفاده شده است.

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد متغیرها در سطح پایا نیستند اما لگاریتم تفاضلی هر سری در سطح ۹۹ درصد پایا و معنی‌دار هستند.

جدول (۱): بررسی پایایی متغیّرهای مدل با استفاده از آزمون ADF و آماره فیلیپس ـ پرون

متغیر	آماره آزمون	آمارهٔ مکینون	آمارهٔ فیلیپس ـ پرون
wage	-۳/۷	-۱/۳	-۱/۷۱
Dlwage	-۳/٤۹	-٦/٦***	-٦/۱٦***
prod	۱/۱۱	۱/۱۳	۱/٦۸
Dlprod	-٤/٥	-٤/٤۷***	-٤/۹٦***
Un	-۳/۷	-۲/۳	-۲/۳۹
Dlun	-۳/۲	-۳/۷***	-۳/٤۹***

*** معنی‌داری در سطح ۱٪

منبع: یافته‌های تحقیق

٦- یافته‌ها

ردیف اول از جدول (۲) علیت از بهره‌وری به دستمزد (نظریهٔ سنتی دستمزد)، ردیف سوم علیت از دستمزد به بهره‌وری (نظریهٔ دستمزد کارایی) و ردیف آخر همزمانی بین متغیرها را نشان می‌دهند.

جدول (۲): نتایج تست علیّت غیر شرطی گوک برای بخش صنعت ایران

معیار گوک	F تعدیل شده	سهم واریانس خطای پیشگویی توضیح داده شده [1-exp(-F)]
$F_{p \to w}$	۰/٤۰**	۰/۳۳
$F_{p}^{*}{}_{w}$	۰/۰۹۹	۰/۰۹
$F_{w \to p}$	۰/۷۵***	۰/۵۳
$F_{w}^{*}{}_{p}$	۰/۰۹۹	۰/۰۹

*** معنی‌داری در سطح ۰.۰۱ ، ** معنی‌داری در سطح ۰.۰۵ و * معنی‌داری در سطح ۰.۱ را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های تحقیق

- این نتایج نشان می‌دهند هر دو نظریهٔ دستمزد کارایی و نظریهٔ سنتی کلاسیک‌ها معنی‌دار هستند، اما نظریهٔ دستمزد کارایی از کارکرد بهتری نسبت به نظریهٔ دستمزد سنتی برخوردار است یعنی اینکه علیت از دستمزد به بهره‌وری (نتیجه آزمون نظریه دستمزد ـ کارآیی)، قویتر از علیت از بهره‌وری به دستمزد (نتیجه آزمون نظریه دستمزد سنتی) است. زیرا داده‌های بهره‌وری‌های گذشته واریانس خطای پیشگویی دستمزد را تقریباً ۳۳ درصد کاهش می‌دهند، در حالی‌که دستمزدهای گذشته واریانس خطای پیش‌گویی بهره‌وری را تقریباً ۵۳ درصد کاهش می‌دهند.
- بر طبق برآوردهای علیت در جدول ۲، بازخورد همزمان بین دستمزد و بهره‌وری تقریباً ۰.۰۹ درصد خطای پیش‌گویی را کاهش داده و بنابراین معنی‌دار نیست. به عبارت دیگر در تعیین دستمزدهای جاری، بهره‌وری‌های گذشته نقش بزرگتری نسبت به بهره‌وری جاری دارند.
- بر اساس نتایج جدول (۳)، با وارد کردن متغیر شرطی نرخ بیکاری باز هم، هر دو نظریهٔ دستمزد کارایی و نظریه سنتی دستمزد در بخش صنایع بزرگ اقتصاد ایران معنی‌دار می‌باشند.

بعلاوه، شرایط بازار کار تأثیر عمیقی در همزمانی بین دستمزد و بهره‌وری گذاشته است[1].

- با وجود نرخ بیکاری در مدل، ارتباط همزمان بین دستمزد و بیکاری وجود دارد در حالیکه در روش بازخورد غیرشرطی گوک این ارتباط همزمان وجود نداشت. همچنین با وارد شدن متغیر شرطی در مدل، درجهٔ علیت از دستمزد به بهره‌وری و از بهره‌وری به دستمزد افزایش یافته است.

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این تحقیق به بررسی رابطه علیت بین دستمزد و بهره‌وری در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر پرداخته است تا مشخص نماید، در بخش صنعت اقتصاد ایران؛ کدام یک از نظریه‌های (دستمزد ـ کارآیی) و یا (نظریهٔ سنتی دستمزد) صادق است.

