بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: دکترهادی غفاری

سر دبیر: دکتر محمد رضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	موسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
1	دکتر ابوالقاسم اثنی عشری	دانشگاه پیام نور مازندران	دانشیار	اقتصاد
2	دکتر فرهاد خداداد کاشی	دانشگاه پیام نور سازمان مرکزی	دانشیار	اقتصاد
3	دکتر سید محمد رضا سید نورانی	دانشگاه علامه طباطبایی	دانشیار	اقتصاد
4	دکتر اس پی سینگ	آی آی تی رورکی هندوستان	استاد	اقتصاد
5	دکتر مهدی صادقی شاهدانی	دانشگاه علوم اقتصادی	دانشیار	اقتصاد
6	دکتر محمد حسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	دانشیار	اقتصاد
7	دکتر محمد رضا لطفعلی‌پور	دانشگاه فردوسی مشهد	دانشیار	اقتصاد
8	دکتر غلامرضا مصباحی مقدم	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
9	دکتر محمد علی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	استادیار	اقتصاد
10	دکتر محمود یحیی زاده‌فر	دانشگاه مازندران	دانشیار	مدیریت

ویراستار فارسی: دکتر محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: دکتر مژگان عیوضی

تایپ و صفحه آرایی: ط. خ

همکاران علمی‌فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر مهدی ابزری	دکتر احمد جعفری صمیمی	دکتر احمد شعبانی	دکتر یوسف محنت فر
دکتر اسماعیل ابونوری	دکتر سید عبدالمجید جلائی	دکتر علیرضا شکیبایی	دکتر عبد العلی منصف
دکتر علی محمد احمدی	دکتر سید ابراهیم حسینی نسب	دکتر حسین صادقی	دکتر داوود منظور
دکتر کریم اسلاملوئیان	دکتر منصور خلیلی عراقی	دکتر زین العابدین صادقی	دکتر فرشاد مؤمنی
دکتر حسین اصغرپور	دکتر محمد خوش چهره	دکتر سید کمیل طیبی	دکتر محمد حسین مهدوی عادلی
دکتر حسین اکبری فرد	دکتر یداله دادگر	دکتر محسن پور عبادالهان	دکتر محسن مهرآرا
دکتر رضا اکبریان	دکتر حمید دیهیم	دکتر حجت اله عبدالملکی	دکتر نادر مهرگان
دکتر صادق بافنده ایمان دوست	دکتر محمدجواد رزمی	دکتر قهرمان عبدلی	دکتر زهرا میلا علمی
دکتر صادق بختیاری	دکتر محمد رضا رنجبر فلاح	دکتر علیرضا عرفانی	دکتر پرویز محمدزاده
دکتر محمدباقر بهشتی	دکتر مرتضی سامتی	دکتر مرتضی عزتی	دکتر سید عباس نجفی زاده
دکتر داود بهبودی	دکتر بهرام سحابی	دکتر علی عسگری	دکتر زهرا نصرالهی
دکتر حسین پناهی	دکتر علی سوری	دکتر علی فلاحتی	دکتر خدیجه نصرالهی
دکتر محمد حسین پور کاظمی	دکتر کیومرث سهیلی	دکتر محمدعلی فلاحی	دکتر محمد نوفرستی
دکتر عادل پیغامی	دکتر الهمراد سیف	دکتر علی کارشناسان	دکتر محمد واعظ
دکتر فتح‌اله تاری	دکتر بیتا شایگانی	دکتر اسرافیل کسرایی	دکتر مسعود همایونی فر
دکتر وحید تقی نژاد	دکتر حسین شریفی رنانی	دکتر محمد لشکری	دکتر کاظم یاوری

این فصلنامه به موجب نامه شماره 89/3/11/36934 مورخ 89/8/8 کمیسیون نشریات علمی کشور دارای درجه علمی– پژوهشی است و در قالب تفاهم نامه، با همکاری (به ترتیب حروف الفبا) دانشگاه علوم اقتصادی، دانشگاه امام صادق (ع)، دانشگاه بوعلی سینا، دانشگاه پیام نور استان مازندران، دانشگاه صنعتی شاهرود و دانشگاه مازندران منتشر می‌شود.

این فصلنامه از اولین شماره در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC)، بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran) 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

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

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

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

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

5- سیاستها و راهبردهای رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای در حال توسعه

6- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

7- استراتژی‌های رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای در حال توسعه

8- بررسی تطبیقی رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و کشورهای اسلامی

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

10- کاربرد تکنیک‌های نوین اقتصاد ریاضی و اقتصاد سنجی در جهت حل مسایل رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

11- جهانی شدن، تجارت بین الملل و رشد و توسعه اقتصادی

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

شرایط پذیرش مقاله

الف – محتوی

1- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

2- جنبه علمی‌و پژوهشی داشته باشد.

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

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

ب – شکل ظاهری

1- مقاله شامل عنوان، معرفی نویسنده یا نویسندگان (آدرس محل کار، تلفن، نمابر و پست الکترونیکی)، چکیده فارسی و انگلیسی (حداکثر در 200 کلمه)، واژه‌های کلیدی (حداکثر 5 واژه)، طبقه بندی JEL، مقدمه، پیشینه، روش، چارچوب نظری، یافته‌ها، نتیجه گیری، پیوست‌ها و فهرست منابع باشد.

2- از 20 صفحه تایپ شده در قطع A_4 و تعداد 300 کلمه در هر صفحه تجاوز نکند. مقاله با استفاده از نرم افزار Word نوشته شود. برای متن فارسی از قلم Bnazanin با اندازه 13 و برای لغات انگلیسی به کار برده شده در متن فارسی از قلم Times New Roman با اندازه 11 استفاده شود. برای متن مقالات انگلیسی از قلم Times New Roman با اندازه 13 و برای چکیده انگلیسی از همان قلم با اندازه 11 استفاده شود.

3- روش ارجاع داخل متون (APA) باشد، یعنی منابع مورد استفاده در متن به این صورت درج شود:
نام خانوادگی نویسنده، تاریخ انتشار، شماره جلد و شماره صفحه (مظفر، 1375، ج 1، ص 11). در صورت تکرار بلافاصله همان منبع کلمه همان با شماره جلد و صفحه آورده شود.

4- 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.

5- 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

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

2- انتخاب گزینه محورهای فصلنامه و انطباق موضوع مقاله با محورهایی که فصلنامه بر اساس آنها اقدام به چاپ مقالات می‌نماید.

3- دانلود فرم تعهدنامه و تکمیل آن.

4- انتخاب گزینه ارسال مقاله، تکمیل و ارسال آن.

پس از وصول مقاله توسط دبیرخانه فصلنامه، نامه اعلام وصول به نویسنده مسئول ارسال خواهد شد. در این مرحله لازم است که محققین محترم 2 نسخه از مقاله پرینت شده خود را به دفتر فصلنامه ارسال فرمایند.

آدرس پستی: اراک، کمربندی شمالی، دانشگاه پیام نور استان مرکزی، صندوق پستی 1136-38135 دفتر فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی.

تلفن: 3675576 – 0861 نمابر: 3675597 -0861 همراه: 09185288130

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

سایر نکات

- ترتیب مقالات به ارزش علمی‌و یا شخصیت نویسندگان ارتباطی ندارد.
- مسئولیت 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.
- جهت پیگیری نتیجه مقاله ارسالی، کد مقاله خود را به تلفن همراه فصلنامه پیامک فرمائید.

فهرست مطالب

سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی و بررسی تأثیر آن بر رشد اقتصادی 11
دکتر رضا اکبریان، علی قائدی

بررسی بهره‌وری کل عوامل در ایران در چارچوب حسابداری رشد (1387- 1345) 49
دکتر داود بهبودی، جلال منتظری شورکچالی

بررسی همگرایی اقتصادی میان ایران و کشورهای آمریکای لاتین (کاربرد مدل جاذبه) 73
دکتر محمدرضا لطفعلی پور، سیده زهرا شاکری، فاطمه کبری بطا

الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی و اثر آن بر واردات کالاهای واسطه‌ای- سرمایه‌ای ایران 99
صمد عزیزنژاد، دکتر فتحا... تاری، دکتر سیدمحمدرضا سیدنورانی

بررسی عدم تقارن در تأثیر تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی در ایران از نگاه کینزی‌های جدید..... 135
دکتر سهراب دل انگیزان، دکتر علی فلاحتی، مهدی رجبی

تأثیر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی 165
دکتر کریم آذربایجانی، مولود راکی، دکتر همایون رنجبر

آزمون علیت هشیائو بین نرخ بهره و تورم برای گروه کشورهای منا 203
دکتر محمد طاهر احمدی شادمهری، دکتر محمد علی فلاحی، سمیه خسروی

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره سوم، تابستان 1390

سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی و بررسی تأثیر آن بر رشد اقتصادی

دکتر رضا اکبریان*، علی قائدی**

دریافت: 1389/8/22 پذیرش: 1390/3/15

چکیده

یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصادی کشورها، ایجاد شرایط لازم جهت افزایش تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی می‌باشد. از جمله شرایط لازم جهت افزایش تولید و رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی است. سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی به طور کلی با افزایش بهره‌وری عوامل تولید، گسترش محدوده بازار، تعادل عرضه و تقاضا، ایجاد اثرات جانبی، ایجاد شرایط رقابتی بهتر و هم‌چنین افزایش سطح رفاه باعث افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌شوند.

اهداف این تحقیق بررسی اثر سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌های اقتصادی روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار و هم‌چنین بررسی رابطه متقابل سرمایه سرانه نیروی کار، تولید بدون نفت سرانه نیروی کار و سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌های اقتصادی می‌باشد. بدین منظور از مدل خودتوضیح برداری (VAR) برای سال‌های 1385-1340 استفاده شده‌است.

نتایج تحقیق نشان‌می‌دهد که در بلندمدت اثر سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌های اقتصادی روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار مثبت می‌باشد و سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت ارتباطات بیشترین تأثیر و سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی کم‌ترین تأثیر را روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار ایران دارد و در کوتاه‌مدت هیچ

* نویسنده مسؤول. عضو هیئت علمی بخش اقتصاد دانشگاه شیراز. E-mail: rakbarian@rose.Shirazu.ac.ir

** کارشناس ارشد اقتصاد. E-mail: A.ghaedi2000@yahoo.com

رابطه معنی‌داری بین رشد اقتصادی بدون نفت سرانه نیروی کار و رشد سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌های اقتصادی وجود ندارد ولی اثر رشد سرمایه سرانه نیروی کار، روی رشد اقتصادی بدون نفت سرانه نیروی کار و سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌ها معنی‌دار و مثبت می‌باشد.

کلمات کلیدی: رشد، تولید ناخالص داخلی ایران، زیرساخت، انرژی، ارتباطات، حمل و نقل، مدل خود توضیح برداری، سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار، تولید سرانه نیروی کار و رشد اقتصادی سرانه نیروی کار.

طبقه‌**بندی** JEL: E23, Q43.

مقدمه

رشد و پیشرفت هر جامعه‌ای به وجود زیرساخت‌های[1] فیزیکی برای تولید و توزیع کالاها و خدمات، بین عامه مردم و بنگاه‌ها بستگی دارد، به طوری‌که قدرت اقتصاد ملی به توانایی و موجودی زیرساخت آن بستگی دارد وکیفیت وکارایی این زیرساخت‌ها بر تداوم فعالیت‌های تجاری و اقتصادی جامعه و کیفیت زندگی و سلامت اجتماعی مؤثر است (هادسن و همکاران، 1983، ص3).

بر اساس یکی از کامل‌ترین تعریف‌ها، زیرساخت برای داراییهای بلندمدت تحت مالکیت دولت به صورت زیر ارایه شده‌است: زیرساخت هر کشوری، مجموعه تسهیلات عمومی، با سرمایه‌گذاری خصوصی یا عمومی است که، امکان ارایه خدمات ضروری و استاندارد زندگی را فراهم می‌کند. این مجموعه از تسهیلات عمومی مرتبط به یکدیگر که امکانات جابه‌جایی و حمل ونقل، تأمین امنیت و سرپناه، ارایه خدمات و برقراری خدمات رفاهی را میسر می‌کنند، عبارتند از مجموعه بزرگراه‌ها، پل‌ها، راه‌آهن‌ها و جاده‌های حمل کالا (ترانزیت)، ودر عین حال، شبکه فاضلاب، سیستم آب‌رسانی و مخازن تأمین آب را هم شامل می‌شوند و نیز شامل سدها، آب‌بندها، راه‌های آبی و بنادر هم هستند. همچنان‌که مراکز تولید برق، گاز و نیرو را نیز در بر می‌گیرند (احتشامی،1382، ص. 59).

در کل زیرساخت‌ها را می‌توان به زیرساخت‌های اجتماعی (همانند آموزش، بهداشت، امنیت و...) و زیرساخت‌های اقتصادی (همانند سیستم حمل و نقل، ارتباطات، نیرو و...) تقسیم کرد.

در این مقاله فقط به بررسی رابطه سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های فیزیکی اقتصادی با رشد و تولید اقتصادی پرداخته می‌شود.

در بررسی رابطه زیرساخت‌ها و رشد اقتصادی می‌توان گفت به طورکلی زیرساخت‌ها روی

1- infrastructure

رشد اقتصادی و تولید کل به طرق زیر اثر مثبت می‌گذارند (Eric, 2002, p. 412):

- محصولات و خدمات تولید شده از زیرساخت‌ها می‌تواند به عنوان یک عامل تولید، در تولید محصولات کمک بکند. برای مثال، گاز،آب و برق که از محصولات زیرساخت می‌باشند به عنوان نهاده در تولید استفاده می‌شوند.

- زیرساخت‌ها می‌تواند به عنوان یک داده واسطه‌ای، بهره‌وری عوامل تولید زمین، نیروی کار و سرمایه فیزیکی، را به طور مستقیم بالا ببرد. به عنوان مثال، سیستم حمل ونقل که انتقال کالاها و نهاده‌های تولید را آسان‌تر می‌کند.

- زیرساخت‌های اقتصادی هم‌چنین به وسیله اثرات جانبی، به صورت غیرمستقیم، تولید و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. مثلاً ایجاد یک خط راه‌آهن می‌تواند باعث ایجاد رونق در صنایع فولاد گردد یا توسعه زیرساخت‌های الکتریکی و ارتباطی باعث توسعه صنایع الکتریکی شود.

با توجه به دو اثر اول می‌توان دریافت که، زیرساخت‌های اقتصادی و دیگر عوامل تولید مکمل یک‌دیگرند، و زیرساخت‌های اقتصادی می‌توانند تولید نهایی و بهره‌وری عوامل تولید را افزایش دهند.

ولی زیرساخت‌های اقتصادی به دلایلی که در زیر ذکر خواهد شد، ممکن است روی تولید و رشد اقتصادی اثر منفی و یا اثر اندکی داشته باشند (Eric, 2002, pp. 430-431):

- با افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها، به دلیل این‌که عوامل و منابع بیشتری جهت ساخت زیرساخت‌ها به کار گرفته می‌شوند، نرخ بهره و قیمت عوامل و منابع تولیدی افزایش می‌یابد، درنتیجه سرمایه‌گذاری خصوصی و تولیدی کاهش می‌یابد و این باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

- عامل دیگری که ممکن است باعث شود زیرساخت‌ها روی رشد اقتصادی اثر کم یا حتی منفی داشته باشد، نحوه مدیریت زیرساخت‌ها است. به طوری‌که اگر از سرمایه‌های زیرساختی موجود به صورت کارا استفاده نشود، شکل‌گیری سرمایه اضافی جدید

زیرساختی می‌تواند فقط تأثیر اندکی روی رشد اقتصادی داشته باشد، زیرا در این صورت هر چند که ممکن است اثرات جانبی توسعه زیرساخت‌ها باعث رشد اقتصادی شود ولی سرمایه‌گذاری جدید در زیرساخت‌ها، منابع کمیاب را از نگه‌داری و به کار انداختن زیرساخت‌های موجود و سرمایه‌گذاری‌های تولیدی، دور می‌کند.

- از جمله دیگر عوامل عدم کارایی بخش زیرساخت، عدم هماهنگی ترکیبات یا ساختار جدید زیرساخت‌ها، با فعالیت‌های اقتصادی خصوصی و تولیدی است.

- دلیل دیگر عدم کارایی احتمالی زیرساخت‌ها، می‌تواند نحوه تأمین مالی زیرساخت‌ها باشد. دولت در راستای اثربخشی زیرساخت‌ها روی رشد اقتصادی باید ساختار تأمین مالی زیرساخت‌ها را، به صورت بهینه انتخاب کند.

- با توجه به این‌که زیرساخت‌ها در اقتصاد به عنوان مکمل عوامل تولیدی به کار برده می‌شوند، باید یک تعادل بین زیرساخت‌های اقتصادی و دیگر عوامل تولید برقرار باشد، به طوری‌که برای زیرساخت‌های اقتصادی با توجه به وضعیت موجود عوامل تولید دیگر، یک آستانه اشباع وجود دارد که بالاتر از آن، بهره‌وری کاهش می‌یابد. به طورکلی در صورتی‌که بین زیرساخت‌ها و عوامل تولید دیگر تعادل برقرار نباشد، بهره‌وری کل کاهش می‌یابد و این باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

در کل اگر یک مدیریت قوی در رابطه با زیرساخت‌ها وجود داشته باشد، زیرساخت‌ها از طریق افزایش در کارایی، صرفه‌جویی در زمان و کاهش در هزینه‌ها می‌توانند روی رشد اقتصادی تأثیر مثبت بگذارند (Eric, 2002, p. 416) ، پس در جهت رشد و توسعه اقتصادی در سطح ملی و منطقه‌ای (مناطق مختلف کشور) لازم است که دولت به توسعه زیرساخت‌ها روی آورد و از طرف دیگر رشد اقتصادی و توسعه بخش تولیدی و خصوصی نیز می‌تواند عرضه و تقاضای زیرساخت را تحت تأثیر قرار دهد. با توسعه بخش تولیدی و خصوصی و رشد اقتصادی، تقاضا برای زیرساخت‌ها افزایش می‌یابد و این افزایش تقاضا برای بخش زیرساخت، باعث رشد زیرساخت‌ها می‌شود، زیرا از نقطه نظر

بهره‌وری، دولت‌ها در جهت رشد اقتصادی، در مناطقی که بخش تولیدی فعال وجود دارد به ایجاد زیرساخت روی می‌آورند، هرچند که این ممکن است مخالف توسعه و عدالت اقتصادی باشد (Salehi Esfahani and Teresa Ramirez, 2003, p. 477).

مبانی نظری

جهت بررسی رابطه زیرساخت‌ها با رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری تولیدی، این سؤال مطرح می‌شود که زیرساخت‌های اقتصادی شامل چه مواردی می‌باشند؟ در مطالعات تجربی متفاوت، زیرساخت‌های اقتصادی متفاوتی به کار برده شده‌است. در بعضی از این مطالعات مجموعه وسیعی از زیرساخت‌های اقتصادی در نظر گرفته شده‌است و در موارد دیگر فقط یک نوع خاص از زیرساخت مد نظر قرار گرفته‌شده‌است و اثر آن روی تولید یا رشد اقتصادی بررسی شده‌است. ولی آنچه در این مطالعات بیشتر استفاده شده‌اند و کاربرد آن‌ها نیز در تولید کالاها و خدمات به عنوان عوامل تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی، عمومیت بیشتری دارد و در این مقاله نیز از آن‌ها استفاده می‌شود، زیرساخت‌های اقتصادی می‌باشند که به صورت زیر تقسیم‌بندی شده‌اند:

1-زیرساخت حمل ونقل، شامل حمل ونقل هوایی، زمینی و دریایی

2-زیرساخت انرژی، شامل سیستم‌های آب، برق، نفت و گاز

3-زیرساخت ارتباطات، شامل مخابرات، اینترنت و...

در این مقاله جهت بررسی نحوه اثرگذاری انواع زیرساخت روی تولید و سرمایه‌گذاری تفکیک بالا مد نظر قرار می‌گیرد.

زیرساخت حمل و نقل

حمل ونقل یکی از پایه‌های اصلی توسعه پایدار و متوازن در جوامع بشری محسوب می‌شود. در واقع شبکه‌های حمل و نقل با مؤلفه‌های مهمی همچون اقتصاد، امنیت و عدالت اجتماعی، ارتباط تنگاتنگی دارند، به طوری‌که «لستر تارو» یکی از اقتصاددانان برجسته

معاصر، حمل و نقل و ارتباطات، تحقیق و توسعه و آموزش کیفی و مهارت نیروی انسانی را سه بستر اصلی توسعه‌یافتگی کشورها برشمرده است (ماهنامه صنعت حمل و نقل، 1385، ص 132).

بهبود شبکه‌های حمل و نقل اعم از زمینی، دریایی و هوایی، بسترهای اقتصادی لازم جهت کاهش هزینه‌های تولید و سرعت در مبادلات را به وجود می‌آورد و برخی از فعالیت‌های اقتصادی راکد را از لحاظ اقتصادی به صرفه می‌کند (بوریر، 1958،صص 5-2).

به طور خلاصه، اهمیت شبکه‌های حمل و نقل و نحوه تأثیرگذاری آن بر رشد اقتصادی را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

- کارآمد بودن سیستم حمل و نقل نقشی استراتژیک در توسعه متوازن بخش‌های مختلف دارد.

- قدرت و سرعت در شبکه‌های ترابری، فرصت‌های بیشتری برای توسعه و افزایش سرمایه‌گذاری منطقه‌ای به وجود می‌آورد.

-هزینه حمل ونقل پایین ناشی از توسعه بخش حمل و نقل، باعث انباشت و تمرکز فعالیت‌های اقتصادی می‌شود در حالی‌که هزینه بالای حمل و نقل، باعث پراکندگی فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. در نتیجه توسعه بخش حمل و نقل، با توجه به این‌که به چه اندازه باعث تمرکز شود، می‌تواند روی توسعه اقتصادی تأثیرگذار باشد (Takahashi, 2006, p. 499).

- وجود شبکه‌های مناسب ترابری بین کشورها موجب افزایش امنیت منطقه‌ای، به عنوان یکی از مؤلفه‌های مهم و تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود.

- جابه‌جایی عوامل تولید و حمل و نقل کالاهای تولید شده به مراکز مصرف و برقراری تعادل در عرضه و تقاضای کالاها و خدمات، بدون وجود شبکه گسترده‌ای از حمل و نقل امکان‌پذیر نیست.

- بخش حمل و نقل به شکل مستقیم در اشتغال‌زایی و رشد مناطق مختلف محروم و مستعد کشور بسیار مؤثر است (ماهنامه صنعت حمل و نقل، 1385، صص 47-46).

- صنعت حمل و نقل باعث کوتاه شدن فاصله زمانی، ایجاد ایمنی بیشتر و جابه‌جایی سریع‌تر و ارزان‌تر کالا و انسان شده و هزینه خرید کالا و مواد اولیه را نیز کاهش می‌دهد.

- شبکه حمل و نقل مناسب زمینه ترانزیت خارجی کالا و در نتیجه افزایش درآمد ملی، توسعه منطقه‌ای و مزایای غیرمستقیم ترانزیت را ایجاد می‌کند.

- توسعه حمل ونقل هزینه‌های مستقیم سفرهای تجاری و کاری و هم‌چنین هزینه ارایه خدمات به مشتریان را کاهش می‌دهد و منجر به کارایی و سودآوری هر چه بیشتر بنگاه‌ها می‌شود.

- بهبود زیرساخت‌های حمل و نقل می‌تواند محدوده بازار را برای عرضه‌کنندگان کالاها و خدمات توسعه دهد. که این امکان از طریق ایجاد گزینه‌های مختلف برای حمل کالا، سفرهای شغلی و غیره حاصل می‌شود.

- توسعه بخش حمل و نقل باعث تخصصی شدن و تولید انبوه و در نتیجه افزایش بهره‌وری منابع اقتصادی می‌شود (محمودی، 1376، ص 150).

-از جنبه تجارت بین‌الملل از یک طرف تفاوت در هزینه‌های حمل و نقل، باعث تفاوت در قدرت رقابتی کشورها در بازارهای بین‌المللی می‌شود و از طرف دیگر سرمایه‌گذاری در حمل ونقل با کاهش هزینه‌های حمل و نقل، فرصت‌های تجاری را افزایش می‌دهد (Bougheas et al. , 1999, p. 171).

بدین ترتیب می‌توان گفت که نقش حمل و نقل در توسعه اقتصادی و ایجاد مشوق‌ها جهت افزایش سرمایه‌گذاری غیرقابل انکار است. رابطه نزدیکی بین حجم حمل و نقل و سطح فعالیت‌های اقتصادی وجود دارد، به طوری‌که مقایسه امکانات و خدمات حمل و نقلی در مراحل مختلف توسعه اقتصادی در کشورهای مختلف نیز این رابطه را تأیید می‌کند (Owen, 1985, p. 180).

ولی سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های حمل و نقل علی‌رغم اثرات مثبت، در کشورهای در حال توسعه به دلایل زیر ممکن است اثرات مطلوب و حداکثری روی توسعه و رشد

اقتصادی، با توجه به امکانات و منابع محدود، نداشته باشد (Owen, 1985, pp. 181-183).

- هزینه‌های حمل و نقل ممکن است به صورت گسترده پراکنده شوند و یک استراتژی و طراحی قوی و مشخص در توسعه زیرساخت‌های حمل و نقل وجود نداشته باشد، که این از یک طرف بودجه حمل و نقل را بدون به انجام رساندن نتایج اساسی، می‌کاهد و از طرف دیگر باعث ایجاد هزینه‌های نگه‌داری سنگین در دوره‌های بعد می‌شود.

- بین سرمایه‌گذاری در حمل و نقل و سایر سرمایه‌گذاری‌ها با توجه به منابع محدود، تعادل مناسب وجود نداشته باشد.

- سرمایه‌گذاری نامتعادل در بخش‌های مختلف حمل و نقل نیز باعث می‌شود سرمایه‌گذاری در حمل و نقل از کارائی و اثربخشی لازم برخوردار نباشد.

زیرساخت انرژی

از بدو انقلاب صنعتی تاکنون انرژی نقش مهم و برجسته‌ای را در اقتصاد کشورها ایفا نموده‌است و امروزه نیز نقش انرژی در تولید کالاها و خدمات از اهمیت زیادی برخوردار شده‌است. در سطح بین‌المللی کشورهای صنعتی که مصرف‌کننده عمده انرژی در سطح جهان می‌باشند، برای تداوم حیات اقتصادی خود محتاج به انرژی هستند و برای تأمین قسمت عمده‌ای از احتیاجات انرژی خود به کشورهایی وابسته‌اند که در زمره تولیدکنندگان عمده انرژی قرار دارند. از طرف دیگر بیشتر کشورهای در حال توسعه از جمله ایران جهت تسریع فرایند رشد توسعه اقتصادی و نیز ارتقاء توان صنعتی و تکنولوژی نیازمند سرمایه، دانش فنی و درآمدهای ارزی هستند که این نیاز از طریق سرمایه‌گذاری در انرژی تأمین می‌گردد، زیرا با افزایش سرمایه‌گذاری در انرژی علاوه بر تأمین منابع انرژی مورد نیاز خود، با افزایش صادرات انرژی، می‌توانند منابع مورد نیاز جهت رشد اقتصادی را به دست آورند.

در بسیاری از نظریه‌های رشد، سرمایه و نیروی کار از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی هستند که در توابع رشد در نظر گرفته می‌شوند، در حالی‌که در نظریه‌های جدید

رشد، عامل انرژی نیز وارد مدل شده‌است، ولی اهمیت و جایگاه انرژی در مدل‌های مختلف یکسان نیست. آیرس و نایر[1] (1984) بیان کردند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی مهم‌ترین عامل رشد است. اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برندت و وود[2] (1975) و دنیسون[3] (1985) بیان می‌کنند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد، به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است و مستقیماً اثری بر رشد اقتصادی ندارد (Stern, 1993, PP. 55-57).

هم‌چنین برندت و وود[4] (1975)بیان می کنند که در تابع تولید کل، انرژی یک عامل تولید است که ارتباط تفکیک‌پذیر ضعیفی با کار دارد. در تابع تولید پیشنهادی آن‌ها انرژی با سرمایه ترکیب می‌شود و حاصل ترکیب آن‌ها بعد از ترکیب با عامل کار، محصول را ایجاد می‌کند. بنابراین مصرف انرژی بدون اثر گذاشتن بر تولید نهایی کار، تولید نهایی سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Douglas, 1991, P. 148).

از طرف دیگر پندیک[5] معتقد است که در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده واسطه‌ای در تولید به کار می‌رود کاهش مصرف انرژی (ناشی از افزایش قیمت) بر امکانات و میزان تولید اثر خواهد گذاشت. او هم‌چنین معتقد است اگر سرمایه و کار جانشین انرژی باشند کاهش مصرف انرژی (ناشی از افزایش قیمت) باعث افزایش در استفاده از دو عامل سرمایه و کار می‌شود و تخصیص عوامل تولید تغییر می‌کند و سهم نسبی تولید ناشی از دو عامل کار و سرمایه افزایش خواهد یافت (Pindyck, 1979, PP. 125-173).

به طورکلی اقتصاددانان انرژی روی رابطه انرژی و رشد اقتصادی دو دیدگاه متفاوت دارند. یک دیدگاه این است که انرژی یک منبع مهم و اولیه در تولید است زیرا که دیگر

1-Ayres and Nair
2-Berndt and Wood
3-Denison
4-Berndt and Wood
5-Pindyck

عوامل تولید، همانند نیروی کار و سرمایه نمی‌توانند بدون انرژی ایجاد ارزش و تولید نمایند. مطابق این دیدگاه انتظار می‌رود که انرژی یک عامل محدودکننده در رشد اقتصادی باشد. دیدگاه دیگر این است که انرژی در فرایند رشد خنثی می‌باشد و دلیل اصلی آن‌ها برای خنثی بودن انرژی در رشد اقتصادی این می‌باشد که هزینه انرژی به عنوان قسمتی از تولید ناخالص داخلی بسیار کوچک است. بنابراین این احتمال که انرژی اثر معنی‌دار روی رشد داشته باشد وجود ندارد. حال این‌که کدام‌یک از این دو دیدگاه صحیح است، به ساختار اقتصاد و مرحله رشد اقتصادی بستگی دارد. زیرا با قرارگرفتن اقتصاد در مراحل بالای توسعه اقتصادی، ساختار تولید به سمت بخش خدمات رشد می‌کند، که این بخش انرژی‌بری کم‌تری دارد (Ghali, 2004, p. 227).

زیرساخت ارتباطات

از نیمه دوم قرن بیستم جهان وارد عصر تازه‌ای شد و به نحوی پایان عصر صنعتی تلقی شد. تحولات پرشتاب علمی - فن‌آوری موتور محرک این تحول بوده است. نخست، با ورود رایانه به بازار و سپس با تحول در حوزه اطلاعات و ارتباطات، رایانه‌ها به کمک فن‌آوری ارتباطی از جمله تلفن به هم وصل شدند و قابلیت‌های این فن‌آوری با توانمندی‌های فن‌آوری تلویزیون ترکیب شد و سبب پیدایش شبکه جهانی ارتباطات و اطلاعات اینترنت شد. کاهش سریع قیمت‌های نسبی، جهانی بودن، حمل و نقل آسان همراه با بازدهی فزاینده و سهولت نقل و انتقال محصولات فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات، موجب شده‌است این جریان تحول پرشتاب حول محور فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات، باز هم شتاب یافته و راه را برای ورود به اقتصاد دیجیتال هموار سازد (Jorgenson, 2001, pp. 112-113).

در بین صنایع جهانی، صنایع کامپیوتر، ارتباطات از راه دور و اطلاعات سریع‌ترین رشد را داشته‌اند و بسیاری از کشورها امیدوارند این صنایع محرک اولیه رشد آتی آنان را فراهم کند و از طرف دیگر اقتصاددانان پی‌برده‌اند که مهم‌ترین منبع تعیین‌کننده کارایی اقتصادی هر اقتصاد، صنعت و فرایند تولید اطلاعات و مبادله مؤثرآن است (ساسمن ولنت، 1374، ص 48).

به طورکلی سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های ارتباطی رشد اقتصادی را از چندین طریق تحت تأثیر قرار می‌دهد. از یک طرف سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های ارتباطی به طور مستقیم منجر به رشد اقتصادی می‌شود، زیرا سرمایه‌گذاری در ارتباطات تقاضا برای کالاها و خدمات مورد نیاز جهت ایجاد زیرساخت‌ها را افزایش می‌دهد و در نتیجه موجب رشد صنایعی که این کالاها و خدمات را ایجاد می‌کند، می‌شود. از طرف دیگر می‌توان گفت که بازگشت اقتصادی سرمایه‌گذاری‌های زیرساختی در ارتباطات بسیار بیشتر از سرمایه‌گذاری صورت گرفته است، برای مثال بهبود ارتباطات هزینه مبادلات شامل سفارش‌دهی، جمع‌آوری اطلاعات و جستجو را کاهش می‌دهد و باعث کاهش هزینه‌های تجاری شده و در نتیجه تولید بخش‌های مختلف اقتصادی افزایش می‌یابد. هم‌چنین بهبود ارتباطات قابلیت‌های مدیریتی را در فاصله‌های دور افزایش می‌دهد. البته اهمیت شبکه‌های ارتباطی، وقتی‌که اهمیت اطلاعات در پروسه‌های تولید افزایش می‌یابد، بیشتر نمایان می‌شود و گسترش شبکه ارتباطات صرفه‌جویی قابل توجهی را در انرژی مصرفی و هزینه‌ها ایجاد می‌کند (Roller and Waverman, 2001, p. 910). در نهایت می‌توان گفت که گسترش شبکه‌های ارتباطی با ایجاد اطلاعات بیشتر، عملکرد بازار را بهبود بخشیده و با توجه به این‌که یکی از شرایط رقابت کامل اطلاعات کامل می‌باشد، باعث می‌شود اقتصاد به سمت شرایط رقابتی حرکت کند (ساسمن و لنت، 1374، ص 52).

در این مورد از زیرساخت‌های اقتصادی نیز، گسترش شبکه‌های آن ممکن است منجر به وابستگی اقتصادی شود و روی رشد اقتصادی اثر منفی داشته باشد، زیرا از یک سو بایستی برای ایجاد وگسترش زیرساخت‌های ارتباطی، میزان واردات را افزایش داد و از سویی دیگر برای تأمین وسایل مصرفی نهایی ارتباطی بر حجم واردات افزود. هم‌چنین عدم استفاده کاربردی و نبود فرهنگ صحیح استفاده از شبکه‌های ارتباطی نیز باعث عدم اثرگذاری قابل توجه زیرساخت‌ها روی رشد اقتصادی می‌شود.

روش تجزیه وتحلیل و ساختار الگو

در مدل‌های تک متغیره خود توضیحی[1]، یک متغیر درون‌زا صرفاً بر اساس روند گذشته خود شکل می‌گیرد. ولی باید توجه داشت که در بسیاری از موارد متغیرهای اقتصادی غالباً با یکدیگر در ارتباطند، بنابراین هنگامی‌که بررسی رفتار چند متغیر توضیحی مد نظر است، لازم است تا ارتباط متقابل بین متغیرها در قالب یک الگوی سیستم معادلات مورد توجه قرار گیرد. یک روش متداول برای فرمول‌بندی چنین مواردی استفاده از مدل‌های خود توضیح برداری است، که در این مدل‌ها مجموعه متغیرهای درون‌زا تابعی از مقادیر با وقفه خود و سایر متغیرهای دیگر می‌باشند. به عبارت دیگر مدل‌های خود توضیح برداری را می‌توان حالت کلی‌تر مدل‌های خودتوضیح تک‌متغیره دانست.

به طورکلی نحوه استفاده از مدل خودتوضیح برداری به ویژگی متغیرها از نظر مرتبه جمعی[2] (پایایی) بستگی دارد.

پایایی

سری زمانی X_t را پایا گویند اگر میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت بماند و کوواریانس بین هر دو مقدار آن تنها به فاصله آن دو بستگی داشته باشد نه به زمان وقوع آن‌ها.

نقض هر یک از سه شرط یاد شده در یک سری زمانی بدین معناست که آن سری زمانی پایا نیست. در این مقاله جهت بررسی پایایی از آزمون دیکی – فولر استفاده شده است.

الگوی خودتوضیح‌برداری

اگر همه متغیرها در سطح پایا باشند، آن‌گاه می‌توان جهت بررسی ارتباط متقابل بین

1- Autoregressive (AR)

2- The Order of Integration

متغیرها، از مدل خودتوضیح برداری زیر استفاده کرد:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \ldots A_p X_{t-p} + MC_t + e_t \quad (1)$$

که:P تعداد وقفه‌ها و به عبارت دیگر درجه مدل خودتوضیح برداری می‌باشد.

X_t: بردار $K\times 1$ از متغیرهای درون‌زا می‌باشد

e_t: بردار $K\times 1$ از پسماندها می‌باشد.

A_1 تا A_p: ماتریس‌های $K\times K$ از ضرایب می‌باشند.

A_0: بردار $K\times 1$ از ضرایب ثابت می‌باشد.

باید توجه داشت که در مدل خودتوضیح برداری در صورت لزوم می‌توان از ارزش جاری متغیرهای برون‌زا نیز استفاده کرد که در رابطه بالا C_t یک بردار $d\times 1$ از متغیرهای برون‌زا می‌باشد و M یک ماتریس $K\times d$ از ضرایب مربوط به متغیرهای برون‌زا در سیستم خودتوضیح برداری می‌باشد.

باید توجه داشت بردار پسماند e_t، باید فروض میانگین صفر، واریانس همسانی، عدم خودهمبستگی سریالی و فرض نرمال بودن را برآورد کند، ولی ممکن است جملات اختلال مربوط به متغیرهای مختلف همبسته باشند که این ارتباط جملات اختلال مربوط به متغیرهای مختلف را همبستگی هم‌زمان[1] می‌نامند.

انتخاب وقفه بهینه مدل خودتوضیح‌برداری

یکی از نکات مهم که در برآورد یک سیستم معادلات خودتوضیح برداری قابل توجه می‌باشد، انتخاب وقفه یا درجه بهینه می‌باشد، به این دلیل که اگر تعداد وقفه کمتر از مقدار بهینه انتخاب شود آن‌گاه مدل به خوبی تصریح نخواهد شد و ممکن است در جملات اختلال خودهمبستگی ایجاد شود و اگر تعداد وقفه‌ها بیش از حد بهینه انتخاب شود، باعث می‌شود درجه آزادی زیادی از دست بدهیم.

---

1 -Contemporaneous Correlation

جهت انتخاب وقفه بهینه از معیارهای آزمون آکائیک[1] و شوارتز -بیزین[2] استفاده می‌شود که آماره‌های آن‌ها به ترتیب به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$AIC = T\log|\Sigma| + 2N$$

$$SBC = T\log|\Sigma| + N\log(T)$$

که $|\Sigma|$: دترمینان ماتریس واریانس - کوواریانس می‌باشد.

N: تعداد کل پارامترهای برآورد شده در کل سیستم مدل خودتوضیح برداری می‌باشد.

T: تعداد مشاهدات می‌باشد.

در هر دو معیار بالا اضافه کردن وقفه‌ها در حالی‌که ممکن است $\log|\Sigma|$ را کاهش دهد، تعداد پارمترهای برآورد شده در کل سیستم (N) را افزایش می‌دهد و در نتیجه می‌توان گفت در هر یک از معیارهای فوق، درجه‌ای که در آن آماره کم‌ترین ارزش را نسبت به سایر درجه‌ها داشته باشد وقفه بهینه است، زیرا که در چنین وقفه‌ای تصریح مدل مناسب می‌باشد و درجه آزادی کم‌تری نیز از دست داده می‌شود.

مدل‌های تصحیح خطای برداری

در صورتی‌که متغیرها پایا نباشند و با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شوند و یا به عبارت دیگر متغیرها دارای مرتبه جمعی I(1) باشند، دیگر نمی‌توان از مدل خودتوضیح برداری جهت بررسی رابطه بین متغیرها استفاده کرد. در این‌صورت باید از مدل تصحیح خطای برداری[3] استفاده کرد.

اگر مدل خودتوضیح برداری (1) را مد نظر بگیریم، می‌توان این مدل را با انجام برخی عملیات ریاضی به صورت مدل تصحیح خطای برداری زیر نوشت:

1-Akaike Information Criterion
2-Schwarz Bayesian
3-Vector Error Correction

$$\Delta X = \Pi X + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1} + BC_t + e_t \qquad (2)$$

که $\Pi = \sum_{i=1}^{P} A_i - I$ و $\Gamma_i = \sum_{l=i+1}^{P} A_j$ می‌باشد.

Π ماتریس ضرایب $K \times K$ می‌باشد و اگر دو ماتریس α و β را که $K \times r$ می‌باشد در نظر بگیریم، می‌توان ماتریس Π را به دو جزء α و β تقسیم کرد به طوری‌که $\Pi = \alpha \times \beta$ باشد که عناصر ماتریس α به عنوان پارامترهای تعدیل در مدل تصحیح خطای برداری شناخته می‌شوند و در صورت وجود رابطه یا روابط هم‌تجمعی بین متغیرهای درون‌زای مدل، ستون یا ستون‌های ماتریس β بردار یا بردارهای هم‌تجمع‌کننده را نشان می‌دهند. در نتیجه جهت استفاده از مدل تصحیح خطای برداری، باید وجود رابطه یا روابط هم‌جمعی بین متغیرهای برون‌زای غیرایستا به اثبات برسد.

هم‌جمعی

ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم‌جمعی این است که اگرچه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی غیرساکن بوده و یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی دارند اما ممکن است در بلندمدت یک ترکیب خطی از این متغیرها، همواره ساکن و بدون روند تصادفی باشد، به عبارت دیگر اگر یک نظریه اقتصادی صحیح باشد، مجموعه ویژه‌ای از متغیرها که توسط نظریه مذکور مشخص شود، با یکدیگر مرتبط می‌شوند. در این صورت ما انتظار داریم یک ترکیب خطی از این متغیرها، در بلندمدت ساکن و بدون روند تصادفی باشد.

بردار X_t را که شامل k متغیر می‌باشد، در نظر بگیرید. اگر کلیه متغیرهای این بردار، پایا از درجه d باشند ($X \approx I(d)$) و برداری مانند β وجود داشته باشد به طوری‌که $e_t = \beta' X_t$، همجمع از درجه (d-b ($d > 0$ باشد، یعنی اگر ($e = \beta' X_t \approx I(d-b)$) آن‌گاه بردار X_t را هم‌تجمع از درجه d و b ($X_t \approx I(d,b)$) گویند و بردار β، بردار هم‌تجمع‌کننده نامیده می‌شود.

در عمل بحث محدود به حالت d=b=1 می‌شود. یعنی اگر همه متغیرهای بردار X_t

دارای مرتبه جمعی یک باشند و بردار $\beta \neq 0$ وجود داشته باشد به طوری‌که $e_t = \beta' X_t$، دارای درجه مرتبه صفر باشد یا به عبارت دیگر پایا باشد، آن‌گاه گفته می‌شود که بردار X_t هم‌تجمع می‌باشد و یک رابطه تعادلی بلندمدت (ساکن) بین متغیرهای بردار X_t وجود دارد و به این معنی می‌باشد که این متغیرها در طول زمان با هم حرکت می‌کنند و در بلندمدت از یکدیگر دور نمی‌شوند.

در این‌جا باید به این نکته توجه کرد که اگر X_t دارای k متغیر باشد حداکثر K-1 رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌تواند وجود داشته باشد. یعنی در بحث فوق باید β را یک ماتریس $r \times K$ مد نظر گرفت، که r تعداد روابط بلندمدت را نشان می‌دهد و همواره r<K است.

آزمون هم‌تجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرها معمولاً با دو روش انگل-گرنجر و یوهانسن انجام می‌شود.

روش آزمون هم‌تجمعی انگل- گرنجر

در این روش پس از اطمینان از این‌که تمام متغیرها دارای درجه جمعی یکسان از مرتبه یک می‌باشند، یعنی بردار $X_t \approx I(1)$ است، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، اگر βای برآورد شود که $\beta' X_t = e_t = I(0)$ باشد یا به عبارت دیگر پسماندهای معادله رگرسیون پایا باشد، آن‌گاه هم‌تجمعی را می‌پذیریم. برای این منظور کافی است در ابتدا معادله رگرسیون را بر اساس تئوری اقتصادی تنظیم و با استفاده از معادله رگرسیون برآورد کرد سپس آزمون ریشه واحد یا پایائی را در مورد جملات باقی‌مانده اجرا کرد. چنان‌چه جملات باقی‌مانده پایا باشند، وجود هم‌تجمعی یا رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها پذیرفته می‌شود.

چند نکته باید در رابطه با مدل تصحیح خطا مد نظر قرار گیرد:

1-اگر رگرسورهای سمت راست همه معادلات مدل تصحیح خطای برداری یکسان باشند، برآورد هر کدام از معادلات به روش حداقل مربعات معمولی کارا می‌باشد.

2- اگر پسماندهای هر کدام از معادلات تصحیح خطای برداری به طور سریالی همبسته باشند ممکن است درجه وقفه کم باشد، در این صورت باید با زیاد کردن تعداد وقفه‌ها همبستگی سریالی پسماندها را بررسی کرد.

3- در مدل‌های تصحیح خطای برداری نیز مانند مدل خودتوضیح برداری، می‌توان از توابع عکس‌العمل تحریک برای بررسی اثر شوک وارده به یکی از متغیرها روی سایر متغیرها استفاده کرد.

4- ضرایب وقفه‌های تفاضل یک متغیر درون‌زا که در سمت راست معادله قرار دارد علیت کوتاه‌مدت آن متغیر را نسبت به متغیر سمت چپ نشان می‌دهد، به طوری‌که اگر ضرایب برابر صفر باشد، آن‌گاه متغیر سمت راست علیت کوتاه‌مدت متغیر سمت چپ نمی‌باشد.

روش آزمون هم‌تجمعی حداکثر درست‌نمائی یوهانسن

روش انگل-گرنجر که بر اساس روش حداقل مربعات معمولی رابطه تعادلی بلندمدت را برآورد می‌کند، سه محدودیت اساسی دارد:

1- تخمین‌ها کارایی مجانبی ندارند.

2-آزمون فرضیه را به طور مستقیم روی ضرایب رابطه هم‌تجمعی نمی‌توان اجرا کرد.

3-اساسی‌ترین محدودیت روش انگل-گرنجر زمانی به‌وجود می‌آید که بیش از یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود داشته‌باشد.

روش حداکثر درست‌نمایی که توسط یوهانسن[1] ارایه شده‌است، محدودیت‌های فوق را ندارد.

اگر رابطه خودتوضیح‌برداری زیر را در نظر بگیریم:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \ldots A_p X_{t-p} + e_t \qquad (3)$$

1-Johanson

که X_t بردار $k\times 1$ از متغیرهای درون‌زاست و عناصر بردار e_t نویز سفید می‌باشند ولی e_t مربوط به متغیرهای مختلف ممکن است با یکدیگر مرتبط باشند، به طوری‌که ماتریس واریانس-کوواریانس آن $\sum_e$ می‌باشد.

با انجام عملیاتی روی رابطه (3) می‌توان به مدل تصحیح خطای برداری زیر دست یافت:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{P-1} \Delta X_{t-1} + e_t \qquad (4)$$

که $\Pi = -(I - \sum_{i=1}^{P} A_i)$ و $\Gamma = -\sum_{j=i+1}^{P} A_j$ است.

اگر مدل تصحیح خطای برداری (4) را درنظر بگیریم، مرتبه ماتریس Π که برابر با تعداد بردارهای مستقل این ماتریس می‌باشد، تعداد بردارهای هم‌تجمعی را مشخص می‌نماید و مبنای روش یوهانسن می‌باشد. مرتبه ماتریس Π برابر با تعداد مقادیر ویژه مخالف صفر ماتریس Π می‌باشد.

به طورکلی می‌توان گفت که:

1- اگر مرتبه ماتریس $r(\Pi)$ برابر با صفر باشد (r=0)، ضرایب مدل را می‌توان با استفاده از روش خودتوضیح برداری و با استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیرها برآورد کرد.

2- اگرمرتبه ماتریس کامل نبوده ولی بزرگ‌تر از صفر باشد یا به عبارتی $0<r<k$ باشد، در این‌صورت r بردار هم‌تجمع کننده وجود دارد و ضرایب مدل را می‌توان با استفاده از روش مدل تصحیح خطای برداری برآورد کرد.

3- اگر مرتبه ماتریس کامل باشد، تمام متغیرها ایستا هستند. در این‌صورت می‌توان از روش خودتوضیح‌برداری برای سطح متغیرها استفاده کرد.

نکته مهم در این‌جا این می‌باشد که در صورت وجود حتی یک بردار هم‌تجمعی، نمی‌توان ضرایب مدل را با استفاده از روش خودتوضیح برداری و با استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیرها برآورد کرد (Enders, 1948, PP. 334-335).

مشکل اساسی در روش یوهانسن زمانی ایجاد می‌شود که بیش از یک بردار هم‌تجمع‌کننده وجود دارد. در این‌حالت سؤال این است که کدام‌یک از این بردارها رابطه بلندمدت اقتصادی مورد نظر را نشان می‌دهد. در این موارد به صورت کاربردی آن رابطه‌ای به عنوان رابطه بلندمدت انتخاب می‌شود، که از نظر اقتصادی صحیح باشد، یعنی برداری انتخاب می‌شود که درآن ضرایب برآورد شده از نظر علامت و اندازه با نظریه اقتصادی سازگارتر باشد (ابریشمی، 1381، صص 212-209).

برآورد موجودی سرمایه

چون اندازه‌گیری مقدار فیزیکی موجودی کالاهای سرمایه‌ای بسیار مشکل است، معمولاً ارزش پولی آن‌ها را در نظر می‌گیرند. با این وجود در اغلب کشورها، به خصوص کشورهای کمتر توسعه یافته از جمله ایران، اطلاعات و آماری در مورد ارزش پولی سرمایه وجود ندارد. با توجه به این‌که یکی از متغیرهای موجود در این مقاله سرمایه می‌باشد، جهت برآورد موجودی سرمایه از روش روند نمایی سرمایه‌گذاری استفاده شده است (زراءنژاد و منتظر حجت، 1383، صص 70-68).

ساختار الگو

روش مورد استفاده در این تحقیق جهت برآورد رابطه بین متغیرها، الگوی تصحیح خطای برداری می‌باشد.

الگو شامل پنج معادله به فرم زیر است:

$$\Delta LGDP_t = \theta_1 + \sum_{i=1}^{P} \beta_{1i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \nu_{1i} \Delta LK_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \omega_{1i} \Delta LEINF_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=1}^{P} \psi_{1i} \Delta LTRINF_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \tau_{1i} \Delta LCINF_{t-i} + \rho_1 D57 \quad + \alpha_1 ECT_{t-1} + e_{1t}$$

$$\Delta LK_t = \theta_{21} + \sum_{i=1}^{P} \beta_{2i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \nu_{2i} \Delta LK_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \omega_{2i} \Delta LEINF_{t-i}$$

$$+\sum_{i=1}^{P}\psi_{2i}\Delta LTRINF_{t-i}+\sum_{i=1}^{P}\tau_{2i}\Delta LCINF_{t-i}+\rho_2 D57\ +\alpha_2 ECT_{t-1}+e_{2t}$$

$$\Delta LEINF_t=\theta_{3i}+\sum_{i=1}^{P}\beta_{3i}\Delta LGDP_{t-i}+\sum_{i=1}^{P}\nu_{3i}\Delta LK_{t-i}+\sum_{i=1}^{P}\omega_{3i}\Delta LEINF_{t-i}$$

$$+\sum_{i=1}^{P}\psi_{3i}\Delta LTRINF_{t-i}+\sum_{i=1}^{P}\tau_{3i}\Delta LCINF_{t-i}+\rho_3 D57\ +\alpha_3 ECT_{t-1}+e_{3t}$$

$$\Delta LTRINF_t=\theta_{41}+\sum_{i=1}^{P}\beta_{4i}\Delta LGDP_{t-i}+\sum_{i=1}^{P}\nu_{4i}\Delta LK_{t-i}+\sum_{i=1}^{P}\omega_{4i}\Delta LEINF_{t-i}$$

$$+\sum_{i=1}^{P}\psi_{4i}\Delta LTRINF_{t-i}+\sum_{i=1}^{P}\tau_{4i}\Delta LCINF_{t-i}+\rho_4 D57\ +\alpha_4 ECT_{t-1}+e_{4t}$$

$$\Delta LCINF_t=\theta_{51}+\sum_{i=1}^{P}\beta_{5i}\Delta LGDP_{t-i}+\sum_{i=1}^{P}\nu_{5i}\Delta LK_{t-i}+\sum_{i=1}^{P}\omega_{5i}\Delta LEINF_{t-i}$$
$$+\sum_{i=1}^{P}\psi_{5i}\Delta LTRINF_{t-i}+\sum_{i=1}^{P}\tau_{5i}\Delta LCINF_{t-i}+\rho_5 D57\ +\alpha_5 ECT_{t-1}+e_{5t}$$

LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه بدون نفت نیروی کار به قیمت ثابت سال 1376

LK: لگاریتم سرمایه سرانه نیروی کار به قیمت ثابت سال 1376

LEINF: لگاریتم سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی به قیمت ثابت سال 1376

LTRINF: لگاریتم سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقل به قیمت ثابت سال 1376

LCINF: لگاریتم سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت ارتباطات به قیمت ثابت سال 1376

D57: متغیر مجازی انقلاب اسلامی سال 1357

معادله اول، دوم، سوم، چهارم و پنجم به ترتیب معادله تولید ناخالص داخلی بدون نفت

سرانه نیروی کار، معادله سرمایه سرانه نیروی کار، معادله سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی، معادله سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقل و معادله سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت ارتباطات می‌باشد.

در قالب این الگو رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار، سرمایه سرانه نیروی کار و سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت ارتباطات، سرمایه‌گذاری سرانه در زیرساخت انرژی و سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقل بررسی می‌شود. در این الگو از متغیر مجازی انقلاب نیز استفاده شده است.[1]

برآورد الگو و تحلیل نتایج

جهت برآورد الگو، ابتدا آزمون ریشه واحد جهت بررسی پایایی متغیرها، آزمون تعیین درجه بهینه، آزمون مرتبه ماتریس صورت می‌گیرد سپس الگوی تصحیح خطای برداری برآورد می‌شود که در این الگوی تصحیح خطای برداری، روابط هم‌تجمعی بلندمدت و روابط کوتاه‌مدت بین متغیرها برآورد می‌شود و در نهایت تجزیه و تحلیل نتایج برآوردها ارایه خواهد شد.