جدول (۳): نتایج تست علیّت شرطی گوک برای بخش صنعت (صنایع بزرگ اقتصاد ایران)

معیّار گوک	F تعدیل‌شده	سهم واریانس خطای پیش‌گویی توضیح داده شده [1-exp(-F)]
$F_{p \to w}$ lur	۰/٤۳***	۰/۳۵
$F_{p}^{*}{}_{w}$ lur	۰/۱٤*	۰/۱۲
$F_{w \to p}$ lur	۱/۰۳***	۰/٦٤
$F_{w}^{*}{}_{p}$ lur	۰/۱٤*	۰/۱۳

منبع: یافته‌های تحقیق

- نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهند هر دو نظریه دستمزد کارایی و نظریه سنتی کلاسیک‌ها معنی‌دار هستند اما نظریهٔ دستمزد کارایی کاربرد بهتری نسبت به دستمزد سنتی دارد. این بدین معنی است که در تعیین دستمزد بخش صنعت عواملی به غیر از بهره‌وری نیروی کار نقش دارند. در این راستا مباحث انگیزشی که فراتر از انگیزنده‌های مادی (دستمزد) هستند تاثیرگذار می باشند.
- گرچه نتایج تحقیق نشان داد؛ رشد دستمزد انگیزه‌هایی فراهم می‌کند تا بهره‌وری در بخش صنعت اقتصاد ایران

۱. این نتیجه‌گیری با مطالعه ازوجی (۲۰۰۷) سازگار است.

بهبود یابد، اما این سئوال هنوز باقی مانده است که بـه چـه دلایلی غیر از دستمزد، بهره‌وری افزایش می‌یابد؟ مـثلا آیـا انگیزنده‌های غیرمادی، مانند جایگاه شغلی و روابط انسانی نیز تاثیرگذارند یا خیر؟ و یا، آیا دستمزدهای بـالاتر نتیجـه تصمیم‌های اجرایی بهتر و نظارت‌های مدیریتی اسـت و یـا ناشی از مواردی مانند افزایش تورم و حداقل دسـتمزد؟ بـه نظر می‌رسد لازم است تحقیقات بعدی بر این قبیل مسـائل متمرکز شوند و حتی اثرات انگیزشی افـزایش دسـتمزد بـر منافع مدیران اجرایی، مـدیران و کـارگران را بررسـی‌پـذیر سازند؛ تا به وضوح تشخیص بدهند که چگونه توزیع رشـد دستمزدها نیزمنتهـی بـه رشـد سـودهای ناشـی از افـزایش بهره‌وری می‌شود.

منابع:

Ezvaji, A. (2007), "An Analysis of Casuality between Minimum Wage, Unemployment and Productivity in Iran's Labor Market", Economic Journal, Azad University, Tehran Center, 1, pp. 48-73.

Geweke, J. (1982), "Measurement of Linear Dependence and Feedback between Multiple Time Series", Journal of the American Statistical Association, 77, pp. 304–313.

Geweke, J. (1984), "Measurement of Conditional Linear Dependence and Feedback between Time Series". Journal of the American Statistical Association, 79, pp. 907–915.

Gordon, R. (1987), "Productivity, Wage and Price Inside and Outside of Manufacturing in the U.S, Japan and Europe", European Economic Review, 31, pp. 685-733.

Kambayashi, R., Kalantzis, Y., and Lechevalier, S. (2012), "Wage and Productivity Differentials in Japan, The Role of Labor Market Mechanisms", Journal of Labor Research, 26, pp. 514–541.

Kazerouni, A. and Sajoudi, S. (2006), "Productivity Role in Determination of Wage Levels in Iran's Industrial Sector", Economic Research Journal, 76, pp. 169-187.

Millea, M., Scott, M. and Fuess, J.R. (2006), "Disentangling the Wage-Productivity Relationship: Do U.S. Manufacturers Pay Efficiency Wages?". Working paper, 77, pp. 397-401.

Romaguera, P. (1991), "Wage Differentials and Efficiency Wage Model: Evidence from the Chilean Economy", Working Paper, 153, pp. 145 – 163.

Scott, M. and Fuess, J.R. (2002), "Do Employers Pay Efficiency Wages? Evidence from Japan", Journal of Labour Research, 73, pp. 280-401.

Stiglitz, J. (1976), "The Efficiency Wage Hypothesis, Surplus Labour, and the Distribution of Income in LDCs", Oxford Economic Papers, Oxford University Press, 28, pp. 185-207

Taei, H., Bahrami, J. and Bagheri, N. (2003), "Whether in Iran's Industries, Wages are Determined According to Productivity?", Iranian Journal of Economic Research, 43, pp. 141-160.