آزمون ریشه واحد

به منظور بررسی درجه جمعی متغیرهای موجود در الگوها از آزمون‌های دیکی-فولر (DF) یا دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)، با توجه با معیارهای آکائیک، شوارتز-بیزین و

1- در این الگو از متغیرهای مجازی دیگر مانند متغیرهای مجازی برای شوکهای نفتی سالهای 1353، جنگ و اصلاحات اقتصادی نیز استفاده شده است که هم از نظر آماری بی‌معنی بودند و هم اینکه نتایج آزمونهای تشخیصی را با مشکل روبرو می‌کردند.

حنان-کوئین استفاده شده است. با بررسی نمودار تغییرات هر متغیر[1] و با مقایسه آماره‌های DF یا ADF متغیرها با مقادیر بحرانی[2] می‌توان نتیجه گرفت که تمام متغیرها در سطح ناپایا می‌باشند.

با توجه به این‌که تمام متغیرها در سطح پایا نمی‌باشند، به بررسی آزمون‌های دیکی-فولر و یا دیکی- فولر تعمیم یافته بر روی تفاضل متغیرها پرداخته شده است که نتایج آزمون‌هایDF و یا ADF روی تفاضل متغیرها نشان می‌دهد که تمام متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

آزمون تعیین وقفه بهینه

در روش یوهانسن تخمین‌های روابط بلندمدت به طول وقفه انتخاب شده برای مدل خودتوضیح برداری خیلی حساس هستند. علاوه بر این در صورتی‌که تعداد وقفه‌ها زیاد انتخاب شود، درجات آزادی زیادی از دست داده می‌شود و در صورتی‌که تعداد وقفه‌ها کمتر از مقدار بهینه انتخاب شود جملات اختلال معادلات دچار خودهمبستگی می‌شوند، در نتیجه انتخاب وقفه بهینه مهم می‌باشد.

انتخاب وقفه بهینه معمولاً با استفاده از یکی از روش‌های آکائیک، شوارتز-بیزین و حنان- کوئین[3] انجام می‌شود که در هر کدام از روش‌های ذکر شده وقفه بهینه به صورتی انتخاب می‌شود که اولاً درجات آزادی زیادی از دست داده نشود و ثانیاً جملات اختلال معادلات دچار خودهمبستگی نشوند.

جدول (1) نتایج آزمون وقفه بهینه را برای الگو با توجه به حداکثر وقفه 5 نشان می‌دهد.

2- از بررسی نمودار تغییرات هر متغیر می‌توان به وجود یا عدم وجود عرض از مبدا و روند پی برد. در مورد متغیرهای موجود در الگوهای مورد بررسی در این تحقیق، همه متغیرها دارای عرض از مبدا می‌باشند، اما بعضی از متغیرها دارای روند و بعضی فاقد روند می‌باشند.

3-اگر آماره DF یا ADF یک متغیر از مقدار بحرانی مربوط به آن کم‌تر باشد، می توان نتیجه گرفت که متغیر مورد بررسی دارای ریشه واحد است و در سطح ناپایا می‌باشد.

3-Hannan-Quinn

جدول (1)نتایج آزمون‌های آکائیک، شوارتز - بیزین و حنان – کوئین جهت تعیین وقفه بهینه متغیرهای الگو

تعدادوقفه	AIC (آکائیک)	SC (شوارتز - بیزین)	HQ (حنان – کوئین)
0	1/923	2/342	2/076
1	-7/271	-5/778	-6/735
2	-7/306	-4/747	-6/388
3	-6/802	-3/176	-5/501
4	-6/996	-2/304	-5/312
5	-8/324	-2/565	-6/258

همان‌طور که از جدول (1) مشخص است بر اساس معیار آکائیک، وقفه بهینه پنج می‌باشد در حالی‌که بر اساس معیارهای شوارتز - بیزین و حنان -کوئین وقفه بهینه، یک می‌باشد که با توجه به این‌که انتخاب وقفه بزرگ‌تر باعث می‌شود درجه آزادی بیشتری از دست بدهیم، وقفه یک به عنوان وقفه بهینه الگوی دوم انتخاب می‌شود.

آزمون مرتبه ماتریس

در این قسمت به آزمون تعیین مرتبه ماتریس یا تعداد بردارهای هم‌تجمعی بلندمدت پرداخته می‌شود. جهت تعیین مرتبه ماتریس از آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه استفاده می‌شود. جدول (2) نتایج آزمون مرتبه ماتریس را نشان می‌دهد.

جدول (2)نتایج آزمون مرتبه ماتریس الگو جهت تعیین تعداد بردارهای هم‌تجمعی بلندمدت

مقدار بحرانی	آماره آزمون	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
آزمون اثر:			
76/97	89/37	r>0	$r=0$
54/07	53/99	r>1	$r\leq 1$
35/19	31/65	r>2	$r\leq 2$
20/26	14/21	r>3	$r\leq 3$
9/16	4/82	r>4	$r\leq 4$
آزمون حداکثر مقدار ویژه:			
34/80	35/37	r=1	r=0
28/58	22/33	r=2	r=1
22/29	17/44	r=3	r=2
15/89	9/38	r=4	r=3
9/16	4/82	r=5	r=4

با توجه به جدول (2) می‌توان گفت که مرتبه ماتریس یا تعداد بردارهای هم‌تجمعی برابر با یک می‌باشد، چون بر اساس هر دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه، با توجه به این‌که آماره آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی می‌باشد، فرضیه وجود صفر بردار هم‌تجمعی رد می‌شود، در نتیجه باید فرضیه وجود حداکثر یک بردار را آزمون کنیم. در حالت حداکثر یک بردار هم‌تجمعی، بر اساس هر دو آزمون، آماره آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی می‌باشد، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود یک بردار هم‌تجمعی پذیرفته می‌شود.

برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

پس از تعیین تعداد وقفه بهینه و مرتبه ماتریس می‌توان الگوی تصحیح خطای برداری را برآورد کرد.

با توجه به این‌که الگوی تصحیح خطای برداری روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها

را نشان می‌دهد، در این قسمت روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرها جهت تجزیه وتحلیل ارایه می‌شود.

روابط هم‌تجمعی بلندمدت

در روش یوهانسن تعداد بردارهای هم‌تجمعی برابر با مرتبه ماتریس می‌باشد. با توجه به این‌که، مرتبه ماتریس برابر با یک می‌باشد، در نتیجه یک بردار هم‌تجمعی وجود دارد، که رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد.

باید توجه داشت با توجه به این‌که متغیرها به صورت لگاریتم می‌باشد، ضرایب در رابطه بلندمدت نمایان‌گر کشش می‌باشد.

رابطه هم‌تجمعی بلندمدت الگو

نتایج تخمین رابطه هم‌تجمعی بلندمدت در جدول (3) آورده شده‌است.

جدول (3)نتایج رابطه هم‌تجمعی بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره t
LGDP	-1/00	-
LK	1/006	6/12
LEINF	0/16	1/62
LTRINF	0/23	2/53
LCINF	0/27	4/42
ضریب ثابت	4/98	-

نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که، کشش تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار نسبت به سرمایه سرانه نیروی کار مثبت و برابر با 1/00 می‌باشد، کشش تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار، نسبت به سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت ارتباطات نسبت به سایر زیرساخت‌ها بیشتر و برابر با 0/27 است، کشش تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار، نسبت به سرمایه‌گذاری در حمل و نقل برابر با

0/23 می‌باشد و کشش تولید ناخالص داخلی بدون نفت نسبت به سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در انرژی نسبتاً کم[1] و برابر با 0/16 می‌باشد. در نتیجه می‌توان گفت که سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت ارتباطات بیشترین تأثیر را روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار داشته است و سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی، کم‌ترین تأثیر را روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار داشته است.

آزمون‌های تشخیصی و روابط کوتاه‌مدت

در این قسمت روابط کوتاه‌مدت بین متغیرها بیان می‌شود. با توجه به این‌که پنج متغیر درون‌زا داریم و تعداد وقفه بهینه برابر با یک می‌باشد، روابط کوتاه‌مدت و آزمون‌های تشخیصی الگو به ترتیب در جداول (4) و (5) آورده‌شده‌است.

روابط کوتاه‌مدت الگو

نتایج روابط کوتاه‌مدت بین متغیرهای الگو در جدول (4) آورده‌شده‌است.

جدول (4)نتایج روابط کوتاه‌مدت الگو

معادله ضرایب و آماره‌ها	معادله اول D (LGDP)	معادله دوم D (LK)	معادله سوم D (LEINF)	معادله چهارم D (LTRINF)	معادله پنجم D (LCINF)
ضریب جمله تصحیح خطا (T آماره)	-0/13 (-2/09)	-0/02 (-1/90)	-0/04 (-3/35)	-0/61 (-2/44)	-0/19 (-3/29)
D (LGDP (-1)) (Tآماره)	0/06 (0/27)	0/25 (2/71)	-1/64 (-1/39)	-0/82 (-0/86)	0/58 (0/32)
D (LCINF (-1)) (Tآماره)	0/01 (0/69)	-0/007 (-0/78)	-0/02 (-0/19)	0/01 (0/17)	-0/05 (-0/34)
D (LEINF (-1)) (Tآماره)	0/03 (1/05)	-0/01 (-0/84)	-0/06 (0/42)	0/18 (1/38)	0/33 (1/33)
D (LTRINF (-1)) (Tآماره)	0/05 (1/04)	-0/004 (-0/22)	0/75 (2/79)	0/09 (0/43)	0/04 (0/11)

1- ضریب سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در انرژی، در سطح 10% معنی‌دار می‌باشد.

D (LK (-1)) (آمارهT)	0/83 (1/87)	0/58 (3/26)	5/75 (2/59)	3/12 (1/74)	6/29 (1/87)
C (آمارهT)	0/03 (2/71)	-0/007 (-1/43)	0/14 (2/16)	0/06 (1/25)	0/10 (1/03)
D57 (آمارهT)	-0/004 (-1/48)	0/0006 (0/52)	-0/02 (-1/68)	-0/0008 (-0/06)	0/003 (0/12)
R-squared	0/58	0/80	0/52	0/19	0/69
F-statistic	3/03	19/60	3/13	1/21	3/14
مقدار بحرانی F	2/12	2/12	2/12	2/12	2/12

آزمون‌های تشخیصی معادلات الگوی دوم

نتایج آزمون‌های تشخیصی الگو با استفاده از آزمون LM، در جدول (5) آورده شده‌است.

جدول (5)- آزمون‌های تشخیصی معادلات الگو با استفاده از آزمون LM

آزمون معادله	معادله اول (LGDP)	معادله دوم (LK)	معادله سوم (LEINF)
خودهمبستگی	$\chi^2 = 0/28)\ 3/56)$	$\chi^2 = 3/41(0/21)$	$\chi^2 = 5/07(0/23)$
نرمال بودن جملاتپسماند	$\chi^2 = 1/94(0/37)$	$\chi^2 = 2/53(0/28)$	$\chi^2 = 3/26(0/19)$
واریانس همسانی	$\chi^2 = 13/81(0/46)$	$\chi^2 = 7/35(0/92)$	$\chi^2 = 17/05(0/25)$

ادامه جدول (5)

آزمون معادله	معادله چهارم (LTRINF)	معادله پنجم (LCINF)
خودهمبستگی	$\chi^2 = 4/09(0/19)$	$\chi^2 = 4/65(0/21)$
نرمال بودن جملات پسماند	$\chi^2 = 1/036(0/59)$	$\chi^2 = 4/537(0/10)$
واریانس همسانی	$\chi^2 = 24/52(0/03)$	$\chi^2 = 7/521(0/91)$

با توجه به جداول (4) و (5) می‌توان گفت که در چهار معادله تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار (معادله اول)، سرمایه سرانه نیروی کار (معادله دوم)،

سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی (معادله سوم) و سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت ارتباطات (معادله پنجم) ضریب تعیین در حد قابل قبولی می‌باشد و با توجه به آزمون F، معنی‌داری کل در چهار معادله مذکور پذیرفته می‌شود و فقط در معادله چهارم معنی‌داری کل مدل پذیرفته نمی‌شود و ضریب تعیین نیز در حد قابل قبولی نمی‌باشد.

باید توجه داشت که پایین بودن ضرایب تعیین در معادله‌ها به دلیل ضعف الگو نیست و به خاطر تفاضل‌گیری از متغیرها می‌باشد (مرادی،1384، ص. 309).

از طرف دیگر آزمون‌های تشخیصی فروض کلاسیک عدم خودهمبستگی جملات پسماند، نرمال بودن جملات پسماند و واریانس همسانی جملات پسماند[1] را در هر پنج معادله مورد تأیید قرار می‌دهد، در نتیجه می‌توان روابط کوتاه‌مدت الگو را به صورت زیر تفسیر کرد:

1- در معادله تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار (معادله اول) در الگوی دوم همانند الگوی اول تنها وقفه اول متغیر سرمایه سرانه نیروی کار روی تولید ناخالص بدون نفت سرانه نیروی کار در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنی‌دار (در سطح 10%) دارد به طوری‌که افزایش در نرخ رشد سرمایه سرانه نیروی کار به میزان یک درصد باعث افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار به میزان 0/83 درصد در سال بعد می‌شود در حالی‌که وقفه اول سرمایه‌گذاری در انواع زیرساخت‌ها و تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار تأثیر معنی‌دار نمی‌گذارد.

2- در معادله سرمایه سرانه نیروی کار (معادله دوم)، تنها وقفه اول تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار و سرمایه سرانه نیروی کار روی سرمایه سرانه نیروی

2- واریانس همسانی جملات پسماند در معادله چهارم تائید نمی‌شود.

کار تأثیر مثبت می‌گذارد به طوری‌که یک درصد افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه نیروی کار و سرمایه سرانه نیروی کار به ترتیب باعث افزایش 0/25 و 0/58 درصدی در سرمایه سرانه نیروی کار در سال بعد می‌شود در حالی‌که سرمایه‌گذاری در انواع زیرساخت روی سرمایه سرانه نیروی کار در کوتاه‌مدت تأثیر معنی‌دار نمی‌گذارد.

3-در معادله سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی (معادله سوم)، سرمایه سرانه نیروی کار و سرمایه‌گذاری در زیرساخت حمل و نقلتأثیر بسیار معنی‌دار و مثبتی روی سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی دارد به طوری‌که یک درصد افزایش در نرخ رشد سرمایه سرانه نیروی کار و سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقل، به ترتیب باعث افزایش 5/7 و 0/75 درصد در سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی در سال بعد می‌شود در حالی‌که وقفه سایر متغیرها روی سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی تأثیر معنی‌داری ندارند.

4- در معادله سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقل و سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت ارتباطات (معادله چهارم و معادله پنجم)، تنها سرمایه سرانه نیروی کار تأثیر مثبت و معنی‌دار (در سطح 10%) قابل توجه روی سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقل و ارتباطات دارد به طوری‌که یک درصد افزایش در نرخ رشد سرمایه سرانه نیروی کار باعث افزایش 3/1 و 6/3 درصدی در سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقل و ارتباطات در سال بعد می‌شود در حالی‌که سرمایه‌گذاری در انواع زیرساخت و تولید ناخالص داخلی بدون نفت روی سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقلتأثیر معنی‌دار ندارد ولی باید توجه داشت که به نتایج معادله چهارم به دلیل معنی‌دار نبودن کل مدل و پایین بودن ضریب تعیین نمی‌توان اطمینان داشت.

با توجه به نتایج کوتاه‌مدت الگو، به طورکلی می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت، تنها متغیری که روی هر پنج متغیر الگو، به خصوص روی سرمایه‌گذاری در هر سه نوع

زیرساخت تأثیر قابل توجه و معنی‌دار دارد، سرمایه سرانه نیروی کار می‌باشد و معنی‌دار بودن ضریب جمله تصحیح خطا در هر پنج معادله الگو نشان می‌دهد که در صورت هر گونه انحراف رابطه بلندمدت از مسیر تعادلی بلندمدت، هر پنج متغیر در جهت رفع عدم تعادل، واکنش نشان می‌دهند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

1- اثر سرمایه‌گذاری در زیرساخت ارتباطات روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت در بلندمدت نسبت به زیرساخت‌های حمل و نقل و انرژی بیشتر می‌باشد، به طوری‌که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت ارتباطات باعث افزایش 0/27 درصدی در تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار در بلندمدت می‌شود.

2- اثر سرمایه‌گذاری در زیرساخت حمل و نقل روی تولید ناخالص داخلی در بلندمدت مثبت می‌باشد به طوری‌که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقل باعث افزایش 0/23 درصدی در تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار در بلندمدت می‌شود.

3- اثر سرمایه‌گذاری در زیرساخت انرژی روی تولید ناخالص داخلی در بلندمدت نسبت به زیرساخت‌های حمل و نقل و ارتباطات کمتر می‌باشد، به طوری‌که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی باعث افزایش 0/16 درصدی در تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار در بلندمدت (در سطح معنی‌داری10%) می‌شود.

4- اثر سرمایه تولیدی سرانه نیروی کار روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت در بلندمدت مثبت می‌باشد به طوری‌که یک درصد افزایش در سرمایه سرانه نیروی کار باعث افزایش 1/00 درصدی در تولید ناخالص داخلی نیروی کار می‌شود.

5-در کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌ها هیچ اثر معنی‌داری روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار ندارد.

6- در کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌ها هیچ اثر معنی‌داری

روی سرمایه سرانه نیروی کار ندارد.

7-درکوتاه‌مدت فقط سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقل اثر معنی‌داری روی سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی دارد به طوری‌که یک درصد افزایش در نرخ رشد سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقل باعث افزایش 0/75 درصدی در نرخ رشد سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی در سال بعد می‌شود.

8- در کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌ها هیچ اثر معنی‌داری روی سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت حمل و نقل و ارتباطات ندارند.

9- در کوتاه‌مدت سرمایه سرانه نیروی کار روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار اثر معنی‌داری دارد به طوری‌که یک درصد افزایش در نرخ رشد سرمایه سرانه نیروی کار باعث افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار به میزان تقریبا 0/8 درصد در سال بعد می‌شود.

10- در کوتاه‌مدت سرمایه سرانه نیروی کار اثر قابل توجهی روی سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها دارد به طوری‌که یک درصد افزایش در نرخ رشد سرمایه سرانه نیروی کار باعث افزایش در نرخ رشد سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت انرژی به میزان 5/7 درصد، در زیرساخت حمل و نقل به میزان 3/1 درصد (در سطح معنی‌داری 10%) و در زیرساخت ارتباطات به میزان 6/2 درصد (در سطح معنی‌داری 10%)، در سال بعد می‌شود.

توصیه‌های سیاستی

1- با توجه به اثر قابل توجه سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌ها روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار در بلندمدت، ضروری می‌باشد که دولت با در نظر گرفتن افزایش جمعیت در سال‌های آتی، با ایجاد زمینه افزایش سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌ها توسط بخش دولتی و بخش خصوصی (در زمینه‌هایی که امکان سرمایه‌گذاری توسط بخش خصوصی به دلیل شرایط بازار یا تأمین مالی وجود دارد)، شرایط افزایش تولید سرانه نیروی کار و در نتیجه رفاه اقتصادی را ایجاد نماید.

2- با توجه به پایین بودن سطح سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت ارتباطات و اثرگذاری بیشتر سرمایه‌گذاری در زیرساخت ارتباطات نسبت به سایر زیرساخت‌ها روی تولید سرانه نیروی کار در بلندمدت، به نظر می‌رسد که می‌توان با افزایش نسبی سرمایه‌گذاری در زیرساخت ارتباطات زمینه افزایش تولید سرانه نیروی کار را ایجاد نمود.

3- با توجه به اثرگذاری کمتر سرمایه‌گذاری در زیرساخت انرژی نسبت به سایر زیرساخت‌ها روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت کشور در بلندمدت، به نظر می‌رسد که می‌توان با افزایش سرمایه‌گذاری بیشتر در قسمت‌های خاصی از زیرساخت انرژی همانند صنایع پالایشگاهی، ضمن رونق بخشیدن به صنایع جانبی و وابسته، زمینه افزایش ارزش افزوده بیشتری نسبت به فروش و صادرات نفت و گاز خام در کشور ایجاد نمود و در نتیجه باعث اثرگذاری بیشتر زیرساخت‌های انرژی شد. علاوه بر این با توجه به این‌که قسمت بسیار زیادی از انرژی تولید شده در ایران در بخش غیرتولیدی مصرف می‌شود اگر زمینه کاهش مصرف انرژی در بخش غیرتولیدی با راه‌کارهایی همانند افزایش تدریجی قیمت انرژی و افزایش بهره‌وری از انرژی تولید شده، ایجاد شود، سرمایه‌گذاری در زیرساخت انرژی از اثربخشی بیشتری روی تولید سرانه نیروی کار برخوردار می‌شود.

4- با توجه به موقعیت جغرافیایی بسیار مناسب و گستردگی سرزمین ایران، با ایجاد شبکه حمل و نقل مناسب‌تر علاوه بر بهبود وضعیت ترانزیت داخلی، می‌توان زمینه افزایش ترانزیت خارجی از خاک ایران را افزایش داد تا ضمن افزایش بهره‌وری زیرساخت‌های حمل و نقل، تولید سرانه نیز افزایش یابد.

5- با توجه به این‌که در کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها اثر معنی‌داری روی تولید سرانه نیروی کار و سرمایه سرانه نیروی کار ندارد، می‌توان دلایل عمده آن را طولانی شدن اجرای طرح‌های زیرساختی، خارج شدن منابع از سایر بخش‌ها با افزایش سرمایه‌گذاری در طرح‌های زیرساختی و نحوه تأمین مالی سرمایه‌گذاری در طرح‌های زیرساختی نام برد. در نتیجه به نظر می‌رسد با کم کردن زمان اجرای طرح‌های زیرساختی و تأمین مالی مناسب همانند تأمین مالی خارجی، بتوان اثربخشی سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها را روی تولید حتی در کوتاه‌مدت افزایش داد.

منابع

منابع فارسی

1- ابریشمی، حمید (1381). اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین). تهران: دانشگاه تهران.

2- احتشامی، منوچهر (1382). راه آهن در ایران. تهران: دفتر پژوهش‌های فرهنگی.

3- احتشامی، منوچهر (1382). راه و راه‌سازی در ایران. تهران: دفتر پژوهش‌های فرهنگی.

4-آرمن، عزیز و زارع، روح‌الله (1384). «بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های 1346-1381»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. 24. صص143-117.

5- بوریر، پل (1958). اقتصاد حمل و نقل در برنامه‌های توسعه. ترجمه ابوالحسن بهنیا. شیراز: دانشگاه پهلوی.

6- تشکینی، احمد (1384). اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، تهران: مؤسسه فرهنگی‌هنری دیباگران.

7- رام، منصوره (1386). بررسی موانع موجود در یافتن بازارهای مناسب برای صادرات گاز ایران، مجله بررسی‌های اقتصاد انرژی. 8. صص111-83.

8- زراءنژاد، منصور و امیر حسین منتظر حجت (1383). تخمین و تحلیل تابع تقاضا برای نیروی کار در استان خوزستان، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی. 23. صص77-60.

9- سازمان برنامه و بودجه (1378). سند برنامه: برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (1383-1379)، پیوست 2. جلد 2. تهران.

10- ساسمن، جرالد و جان ای لنت (1374). ارتباطات فرا ملی و جهان سوم. ترجمه طاهره ژیان احمدی. تهران: مرکز مطالعات و تحقیقات رسانه‌ها.

11- شکیبائی، علیرضا (1381). اقتصاد انرژی. کرمان: دانشگاه شهید باهنر.

12- قره‌باغیان، مرتضی (1375). اقتصاد، رشد و توسعه. تهران: نشر نی.

13- ماهنامه صنعت حمل و نقل (1385). شماره 259.

14- مایه، پی‌یر (1369). رشد اقتصادی. ترجمه شجاع‌الدین ضیائیان. تهران: نشر رسانه.

15- مرادی، علیرضا (1384). کاربرد Eviews در اقتصادسنجی. تهران: جهاددانشگاهی.

16- محمودی، علی (1376). اقتصاد حمل و نقل. تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

17- مشیری، سعید و اسفندیار جهانگرد (1383). فن‌آوری ارتباطات و اطلاعات و رشد اقتصادی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. شماره 19. صص 78-55.

18- معاونت پژوهشی دانشگاه تربیت مدرس (1382). بررسی عوامل مؤثر در ارزیابی و توجیه فنی، اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی پروژه‌های راه و راه‌آهن. تهران: معاونت آموزش، تحقیقات و فن‌آوری وزارت راه و ترابری.

19- هادسن، رونالد، رالف هاس و وحید ادوین (1983). مدیریت زیرساختارها (طرح جامع طراحی، ساخت، نگه‌داری، بازسازی و نوسازی). ترجمه محمد تقی بانکی. تهران: مرکز نشر دانشگاه صنعتی امیرکبیر.

منابع انگلیسی

20- Abrishami, Hamid.(2002). "Applied Econometrics (Modern procedures)", Tehran, Tehran University.
21- Alfonso, Herranz Loncan. (2006), "Infrastructure Investment and Spanish Economic Growth, 1850–1935", Explorations in Economic History,Vol. 33, pp. 213-233.
22- Arman, Aziz and Rooholla Zare. (2005). "Granger Causality Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Iran during 1967- 2002", Iranian Journal of Economic Research. 24, pp.117-143.
23- Barro, Robert. J. (1990), "Goverment Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", Journal of political Economy, Vol. 98, No. 5, pp. 103-126.
24- Berndt, E. R. and Wood,D. O. (1975), "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy", Review of Economics and Statistics. No. 57, pp. 250-268.
25- Bougheas, C. S, O. D, Edgar and L. W, Morgenroth. (1999), "Infrastructure, Transport Costs and Trade", Journal of International Economics. 47, pp. 169–189.
26- Bourrieres, Paul. (1958). "Transportation Economic in Growth Programs", Translated by Behnia, Abulhassan. Shiraz: Pahlavi University.
27- Budget and Planning Organization (2001). "Performance Report of Third Development Plan", (1962-1967). Tehran: Planning Organization.
28- Budget and Planning Organization (1999). "Plan Documents: TheThird Economic, Social and Cultural Development Plan of Islamic Republic of Iran", (2000-2004). Appendix 2.Volume 2. Tehran: Budget and Planning Organization.
29- Chiang, Alpha, C. (1992), "Element of Dynamic Optimization", McGraw-Hill.
30- Cohen, Jeffrey P. and Catherine J. Morrison Paul. (2003), "Airport Infrastructure Spillovers in a Network System", Journal of Urban Economics. 54, pp. 459–473.
31- Douglas, R. B. (1991), "On the Macroeconomic Effects of Energy", Resource and Energy, Vol. 13, pp. 148-163.
32- Ehteshami, Manoochehr. (2003). "Railway in Iran", Tehran: Cultural Research Bureau.
33- Ehteshami, Manoochehr. (2003). "Road and Road Construction in Iran",

Tehran: Cultural Research Bureau.
34- Enders, Walter. (1948), "Applied Time Series", John Wiley and Sons.
35- Eric, C, Wang. (2002), "Public Infrastructure and Economic Growth: a New Approach Applied to East Asian Economies", Journal of Policy Modeling, 24, pp. 411–435.
36- Fedderke, J. W, P. Perkins and J. M. Luiz. (2006), "Infrastructural Investment in Long-run Economic Growth: South Africa 1875–2001", World Development, Vol. 34, No. 6 , pp. 1037-1059.
37- Ghali, Khalifa. H. (2004), "Energy Use and Output Growth in Canada: a Multivariate Cointegration Analysis", Energy Economics. 26, pp. 225–238.
38- Jorgenson, Dale W. (2001), "Information Technology and Growth", American Economic Review. 892, pp. 109-131.
39- Mahmoodi, Ali. (1997). "Transportation Economy". Tehran: Institute for Trade Studies and Research.
40- Maillet, Pierre (1990). "La croissanceéconomique " (Economic Growth). Translated by Ziaeian, Shejaodin. Tehran: Rasaneh Publication.
41- Micco, A and X, Clark. (2004), "Port Efficiency, Matitime Transport Costs and Bilateral Trade", Journal of Development Economics. No. 75, pp. 150-182.
42- Moradi, Alireza. (2005). "Eviews Application in Econometrics", Tehran: Iranian Academic Center for Education, Culture and Research (ACECR)
43- Moshiri, Saeed and Esfandiyar, Jahangard. (2004). "Information and Communication Technology and Economic Growth", Iranian Journal of Economic Research. No19,pp.55-78.
44- Owen, Wilfred. (1985), "Transportation and Economic Development", The American Economic Review, Vol. 49, No. 2, pp. 179-187.
45- Periera, Alferd. M. (1998), "Is All Public Capital Created Equal?" The Review of Economics and Statistics. No 85, pp. 513-518.
46- Periera, Alferd. M and Sagales,Orial Roca. (2001), "Infrastructure and Private Sector Performance in Spain", Journal of Policy Modeling, No. 23, pp. 371-384.
47- Pindyck, R. S. (1979), "The Structure of World Energy Demand", MIT Press.
48- Qarebaghiyan, Morteza. (1996). "Economic Growth and Development". Tehran:Ney Publication.
49- Ram, Mansoore. (2007). "Evaluation of Obstacles in Finding Suitable Markets for Iran Gas Exports", Evaluation of the Energy Economics, No 8, pp. 83-111.
50- Richardson, C. (2001),"Profitability Gap Theories of Investment", 14th

PhD Conference in Business and Economics, The University of Western Australia, Perth, Australia.
51- Rioja, Felix K. (2003), "Filling Potholes: Macroeconomic Effects of Maintenance Versus New Investments in Public Infrastructure", Journal of Public Economics, No 87, pp. 2281– 2304.
52- Roller, H and Waverman, L. (2001), "Telecommunications Infrastructure and Economic Development", The American Economic Review, Vol. 91, No. 4, pp. 909-923.
53- Romer, David. (1996), "Advanced Macroeconomics ". McGraw-Hill.
54- Rufael, Wolde. (2005),"Energy Demand and Economic Growth: The African Experience", Journal of Policy Modeling. 27, pp. 891–903.
55- Salehi Esfahani, Hadi and Maria, Teresa Ramirez. (2003), "Institutions, Infrastructure and Economic Growth", Journal of Development Economics, 70, pp. 443– 477.
56- Salinas Jimenez. M. (2004), "Public Infrastructure and Private Productivity in the Spanish Regions", Journal of Policy Modeling, 26, pp. 47– 64.
57- Shakibaee, Alireza. (2002). "Energy Economics". Kerman: Bahonar University.
58- Stren, D. I. (1993). "Energy and Economic Growth in the U.S.A.: A Multivariate Approach ". Energy Economics, No. 15, pp. 37-150.
59- Tashkini, Ahmad. (2005). "Applied Econometrics by Microfit", Tehran: Dibagaran Artistic and Cultural Institute.
60- Takahashi, Takaaki. (2006), "Economic Geography and Endogenous Determination of Transport Technology", Journal of Urban Economics, 60, pp. 498–518.
61- Zarranejad, Mansoor and Amirhossein MontazerHojjat. (2004). "The Estimation and Analysis of Demand Function for Labour in Khuzestan Province ", Journal of Humanities and Social Sciences.23, pp. 60-77.

فصلنامه علمی- پژوهشی،پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره سوم، تابستان 1390

بررسی بهره‌وری کل عوامل در ایران در چارچوب حسابداری رشد (1345 -1387)

دکتر داود بهبودی*، جلال منتظری شورکچالی**

دریافت:1389/11/16 پذیرش:1390/4/20

چکیده

با توجه به اهمیت بهره‌وری کل عوامل (TFP) و نقش تأثیرگذار آن بر رشد اقتصادی، در مطالعه حاضر تلاش شده است بهره‌وری کل عوامل در ایران با استفاده از چارچوب حسابداری رشد طی دوره 1387-1345 مورد بررسی قرار گیرد.

نتایج تجربی تحقیق ضمن تأیید فرضیه بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در ایران و تعیین سهم 62 درصدی برای سرمایه فیزیکی از تولید، نشان داد، روند نرخ رشد TFP ایران طی دوره مورد مطالعه مثبت با شیب بسیار اندک 0/04 درصدی بوده است. در ضمن برخلاف مبانی نظری، محاسبه TFP بر اساس دو چارچوب سولو (1957) و هال و جونز (1999) نشان داد که لحاظ کردن سرمایه انسانی در مدل رشد هال و جونز نتوآن استه است بر قدرت توضیحی مدل سولو، در تجزیه منابع رشد و TFP در ایران بیافزاید. علاوه براین، نتایج تحلیل حساسیت نرخ رشد TFP نسبت به تغییرات سهم سرمایه فیزیکی از تولید نشان می‌دهد به دلیل عدم هماهنگی بین نرخ رشد سرمایه فیزیکی و انسانی همواره سهم سرمایه فیزیکی از تولید، از مقدار بهینه خود دور بوده است. از این رو مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی این مطالعه آن است که ضمن توجه کافی مدیریتی به رشد TFP، هماهنگی ساختار آموزشی با محیط‌های کسب و کار، استفاده از نیروهای ماهر و آموزش دیده در مشاغلی که در آن‌ها تخصص دارند، هماهنگی لازم بین نرخ رشد سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی، با هدف نیل به سطح بهینه TFP صورت گیرد.

کلمات کلیدی: رشد اقتصادی، سرمایه، سرمایه انسانی، بهره‌وری کل عوامل، حسابداری رشد.

طبقه‌بندی JEL: O57, O50, O47 .

---

* نویسنده مسؤول. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز E-mail:dbehbudi@tabrizu.ac.ir

** کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه ریزی دانشگاه تبریز E-mail: jalalmontazeri@gmail.com

مقدمه

یکی از سؤال‌های اساسی که در همه اقتصادها مطرح می‌شود این است که چه مقدار از رشد اقتصادی آن‌ها مربوط به رشد عوامل اولیه تولید همانند سرمایه فیزیکی و انسانی و چه مقدار آن به خاطر عواملی مثل تغییرات تکنولوژیکی و بنیادی می‌باشد. هر چند در مورد تأثیر مثبت سرمایه‌های فیزیکی و انسانی بر رشد اقتصادی بین اقتصاددانان اجماع وجود دارد ولی بیشتر اقتصاددانان رشد اقتصادی بالا را به تغییرات تکنولوژیکی و بنیادی وابسته می‌دانند. با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و بازار کار رقابتی، می‌توان انحراف نرخ رشد اقتصادی از مجموع نرخ رشدهای سرمایه فیزیکی و انسانی را به دست آورد. این انحراف که تغییرات تکنولوژیکی و بنیادی را نشان می‌دهد، بهره‌وری کل عوامل (TFP)[1] نامیده می‌شود.

بررسی روند TFP و عوامل مؤثر بر آن در دهه‌های اخیر به یکی از موضوعات مورد علاقه محققین در کشورهای مختلف تبدیل شده است. با توجه به اهمیت TFP و تأثیرگذاری معنی‌دار آن بر رشد اقتصادی، مطالعه حاضر برای پاسخ به سه سؤال اساسی انجام گرفته است. روند TFP در ایران طی دوره 1387-1345 چگونه بوده است؟ آیا لحاظ کردن سرمایه انسانی در ایران می‌تواند بخشی از تغییرات TFP طی دوره مورد مطالعه را توضیح دهد؟ حساسیت TFP نسبت به تغییرات سهم سرمایه فیزیکی از تولید چگونه است؟

این مقاله در پنج قسمت تنظیم شده است. پس از بیان مقدمه در قسمت دوم مروری بر ادبیات تحقیق و در قسمت سوم مدل تحقیق و پایگاه داده تبیین شده است. قسمت چهارم به تجزیه و تحلیل یافته‌ها اختصاص یافته است. و در قسمت پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارایه شده است.

1-Total Factor Productivity

مروری بر ادبیات تحقیق

محققینی که به بررسی منابع رشد اقتصادی در کشورهای مختلف پرداخته‌اند، به طور معمول از دو مدل رشد در مطالعات خود استفاده کرده‌اند. مدل اول موسوم به مدل رشد سولو[1] است که فرض می‌کند دو عامل تولید سرمایه فیزیکی و نیروی کار در شرایط بازده ثابت نسبت به مقیاس و تحت یک تکنولوژی کاربر در فرآیند تولید مشارکت دارند. هم‌چنین وی فرض می‌کند که سهم سرمایه فیزیکی از تولید برابر با 0/3 است. مدل دوم، مدل رشد تعمیم یافته سولو[2] می‌باشد که بر اساس این مدل، سرمایه انسانی به عنوان یک عامل مهم در تولید مطرح می‌باشد.[3]

یک گروه از مطالعات به بررسی این فرضیه سولو که سهم سرمایه فیزیکی از تولید برابر با 0/3 است، پرداخته‌اند. میچالوپولس (1969)[4] دریافت که سهم نیروی کار در کشورهای منتخب آمریکای لاتین به طور متوسط 71/3 درصد بوده است. او هم‌چنین گزارش کرد سهم نیروی کار در آرژانتین در دوره 1954-1950 برابر 74/5 درصد، برزیل 72/3 درصد در دوره 1960-1957، شیلی 69/7 درصد طی دوره 1954-1950 و برای کلمبیا طی دوره 1954-1950 برابر با 68/8 درصد بوده است. رومر (1989)[5] و مدیسن (1987)[6] با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس نشان دادند سهم نیروی کار از تولید در کشورهای توسعه یافته بین 70 تا 75 درصد است. گولین (2002)[7] و لابک (2007)[8] در مطالعاتی مشابه در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته نتایج مختلفی را گزارش کردند. گولین در مطالعه خود نشان داد به طور عمومی سهم نیروی کار از درآمد در کشورهای در حال توسعه و

---

1 - Solow
2 - Augmented Solow Model
3 - Mankiew, Romer and Weil- MRW, 1992 & Hall and Jones, 1999
4 -Michalopoulos, 1969
5 - Romer, 1989
6 - Madison, 1987
7 - Gollin, 2002
8 - Lubke, 2007

توسعه یافته مشابه می‌باشد. این در حالی است که لابک نشان داد به طور عمومی سهم نیروی کار از درآمد، در کشورهای در حال توسعه کمتر از سهم نیروی کار از درآمد، در کشورهای توسعه یافته است. آدر (2010)[1] با استفاده از داده‌های کنیا نشان می‌دهد که سهم سرمایه فیزیکی از تولید کمتر از 0/16 است. اما در عین حال بیان می کند فرضیات سولو ممکن است در کشورهای توسعه یافته برقرار باشد.

گروه دیگری از مطالعات عوامل تأثیرگذار بر TFP را مورد بررسی قرار دادند. برخی از این مطالعات تأکید می کنند که حقوق انحصاری در بعضی از کشورها، TFP را به دلیل استفاده از تکنولوژی ناکارا کاهش می‌دهد. این مطالعات بیان می کنند که حقوق انحصاری در کشورهای فقیر نسبت به کشورهای غنی قوی‌تر می‌باشد(Parente and Prescott, 2000 & Schmitz, 2005). دسته‌ای دیگر از این مطالعات به تأثیر منفی تعرفه‌های وضع شده توسط دولت بر کالاهای صادراتی و وارداتی، بر TFP تأکید می کنند (Sachs and Warner, 1995; Wacziarg and Welch, 2003; Alcal? and Ciccone, 2004; Herrendorf and Teixeira,2005) در این راستا نتایج بعضی مطالعات نشان می‌دهد آزادسازی تجاری تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشدTFPدارد.

(Baily, 1993, Baily and Gersbach,1995, Muendler, 2002, and Kim, 2000 and Herrendorf & Teixeira,2005).

آکینلو (2006)[2] تأثیرگذاری متغیرهای کلان بر TFP را در 34 کشور آفریقایی طی دوره 2002-1980 مورد مطالعه قرار داده است. آکینلو نشان داد بدهکاری خارجی، نرخ تورم، ارزش افزوده بخش کشاورزی به صورت درصدی از GDP، بهره نزول و انحراف نسبی قیمت‌های محلی از نرخ نسبی مبادله تأثیر منفی و معنی‌دار برTFP دارند. این در حالی است که سرمایه انسانی، نسبت صادرات به GDP، دارایی بخش خصوصی به

1 -Oduor, 2010
2 - Akinlo, 2006

صورت درصدی از GDP، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت درصدی از GDP و ارزش افزوده صنعت به صورت نسبتی از GDP تأثیر مثبت و معنی‌دار بر TFP دارند. در ضمن سیاست‌هایی که با هدف کاهش نرخ رشد جمعیت، کاهش بدهی، تسهیل تجارت خارجی، تثبیت قیمت و افزایش سهم بخش خصوصی طراحی می‌شوند، تأثیر مثبتی بر TFP دارند.

لوکاس (1988)[1] و گانیو (2005)[2] در مطالعات خود بر خلاف یافته‌های تئوریکی نتیجه می‌گیرند که لحاظ کردن سرمایه انسانی در مدل‌های رشد نتوآن استه است بر قدرت توضیحی مدل سولو، در تجزیه منابع رشد و TFP بیافزاید.

یکسری از مطالعات داخلی نیز به بررسی TFP و عوامل مؤثر بر آن پرداختند. شاه‌آبادی و کمیجانی (1380) به ارزیابی نقش انباشت سرمایه تحقیق و توسعه (R&D) داخلی و انباشت سرمایه R&D شرکای تجاری (شامل 21 کشور عضو OECD و خاورمیانه) از طریق تجارت خارجی بر روی بهره‌وری کل عوامل در ایران پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که اثر انباشت سرمایه R&D شرکای تجاری بر روی بهره‌وری داخلی قوی‌تر از اثر انباشت سرمایه R&D داخلی است. در ضمن، ضرایب تخمین متغیر اثر متقابل تجارت با انباشت سرمایه R&D شرکای تجاری و متغیر اثر متقابل سرمایه انسانی با انباشت سرمایه R&D شرکای تجاری، مثبت است.

شاه‌آبادی (1382) با به کارگیری متدلوژی همگرائی یوهانسن و OLS به ارزیابی علل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی، انباشت سرمایه تحقیق و توسعه خارجی، سرمایه انسانی، نسبت موجودی سرمایه فیزیکی به نیروی کار، شاخص‌های باز بودن، رابطه مبادله، ذخایر بین‌المللی، نرخ تورم و نرخ ارز مؤثر واقعی بر روی بهره‌وری کل عوامل تأثیر دارند.

---

1 - Lucas, 1988
2 - Ganev, 2005

هم‌چنین نتایج برآورد پیشنهاد می‌کند که اثر انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی، انباشت سرمایه تحقیق و توسعه خارجی، سرمایه انسانی و نسبت موجودی سرمایه فیزیکی به نیروی کار اثر قوی‌تری نسبت به دیگر متغیرها بر بهره‌وری کل عوامل دارند و در ضمن ضریب برآوردی متغیر نرخ تورم و نرخ ارز بر روی بهره‌وری کل عوامل منفی است.

شاه‌آبادی (1383) با بررسی نقش بهره‌وری کل عوامل بر روی صادرات غیر نفتی و واردات کالا نتیجه می‌گیرد که شاخص قیمت‌های نسبی - نسبت شاخص قیمت کالاهای وارداتی به قیمت کالاهای تولید داخل - و بهره‌وری کل عوامل تأثیر منفی و قابل توجه بر تقاضای واردات کالا و تولید ناخالص داخلی بدون نفت و درآمدهای نفتی اثر مثبتی بر تقاضای واردات کالا دارند. در ضمن بهره‌وری کل عوامل، بهبود نرخ واقعی ارز و سطح واردات جهانی تأثیر مثبتی بر صادرات غیرنفتی کالا دارند.

مهرآرا و محسنی (1383) آثار تجارت خارجی بر سطح و رشد بهره‌وری (TFP) را با استفاده از داده‌های پانل 9 زیربخش صنعتی، طی دوره 1379-1360 در اقتصاد ایران مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاصله اثر صادرات بر سطح بهره‌وری را قوی و معنی‌دار نشان می‌دهند. اما تأثیر این متغیر بر نرخ رشد بهره‌وری معنی‌دار نیست. علامت نادرست ضریب متغیر واردات و اهمیت آماری پایین آن در الگو، نیز دلالت بر آن دارد که فشارهای رقابتی بر صنایع داخلی از طریق واردات، آثار مورد انتظار را بر سطح و رشد بهره‌وری نداشته است. از میان متغیرهای تجاری، تنها آثار نهاده‌های وارداتی بر رشد بهره‌وری اهمیت دارد.

خلیلی عراقی و سوری (1385) به بررسی عواملی می‌پردازند که بر کارایی و بهره‌وری اقتصاد اثر می‌گذارد. نتایج حاصل از این مقاله نشان می‌دهند که افزایش بهره‌وری و کارایی به سه طریق می‌تواند به وجود آید: الف: افزایش دستمزد حقیقی که تأمین‌کننده زندگی و معیشت شاغلان می‌باشد. ب: تثبیت درآمدهای نفتی، که این امر می‌تواند از طریق حساب ذخیره ارزی به وجود آید که این حساب می‌تواند جریان تزریق درآمدهای نفتی به اقتصاد را تثبیت کند و آثار منفی آن را حذف کند. ج: سوق دادن مخارج مصرفی دولت به سمت وظایف سنتی و

اصلی دولت که به منطقی شدن اندازه و ارتقای بهره وری و کارایی منجر می‌شود.

شاه‌آبادی (1386) با برآورد معادله بهره‌وری کل عوامل به وسیله به کارگیری روش همگرایی یوهانسن و حداقل مربعات معمولی طی دوره 1382-1338 نشان می دهد که انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی، انباشت سرمایه تحقیق و توسعه خارجی (از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت کالا)، سرمایه انسانی، شدت سرمایه، شاخص باز بودن، ذخایر بین‌المللی، نرخ ارز واقعی، نرخ تورم و متغیرهای موهومی جنگ تحمیلی و انقلاب اسلامی بر روی بهره‌وری کل عوامل تأثیر دارند. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که اثر انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی، انباشت سرمایه تحقیق و توسعه خارجی، شاخص باز بودن و متغیرهای موهومی جنگ تحمیلی و انقلاب اسلامی اثر قوی‌تری نسبت به دیگر متغیرها بر بهره وری کل عوامل دارند و در ضمن ضریب تخمینی متغیر نرخ تورم و متغیر موهومی انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی بر بهره‌وری کل عوامل منفی می‌باشد.

رحمانی و حیاتی (1386) رابطه بین سرریز ICT و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) را با استفاده از روش داده‌های پانل برای 69 کشور در دوره زمانی 2003-1993 بررسی کرده اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری داخلی در ICT و سرریزهای بین المللی ICT هر دو اثر مثبت و معناداری بر رشد TFP- هم در نمونه کل کشورها و هم در نمونه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه- دارند. البته، اثر ICT بر رشد TFP در کشورهای توسعه یافته بیش از کشورهای در حال توسعه است.

محمودزاده و اسدی (1386) به بررسی اثرات فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران، با استفاده از داده‌های سری زمانی 1386-1350 و به روش حداقل مربعات معمولی پرداخته و نتیجه می‌گیرند بهره‌وری کل و سرمایه غیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران دارند. اثر سرمایه انسانی و سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری نیروی کار مثبت و معنی‌دار است.

محمدی و اکبری‌فرد (1387) با استفاده از شیوه توصیفی و داده‌های دوره زمانی 1384-1341 نتیجه می‌گیرند که شوک های طرف تقاضا به تنهایی اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی نداشته، شوک‌های طرف عرضه، اثر معناداری بر رشد اقتصادی دارند، هم‌چنین تأثیر شوک‌های طرف تقاضا بر تغییرات تولید گذرا و شوک‌های طرف عرضه (شوک‌های بهره‌وری) تأثیر تجمعی بر رشد اقتصادی دارند.

مدل تحقیق و پایگاه داده

این قسمت شامل دو بخش می‌شود که بعد از معرفی چارچوب‌های حسابداری در بخش اول، در بخش دوم نحوه محاسبه و جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز تحقیق ارایه شده است.

چارچوب حسابداری رشد

اولین چارچوب استاندارد توسط سولو[1] مطرح شد. سولو رشد تولید را ناشی از دو عامل تولید نیروی کار و سرمایه فیزیکی می‌داند. سولو تابع تولید را کاربر و به صورت زیر در نظر گرفته است:

$$Y(t) = [k(t)]^{\alpha} [A(t)L(t)]^{-\alpha} \quad (1)$$

Y تولید کل اقتصاد،K انباشت سرمایه فیزیکی اقتصاد،L کل نیروی کار و t اندیس زمان می‌باشد. تغییرات نسبی تولید را می‌توان با استفاده از تغییرات نسبی سرمایه، نیروی کار و TFP توضیح داد. برای محاسبه تغییرات نسبی در تولید از رابطه (1) نسبت به t مشتق می‌گیریم:

$$\frac{\partial Y}{\partial t} = \frac{\partial Y}{\partial K}\frac{\partial K}{\partial t} + \frac{\partial Y}{\partial L}\frac{\partial L}{\partial t} + \frac{\partial Y}{\partial A}\frac{\partial A}{\partial t} \quad (2)$$

در رابطه (2) داریم:

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \alpha [K(t)]^{\alpha-1} [A(t)K(t)]^{1-\alpha} = \frac{\alpha Y}{[K(t)]} \quad (3)$$

---

1 - Solow,1956

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = \frac{(1-\alpha)Y}{[L(t)]} \text{ و } \frac{\partial Y}{\partial A} = \frac{(1-\alpha)Y}{[A(t)]}$$

$$\frac{\partial Y}{\partial t} = \frac{\alpha Y}{[K(t)]}.\frac{\partial K}{\partial t} + \frac{(1-\alpha)Y}{[L(t)]}.\frac{\partial L}{\partial t} + \frac{(1-\alpha)Y}{[A(t)]}.\frac{\partial A}{\partial t}$$

برای تبدیل رابطه (3) به صورت نرخ رشد داریم:

$$\frac{\frac{\partial Y}{\partial t}}{Y} = \frac{\frac{\alpha Y}{[K(t)]}.\frac{\partial K}{\partial t}}{Y} + \frac{\frac{(1-\alpha)Y}{[L(t)]}.\frac{\partial L}{\partial t}}{Y} + \frac{\frac{(1-\alpha)Y}{[A(t)]}.\frac{\partial A}{\partial t}}{Y}$$

$$\Rightarrow \frac{\partial Y/\partial t}{Y} = \alpha\frac{\partial K/\partial t}{[K(t)]} + (1-\alpha)\frac{\partial L/\partial t}{[L(t)]} + (1-\alpha)\frac{\partial A/\partial t}{[A(t)]} \qquad (4)$$

عبارت سمت چپ در رابطه (4) تغییرات نسبی تولید و دو عبارت اول سمت راست به ترتیب تغییرات نسبی ذخیره سرمایه و نیروی کار را نشان می‌دهد. عبارت سوم در سمت راست پسماند سولو را نشان می‌دهد که سهم بهره‌وری در تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. رابطه (4) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\dot{y}_t = \alpha\dot{K}_t + \lambda\dot{L}_t + \dot{a}_t \qquad (5)$$

به طوری‌که: $\dot{k}_t = \frac{\partial K_t/\partial_t}{K_t}, \dot{l}_t = \frac{\partial L_t/\partial_t}{L_t}, \dot{a}_t = \frac{\partial A_t/\partial t}{A_t}, \dot{y}_t = \frac{\partial Y_t/\partial t}{Y_t}$

$\dot{y}_t$، $\dot{k}_t$ و $\dot{L}_t$ به ترتیب نرخ رشد تولید، ذخیره سرمایه فیزیکی و نیروی کار را نشان می‌دهند. $\dot{a}_t$ نرخ رشد TFP را نشان می‌دهد که از باقیمانده تخمین رابطه (2) به دست می‌آید. α, λ هم به ترتیب سهم نیروی کار و سرمایه از تولید را نشان می‌دهند.

دومین چارچوب استاندارد برای تجزیه و تحلیل عوامل رشد تحت عنوان مدل تعمیم یافته سولو[1] مطرح شده است. این چارچوب به دو روش تقریباً مشابه توسط منکیو و

1 -Augmented Solow Model

همکاران[1] (1992) و دیگری توسط هال و جونز[2] (1999) مطرح شده است. در مدل تعمیم‌یافته شکل نوینی از سرمایه تحت عنوان انباشت سرمایه انسانی به عنوان یک عامل تولید مهم در کنار انباشت سرمایه فیزیکی و نیروی کار قرار گرفته است. این مدل با لحاظ سرمایه انسانی که توسط منکیو و همکاران مطرح شده به صورت زیر است:

$$Y_t = A_t e^{\beta t} K_t^{\alpha} H_t^{\delta} L_t^{\lambda} \qquad (6)$$

به طوری‌که H انباشت سرمایه انسانی و δ سهم سرمایه انسانی در تولید، α, λ هم به ترتیب سهم نیروی کار و سرمایه از تولید را نشان می‌دهند. اگر بازدهی نسبت به مقیاس ثابت باشد خواهیم داشت: $\alpha+\delta+\lambda=1$. برای محاسبه تغییرات نسبی تولید، می‌توان رابطه زیر را برای رابطه (3) استخراج کرد:

$$\dot{y}_t = \alpha \dot{k}_t + \lambda \dot{l}_t + \delta \dot{h}_t + \dot{a}_t \qquad (7)$$

به طوری که:

$$\dot{k}_t = \frac{\partial K_t / \partial t}{K_t}, \dot{l}_t = \frac{\partial L_t / \partial t}{L_t}, \dot{h}_t = \frac{\partial H_t / \partial t}{H_t}, \dot{a}t = \frac{\partial A_t / \partial t}{A_t}, \dot{y}_t = \frac{\partial Y_t / \partial t}{Y_t}$$

$\dot{h}_t$ نرخ رشد سرمایه انسانی را نشان می‌دهد. رشد TFP توسط $\dot{a}_t$ نشان داده شده است که از باقیمانده تخمین رابطه (4) به دست می‌آید.