Taheri, A. (2003), "A Consideration of Wage and Productivity in Iran's Industries", Iranian Journal of Economic Research, 17, pp. 125-146.

Yang, S.P. and De Beaumont, R. (2010), "Pay as Incentive or Pay as Reward? The Case of Taiwan" Journal of Asian Economics, 71, pp. 76-86.

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 ۸۰۰۰۰ ریال جهت اشتراک سالانه نشریه به شماره حساب ۲۱۷۸۶۰۹۰۰۱۰۰۷ نزد بانک ملی ایران، شعبه 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.)	Ezzati, M.(Ph.D.)	Makkeyan, S. N. (Ph.D.)	Rasekhi, S. (Ph.D.)
Abdolmaleki, H. (Ph.D.)	Falahati, A. (Ph.D.)	Manzoor, D. (Ph.D.)	Razmi, M. J. (Ph.D.)
Abu Nuri, E. (Ph.D.)	Fallahi, M. A. (Ph.D.)	Mehnat Far, Y.(Ph.D.)	Sadeghi, H. (Ph.D.)
Afshari, Z. (Ph.D.)	Feyzpour, M. A. (Ph.D.)	Mehrara, M. (Ph.D.)	Sadeghi, Z. (Ph.D.)
Agheli, L. (Ph.D.)	Fotros, M.H. (Ph.D.)	Mehregan, N.(Ph.D.)	Sahabi, B. (Ph.D.)
Ahmadi Shadmehri, M.T. (Ph.D.)	Hazeri, H. (Ph.D.)	Mila Elmi, Z. (Ph.D.)	Salimi far, M. (Ph.D.)
Akbari Fard, H. (Ph.D.)	Homayuni Far, M. (Ph.D.)	Mir Bagheri Hir, M.N. (Ph.D.)	Seyf, A. (Ph.D.)
Akbarian, R. (Ph.D.)	Hoseini Nasab, S.E. (Ph.D.)	Moayed Far, R. (Ph.D.)	Shabani, A. (Ph.D.)
Amini milani, M. (Ph.D.)	Imani Barandagh, M. (Ph.D.)	Mohammad Zadeh, P. (Ph.D.)	Shahabadi, A. (Ph.D.)
Arman. S.A. (Ph.D.)	Jalaei, S.A. (Ph.D.)	Momeni, F. (Ph.D.)	Shahiki Tash, M. N. (Ph.D.)
Asgari, A. (Ph.D.)	Jafari Samimi, A. (Ph.D.)	Monsef, A. (Ph.D.)	Shahnoushi, N. (Ph.D.)
Atrkare Roshan, S. (Ph.D.)	Karimzadeh, M. (Ph.D.)	Najafi Zadeh, S. A. (Ph.D.)	Shakibaei, A. (Ph.D.)
Bafande Imandust, S. (Ph.D.)	Karimi Takanloo, Z. (Ph.D.)	Najar Zadeh, R. (Ph.D.)	Sharifi Ranani, H. (Ph.D.)
Biabani J.(Ph.D.)	Karshenasan, A. (Ph.D.)	Nasrollahi, K. (Ph.D.)	Soheyli, S. (Ph.D.)
Dadgar, Y. (Ph.D.)	Khalili Eraghi, M. (Ph.D.)	Nasrollahi, Z. (Ph.D.)	Suri, A. (Ph.D.)
Delangizan, S. (Ph.D.)	Khoda Bakhshi, A. (Ph.D.)	Pedram, M. (Ph.D.)	Tari, F. (Ph.D.)
Ebrahimi, M. (Ph.D.)	Khoda panah, M. (Ph.D.)	Pour Faraj, A. (Ph.D.)	Vaez, M. (Ph.D.)
Emadzadeh, M. (Ph.D.)	Komijani, A.(Ph.D.)	Rajabi, M. (Ph.D.)	Yavari, K. (Ph.D.)
Erfani, A.(Ph.D.)	Lashkari, M. (Ph.D.)	Ranjpour, R. (Ph.D.)	Zaraanezhad, M. (Ph.D.)

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 0.63 (IF = 0.63) from the Islamic World Science Citation Center (ISC).

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

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: 086-32247853
Fax: 086-34021151
Mobile: 09185288130
E-mail: egdr@pnu.ac.ir
Web: egdr.Journals.pnu.ac.ir

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Vol. 3 , No. 10 , May 2013