هال و جونز برای وارد کردن سرمایه انسانی تابع تولید زیر را در نظر می‌گیرند:

$$Y_t = A_t . F(K_t, H_t) \qquad (8)$$

به طوری‌که H در این رابطه ذخیره نیروی کار ماهر را می‌سنجد که:

$$H_t = e^{\Phi(E)} L_t \qquad (9)$$

$\Phi(E)$ کارایی هر واحد از نیروی کار ماهر را می‌سنجد که سال‌های آموزش (E) در این رابطه نقش اساسی را بازی می‌کند. بنابراین چارچوب تحلیلی آن‌ها به صورت زیر خواهد بود:

1-Mankiew, Romer and Weil (MRW)
2- Hall and Jones

$$\dot{y}_t = \dot{\alpha}_t + a\dot{K}_t + \lambda\dot{h}_t \qquad (10)$$

که در این رابطه $\dot{h}_t = \dot{l}_t + \Phi(\dot{E})$ می‌باشد. α, λ سهم عوامل از تولید و $\dot{y}_t$، $\dot{k}_t$ و $\dot{h}_t$ به ترتیب نرخ رشد تولید، ذخیره سرمایه فیزیکی و ذخیره نیروی کار ماهر را نشان می‌دهند. $\dot{a}_t$ هم رشد TFP را نشان می‌دهد.

داده‌های آماری

در این مطالعه با استفاده از چارچوب‌های ارایه شده توسط سولو (1957) و هال وجونز (1999) به بررسی TFP در ایران طی دوره 1387-1345 پرداخته شده است. قبل از بررسی این چارچوب‌های تحلیلی نیاز به داده‌های تولید کل اقتصاد، کل نیروی کار، ذخیره سرمایه فیزیکی و ذخیره نیروی کار ماهر داریم.

1- کل نیروی کار (L) و تولید کل اقتصاد (Y): در این تحقیق کل جمعیت 64-15 سال به عنوان نماینده‌ای از نیروی کار و تولید ناخالص داخلی برحسب ریال حقیقی به عنوان نماینده‌ای از تولید کل اقتصاد در نظر گرفته شده است. در ضمن داده‌های این متغیرها از WDI[1] استخراج شده است.

2- ذخیره سرمایه فیزیکی (K): برای محاسبه ذخیره سرمایه فیزیکی از مدل موجودی دائم[2] استفاده شده است، که از روش‌های رایج در محاسبه ذخیره سرمایه فیزیکی می‌باشد. براساس این مدل ذخیره سرمایه فیزیکی انباشتی از جریان سرمایه‌گذاری‌های گذشته است:

$$\dot{k}_t = I_t + (1-\delta)k_{t-1} \qquad (11)$$

به طوری‌که $\dot{k}_t$ ذخیره سرمایه فیزیکی در دوره t، I_t تشکیل سرمایه در دوره t، δ نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی و ذخیره سرمایه k_{t-1} فیزیکی در دوره t-1ام می‌باشد. برای محاسبه سرمایه فیزیکی اولیه k_0 از روش پارک (1995)[3] استفاده شده است:

1- World Development Indicators, 2010
2 - Perpetual Inventory Method
3 - Park, 1995

$$K_0 = \frac{I_\circ(1+g)}{\delta+g} \qquad (12)$$

به طوری‌که g میانگین رشد تاریخی سرمایه‌گذاری است (Oduor, 2010, p. 602). داده‌های I_t در این تحقیق معادل تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به ریال حقیقی می‌باشد که داده‌های آن از WDI سال 2010 استخراج گردیده است. در ضمن نرخ استهلاک در این تحقیق 5 درصد در نظر گرفته شده است.

3- ذخیره سرمایه انسانی (H): برای محاسبه H با استفاده از چارچوب هال و جونز به دو سری داده نیاز است: اول؛ نیروی کار که درباره این داده بحث شد. دوم؛ سال‌های آموزش، که به پیروی از هال و جونز (1999) و بارو و لی[1] (2000) با روش زیر محاسبه شده است. بر اساس روش ارایه شده توسط هال و جونز روابط زیر برقرار است (Ganev, 2005, P. 7):

$$\Phi(E) = \begin{cases} 0.134\times E, & if \Rightarrow E \le 4 \\ 0.134\times 4 + 0.102\times(E-4), & if \Rightarrow 4 < E \le 8 \\ 0.134\times 4 + 0.102\times 4 + 0.068\times(E-8), & if \Rightarrow E > 8 \end{cases} \qquad (13)$$

و با پیروی از بارو و لی (2000) داریم: $H(t) = \sum_{i=1}^{4} H_i(t)$

$H_i(t)$ سرمایه انسانی مربوط به گروه i است که مقدار آن مطابق با سال‌های دسترسی به آموزش می‌باشد. این گروه‌ها عبارتند از:

1- نیروی کار بی‌سواد یا نیروی کاری که آموزش ابتدایی را کامل نکرده است.

2- نیروی کاری که آموزش ابتدایی را تمام کرده‌اند یا آموزش متوسطه را به اتمام نرسانده‌اند.

3- نیروی کاری که آموزش متوسطه را تمام کرده‌اند یا دوره آموزش عالی را به اتمام نرسانده‌اند.

1- Barro and Lee

4- نیروی کاری که دوره آموزش عالی را تمام کرده‌اند.

سرمایه انسانی این گروه‌ها با روابط زیر بیان شده اند:

$$H_1(1) = e^0.\theta_1(1).L(t) = \theta_1(t).L(t)$$

$$H_2(1) = e^{0.134\times4}.\theta_2(t).L(t) = 1.71.\theta_2(t).L(t)$$

$$H_3(t) = e^{0.134\times4+0.0101\times4}.\theta_3(t).L(t) = 2.25\times\theta_3(t).L(t)$$

$$H\,4(t) = e^{0.134\times4+0.101\times4+0.068\times4}.\theta_4(t).L(t) = 3.36\theta_4(t).L(t)$$

ضریب $\theta_t(t)$ سهم شاغلین مرتبط با سطح آموزشی خاص را به کل جمعیت شاغل نشان می‌دهد. بنابراین خواهیم داشت:

$$\sum_{i=1}^{4}\theta_t = 1$$

هم‌چنین برای محاسبه $\theta_t(t)$ به داده‌های آماری آموزش نیاز است که این داده‌ها برای جمعیت 15 سال به بالا توسط بارو و لی برای کشورهای مختلف محاسبه شده است. این داده‌ها برای ایران طی دوره 2010-1960 در مطالعات بارو و لی موجود می‌باشد. اما نکته قابل توجه آن است که این داده‌ها به صورت 5 ساله ارایه شده است که در این تحقیق برای به دست آوردن مقادیر سال‌های میانی دوره‌ها، از درون‌یابی خطی استفاده شده است.

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

برای محاسبه TFP در مطالعات مختلف، از فرض رایج در حسابداری رشد مبنی بر «بازده نسبت به مقیاس ثابت» استفاده شده است (Mankiew, Romer and Weil,1992; Solow, 1957; Gollin,1996; Ganev, 2005). این مطالعه قبل از اعمال این فرض، به بررسی آن با استفاده از آزمون والد[1] پرداخته است. اگر سهم ذخیره سرمایه فیزیکی از تولید با α و سهم ذخیره نیروی کار ماهر از تولید را با λ نشان داده شود، بررسی فرضیه $\alpha+\lambda=1$ بر اساس آماره‌های F و χ^2 آزمون والد نشان داد که، فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس برای

1 - Wald Test

اقتصاد ایران را نمی‌توان رد کرد[1].

با توجه به عدم رد فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، گام بعدی تعیین سهم سرمایه فیزیکی در تولید می‌باشد. بر این اساس تابع تولید، با لحاظ قید بازده ثابت نسبت به مقیاس، برآورد شده است. نتایج تخمین بر پایه متد حداقل مربعات معمولی (OLS) نشان داد که سهم سرمایه فیزیکی در تولید 0/62 می‌باشد. از این رو در این مقاله نرخ رشد TFP با لحاظ مفروضات بالا (بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و سهم 62 درصدی سرمایه فیزیکی در تولید) برای دو حالت محاسبه شده است:

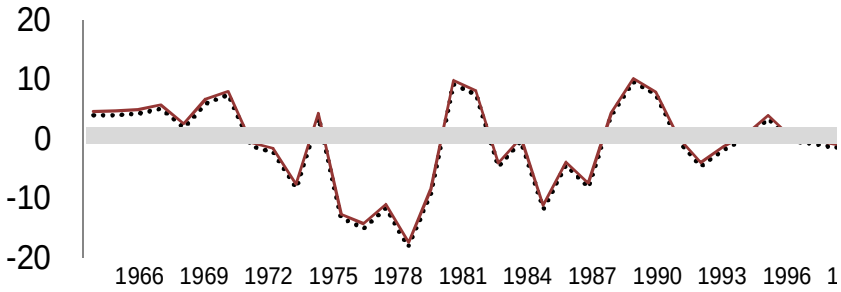
1- $\dot{a}_t(1)$: نرخ رشد TFP محاسبه شده بر اساس رابطه (5)، مبتنی بر چارچوب ارایه شده توسط سولو (1957)

2- $\dot{a}_t(2)$: نرخ رشد TFP محاسبه شده بر اساس رابطه (10)، مبتنی بر چارچوب ارایه شده توسط هال و جونز (1999).

نرخ رشد محاسبه شده با هر دو روش و اختلاف بین این دو نرخ رشد $D\dot{a}_t = TFP(Hall\ \&\ Jones) - TFP(Solow)$ ارایه شده است. به منظور تمرکز بیشتر روی نرخ رشدهای محاسبه شده و اختلاف بین آن‌ها، روند این متغیرها در نمودار (1) ترسیم شده است. همان‌طور که در نمودار (1) مشاهده می شود علامت‌های $\dot{a}_t(1)$ و $\dot{a}_t(2)$ مشابه و در اکثر سال‌های دوره 1999-1972 منفی بوده است. اما این روند از سال 2000 تا سال 2007 روند مثبتی داشته است. هم‌چنین $\dot{a}_t(2)$ همواره بزرگ‌تر از $\dot{a}_t(1)$ بوده، ولی اختلاف بین آن‌ها ناچیز و کمتر از 0/74 درصد می‌باشد. این اختلاف جزئی در دینامیک این دو متغیر که در نمودار (1) با نماد $D\dot{a}_t$ نشان داده شده است، بیان می کند که عامل سرمایه انسانی نتوانسته است تبیین بیشتر و بهتری برای توضیح TFP ارایه کند.

1- مقدار آماره F و χ^2 برای این آزمون 1/38و ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2 به ترتیب 0/25 و 0/24 برآورد شده است.

نمودار (1): مقایسه نرخ رشد TFP با استفاده از روش‌های سولو و هال و جونز (1345-1387)



برای توضیح این نکته به لحاظ تکنیکی از رابطه (6) استفاده شده است[1]:

$$H_t = \sum_{i=1}^{4} e^{\Phi(E)}.\theta_i(t) L_t = L_t.\sum_{i=1}^{4} e^{\Phi_i(E)}.\theta_i(t) \qquad (14)$$

با مشتق‌گیری از عبارت سمت راست خواهیم داشت:

$$\dot{H}_t = \dot{L}_t.\sum_{i=1}^{4} e^{\Phi_i(E)}.\theta_i(t) + L_t.\sum_{i=1}^{4}\left(e^{\Phi(E)}.\dot{\theta}_i(t)\right) \qquad (15)$$

با تقسیم رابطه (15) بر رابطه (14) داریم:

$$\frac{\dot{H}_t}{H_t} = \frac{\dot{L}_t}{L_t} + \frac{\sum_{i=1}^{4} e^{\Phi(E)}.\dot{\theta_i}(t)}{\sum_{i=1}^{4} e^{\Phi(E)}.\theta_i(t)} \qquad (16)$$

هنگامی‌که $\lim \dot{\theta}(t) \to 0$، رابطه (16) به رابطه زیر تبدیل می‌شود: $\frac{\dot{H}_t}{H_t} = \frac{\dot{L}_t}{L_t}$

چرا اساساً دینامیک نیروی انسانی ماهر و نیروی انسانی در ایران تفاوت چندانی با هم ندارند؟ در این‌جا می‌توان به دلایل گانو اشاره کرد. گانو بیان می‌کند که کیفیت آموزش در دوره‌های زمانی مختلف متفاوت است ولی این نکته در داده‌های ما نشان داده نشده است. این نکته حائز اهمیت است که تفاوت در کیفیت آموزش در نقاط مختلف

1- Ganev, 2005

جغرافیایی، سیستم‌های آموزشی و به تبع آن کیفیت آموزش و پرورش همه از نکات تأثیرگذاری می‌باشند که در متدهای حسابداری رشد نادیده گرفته می‌شوند. در ضمن دلیل دیگری که گانو به آن اشاره می‌کند به داده‌های غلطی برمی‌گردد که در مورد سال‌های دسترسی به آموزش در یک کشور گزارش شده است.

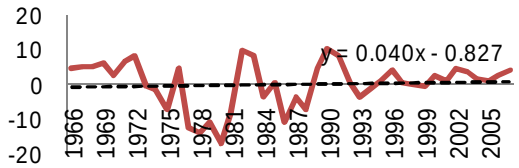
علاوه بر این دلایل مطرح شده توسط گانو می‌توان به چند دلیل دیگر که مربوط به اقتصاد ایران می‌باشد اشاره کرد: دلیل اول: عدم هماهنگی ساختار آموزشی با محیط‌های کسب و کار می‌باشد. در اقتصاد ایران سیستم آموزشی بدون توجه به نیازهای شغلی جامعه به پرورش نیروی انسانی می‌پردازد. دلیل دوم: عدم استفاده صحیح از نیروی کار آموزش دیده می‌باشد. بسیاری از نیروهای ماهر در مشاغلی که تخصصی درآن ندارند استخدام می‌شوند این در حالی است که می‌توان از آن‌ها در مشاغل دیگر به طور کارا استفاده کرد. هم‌چنین با توجه به شرایط رکودی حاکم بر اقتصاد نرخ بیکاری نیروهای تحصیل کرده خصوصاً نیروی کار دارای آموزش عالی به مراتب بیشتر از میانگین نرخ بیکاری است. این‌ها بخشی از مهم‌ترین ضعف‌های مدیریتی حاکم بر فضای کسب و کار کشور است که باعث می‌شود در برایند کلی اقتصاد، بهره‌وری نیروی کار متخصص تمایز چندانی با نیروی کار معمولی نداشته باشد.

بعد از محاسبه نرخ رشد TFP و بحث در مورد آن، دو سئوال در این‌جا مطرح می‌شود. اول: روند نرخ رشد TFP در ایران طی دوره مورد مطالعه 1345 تا 1387 چگونه بوده است؟ دوم: اساساً رابطه بین نرخ رشد TFP و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی چگونه می‌باشد؟

با توجه به این‌که دینامیک نرخ رشد TFP در چارچوب‌های تحلیلی سولو و هال و جونز مشابه می‌باشد، از این رو تفاوت چندانی وجود ندارد که با کدام‌یک از آن‌ها به سؤالات فوق پاسخ دهیم. در این‌جا برای پاسخ به این سؤالات از نرخ رشد TFP محاسبه شده بر اساس چارچوب هال و جونز استفاده می‌شود. روند نرخ رشد TFP با روش هال و

جونز ($a_t(2)$) در نمودار (2) نشان داده شده است. به منظور مطالعه آسان‌تر، روند خطی این متغیر در نمودار ترسیم شده است. با توجه به روند خطی ترسیم شده، روند رشد TFP در ایران طی دوره مذکور دارای شیب مثبت بسیار ملایم 0/04 درصدی بوده است. نکته حائز اهمیت دیگر دامنه نوسان بالای TFP در ایران است که از دلایل این امر می‌توان به وقوع انقلاب اسلامی، جنگ تحمیلی و اقتصاد متکی به نفت و عوارض مربوط به تحریم‌های اقتصادی اشاره کرد. وابسته بودن اقتصاد به نفت موجب می‌شود رشد اقتصادی و به تبع آن منابع رشد تحت تأثیر شوک‌های بین‌المللی قرار بگیرد. از دیگر دلایل این روند مثبت بسیار کند می‌توان به عدم برنامه‌ریزی مؤثر و صحیح در سطوح مدیریتی با رویکرد ارتقای بهره‌وری کشور اشاره کرد که حاکی عدم توجه کافی به رشد TFP به عنوان یکی از مهم‌ترین محرک‌های رشد اقتصادی است.

نمودار (2): روند نرخ رشد TFP محاسبه شده از روش هال و جونز (1387-1345)



برای پاسخ به سئوال دوم مطرح شده یعنی نحوه ارتباط رشد TFP و رشد اقتصادی، روند این متغیرها در نمودار شماره (3) ترسیم شده است. همان‌طور که از روند این متغیرها پیداست ارتباط تنگاتنگی بین رشد اقتصادی و رشد TFP وجود دارد. تخمین ارتباط بین این دو متغیر در قالب یک الگوی دو متغیره بر پایه متد OLS، که نتایج آن در نمودار به صورت یک معادله گزارش شده است، خود گواهی بر ارتباط تنگاتنگ و بسیار نزدیک بین رشد TFP و رشد اقتصادی می‌باشد. با توجه به معادله برآورد شده با فرض ثابت ماندن سایر متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی، افزایش یک درصدی در TFP موجب افزایش

0/98 درصدی در رشد اقتصادی می‌شود. بر این اساس می‌توان استدلال نمود که سیاست-هایی که بر TFP در ایران تأثیر گذارند به شدت بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند.

در این قسمت به تحلیل حساسیت TFP نسبت به تغییرات سهم سرمایه فیزیکی از تولید (α) پرداخته می شود (Senhadji, 2000): با فرض بازدهی ثابت به مقیاس و براساس رابطه (10) داریم:

$$\dot{a}_t = \dot{y}_t - \alpha\dot{k}_t - (1-\alpha)\dot{h}_t \qquad (17)$$

با گرفتن مشتق جزیی مرتبه اول از نرخ رشد TFP نسبت به α داریم:

$$\frac{\partial \dot{a}_t}{\partial \alpha} = -\dot{k}_t + \dot{h}_t \qquad (18)$$

رابطه (18) دلالت دارد که:

$$\frac{\partial \dot{a}}{\partial \alpha}\begin{cases}\geq 0\\ <0\end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases}\dot{k}_t \leq \dot{h}_t\\ \dot{k}_t > \dot{h}_t\end{cases} \qquad (19)$$

افزایش در سهم سرمایه فیزیکی (α) رشد TFP را کاهش می‌دهد (افزایش می‌دهد) اگر نرخ رشد سرمایه فیزیکی بزرگ‌تر (کوچک‌تر) از نرخ رشد نیروی کار ماهر باشد. رابطه (19) نشان می‌دهد اگر سرعت رشد سرمایه فیزیکی سریع‌تر از سرعت رشد نیروی کار ماهر باشد افزایش در سهم سرمایه فیزیکی، باعث کاهش نرخ رشد TFP می‌شود. به همین ترتیب، اگر سرعت رشد سرمایه فیزیکی کندتر از سرعت رشد نیروی کار باشد افزایش در سهم سرمایه فیزیکی، باعث افزایش در نرخ رشد TFP می‌شود.

هر گاه $\dot{k}_t - \dot{h}_t > 0$ باشد افزایش سهم سرمایه فیزیکی از تولید باعث کاهش TFP می‌شود و بالعکس. طی دوره 1345 تا 1358و 1382 تا 1387 نرخ رشد K بزرگ‌تر از نرخ رشد H بوده بنابراین کاهش مقدار (α) باعث افزایش نرخ رشدTFP طی دوره مذکور می‌شود که این حاکی از آن است که (α) از مقدار بهینه خود بزرگ‌تر است. طی دوره 1359 تا 1381 به جز سال‌های 1362، 1369، 1370 و 1371، نرخ رشد K کوچک‌تر از نرخ رشد H بوده، بنابراین افزایش α باعث افزایش نرخ رشد TFP می‌شود و این نشان‌گر

آن است که (α) از مقدار بهینه خود کوچک‌تر است.

از این تحلیل می‌توان نتیجه گرفت به منظور رسیدن به سطوح بهینه نرخ رشد TFP لازم است مدیریت صحیح بر نرخ رشد نیروی کار ماهر و سرمایه فیزیکی اعمال شود. برای رسیدن به سطح بهینه α، لازم است نرخ رشد نیروی کار ماهر و سرمایه فیزیکی با هم هماهنگ باشند تا بتوان به سطح بهینه نرخ رشد TFP دست پیدا کرد. به طور خلاصه می‌توان نتیجه گرفت یکی دیگر از دلایل پایین بودن نرخ رشد TFP در ایران هماهنگ نبودن نرخ رشد نیروی کار ماهر و نرخ رشد سرمایه فیزیکی است. پرورش نیروی کار ماهر بدون فراهم کردن بستر لازم برای سرمایه‌گذاری و بالعکس، فراهم کردن بستر لازم سرمایه‌گذاری بدون پرورش نیروی کار ماهر، نمی‌تواند TFP را به طور مؤثر تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین با توجه به این‌که نرخ رشد سرمایه فیزیکی در اکثر سال‌های بعد از سال 1359 کمتر از نرخ رشد نیروی کار ماهر می‌باشد، برای تحریکTFP لازم است به منظور افزایش سرعت نرخ رشد سرمایه فیزیکی تدابیر لازم اندیشیده شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

مطالعه حاضر تلاش کرده است با استفاده از چارچوب‌های حسابداری سولو و هال و جونز به بررسی روند TFP در ایران طی دوره 1387- 1345 بپردازد. نتایج مطالعه همانند نتایج مطالعات لوکاس (1988) و گانو (2005) نشان داد که برخلاف مباحث تئوریک، لحاظ کردن سرمایه انسانی در مدل رشد نتوانسته بر قدرت توضیحی مدل سولو، در تجزیه منابع رشد و TFP در ایران بیافزاید. هم‌چنین روند رشد TFP بلند مدت در دوره مذکور هر چند مثبت و لیکن نرخ آن بسیار اندک و نیز به شدت نوسانی بوده است. در ضمن نتایج تحلیل حساسیت نرخ رشد TFP نسبت به تغییرات سهم سرمایه فیزیکی از تولید نشان می‌دهد طی دوره 1966 تا 1979 و 2003 تا 2007 نرخ رشد K بزرگ‌تر از نرخ رشد H بوده بنابراین کاهش مقدار (α) باعث افزایش نرخ رشدTFP طی دوره مذکور می‌شود که نشانگر اینست که (α) از مقدار بهینه خود بزرگ‌تر است. هم‌چنین طی دوره 1359 تا 1381 به جز سال‌های 1362، 1369،

1370 و 1371، نرخ رشد K کوچک‌تر از نرخ رشد H بوده، بنابراین افزایش α باعث افزایش نرخ رشد TFP می‌شود و حاکی از اینست که (α) از مقدار بهینه خود کوچک‌تر است. یافته‌های مطالعه بر این واقعیت تلخ دلالت داردکه سرمایه‌گذاری‌های وسیع دولت و مردم در حوزه نیروی انسانی از قبیل توسعه زیرساختها و امکانات آموزشی به ویژه دانشگاه‌ها، و هم‌چنین توسعه مراکز علمی و پژوهشی، به لحاظ عدم تطابق کیفیت و کمیت نیازهای بازار کار و عرضه نیروی کار تربیت شده تأثیر چندانی بر سطح تولید و رشد آن نگذاشته است.

بر اساس نتایج به دست آمده توصیه می‌شود به منظور ایجاد روند صعودی محسوس در نرخ رشد TFP به عنوان یکی از مهم‌ترین محرک‌های رشد اقتصادی، برنامه‌ریزی مؤثر و صحیح با رویکرد نیل به اهداف زیر طراحی گردد:

هماهنگی ساختار آموزشی با محیط‌های کسب و کار و تقاضا محور.

استفاده از نیروهای ماهر و آموزش دیده در مشاغل مرتبط با تخصص آن‌ها.

فراهم نمودن فضای مثبت سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه در راستای سیاستهای اصل 44.

متناسب سازی و تسهیل فضای کسب و کار به عنوان زمینه جذب نیروی انسانی کارآمد.

اهتمام به اجرای بسته‌های ارتقای بهره‌وری در راستای تحقق اهداف سند چشم انداز.

ایجاد هماهنگی بین نرخ رشد نیروی کار ماهر و متخصص و نرخ رشد سرمایه فیزیکی.

منابع

منابع فارسی

1- بهبودی داود و ممی‌پور، سیاب (1386)، تجارت بین‌الملل، سرریز دانش و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران، اقتصاد و تجارت نوین، (9)، صص 55-33.

2- خلیلی عراقی، سید منصور و سوری، علی (1385)، برآورد بهره‌وری و کارایی در اقتصاد ایران و رابطه آن با مخارج دولت، تحقیقات اقتصادی، (74)، صص 1-23.

3- رحمانی، تیمور و حیاتی، سارا (1386)، بررسی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید؛ مطالعه بین کشوری، پژوهش‌های اقتصادی ایران، 9 (33)، صص 25-51.

4- شاه‌آبادی، ابوالفضل (1382)، بررسی عوامل تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل اقتصادی در ایران، نامه مفید، 9 (38)، صص 27-58.

5- شاه‌آبادی، ابوالفضل (1383)، بررسی اثر بهره‌وری کل عوامل بر قدرت رقابت‌پذیری (مطالعه موردی ایران)، نامه مفید، 10 (45)، صص 139-169.

6- شاه‌آبادی، ابوالفضل (1386)، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت بین الملل و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل اقتصاد ایران، پژوهشهای اقتصادی، 4 (7)، صص 99-134.

7- شاه‌آبادی، ابوالفضل و کمیجانی، اکبر (1380)، بررسی اثر فعالیت‌های R&D داخلی و خارجی (از طریق تجارت خارجی) بر بهره‌وری کل عوامل تولید، پژوهش‌نامه بازرگانی، 5 (18)، صص 29-68.

8- محمدی، تیمور و اکبری فرد، حسین (1387)، اثر شوک‌های بهره‌وری بر رشد اقتصادی ایران، پژوهش‌های اقتصادی ایران، 10 (35)، صص 177-204.

9- محمودزاده، محمود و اسدی، فرخنده (1386)، اثرات فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران، پژوهشنامه بازرگانی، 11 (43)، صص 110 تا 127.

10- مهرآرا، محسن و محسنی، رضا (1383)، آثار تجارت خارجی بر بهره‌وری: مورد ایران، تحقیقات اقتصادی، (66)، صص 57-89.

منابع انگلیسی

11-Akinlo, A. E. (2006),“Macroeconomic Factors and Total Factor Productivity in Sub-Saharan African Countries”,International Research Journal of Finance and Economics, (1), PP. 62-79.
12-Alcal?, F. and Ciccone, A. (2004),“Trade and Productivity”, Quarterly Journal of Economics ,119, PP. 613–646.
13-Baily, M. N. (1993),“Competition, Regulation and Efficiency in Service Industries”,Brookings Papers on Economic Activity, PP. 71–103.
14-Baily, M. N. and Gersbach, H. (1995),“Efficiency in Manufacturing and the Need for Global Competition”, Brookings Papers on Economic Activity, PP. 307–347.
15-Barro, R. J. and Lee, J. W. (2000),“International Data on Educational Attainment:Updates and Implications”, Working Paper 7911, NBER.
16-De Gregorio, J. (1992),“Economic Growth in Latin America”, J. Dev. Econ, 39, PP. 59–84.
17-Ganev, K. (2005),“Can Educational Attainment Explain Total Factor Productivity? Growth Accounting Evidence from Seven Transition Countries for the Period 1991-2000”, Conference for Medium-Term Economic Assessment (CMTEA), held in Sofia, September 29-30.
18-Gollin, D. (2002),“Getting Income Shares right”, J. Polit. Econ, 110, PP. 458–475.
19-Hall, R. E. , and C. I. Jones (1999),“Why Do Some Countries Produce So Much More Output Than Others?”, Quarterly Journal of Economics, 114 (1), PP. 83–116.
20-Herrendorf, A. and Teixeira, A. (2005),“How Barriers to International Trade Affect TFP”, Review of Economic Dynamics, 8 (4), PP. 866–876.
21-Kim, E. (2000),“Trade Liberalization and Productivity Growth in Korean Manufacturing Industries: Price Protection,Market Power, and Scale Efficiency”, Journal of Development Economics, 62, PP. 55–83.
22-Lubke, M. (2007), Labor Shares. Technical Brief No. 01, International Labor Office (ILO)Geneva, Switzerland.
23-Lucas, R. E. (1988),“On the Mechanics of Economic Development”, Journal of Monetary Economics, 22, PP. 3–42
24-Madison, A. (1987),“Growth and Sowdown in Advanced Capitalist Economies”, J. Econ. Lit, 30, PP. 649–698.
25-Mankiew, N. G. , Romer, D. and Weil, D. N. (1992),“A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, Quarterly Journal of Economics,. 107 (2), 407–437.
26-Michalopoulos, C. (1969),“Productivity Growth in Latin America:

Comment", Am. Econ. Rev, 59 (3), PP. 435–439.
27-Muendler, M. A. (2002),"Trade, Technology, and Productivity: A Study of Brazilian Manufactures", 1986–1998, Manuscript. University of California, San Diego.
28-Oduor, J. (2010),"Are prior Restrictions on Factor Shares Appropriate in Growth Accounting Estimations?", Economic Modelling, 27 (2), 595–604
29-Parente, S. L. , Prescott, E. C. (1999),"Monopoly Rights: A Barrier to Riches", American Economic Review, 89, PP. 1216–1233.
30-Parente, S. L. and Prescott, E. C. (2000),"Barriers to Riches. MIT Press", Cambridge, MA.
31-Romer, P. (1989),"Capital Accumulation in the Theory of long-run Growth. In: Barro, R. J. ,Barro, R. J. (Eds.), Modern Business Cycle Theory", Cambridge, MA, PP. 52–127.
32-Sachs, J. D. , Warner, A. (1995),"Economic Reform and the Process of Global Integration", Brookings Papers on Economic Activity, 1, PP. 1–95.
33-Schmitz Jr. , J. A. (2005),"What Determines Labor Productivity? Lessons From the Dramatic Recovery of US and Canadian iron-ore industries Following their Early 1980s Crisis",Journal of Political Economy, 113, PP. 582–625.
34-Senhadji, A. (2000),"Sources of Economic Growth: an Extensive Growth Accounting Exercise", IMF Staff Papers, 47 (1), PP. 129-158.
35-Solow, R. M. (1956),"A Contribution to the Theory of Economic Growth", Quarterly Journal of Economics, 70, PP. 65-94.
36-Wacziarg, R. and Welch, K. H. (2003), "Trade Liberalization and Growth: New Evidence", Working paper 10152. NBER.

فصلنامه علمی- پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره سوم، تابستان 1390

بررسی همگرایی اقتصادی میان ایران و کشورهای آمریکای لاتین (کاربرد مدل جاذبه)

دکتر محمدرضا لطفعلی‌پور*، سیده زهرا شاکری**، فاطمه کبری‌بطا***

دریافت: 1390/6/2 پذیرش: 1390/7/29

چکیده

جهانی شدن حرکتی پویا است که همه‌ی جنبه‌های اقتصادی را در برگرفته و یا در حال تأثیرگذاری بر آن‌ها می‌باشد. مسأله جهانی شدن به فرآیندی اشاره دارد که طی آن مرزها به مرور ناپدید می‌شوند و هم‌زمان مبادلات بین‌المللی افزایش می‌یابد. برای کشورهای در حال توسعه که آمادگی ورود به عرصه‌ی جهانی و تجارت آزاد را در کوتاه‌مدت ندارند، همگرایی اقتصادی و تشکیل بلوک‌های تجاری منطقه‌ای می‌تواند مؤثرترین راه برای باز شدن اقتصاد و ادغام آن‌ها در اقتصاد جهانی باشد.

این مقاله به بررسی همگرایی اقتصادی میان کشور ایران و کشورهای آمریکای لاتین در قالب شکل‌گیری بلوک تجاری می‌پردازد. در واقع، هدف اصلی مقاله بررسی موفقیت یا عدم موفقیت تشکیل بلوک و تأثیر آن بر میزان افزایش تجارت دو جانبه بین کشور ایران و این کشورها می‌باشد. بدین منظور، از مدل جاذبه تعمیم یافته و برای برآورد آن از روش اقتصادسنجی رگرسیون چند متغیره با داده‌های تابلوئی استفاده شده است. جامعه آماری این تحقیق شامل شانزده کشور در دوره زمانی 2009-2001 می باشد. نتایج نشان می‌دهد که وجود همکاری‌های اقتصادی بین ایران و آمریکای لاتین منجر به افزایش قابل ملاحظه‌ای در جریانات تجاری دوجانبه می‌گردد. به عبارت دیگر بلوک تجاری می‌تواند 89 درصد تجارت میان کشورهای عضو را افزایش می دهد.

---

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد E-mail: lotfalipour@ferdousi.um.ac.ir
** نویسنده مسؤول. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد E-mail: zahrashakeri@gmail.com
*** کارشناس ارشد اقتصاد E-mail: mahs.bata@yahoo.com

کلمات کلیدی: همگرایی اقتصادی،تجارت دو جانبه، مدل جاذبه تعمیم یافته، داده‌های پانل.
طبقه‌بندی JEL: F36, F15.

مقدمه

جهان از نیمه دوم قرن نوزدهم تا کنون، شاهد سه موج جهانی شدن اقتصاد بوده است، موج اول (1910-1870) با تقسیم‌بندی جدیدی بین کشورهای تولیدکننده کالاهای صنعتی و کشورهای تولیدکننده و عرضه‌کننده مواد خام و کالاهای اولیه متمایز می‌شود. موج دوم (1980-1950) با کاهش موانع تجاری بین کشورهای پیشرفته صنعتی و نهادسازی‌های بین‌المللی همراه با مشارکت ایالات متحده در بازسازی اروپا و ژاپن، تجارت بین کشورهای پیشرفته به ویژه در فاصله سال‌های 1960 تا 1980 میلادی، به سرعت گسترش یافت و شروع موج سوم از سال 1980 می‌باشد. این موج برای جهانی شدن با شدت و سرعت زیادی وارد مدار جدیدی از فرآیند همگرایی و درهم‌آمیزی بین‌المللی شده است. در این موج، بخش بزرگ‌تری از جهان، یعنی کشورهای مستقل و در حال توسعه، با جمعیتی حدود سه میلیارد نفر مشارکت فعال یافته‌اند و با درهم‌آمیزی بین‌المللی سعی در تغییر ساختار اقتصادی خود و دستیابی به سهم چشمگیری از تجارت جهانی دارند. به طوری‌که در چند سال گذشته، تجارت بین‌الملل به نحو گسترده‌ای به عنوان یکی از اجزای اصلی، در دستور کار تمام کشورها قرار گرفته است. هم‌چنین، رشد بسیار زیاد تجارت کالا و خدمات و نیز سرمایه‌گذاری‌های خارجی، نقش این عوامل را در رشد اقتصادی کشورها فوق‌العاده افزایش داده است (طیبی و آذربایجانی،1380: 63).

جهانی شدن حرکتی پویا است که همه‌ی جنبه‌های اقتصادی را در بر گرفته و یا در حال تأثیرگذاری بر آن‌ها می‌باشد. هم‌چنین به فرآیندی اشاره دارد که طی آن مرزها رفته‌رفته ناپدید می‌شوند و هم‌زمان مبادلات بین‌المللی افزایش می‌یابد. یکی‌از ویژگی‌های جهانی شدن، همگرایی منطقه‌ای، ادغام و یکپارچگی تجارت جهانی در قالب سازمان‌های بین‌المللی و حرکت کشورها در جهت رفع موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای بوده است. از طرف دیگر پیشرفت تکنولوژیکی امکان تقسیم‌بندی فرآیندهای تولید (تقسیم کار بین‌المللی) را به مراحل مختلف در مکان‌های گوناگون، بدون آسیب دیدن کارآیی و

سودآوری، فراهم کرده است. بدین ترتیب، رشد فرآیند تجارت و تولید جهانی، شرایطی را فراهم کرده است تا کشورهای مختلف بتوانند به داده‌های مهم تکنولوژی دسترسی پیدا نموده، از سرریزهای تکنولوژی کشورهای توسعه‌یافته صنعتی استفاده نمایند (شکیبایی و بطا،1388: 24). به علاوه، کشورها سعی می‌کنند از طریق منطقه‌گرایی به مزیت رقابتی در بازار جهانی دست پیدا کنند تا مسایل تجاری و اقتصادی را در مقیاس منطقه‌ای حل و فصل نمایند. در اقتصادهای برنامه‌ریزی شده، اندازه منطقه به درجه‌ی رشد کارآیی کل اقتصاد آن بستگی دارد. بر حسب این تعریف معیار تقسیم‌بندی مناطق درجه کارآیی اقتصادی است (مرآت آبگین؛ به نقل از قره‌باغیان، 1375: 62).

برای کشورهای در حال توسعه که آمادگی ورود ناگهانی به تجارت آزاد را ندارند، منطقه‌گرایی می‌تواند مؤثرترین راه برای گشودن تدریجی اقتصادهای ملی این قبیل کشورها و ادغام آن‌ها در اقتصاد جهانی باشد. در چنین شرایطی، اقتصاد منطقه‌ای از طریق حذف موانع تعرفه‌ای و سایر موانع گمرکی موجود در منطقه و نیز دسترسی واحدهای تولید به بازارهای وسیع‌تر امکان‌پذیر می‌گردد و موانع انتقال سرمایه و تکنولوژی در محدوده منطقه برداشته می‌شود و در مجموع، افق‌های گسترده‌تری در برابر واحدهای تولیدی و شرکت‌ها گشوده می‌شود (غلامی،1385). پایان جنگ سرد، موجد وضعیت‌ها و موقعیت‌های جدیدی درآمریکای لاتین گردید. انفصال و جدایی کشورهای آمریکای لاتین از یکدیگر باعث وابستگی این منطقه به آمریکا شده بود. لذا بعد از جنگ، این کشورها با ایجاد سازمان‌های منطقه‌ای قوی اقتصادی و سیاسی، نظیر بلوک تجاری آمریکای لاتین معروف به (مرکوسر) که کشورهای برزیل، آرژانتین، ونزوئلا، اروگوئه وپاراگوئه را در بر می‌گیرد، به عدم وابستگی اقتصادی خود به ایالات متحده سرعت بخشیدند.

روابط ایران وآمریکای لاتین به 1902 میلادی، یعنی زمان سفر اسحاق خان مفخم‌الدوله، وزیر مختار ایران در واشنگتن، به آمریکای جنوبی و امضای عهدنامه مودت و

تجارت با کشورهای مکزیک، برزیل، آرژانتین، اروگوئه وشیلی باز می‌گردد. با این حال، برقراری روابط سیاسی و سفارت در کشورهای مزبور در حدود سی سال بعد یعنی در دوره رضاخان پهلوی عملی شد (مهدوی،1355: 314). بعد از انقلاب نیز جهت بهبود روابط اقداماتی انجام شده است به عنوان مثال در برنامه دوم و سوم توسعه سیاسی، اقتصادی و اجتماعی ایران اهدافی چون، توسعه روابط منطقه‌ای جمهوری اسلامی ایران با آمریکای لاتین به‌منظور اتخاذ مواضع مشترک در خصوص مسایل مهم بین‌المللی، توسعه روابط اقتصادی به‌منظور تنوع‌سازی در روابط تجاری و ایجاد شرکت‌های مختلط برای سرمایه‌گذاری مشترک (که اهداف مشترکی بین طرفین می‌باشد) مشاهده می‌گردد.

در دوره کنونی نیز با توجه به هم‌خوانی و مطابقت بسیار بین مؤلفه‌های سیاست خارجی منطقه آمریکای لاتین با مؤلفه‌های سیاست خارجی جمهوری اسلامی ایران، و هم‌چنین تنوع و مشابهت‌های اقتصادی زمینه مناسبی برای همگرایی ایران و آمریکای لاتین فراهم آمده است که طرفین باید سعی در بهره‌برداری از آن نمایند. مطالعات معدودی در مورد روابط ایران با کشورهای منتخب تحقیق حاضر انجام شده که صرفاً به صورت توصیفی و تحلیلی می‌باشد و برآوردی در حوزه تشکیل این بلوک تجاری صورت نگرفته است که در این تحقیق، با توجه به اهمیت این منطقه، کوشش می‌شود آثار تجاری تشکیل بلوک تجاری احتمالی با آمریکای لاتین بر تجارت دو جانبه کشورهای عضو مورد بررسی قرار گیرد. در واقع مقاله به دنبال پاسخ‌گویی به این سؤال است که:

آیا تشکیل بلوک تجاری آمریکای لاتین متشکل ازکشورهای آرژانتین، بولیوی، برزیل،شیلی، کلمبیا، اکوادور، پاراگوئه، پرو، اوروگوئه، ونزوئلا و ایران با موفقیت همراه خواهد بود و اثر این بلوک چه تأثیری بر جریان‌های تجاری دو جانبه می‌گذارد؟

در ابتدا در چارچوب ادبیات موضوع، آثار تشکیل بلوک تجاری بر تجارت خارجی کشورهای عضو مورد بررسی قرار می‌گیرد و سپس مروری بر مبانی تجربی در زمینه همگرایی اقتصادی صورت خواهد پذیرفت و در ادامه در بخش مبانی نظری، مدل جاذبه به

عنوان ابزار تجربی مناسبی که به طور گسترده در تجارت بین‌الملل برای توضیح جریان‌های تجاری دوجانبه به کار می‌رود، معرفی خواهد شد. در بخش ساختار الگو، مدل جاذبه، مبنای الگوسازی برای برآورد آثار تجاری تشکیل این بلوک احتمالی قرار گرفته شده است، و با روش پانل دیتا تغییرات تجارت دوجانبه بین کشورهای عضو با برخی کشورهای غیر عضو مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش انتهایی نیز نتایج تجربی مدل آمده است.

آثار تشکیل بلوک تجاری بر تجارت خارجی کشورهای عضو

اقتصادهای مختلف درپرتویکپارچگی می توانند فرصت‌های موجود را شناسایی کنند و مشکلات وچالش‌های وارد شدن به فرآیند جهانی شدن اقتصاد را شفاف نمایند. از آن‌جایی که درنظم نوین جهانی، بقای کشورهای درحال توسعه به میزان درک آن‌ها از شرایط و توانایی‌های‌شان در پدیدآوردن گروه‌های اقتصادی درمنطقه خود بستگی دارد، لذا باید تمامی عوامل مؤثر بر همکاری‌های اقتصادی منطقه‌ای کشورهای مذکورمورد بررسی قرارگیرد (طیبی و همکاران،1388: 121). اکثر صاحب‌نظران تجارت بین‌الملل بر این اعتقادند که آزادسازی تجاری و از جمله عضویت در سازمان جهانی تجارت هزینه‌های غیرقابل انکاری را برای کشورهای در حال توسعه به دنبال دارد؛ هر چند اعتقاد عمومی بر این است که چنین هزینه‌هایی اولاً نسبت به هزینه‌های انزوای تجاری و اقتصادی پایین‌تر بوده و ثانیاً در صورت برخورد آگاهانه، هوشمندانه و مؤثر، تا حدود زیادی قابل تقلیل و در میان‌مدت و بلندمدت قابل جبران است؛ اما در عین حال، این حقیقت که هزینه‌های تعدیل اقتصادی، آزادسازی تجاری و فرآیند جهانی شدن معمولاً خیلی کم می‌باشد یا امکان تقلیل و جبران دارد، این امکان را نفی نمی‌کنند که در مواردی خاص، اتخاذ سیاست‌های تکمیلی ضعیف و ناسازگار از سوی سیاست‌گذاران، یا شرایط خاص بعضی از جوامع، باعث بالارفتن هزینه‌های این فرآیند می‌شود (شکیبایی و بطا،1388: 27). این نوع نگرانی از هزینه‌ها و پیامدهای رویکرد جهانی و آزادسازی تجاری، از طریق پیوستن به سازمان جهانی تجارت به همراه ملاحظاتی که پس از پایان جنگ سرد شکل

گرفت، باعث شده است که در بعضی موارد، کشورهای جهان برای حفظ روابط تجاری خارجی خود ونیز برای حفظ موقعیت خود در بلوک‌بندی‌های موجود در اقتصاد و سیاست جهانی، به رویکرد منطقه‌گرایی و ایجاد بلوک‌های اقتصادی-تجاری به عنوان مقدمه‌ای برای رویکرد جهانی شدن روی بیاورند (فتحی،1381: 17).

پایان جنگ سرد و فروپاشی شوروی، سرفصلی جدید در تاریخ روابط بین‌الملل بود. تحت تأثیر این رویداد، بسیاری از معادلات بین‌المللی و روابط دو جانبه در عرصه جامعه بین‌الملل درهم ریخت. در کنار این تحول اساسی، انقلاب ارتباطات و پدیده جهانی شدن، فضای جدیدی را برای اعضای کوچک جامعه بین‌المللی فراهم آورد. این وقایع و رخدادها، محدودیت‌های دوران جنگ سرد برای گسترش روابط در چارچوب‌های تعریف شده توسط دو بلوک غرب و شرق را از بین برد و بدین ترتیب روابط دو جانبه و چند جانبه بین اعضای جامعه بین‌المللی در محیطی آزادترشکل گرفت. نیروهای ادغام در فضای جدید اقتصاد جهانی عبارتند از:

کاهش موانع تعرفه‌ای

اصلاح نظام ارزی

آزادسازی رژیم‌های سرمایه‌گذاری خارجی

شکل‌گیری و توسعه اتحادیه‌ها و همکاری‌های منطقه‌ای تجاری در جهان

توسعه بخش خصوصی و خصوصی‌سازی

پیشرفت‌های فنی و انقلاب در فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)

عوامل اقتصادی مؤثر بر تشکیل بلوک

اگر هزینه‌های تولید داخلی به میزان قابل ملاحظه‌ای پایین‌تر از هزینه‌های تولید سایر کشورهای عضو بلوک تجاری باشد، در آن صورت تولیدات داخلی در مقایسه با تولیدات سایر کشورهای عضو بلوک به لحاظ هزینه‌ها، دارای مزیت نسبی بوده، لذا توسعه تجارت درون بلوک، اولاً امکان‌پذیر می‌گردد. ثانیاً باعث توسعه مزیت‌های نسبی کشورها می‌شود.

هم چنین اگر هزینه تولید داخلی در مقایسه با هزینه‌های تولید سایر کشورهای عضو بیشتر باشد، به دلیل تفاوت مزیت نسبی هزینه‌های آن‌ها در تولید، تجارت درون بلوک به صرفه‌تر می شود و لذا در هر صورت، تشکیل بلوک تجاری توجیه اقتصادی پیدا می کند. اما در صورتی که الگوی تجارت خارجی کشورهای عضو مشابه باشد و اختلاف قابل قبولی در هزینه‌های تولید آن‌ها وجود نداشته باشد، اولاً تشکیل بلوک تجاری، دارای توجیه اقتصادی نخواهد بود. ثانیاً، در صورت تشکیل بلوک تجاری، این ترکیب از کشورها با ساختار تولید و الگوی تجاری مشابه به تولید تجارت درون منطقه‌ای، ارتقاء مزیت‌های نسبی و تنوع صادرات کشورهای عضو، کمک مؤثری نخواهد کرد. از طرف دیگر، هرچه اختلاف بین هزینه‌های تولید کشورهای درون بلوک تجاری با هزینه‌های تولید کشورهای خارج از بلوک (متوسط بازار جهانی) کمتر باشد، منافع حاصل از تشکیل بلوک تجاری بیشتر خواهد بود. به عبارت دیگر، در این حالت، هزینه فرصت حضور در بلوک تجاری پائین‌تر خواهد بود. البته باید توجه داشت که حضور در بلوک‌های تجاری نباید باعث انزوا یا فاصله گرفتن از سایر کشورهای جهان شود. به طوریکه در نظام نوین اقتصاد بین‌الملل، مناسب‌تر این است که یک کشور از اتخاذ سیاست‌های تبعیضی در برابر کشورهای خارج از بلوک پرهیز نموده و در عین حضور در بلوک تجاری، حضوری فعال و مؤثر در عرصه جهانی، سازمان‌های بین‌المللی و... داشته باشد. بنابراین کشورهایی موفق‌تر عمل خواهند کرد که از هر دو رویکرد جهانی شدن (آزادسازی تجاری و منطقه‌گرایی) به طور مؤثر و سودمندی بهره‌برداری نمایند.

مطالعات تجربی

یکی از ویژگی‌های اصلی اقتصاد جهانی رقابت روزافزون کشورها برای یافتن بازارهای جدید است. به همین منظور در چند سال گذشته، تجارت بین‌الملل در دستور کار سیاست‌گذاران اقتصادی کشورها قرار گرفته است. از اینرو مطالعات زیادی در این حوزه جهت ارزیابی روابط تجاری بین کشورها در قالب بلوک تجاری انجام شده است که به

ارایه چند مورد در این زمینه بسنده می‌شود.

بران و دیگران[1] (2002) مطالعه‌ای درباره‌ی کاهش تأثیر مسافت بر تجارت با استفاده از مدل جاذبه انجام دادند. این گروه اثر هزینه‌های حمل و نقل مربوط به مسافت را بر تجارت دوجانبه، بین کشورهای فقیر و ثروتمند (40 کشور) در دوره زمانی 1996-1962 بررسی کردند. نتایج به دست آمده از این تحقیق اثر معکوس مسافت بر تجارت دو جانبه کشورها را تأیید می‌کند ولی این را تنها عامل محدودیت تجاری بین کشورها نمی‌دانند. هم‌چنین هزینه‌های حمل و نقل مربوط به نفت اثر منفی، زیر ساخت‌های کیفی در حمل و نقل اثر مثبت، و سهم نسبی کالاها در کل صادرات کشورها اثر مثبتی بر تجارت دو جانبه کشورها دارد. پریدی[2] (2005) جهت بررسی روابط تجاری بین مدیترانه و اتحادیه اروپا، از مدل جاذبه استفاده نمود. داده‌های وی مربوط به نوزده کشور برای دوره زمانی 1995-1980 می‌باشد. نتایج بیان می‌کند که در صورت وجود توافقات منطقه‌ای آسه آن با کشورهای شمالی، افزایش سود تجاری وجود دارد. کریستین استادرو[3] (2005) به بررسی میزان صادرات محصولات دریایی ایسلند به 16 کشور طی 11 سال پرداخت. وی از مدل جاذبه با متغیرهای مسافت، تولید ناخالص داخلی، و جمعیت استفاده نمود. نتایج نشان داد که صادرات نسبت به مسافت و دیگر عوامل حساسیت بالایی دارد و هم‌چنین در صورت تشکیل بلوک تجاری، میزان صادرات بهبود می‌یابد. کرر[4] (2006) از مدل جاذبه برای ارزیابی موافقت‌نامه‌های تجاری منطقه‌ای استفاده نمود. او برای برآورد، روش داده‌های پانلی مربوط به 130 کشور را در سال‌های 1996-1962 مورد بررسی قرار داد که از اثرات تصادفی دو جانبه استفاده کرد. نتایج به دست آمده از این تحقیق بیان می‌کند که توافق نامه‌های تجاری منطقه‌ای باعث افزایش تجارت بین اعضای بلوک می‌گردد. زبیدی

---

1. Brun, et al. (2002)
2. Peridy (2005)
3. Kristjansdottir, et al. (2005)
4. Carre`re (2006)

ودیگران[1] (2007) به بررسی بلوک تجاری منطقه‌ای به عنوان عاملی در جهت آزادسازی تجارت چندجانبه پرداختند. آن‌ها روش سری زمانی جهت برقراری رابطه بلندمدت برای پنج کشور آسه آن در دوره زمانی 2000-1969 را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که کشورهای آسه آن به سمت آزادسازی تجاری حرکت می‌کنند و هم‌چنین عضویت در بلوک منطقه‌ای به پیشرفت آزادسازی تجاری چندجانبه آن‌ها کمک می‌کند. بنابراین آزادسازی تجاری جهانی و همگرایی تجاری منطقه‌ای منافاتی با یکدیگر ندارند. ادموند و دیگران[2] (2008)، از مدل جاذبه تعمیم‌یافته برای مقایسه رونق صادرات چین نسبت به کشورهای آسیای شرقی و جنوب شرقی استفاده نمودند. نتایج، جهت‌گیری بیش از حد چین به خارج را نسبت به سایر کشورها نشان می‌دهد. هم‌چنین به طور احتمالی، میزان صادرات و واردات آینده را برای چین پیش‌بینی می‌کند. ماریموتو و دیگران[3] (2009)، مدل جاذبه استاندارد شده را برای نقش فاصله کشورها بر تجارت دو جانبه بکار بردند. داده‌ها مربوط به امارات متحده و 85 شریک تجاری برای سال‌های 1996-1994 می‌باشد. نتایج بیان می‌کند که مسافت تأثیر کمتری نسبت به تولید ناخالص داخلی، بر میزان صادرات و واردات دارد. روتگرس و دیگران[4] (2010) از مدل جاذبه تعمیم‌یافته برای ارتباط بین افزایش جریان تجاری با سوخت‌های طبیعی استفاده نمودند. آن‌ها بیان کردند که صادرات سوخت‌های طبیعی (کانولا) اثر مثبتی بر جریان تجاری کشورهای اتحادیه اروپا داشته است، اما عوامل دیگری وجود دارد که اثر بازدارنده ای بر همگرایی تجاری بین اعضای اتحادیه اروپا دارد. کاور و ناندا[5] (2010) به بررسی پتانسیل صادرات هند به کشورهای SAARCدر دوره زمانی 2005-1981 با استفاده از مدل جاذبه (با روش پانل

1. Zubaidi, et al. (2007)
2. Edmonds, et al. (2008)
3. Marimoutou, et al. (2009)
4. Rottgers, et al. (2010)
5. Kaur, S. , Nanda, P. (2010)

دیتا) پرداختند. با توجه به موقعیت جغرافیایی هند (از نظر مرز مشترک با کشورهای عضو) نتایج نشان می‌دهد که همگرایی این کشور با کشورهای SAARC باعث افزایش پتانسیل صادرات بین آن‌ها می‌شود. آرتیس و اکوبو[1] (2011) به مطالعه چرخه تجاری بین‌لمللی ژاپن در دوره زمانی 1995-1955 از طریق مدل جاذبه پرداختند. نتایج تأیید می‌کند هر دو کشور با GDP مشابه و مسافت کم بین آن‌ها، از چرخه تجاری پیروی می‌کنند. روی و رایحان[2] (2011) به تحلیل جریان تجاری بنگلادش از طریق مدل جاذبه تعمیم‌یافته پرداختند. آن‌ها از متغیرهای GDP، باز بودن اقتصاد و نرخ ارز برای تجارت دو جانبه شرکای تجاری استفاده نمودند. نتایج نشان می‌دهد تجارت بنگلادش رابطه مثبت با اندازه اقتصاد و رابطه منفی با محدودیت‌های تجاری دارد.

هم‌چنین مطالعاتی نیز در این زمینه در داخل کشور انجام شده است که به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود:

غلامی (1385)، به بررسی نقش سیاست‌های آزادسازی تجاری در قالب موافقت‌نامه‌های تجاری منطقه‌ای می‌پردازد. او از مدل جاذبه تعمیم‌یافته جهت نقش آزادسازی تجاری بر بازرگانی خارجی بین ایران و کشورهای اسلامی (شامل 16 شریک تجاری) استفاده کرده است. نتایج تحقیق بیانگر آن است که با بهتر شدن سیاست‌های تجاری و تعرفه‌ای و حذف موانع غیر تعرفه‌ای و ریشه‌کنی فساد در گمرکات و سازمان‌های مرتبط به بحث تجارت، تجارت این کشورها در قالب بلوک منطقه‌ای افزایش می‌یابد. رحمانی و عابدین (1387) با استفاده از تصریح ماتیاس (1997) و با وارد کردن نسبت صادرات و واردات، طرح یکپارچگی اقتصادی را بین کشورهای در حال توسعه برآورد می‌کنند. او از روش همگرایی GMM استفاده کرده و نشان می‌دهد اگرچه در کوتاه‌مدت

1. Artis, M. , Okubo T. (2011)
2. Roy, M. , Rayhan, M. I. (2011)

رشد واردات سریع‌تر از رشد صادرات و هر دو سریع‌تر از رشد تولید ناخالص داخلی[1] (GDP) تک‌تک کشورهاست اما کشش بلندمدت صادرات بزرگ‌تر از واردات است و در بلندمدت پس از یکپارچگی، تراز تجاری مثبت خواهد شد. هم‌چنین بیان می‌کند که کشش واردات نسبت به ذخایر ارزی و نرخ ارز واقعی کم است و رشد بهره‌وری به مثبت شدن تراز تجاری کمک می‌کند. شکیبایی و بطا (1388) در مقاله همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی، برای برآورد اثرات همگرایی تجاری در منطقه آسیای جنوب غربی از مدل جاذبه با استفاده از روش پانل دیتا در دوره زمانی 2006-1995 استفاده نمودند. طبق این تحقیق پتانسیل تجاری ایران و یکپارچگی اقتصادی کشورهای عضو بلوک منطقه آسیای جنوب غربی در تجارت دو جانبه مقدار 61 درصد برآورد می‌گردد و این مقدار در صورت عدم وجود ایران در این منطقه همگراتر شده و به 71 درصد افزایش می‌یابد.

مبانی نظری

تئوری جاذبه میزان جذب فاصله‌ای بین دو یا چند ماده را شرح می‌دهد. تئوری جاذبه کلاسیک در فیزیک نیروی جاذبه بین دو ماده i و jرا متناسب با وزن آن‌ها و معکوس با مجذور فاصله بین این دو ماده بیان می‌کند.

$$\alpha_{ij} = \gamma m_i m_j d^{-2}_{ij} \qquad (1)$$

که γیک عامل ثابت است.

در میانه قرن نوزدهم H.Carey به موضوعیت داشتن تئوری جاذبه در پدیده‌های اجتماعی اشاره کرد و بعدها از این نظریه برای تحلیل‌های مربوط به مهاجرت و مراجعه مشتریان به فروشگاه‌های بزرگ، ترافیک جاده‌ها و... استفاده شد (رحمانی و عسگری،1385: 221). مدل جاذبه مدلی برای مطالعه طرح‌های یکپارچگی اقتصادی است

1. Gross Domestic Product

که توسط لینمان[1] (1966) و تین برگن[2] (1962) از فیزیک به حیطه اقتصاد وارد شده و اقتصاددانان تجربی، به کرات از آن برای مطالعه قابلیت یکپارچگی اقتصادی کشورها، ارزیابی توان بالقوه تجاری، اندازه‌گیری اثرات انحراف و ایجاد تجارت، و به طور کلی برای بیان بسیاری از روابط تجاری در سطح بین‌الملل استفاده کرده‌اند. کنترل‌پذیر بودن داده‌ها و تعداد متغیرهای مناسب، از جمله مزیت‌های مربوط به مدل جاذبه است.

در این راستا اندرسون[3] (1979) اولین توصیفات تئوریک را برای مدل جاذبه بر پایه‌ی خصوصیات سیستم مخارج ارایه نمود. بعد از اندرسون، برگسترند[4] (1985)، هلپمن و کروگمن[5] (1985)، و دیردورف[6] (1998) در این فرایند شرکت و آن‌را گسترش دادند. در این مطالعات معادله جاذبه به عنوان فرم خلاصه شده‌ای از مدل تعادل عمومی تجارت بین الملل در کالاهای نهایی به دست آمد.

در ساده‌ترین حالت وقتی که هیچ مانع و تشویقی وجود ندارد جریان‌های تجاری دو جانبه را می‌توان با استفاده از این مدل به صورت تابعی مستقیم از اندازه اقتصادی دو کشور و تابعی معکوس از فاصله جغرافیایی بین دو کشور در نظر گرفت.

$$T_{ij} = f(GDP_i, GDP_j, D_{ij}) \qquad (2)$$

در این معادله GDP_i, GDP_j به عنوان متغیرهای جرم در رابطه نیوتون تلقی می‌گردد. این معادله را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$T_{ij} = \frac{C(GDP_i - GDP_j)}{D_{ij}^2} \qquad (3)$$

1- Linnemann
2- Tinbergen
3- Anderson (1979)
4- Bergstrand, J. (1985).
5- Helpman, E. , Krugman , P. R. (1985).
6- Deardorff, A. V. (1998)

اگر این مدل از طریق سری زمانی (یا مقطعی) برآورد گردد دارای تورش می‌باشد زیرا ناهمگنی بین کشورها را لحاظ ننموده است. تجارت دو جانبه‌ی کشورها ممکن است تحت عواملی همچون امور فرهنگی، سیاسی، قومی، تاریخی و... قرار گیرد که مستقیماً قابل مشاهده نمی‌باشند و وارد مدل نمی‌شوند. بنابراین، جهت رفع این مشکل، باید جمله‌ای به غیر از عرض از مبدأ (که برای همه‌ی کشورها برابر است) در مدل وجود داشته باشد که مبین اثرات مختص هر کشور باشد. به همین منظور، در سال‌های اخیر از روش برآورد پانل دیتا در مدل‌های جاذبه استفاده شده است که اثرات انفرادی[1] را وارد مدل می‌نماید و مجموعه‌ای ترکیبی از داده‌های سری زمانی و مقطعی می‌باشد. به علاوه در این مدل تعدادی ازمتغیرهایی که بر تجارت دو جانبه کشورها تأثیر دارند حذف شده یا در نظرگرفته نشده است، به همین دلیل، از مدل جاذبه تعمیم‌یافته[2] استفاده می‌شود.

مدل جاذبه تعمیم‌یافته حجم تجارت، صادرات یا واردات بین دو کشور را به صورت تابعی از درآمد دو کشور، جمعیت آن‌ها و فاصله بین آن‌ها (به عنوان جانشین هزینه‌های حمل و نقل) و یک مجموعه‌ای از متغیرهای مجازی تسهیل‌کننده و محدودکننده تجارت بین دو کشور درنظر می‌گیرند یعنی:

$$X_{ij} = \beta_o Y_i^{\beta_1} Y_j^{\beta_2} N_i^{\beta_3} N_j^{\beta_4} D_{jj}^{\beta_5} A_{IJ}^{\beta_6} U_{IJ} \qquad (4)$$

در این رابطه X بیانگر صادرات کشور i به j، Y درآمد دو کشور، N جمعیت (که البته به جای آن می‌توان درآمد سرانه را استفاده نمود زیرا درآمد جایگزین مناسبی برای جمعیت می‌باشد)، D مسافت، A متغیر مجازی و U جزء اخلال (که ماهیتی ناشناخته دارد) است.

از آنجا که این رابطه به صورت حاصلضرب می‌باشد برای سهولت برآورد با لگاریتم‌گیری به حالت خطی تبدیل می‌کنیم.

1- Individual Effects
2- Generalized Gravity Model

$$LX_{ijt} = \beta_o + \beta_1 LY_{jt} + \beta 2LY_{jt} + \beta_3 LN_{it} + \beta_4 LN_{jt} + \beta_5 LD_{ijt} + \sum_n Q_n P_{ijht} + U_{ijt} \quad (5)$$

در این رابطه Lنشان‌دهنده لگاریتم هر متغیر می‌باشد.

زمانی‌که شرایط مربوطه برقرار باشد متغیرهای مجازی ارزش یک می‌گیرند و در غیر این صورت ارزش آن‌ها صفر است. از جمله این متغیرهای مجازی می‌توان به متغیر مجازی که نشان‌دهنده تأثیر یکپارچگی و همگرایی اقتصادی برای کشورهای عضو همگرایی می‌باشد، اشاره کرد. هرگاه دو کشور صادرکننده و واردکننده عضو همگرایی باشند این متغیر ارزش یک خواهد گرفت و در غیر این صورت، مقدار آن صفر خواهد بود. افزون بر این می‌توان این متغیر را بیانگر پدیده ایجاد تجارت در بین اعضا دآن است، به نحوی که انتظار می‌رود با تشکیل ترتیبات تجاری و اتحادیه اقتصادی، تجارت میان اعضا افزایش یابد. متغیرهای مجازی دیگری همچون وجود مرز مشترک، وجود مشابهت‌های فرهنگی، دین مشترک و زبان مشترک می‌توانند وارد مدل گردند.

در واقع مدل‌های جاذبه ابزار تجربی مناسبی هستند که به طور گسترده در تجارت بین‌الملل برای توضیح جریآن‌های تجاری، تعیین پتانسیل تجاری دو جانبه، بررسی تأثیرات یکپارچگی بر تجارت دو جانبه و... به کار می‌روند. از فواید به کارگیری این مدل‌ها می‌توان به دسترسی آسان به داده‌های آماری مورد نیاز برای برآورد مدل اشاره کرد.

تصریح مدل

با توجه به مبانی نظری مربوط به تشکیل بلوک اقتصادی در منطقه آمریکای لاتین و ایران می‌توان از مدل جاذبه تعمیم‌یافته استفاده نمود. همانگونه که بیان شد بهترین روش برای بیان اثرات تجارت دوجانبه استفاده از مدل جاذبه با روش داده‌های پانل است. معادله به صورت زیر قابل تصریح می‌باشد:

$$LX_{ijt} = \beta_o + \beta_1 LGDP_{it} + \beta_2 LGDP_{jt} + \beta_3 LPOP_{it} + \beta_4 LPOP_{jt} + \beta_5 LLIN_{ijt} + \beta_6 LDIS_{ij} + \beta_7 DU_{ij} + U_{ijt} \quad (6)$$

L : لگاریتم در پایه طبیعی

X_{ijt}: صادرات کشور i به کشورj در زمان t

GDP_{it}: تولید ناخالص داخلی واقعی کشور i در زمان t

GDP_{jt}: تولید ناخالص داخلی واقعی کشور j در زمان t

POP_{it}: جمعیت کشور صادرکننده در زمان t

POP_{jt}: جمعیت کشور واردکننده در زمان t

LIN_{ijt}: متغیر مشابهت دو کشور در زمان t

DIS_{ij}: فاصله فیزیکی پایتخت کشور i از کشور j بر حسب کیلومتر

DU_{ij}: متغیر مجازی همگرایی تجاری

U : عبارت خطا

تولید ناخالص داخلی (GDP) کشورها، بیانگر اندازه‌ی اقتصادی کشورها و هم‌چنین ظرفیت تولید آن‌ها می‌باشد. هرچه اندازه یک اقتصاد بزرگ‌تر و ظرفیت‌های تولیدی آن بیشتر باشد، امکان تولید بیشتر با هزینه کم‌تر فراهم می‌شود و در نتیجه در بازارهای بین‌المللی دارای مزیت نسبی خواهد بود. این موضوع باعث افزایش صادرات آن کشور می‌شود. از طرف دیگر این موضوع باعث می‌شود بازار داخلی قدرت جذب محصولات خارجی را داشته باشد. در نتیجه میزان تجارت خارجی آن کشور افزایش می‌یابد. بنابراین در معادله (6) انتظار می‌رود با افزایش تولید ناخالص داخلی کشورها، تجارت دوجانبه بین آن‌ها افزایش یابد. در نتیجه انتظار می‌رود ضرایب β_1 و β_2 مثبت باشد. اندازه‌ی جغرافیایی کشور و جمعیت (POP) عواملی هستند که انگیزه تجاری را با افزایش اندازه‌ی بازار داخلی و ارتقای سطح فعالیت اقتصادی در داخل، کاهش می‌دهند. این عقیده تا مدتی می‌تواند رابطه‌ی معکوس جریآن‌های تجاری دو طرفه با اندازه جمعیت را توضیح دهد.

چرا که کشورهایی با جمعیت بالاتر، گرایش بیشتری به داخل دارند؛ زیرا بهتر می‌توانند از مقیاس اقتصادی نشأت گرفته از بازارهای داخلی خویش بهره‌برداری نمایند. انتظار می‌رود که مساحت فیزیکی نیز همانند جمعیت، جریان‌های تجاری را کاهش دهد تا اندازه‌ای که کشورهای با مواهب طبیعی کم‌تر وابستگی بیشتری به تجارت دارند تا منابع طبیعی‌ای را که در کشور خود نمی‌یابند، به دست آورند. بنابراین ضرایب β_3 و β_4 می‌توانند منفی باشند.
متغیر مشابهت اقتصادی لیندر (LIN) بین کشورهای شریک تجاری به صورت تابعی از تفاوت تولید ناخالص داخلی سرانه هر یک از دو کشور صادرکننده و واردکننده می‌باشد. که این متغیر به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$Linder_{ijt} = \ln(y_{pit} - y_{pjt})^2 \qquad (7)$$

y_{pjt} و y_{pit} به ترتیب تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی واقعی دو کشور واردکننده و صادرکننده است.

با در نظر گرفتن درآمد سرانه نسبی دو کشور به عنوان نماینده تشابه ساختار تقاضای دو کشور، احتمالاً کشورها پس از اشباع بازار داخلی خود به بازار کشورهایی با الگوهای تقاضای مشابه چشم خواهند دوخت، زیرا تشابه بیشتر دو کشور در محصولات تقاضا شده، نشان‌دهنده پتانسیل تجاری بزرگ‌تر خواهد بود و هرچه اختلاف درآمد سرانه و شکاف در ساختار و شاخص اقتصادی آن‌هاکم‌تر شود، تشابه صادرات - واردات بین آن‌ها بیشتر می‌شود. که طبق تئوری تجارت لیندر، کشورهای مشابه تمایل بیشتری به تجارت با یکدیگر نسبت به کشورهای غیرمشابه دارند. بنابراین انتظار می‌رود که ضریب β_5 منفی باشد.

متغیر فاصله (D)، فاصله بین دو کشور را بیان می‌کند و عامل مهمی در الگوهای جغرافیایی تجاری است. فاصله، هزینه مبادلات بین‌المللی کالاها و خدمات را افزایش می‌دهد. علاوه بر فاصله، هزینه‌های تکمیل‌کننده‌ی مبادلات بین مرزی نیز بازدارنده و مانعی در برابر تجارت محسوب می‌گردند. جدایی بیشتر دو شریک بالقوه‌ی تجاری و هزینه بیشتر

تجارت دو طرفه سبب می‌شود که منافع حاصل از تجارت کاهش یابد. از اینرو علامت ضریب β_5 منفی می‌باشد. متغیر مجازی (DU_{ij}) در مدل نشان‌دهنده‌ی تأثیر یکپارچگی اقتصادی برای کشورهای عضو می‌باشد و انتظار می‌رود دارای علامت مثبت بوده و بیانگر تأثیرات مستقیم بر جریانات تجاری دوجانبه باشد. متغیرهایی چون فاصله، ساختار اقتصادی، مجاورت و... که در طول زمان ثابت‌اند، نمی‌توانند به طور مستقیم وارد مدل اثرات ثابت شوند. چون این متغیرها که مختص هر یک از کشورهای شریک می‌باشد، در عرض از مبدأها یا اثرات انفرادی پنهان هستند. لذا برای برآورد مدل در اثرات ثابت، متغیر مربوط به مسافت حذف می‌گردد.

$$LX_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 LGDP_{it} + \beta_2 LGDP_{jt} + \beta_3 LPOP_{it} + \beta_4 LPOP_{jt} + U_{ijt} \qquad (8)$$

برای بررسی این متغیرها، می‌توان عرض از مبدأ برآورد شده از رابطه بالا که تنها مربوط به اثرات ثابت می‌باشد را در یک معادله رگرسیونی مانند زیر برآورد نمود.

$$FX_{ij} = \beta_0 + \beta_1 DIS_{ij} + \beta_2 STR_{ij} + \beta_3 DTRA_{ij} + \beta_4 DWAT_{ij} + \beta_5 DCUL_{ij} + \beta_6 DU_{ij} + \mu_{ijt} \qquad (9)$$

FX_{ij} معرف اثرهای انفرادی می‌باشد.

STR_{ij} تفاوت ساختار اقتصادی دو کشور صادرکننده و واردکننده است.

DTRA و DWAT و DCUL به ترتیب بیانگر مجاورت، ارتباط مشترک آبی و مشابهت و مشارکت‌های فرهنگی هستند.

جامعه آماری و روند برآورد

جامعه آماری این برآورد فراتر از کشورهای احتمالی عضو در بلوک تجاری است تا تأثیر تشکیل چنین بلوکی بر تجارت دوجانبه این کشورها با کشورهای خارج از بلوک (ایجاد یا انحراف تجارت) نیز تعیین گردد. بدین منظور جامعه آماری متشکل از کشورهای ایران، آرژانتین، بولیوی، برزیل،شیلی، کلمبیا، اکوادور، پاراگوئه، پرو، اوروگوئه، ونزوئلا، هند،

اندونزی، تایلند، ترکیه و امارات متحده عربی انتخاب شده‌اند. داده‌های مورد استفاده متعلق به دوره زمانی 2009-2001 می‌باشد که به دلیل عدم وجود برخی داده‌های صادرات دو جانبه‌ی کشورهای عضو بلوک ناگزیر به برآورد مدل از روش نامتوازن می‌باشیم (این اطلاعات از سایت‌های بانک جهانی (WDI) و مرکز تجاری بین‌المللی (ITC) استخراج گردیده است). در این تحقیق نتایج با استفاده از نرم‌افزار Stata (9. 1) و Eviews (5) برآورد گردیده است. معادله (6) جهت برآورد اثرات تصادفی و معادله (8) به منظور اثرات ثابت ارایه شده است.

برآورد مدل

نتایج مربوط به بررسی با فرض وجود همگرایی آمریکای لاتین و کشور ایران ارایه شده است. براساس آنچه که قبلاً گفته شد، هدف انتخاب بهترین روش برای برآورد جریان‌های تجاری دوجانبه است. جدول (1) نتایج آزمون F و آزمون Hausman را نشان می‌دهد. برای این منظور، اگرچه نتایج آزمون هاسمن، اثرات ثابت را تأیید می‌کند اما به دلیل آنکه هدف برآورد متغیر مجازی جهت بررسی همگرایی منطقه‌ای می‌باشد و در معادله (8) مستقیما این متغیر وجود ندارد و برآورد آن نیاز به معادله دیگری مانند معادله (9) دارد از اثرات تصادفی استفاده می‌شود (همان‌گونه که در تصریح مدل بیان شد متغیر همگرایی و مسافت در الگوی اثرات ثابت قابل برآورد نمی‌باشند). به علاوه در برآوردها خواهیم دید که اثرات تصادفی بیشتر از اثرات ثابت می‌باشد که نشان دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بیشتر مدل اثرات تصادفی می‌باشد وهم‌چنین در منطق، انتخاب کشورهای خارج از بلوک به صورت تصادفی از بین کشورهای در حال توسعه می‌باشد. بنابراین ملاک برآورد را اثرات تصادفی قرار می‌دهیم تا با وجود متغیر کیفی همگرایی بتوان نتایج را تحلیل نمود. البته جهت مقایسه، اثرات ثابت را نیز بدون متغیر همگرایی و مسافت انجام داده‌ایم (برای برآورد این متغیرها در مدل اثرات تصادفی نیاز به برآورد معادله (9) می‌باشد که با مبنا قرار دادن اثرات تصادفی لزومی به برآورد معادله (9) نمی‌باشد).

جدول 1 - نتایج انتخاب الگو

نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	p-value
Poolability	80/403	0
Hausman	60/247	0

هم‌چنین آزمون چاو با فرض H_0 مبنی بر عدم وجود اثر فردی انجام گردیده که مقدار آماره‌ی آن F =2/84به دست آمده که بیان می کند فرض H_0 رد می‌شود و مدل یک جانبه با وجود اثرات فردی می‌باشد.

در جدول (2) برآورد مدل جاذبه‌ی تعمیم‌یافته به روش اثرات تصادفی یک جانبه و اثرات ثابت یک جانبه برای یکپارچگی کشورهای منطقه‌ی آمریکای لاتین و ایران در دو ستون ارایه شده است، به طوری که ستون اول شامل نتایج مربوط به برآورد رابطه (6) براساس وجود اثرات تصادفی و ستون دوم مربوط به رابطه (8) براساس اثرات ثابت می‌باشد.

جدول 2 - نتایج حاصل از برآورد مدل جاذبه تعمیم‌یافته به روش اثرات تصادفی و ثابت

متغیر	اثرات تصادفی	اثرات ثابت
β_0	-25/93 *(-20/38)	-26/42 *(-5/00)
$LGDP_i$	1/52 *(10/27)	0/61 *(1/85)
$LGDP_j$	1/81 *(12/37)	3/26 *(9/03)
$LPOP_i$	-0/16 (0/31)	0/02 (-0/49)

$LPOP_j$	-0/65 *(-4/09)	1/67 *(2/18)
LIN_{ij}	-0/02 (0/51)	-3/37 *(-5/14)
$LDIS_{ij}$	-0/000022 *(-4/10)	-
DU	0/64 *(4/18)	-
تعداد مشاهدات	2115	2115
R^2	0/33	0/29
F	817/37	153/21

اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد.

*** معنی‌داری در سطح 95 درصد را نشان می‌دهد.**

منبع: یافته‌های تحقیق

در این مدل متغیرهای توضیحی تنها 33 درصد از متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. این امر می‌تواند به این دلیل باشد که در تحقیق حاضر تنها به صادرات دو جانبه‌ی کالاها پرداخته شده و صادرات خدمات لحاظ نشده است. نتایج حاصل از این برآورد نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای تولید ناخالص داخلی (GDP)که بیانگر اندازه اقتصادی کشورها می‌باشد از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای علامت مثبت می‌باشد. متغیر تولید ناخالص داخلی در کشور صادرکننده نشان می‌دهد که به ازای افزایش یک درصد در GDP_i به میزان 1/52 درصد حجم تجارت دوجانبه افزایش می‌یابد. هم‌چنین برای متغیر تولید ناخالص داخلی کشور واردکننده نیز به ازای افزایش یک درصد در GDP_j به میزان 1/81 درصد حجم تجارت دوجانبه افزایش می‌یابد. این تأثیر زیاد به گونه‌ای می‌تواند تأییدکننده‌ی این موضوع باشد که بیشتر این کشورها، استراتژی توسعه صادرات را پیش گرفته‌اند. ضریب جمعیت کشور صادرکننده معنی‌دار نمی‌باشد یعنی جمعیت تأثیر چندانی بر صادرات ندارد. علامت منفی ضریب، ناشی از آن است که ترکیب کالاهای صادراتی کشورهای عضو به سمت صنعتی شدن سوق داده می‌شوند و کمتر کاربر هستند. اما ضریب

جمعیت در کشور وارد کننده معنادار و منفی می‌باشد و به این معنا است که اگر جمعیت یک درصد افزایش یابد صادرات دوجانبه 0/64 درصد کاهش می‌یابد. رابطه‌ی معکوس نشان می‌دهد کشورهایی با جمعیت بیشتر، بهتر می‌توانند از مقیاس اقتصادی نشأت گرفته از بازارهای داخلی خویش بهره‌برداری نمایند.

متغیر مسافت از لحاظ آماری با علامت انتظاری منفی و معنی‌دار می‌باشد. ضریب متغیر مسافت به میزان 0/00002 درصد نشان می‌دهد که کشورهای با فاصله فیزیکی بیشتر به تجارت دوجانبه تمایل کمتری نشان می‌دهند. اما با توجه به ترانزیت کالاها، و علاوه بر این با پیشرفت تکنولوژی و فناوری در فرآیند تولید، تولیدات کشورها به سمت محصولات با مواد اولیه کمتر و حجم کوچک‌تر اما فناوری بالاتر پیش می‌رود بنابراین به تدریج سهم هزینه‌های حمل و نقل کاهش می‌یابد و نقش این عامل را در تجارت کمرنگ‌تر می‌کند. اضافه کردن متغیر LIN برای بررسی اثرات مشابهت اقتصادی کشورهای عضو بر جریان تجارت نشان می‌دهد که این متغیر از علامت لازم برخوردار بوده، ولی از نظر آماری نیز بی‌معنی می‌باشد، نتیجه مشخص می‌کند که تشابه اقتصادی کشورهای عضو نمی‌تواند بر حجم جریان‌های تجاری آن‌ها مؤثر باشد. متغیر مجازی (کیفی) همگرایی که بیانگر یکپارچگی تجاری میان کشورهای ایران و آمریکای لاتین است، مشخص می‌کند که کشورهای عضو ناشی از همگرایی، حجم جریآن‌های متقابل خود را افزایش خواهند داد. به عبارت دیگر، می‌توان ادعا کرد که تجارت بین اعضای بلوک احتمالی بیش از آن چیزی است که متغیرهای الگوی جاذبه پیش‌بینی می‌کنند. به عبارت دقیق‌تر می‌توان گفت یکپارچگی تجاری 89 درصد تجارت میان کشورهای عضو را افزایش خواهد داد.

نتیجه گیری

جهانی شدن همراه با ایجاد فرصت‌های تازه (از قبیل دسترسی به بازارهای گسترده، فناوری‌های پیشرفته و...)،چالش‌هایی را نیز برای کشورها مطرح می‌سازد. درهم‌آمیزی با اقتصاد جهانی، مستلزم استقرار فضای آزادتر برای تجارت و سرمایه‌گذاری و محیطی

اطمینان‌بخش برای کارگزاران اقتصاد داخلی و خارجی است. در فضای جدید اقتصاد جهانی، گسترش بازار و فرصت‌های جدید سرمایه‌گذاری با رقابت‌های بسیار شدید و فشرده توام است. بنابراین تشکیل بلوک‌های تجاری کمک بزرگی به کشورها در جهت جهانی شدن نموده و علاوه براین تا حد ممکن اثرات منفی را تقلیل می‌دهند اما یکپارچگی در قالب بلوک‌ها نیز می‌تواند آثار مثبت زیادی بر جریانات تجاری دو جانبه، رشد اقتصادی و رفاه جامعه داشته باشد و توان رقابتی کشورهای عضو را در مقیاس کوچک‌تر برای رقابت جهانی مورد آزمایش قرار دهد. هم‌چنین باعث می‌شود مزیت‌های نسبی کشورهای عضو در سطح تجارت بین‌الملل مطرح گردد.

بنابراین کشورهای در حال توسعه که توانایی رقابت بین‌المللی را ندارند می‌توانند با تشکیل بلوک تجاری، روند جهانی شدن را سریع‌تر طی کنند. البته عضویت در بلوک نباید مانع تجارت با کشورهای خارج از بلوک گردد. نتایج منتج از آزمون نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل توانسته‌اند33 درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند که این امر بیان می‌کند، متغیرهای مستقل در این مدل نتوانسته‌اند بخش قابل توجهی از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند، این امر بدین معناست که در ایجاد خصوصیات فردی منحصر به فرد برای هر یک از جفت‌های تجاری در این تحقیق عوامل دیگری (مانند اشتراکات فرهنگی، ارتباطات مشترک آبی، مجاورت و...) نیز دخیل می‌باشند که در مدل مورد بررسی لحاظ نشده‌اند. هم‌چنین نتایج بیان می‌کند که اگر ایران با کشورهای آمریکای لاتین تشکیل بلوک تجاری دهد صادرات کالاهایش افزایش پیدا نموده، که نقش و اهمیت توسعه صادرات در فرآیند توسعه اقتصادی امری کاملا پذیرفته شده است. مشارکت ایران در ادغام‌های اقتصادی و پیگیری سیاست‌های تجاری ترجیحی و آزادسازی روابط با کشورهای آمریکای لاتین، کانال بسیار مناسبی برای توسعه‌ی روابط تجاری است.

منابع

منابع فارسی

1- رحمانی، میترا و عابدین، محمدرضا، (1387)، بررسی امکان توسعه صادرات ایران با شرکای تجاری منتخب، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره46، صص 177-145.

2- رحمانی، میترا و عسگری، منصور، (1385)، دستاوردهای تجاری تشکیل بلوک منطقه‌ای در مرکز قاره آسیا، پژوهشنامه بازرگانی، شماره 38، صص 37-22.

3- شکیبایی، علیرضا و بطا، فاطمه، (1388)، همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی،فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره 53، صص 47-23.

4- طیبی؛ کمیل وآذربایجانی، کریم، (1380)، بررسی پتانسیل تجاری موجود میان ایران و اوکراین:بکارگیری مدل جاذبه،پژوهشنامه بازرگانی، شماره 21، صص 82-61.

5- طیبی،کمیل و برزانی، محمد و دهباغی، سیمین، (1388)،گسترش جریان‌های تجاری وتأثیرآن برهمگرایی درآمدی میان ایران وکشورهای خاورمیانه، پژوهشنامه اقتصادی، شماره 30، صص 145-119.

6- غلامی، علی، (1385)، تحلیل آثار آزادسازی تجاری جمهوری اسلامی ایران با کشورهای مسلمان (دلالت‌های مدل جاذبه)، فصلنامه اندیشه صادق، مرکز تحقیقات دانشگاه امام صادق (ع)، شماره 22، صص 45-30.

7- فتحی، یحیی، (1381)، موانع تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای صادرات ایران در بازارهای هدف، چاپ اول، موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

8- قره‌باغیان، مرتضی، (1375)، طرح بررسی برخی از علل مهاجرت نیروی کار در ایران، مسئول اجرای طرح: موسسه تحقیقات اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس، وزارت امور اقتصاد و دارایی، چاپ اول.

9- هوشنگ مهدوی، عبدالرضا، (1355)، تاریخ روابط خارجی ایران، انتشارات امیر کبیر، چاپ دوم.

10- یاوری، کاظم و اشرف‌زاده، حمیدرضا، (1384)، یکپارچگی اقتصادی کشورهای در حال توسعه؛کاربرد مدل جاذبه باداده‌های تلفیقی به روش GMM و همگرائی، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره36، صص28-1.

منابع انگلیسی

11- Anderson. J. E. , (1979), "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation", American Economic Review, 69 (1), pp 106-116.

12- Artis, M. , Okubo T. , (2011), "The Intranational Business Cycle in Japan", Oxford Economic Papers, 63 (1), PP 111-133.

13- Bergstrand, J. , (1985), "The Gravity Equation in International Trade: some microeconomic foundation and empirical evidence", The Review of Economics and Statistics 67 (3), pp 474–481.

14- Brun, J. F. , Carrere, C. , Guillaumont, P. , Melo, J. , (2002), "Has Distance Died? Evidence from a Panel Gravity Model", seminar at CEPR Discussion Papers 3500.

15- Carrere, C. , (2006), "Revisiting the Effects of Regional Trade Agreements on Trade Flows with Proper Specification of the Gravity Model", European Economic Review 50, PP 223-247.

16- Deardorff, A. V. , (1995), "Determinants of Bilateral Trade: does gravity work in a classical world? ", Department of Economics, pp 7–22.

17- Edmonds, C. , Croix, S. L. , Li, Y. , (2008), "China Trade: Busting gravity's bounds", Journal of Asian Economics, 19, PP 455-466.

18- Helpman, E. , Krugman, P. , (1985), "Market Structure and Foreign Trade, MIT Press, Cambridge.

19- Kaur, S. , Nanda, P. , (2010), "India's Export Potential to Other SAARC Countries: A Gravity Model Analysis", Journal of Global Economy, 6 (3), PP 167-184.

20- Kristjansdottir, H. , (2005), "A Gravity Model for Exports from Iceland", Centre for Applied Microeconometrics (CAM) 14.

21- Marimoutou, V. , Peguin, D. , Feissolle, A. P. , (2009), "The Distance-Varying Gravity Model in International Economics: is the distance an obstacle to trade? ", Economics Bulletin, 29 (2), pp 1139-1155.

22- Peridy, N. , (2005), “The Trade Effects of the Euro–Mediterranean Partnership: what are the lessons for ASEAN countries”, Journal of Asian Economics, 16, pp 125-139.
23- Rottgers, D. , Fabe, A. , Grote, U. , (2010), “The Canola Oil Industry and EU Trade Integration: A Gravity Model Approach”, Series Proceedings of the German Development Economics Conference 32.
24- Roy, M. , Rayhan, M. I. , (2011), “Trade Flows of Bangladesh: A Gravity Model Approach, Economics Bulletin”, 31 (1), pp 950-959.
25- Zubaidi, A. , Onwoka, K. O. , Shah Habibullah, K. , (2007), “Is a Regional Trade Bloc a Prelude to Multilateral Trade Liberalization? ”, Journal of Asian Economics, 18, pp 384-402.

الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی و اثر آن بر واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای ایران

صمد عزیزنژاد*، دکتر فتحا... تاری**،دکتر سیدمحمدرضا سیدنورانی***

دریافت: 1389/11/4 پذیرش: 1390/4/5

چکیده

واردات تحت تأثیر عوامل مختلفی است که شناخت و بررسی آن‌ها ضرورتی انکارناپذیر است. الحاق به سازمان تجارت جهانی می‌تواند از طریق سازوکارهایی از قبیل کاهش نرخ تعرفه، افزایش حجم ادغام در تجارت بین‌الملل و قیمت‌های نسبی (قیمت‌های داخلی و خارجی) تقاضای واردات را تحت تأثیر قرار دهد. در این راستا و با توجه به بالا بودن سهم کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای در کل واردات کشور، این مقاله اثرهای الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی را بر واردات کالاهای مذکور، با استفاده از روش خود توضیح برداری و با استفاده از داده‌های دورهٔ 1387ـ 1350مورد آزمون و ارزیابی قرار داده‌است. نتایج حاصل از بررسی‌ها نشان می‌دهد تابع بلندمدت واردات این دسته از کالاها، حساسیت بالایی نسبت به سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در اقتصاد بین‌الملل و حساسیت کمی نسبت به نرخ تعرفه و قیمت‌های نسبی در طول دورهٔ مورد بررسی داشته است. در این راستا نتایج دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت الگو همدیگر را تأیید می‌کنند.

بررسی اثرات شوک‌ها و آنالیز واریانس نیز نشان می‌دهد اثرات شوک‌های وارده به تقاضای واردات مورد بررسی طی 3 سال به سمت صفر میل می‌کند و تغییرات تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای سرمایه‌ای بیشترین اثر را از ادغام در تجارت بین‌الملل می‌پذیرد.

کلمات کلیدی:جهانی شدن؛ سازمان تجارت جهانی؛ تجارت بین‌الملل؛ هم جمعی اقتصادی؛ نرخ تعرفه

طبقه‌بندی JEL: F13;F14;F15.

---

*نویسنده مسؤول. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه مفید و پژوهشگر ارشد مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی
Email: aziznejad.samad@gmail.com

**دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Email: tari@atu.ac.ir

***دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Email: nourani@atu.ac.ir

مقدمه

آخرین دور مذاکرات گات[1] که به دور اروگوئه مشهور است، از طولانی‌ترین و پرمجادله‌ترین مذاکرات بوده است. زیرا در این مذاکرات، توجه ویژه‌ای به تجارت محصولات کشاورزی، نساجی، خدمات فنی و مهندسی و مالکیت معنوی ـ که در دورهای قبلی مطرح شده بود ـ معطوف شد. با توجه به این‌که تا آن زمان هماهنگی نزدیکی میان کشورهای عضو، به لحاظ حمایت‌ها و دخالت شدیدی که از سوی دولت‌ها مطرح بوده وجود نداشت، به نظم درآوردن این رویه‌های بسیار متفاوت، تا حصول توافق‌های نهایی در دور اروگوئه، دشوار بود. گذشته از حصول توافق‌های مهم در زمینه‌های یاد شده، تصمیم مهم‌تری درباره تشکیلات سازمانی توافقنامه تعرفه و تجارت گات اتخاذ شد که به تأسیس سازمان تجارت جهانی[2] انجامید. سازمان جهانی تجارت، سازمانی دائمی، پرقدرت، دارای سرعت و قدرت عمل بالا و ضمانت اجرایی لازم برای تصمیمات و تعهدات مورد توافق است. این سازمان از ابتدای سال 1995 میلادی یعنی همان دوره‌ای که شعار جهانی سازی اقتصاد بر سر زبان‌ها افتاده بود، شروع به‌کار کرد.

هدف اصلی سازمان تجارت جهانی، همگرایی بیشتر اقتصادی و جهانی شدن آن است. از طرفی نیز جهانی شدن اقتصاد، مسأله‌های پیچیده و دارای ابعاد مختلف است. بیشتر اقتصاددانان، رشد تجارت وسرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ایجاد شرکت‌های چند ملیتی را از مشخصه‌های اصلی جهانی شدن می‌دانند. از مشخصه‌های دیگر جهانی شدن، آزادسازی تجاری و کاهش حمایت‌گرایی یا حذف تعرفه‌ها است که این مسأله هم در زمینه صادرات و هم در زمینه واردات برای گروه‌های مختلف از جمله گروه کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای قابل بررسی است. برای مثال کشورهای در حال توسعه، بخشی از درآمدهای خود را صرف حمایت و پرداخت یارانه به کالاهای صادراتی می‌کنند. این

1- General Agreement on Tariff and Trade (GATT)
2- Word Trade Organization (WTO)

اقدام، موجب غیرواقعی شدن قیمت‌های نسبی رابطه مبادله[1] و از بین رفتن رقابت واقعی بین کالاهای صادراتی شده است. لذا در روند جهانی شدن میدان رقابت از سطح منطقه به سطح جهان گسترش می‌یابد و در این روند کشورهایی موفق‌تر هستند که قدرت رقابت بالاتری از بعد تجارت بین‌الملل، صادرات و واردات داشته باشند (آذربایجانی، 1381).

در این مقاله، با وارد کردن شاخص‌های جهانی شدن در تابع تقاضای واردات، تأثیر اثرات الحاق ایران به WTO بر واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای بررسی شده است. کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در این تحقیق شامل گروه صنایع نساجی، صنایع پوست و چرم و دباغی، صنایع تولیدات فلزات اساسی و ذوب فلزات آهن و فولاد و ماشین‌آلات حمل و نقلاست. این طبقه‌بندی براساس کدهای چهار رقمی[2] صورت گرفته و دلیل انتخاب آن است که عمده واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای مربوط به گروه‌های مذکور می‌باشد و سایر کالاها سهم ناچیزی دارند.[3]

ادامهٔ مقاله به‌صورت زیر سازماندهی می‌شود. بخش دوم به پیشینه پژوهش می‌پردازد. در بخش سوم مبانی نظری تحقیق ارایه می‌شود. بخش چهارم نتایج تجربی را بررسی می‌کند و در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارایه می‌شود.

تحلیل روند واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در ایران[4]

کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای، کالاهایی هستند که ضمن سرمایه‌ای[5] بودن در تولید سایر کالاها به‌کار گرفته می‌شوند (وزارت بازرگانی، قوانین صادرات و واردات، 1386). در

1- Terms of Trade

2- International Standards Industrial Classification (ISIC)

3-براساس آمار ترازنامه و گزارش اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و هم‌چنین آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران در سال‌های مختلف، سهم کالاهای واسطه‌ای –سرمایه‌ای از کل واردات همواره بیش از 80 درصد بوده‌است.

4- http://tsd. cbi. ir/intTSD/Display/Display. aspx

5-Capital

جدول1روندواردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای طی سال‌های[1] 1388-1350 بررسی شده است. همان‌گونه که از جدول ملاحظه می‌شود، واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای از حدود 1593 میلیون دلار در سال 1350 به 4655 دلار در سال 1353 افزایش یافته و طی این دوره حدود 192 درصد رشد داشته است. به نظر می‌رسد دلیل چنین رشدی افزایش قیمت نفت (تکانهٔ نفتی سال 1353) باشد. روند رشد واردات این کالاها با نوساناتی تا سال 1356 ادامه داشته که نشان‌دهندهٔ نرخ رشدی معادل 22/6 درصدی است. با شروع جنگ تحمیلی حجم واردات این دسته از کالاها از متوسط رشد سالانه معادل 21 درصد برخوردار بوده که بیانگر تأثیرکاهش صدور نفت بر واردات این دسته ازکالاها است. پس از خاتمه جنگ تحمیلی و هم‌زمان با افزایش بدهی‌های خارجی دولت در اثر اجرای سیاست‌های تعدیل، ارزش واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در سال 1370 افزایش چشمگیری یافت. سپس واردات کالاهای مذکور در سال‌های بعد روند کاهشی داشته و در سال پایانی برنامه سوم (1383) به 28898 میلیون دلار افزایش یافته است. هم‌چنین واردات این قلم کالاها در سال 1384 نسبت به سال 1383 از رشدی معادل 11/7 درصد برخوردار بوده ولی در سال 1385 نسبت به سال 1384 به‌میزان 6/ 10 درصد رشد داشته است. دلیل چنین نوسانی بین سال‌های 1383 تا 1385 را می‌توان به کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای در سال 1384 نسبت به سال 1383 و هم‌چنین افزایش هر دو قلم کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای در سال 1385 نسبت به سال 1384 نسبت داد. البته نکته قابل توجه در واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای این است که سهم عمده کل واردات به کالاهای واسطه‌ای اختصاص دارد. برای مثال در سال‌های 1385، 1386، 1387 و 1388 کالاهای واسطه‌ای به ترتیب 68، 71، 71 و 70 درصد و کالاهای سرمایه‌ای به ترتیب 18، 16، 17 و 16 درصد از

1- به‌دلیل عدم دسترسی به اطلاعات مالیات بر واردات در سال‌های قبل از سال 1350، دوره مطالعه 1388-1350 در نظر گرفته شده است.

کل واردات کشور را به خود اختصاص داده‌اند (جدول 1).

جدول1. واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در ایران (میلیون دلار)

سال	کالاهای واسطه‌ای	سهم کالاهای واسطه‌ای از کل واردات (درصد)	کالاهای سرمایه‌ای	سهم کالاهای سرمایه‌ای از کل واردات (درصد)	مجموع کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای	نرخ رشد (درصد)
1350	1110/9	53/9	482/9	23/4	1593	28/9
1351	1266	49/2	642	25	1908	19/7
1352	1912	51/2	906	24/2	2818	47/7
1353	3224	50/3	1331	20/1	4655	65/2
1354	4337	37/1	3489	29/8	7826	68/1
1355	4773	37/4	3803	30	8576	9/6
1356	5679	38/8	4019	27/5	9698	13/1
1357	3919	37/8	8/290	28	6827	-29/6
1358	3872	39/9	1835	18/9	5707	-16/4
1359	4580	42/3	1738	16	6318	10/7
1360	6189	45/8	2149	15/9	8338	32
1361	5321	44/9	2308	19/5	7629	-8/5
1362	8419	46/5	4352	24	12771	67/4
1363	6065	41/8	3867	26/7	9932	-22/2
1364	5570	48/8	2421	21/2	7991	-19/5
1365	4017	42/9	2199	23/5	6216	-22/2
1366	4161	44/4	2209	23/6	6370	2/5
1367	3492	42/7	1869	22/9	5361	-15/8
1368	5859	45/7	2915	22/8	8774	63/7
1369	9574	51/1	4363	23/3	13937	58/8
1370	12049	40/6	9911	33/4	21960	57/6
1371	13555/1	45/4	8212	27/5	21767	-1
1372	15249/5	76/1	5085	25/4	20334/5	-6 /6
1373	12432/4	75/4	2771	23/5	15203/4	-25/2
1374	10305/6	83/7	1860	15/1	12165/6	-20
1375	7779	51/5	3807	25/2	11586	-4/8

-3/3	11203	32/8	4661	46/1	6542	1376
9/9	12312	42	6001	44	6311	1377
-12/8	10726	36	4520	49	6206	1378
14/2	12246	34	4845	52	7401	1379
25/4	15355	39	7127	45	8228	1380
26/6	19432	43	9667	44	9765	1381
20/5	23413	42	11248	46	12165	1382
23/4	28898	34	12143	47	16755	1383
11/7	32270	22	8785	60	23485	1384
10/6	35690	18	7382	68	28308	1385
18/3	42228	16	7959	71	34269	1386
17/3	49524	17	9734	71	39790	1387
-4/2	47465/2	16	8830/2	70	38632/3	1388

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

هم‌چنین نرخ مؤثر حقوق ورودی (نرخ تعرفه) که از نسبت ارزش مالیات بر واردات به ارزش کل واردات به‌دست می‌آید نیز بر اساس آمار ارایه شده در جدول 2 روندی متغیر داشته است. به‌طوری که نرخ مذکور از 23/8درصد در سال 1350 به 14/1درصد در سال 1353 کاهش یافته است. سپس این نرخ در سال 1358 معادل 7/4 درصد و در سال 1363 معادل 4/1 درصد بوده است. در سال 1367 نرخ تعرفه به 1/7 درصد کاهش یافته اما بعد از خاتمه جنگ و در پایان برنامه اول توسعه نرخ مذکور به 1/9 درصد افزایش یافته است. نرخ تعرفه در سال‌های 1378، 1383، 1384، 1385، 1386 و 1387 نیز به ترتیب 5/4، 10/7، 10/1، 9/5، 9/6 و 9/7 درصد بوده است که نشان‌دهندهٔ روند تقریباً صعودی این متغیر طی دورهٔ 1387-1378 است. این روند می‌تواند یکی از موانع الحاق به سازمان تجارت جهانی باشد که باید در سیاست‌گذاری‌های تعرفه‌ای مورد توجه قرار گیرد. زیرا، کشورهایی که خواهان پیوستن به این سازمان هستند، باید در یک بازهٔ زمانی مشخص

نسبت به کاهش و حذف تدریجی نرخ تعرفه اقدام کنند.

جدول 2. نرخ مؤثر حقوق ورودی[1] (نرخ تعرفه)

سال	نرخ تعرفه تحقق یافته	سال	نرخ تعرفه تحقق یافته	سال	نرخ تعرفه تحقق یافته
1350	23/8	1363	4/10	1376	6/30
1351	25/7	1364	3/9	1377	4/9
1352	23/9	1365	3/2	1378	5/4
1353	14/1	1366	2/2	1379	6/9
1354	11/6	1367	1/7	1380	8/4
1355	13/5	1368	2/3	1381	9/2
1356	16/3	1369	1/9	1382	10/1
1357	13/9	1370	2/3	1383	10/7
1358	7/4	1371	2/8	1384	10/1
1359	7/4	1372	3/1	1385	9/5
1360	4/7	1373	4/1	1386	9/6
1361	5/2	1374	2/5	1387	9/7
1362	4/3	1375	4/4	1388	-

*** برای محاسبه نرخ تعرفه مؤثراز نرخ ارز بازار آزاد برای تبدیل ارقام دلاری به ریال استفاده شده است.**

مبانی نظری تحقیق

یکی از فروض اساسی در تجارت بین‌الملل برای کشورهای در حال توسعه این است که کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای وارداتی در این کشورها، جانشین کاملی برای کالاهای مشابه داخلی است؛ این مورد یک فرض اساسی و عقلایی است زیرا واردات کشورهای در حال توسعه عمدتاً کالاهایی را شامل می‌شود که فناوری تولید یا ساخت آن در کشورهای

---

[1]. (نرخ مؤثر حقوق ورودی= کل درآمد گمرک از محل حقوق ورودی/ارزش کل واردات)

مذکور وجود ندارد و آن‌ها برای تولید کالاهای نهایی به واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای نیازمند هستند (دوتا و احمد[1]، 2006). در این راستا برای تحلیل اثر عوامل مؤثر بر تقاضای وادات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای ایران ابتدا فرض می‌شود که واردات حقیقی[2] هر کشوری تابعی از عوامل مختلفی از قبیل شاخص قیمت خارجی[3] (P^f)، شاخص قیمت داخلی (P)، نرخ ارز حقیقی (e) یعنی حاصل‌ضرب قیمت‌های نسبی در نرخ ارز بازار آزاد، نرخ مؤثر حقوق ورودی (نرخ تعرفه[4]) و درآمد ملی (Y) است. با در نظر گرفتن موارد یاد شده می‌توان تابع اولیه تقاضای واردات را به‌صورت زیر در نظر گرفت (رحمانی، 1383):

$$M = f(P^f, P, e, Y) \qquad (1)$$

با افزایش قیمت‌های داخلی، کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی ارزان‌تر شده و لذا تقاضا برای واردات افزایش می‌یابد و برعکس. با افزایش قیمت‌های خارجی، کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی گران‌تر شده و در نتیجه تقاضا برای واردات کاهش می‌یابد و برعکس. برخی مطالعات نشان داده‌اند که شاخص قیمت کالاهای وارداتی را نیز می‌توان به‌جای قیمت‌های نسبی به‌کار گرفت، زیرا می‌توانند همانند قیمت‌های نسبی تقاضای واردات را تحت تأثیر قرار دهد (تانگ[5]، 2002). با افزایش نرخ ارز (e)، چون برای خرید هر واحد پول خارجی برای مقاصد وارداتی، باید پول داخلی بیشتری پرداخت شود، لذا کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی گران‌تر شده و تقاضا برای واردات کاسته می‌شود و بالاخره با افزایش درآمد ملی، مصرف و تقاضای کل و در نتیجه تقاضا برای واردات افزایش می‌یابد.

1- Dutta and Ahmad
2- Real Import
3- Foriegn Price Index
4-Tariff Rate (TRF)
5- Tang

بعد از فروپاشی نظام برتن وودز، مطالعات زیادی دربارهٔ اثرات جهانی شدن اقتصاد و رابطه بین تغییرات نرخ ارز و قیمت‌های کالاهای وارداتی و داخلی صورت گرفت که این مطالعات به سه دسته تقسیم می‌شوند: گروه اول روی اثر جهانی شدن اقتصاد و تغییر نرخ ارز روی شاخص قیمت کل واردات تمرکز دارند. گروه دوم روی اثر جهانی شدن اقتصاد، تغییرات نرخ ارز و تغییرات نرخ تعرفه روی قیمت‌های واردات یا رشته تولیدی به خصوصی تأکید دارند (پولارد و کاگلیم[1]، 2003). گروه آخر نیز مطالعاتی هستند که روی شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و عمده‌فروشی متمرکز شده‌اند. می‌توان گفت واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای و در مجموع واردات تمامی کالاها از متغیرهای زیادی نظیر نرخ‌های ارز، رابطه مبادله هر کشور و قیمت نسبی واردات تأثیر می‌پذیرد. با وجود این، تجارت کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای عموماً در مطالعات تجربی مربوط به اثرات تغییر نرخ ارز مورد غفلت واقع شده است (تورک کان[2]، 2005). شایان ذکر است، اثر p ، p^f و e روی واردات حقیقی تا حدی مبهم است. زیرا مثلاً افزایش نرخ ارز (e) سبب کاهش مقدار واردات بر حسب پول خارجی می‌شود اما در محاسبه واردات حقیقی $\frac{e.P^f.M_r^f}{P}$، افزایش نرخ ارز e سبب افزایش واردات حقیقی می‌شود (پارسلی[3]، 2003)؛ از این رو فرض می‌شود، اثر مسلط همان اثر باشد که در بالا به آن اشاره شد.

از طرفی نیز با توجه به اثرگذاری متغیرهای سیاستی نظیر نرخ تعرفه، باید به این نکته توجه داشت که نرخ تعرفه وضع شده روی کالاهای وارداتی نیز مقدار و تقاضای واردات را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ به نحوی که هر چقدر نرخ تعرفه افزایش یابد، قیمت تمام شده کالاهای وارداتی را افزایش داده و میل نهایی به واردات (حساسیت تقاضای واردات به نرخ تعرفه) را کاهش می‌دهد (دیز، 2006).

1-Pollard and Coughlim
2- Turk Can
3- Parsley

بنابراین می‌توان تابع واردات را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$IM = f(P, P^f, e, Y, TR) \quad (2)$$

بر اساس مطالعه خوبی که مخی جا[1]، کیم[2] و ویلیامسون[3] (1997) در زمینه جهانی شدن و برای صنایع شیمیایی انجام داده‌اند، دو معیار سطح تجارت بین‌الملل (LIT)[4] و همگرایی تجارت بین‌الملل (IIT)[5] به عنوان شاخص‌های جهانی شدن معرفی شده‌اند. LIT نشان‌دهنده وسعت ارتباط بین‌الملل برای یک بخش خاص می‌باشد و هر قدر کوچکتر باشد، نشان‌دهنده این واقعیت است که بخش مورد نظر با توجه به سطح تولید خود، کم‌تر در تجارت شرکت می‌کند. این شاخص شرط لازم برای اندازه‌گیری جهانی‌شدن است. IIT نیز نشان دهنده تجارت درون بخشی است که بین صفر و یک می‌باشد. صفر نشان دهنده عدم وجود تجارت درون بخشی و یک بیانگر تجارت کامل درون بخشی است. این شاخص به همراه شاخص LIT، شرط لازم و کافی در رابطه با بحث جهانی شدن اقتصاد به شمار می‌رود.

هرچند مدل‌های سنتی واردات، تقاضا برای واردات را تابعی از متغیرهای تولید ناخالص ملی، نرخ تعرفه و قیمت‌های نسبی بیان می‌کنند، اما در کشورهای کم‌تر توسعه یافته و در حال توسعه به دلیل این‌که درآمدهای ارزی محدود بوده و نیاز به تجارت خارجی و واردات بیشتر است، اثر شاخص‌های مذکور از اهمیت خاصی برخوردار است (موران[6]، 1989).

1- Mekhija
2- Kim
3- Williamson
4- Level of International Trade (LIT)
5- Integration of International Trade (IIT)
6-Moran

پیشینه پژوهش

مطالعات خارجی

نتایج تعدادی از مطالعات نشان می‌دهد، کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای نقش مهمی در فرآیند تولید ملی دارند. ترکیب کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای با سایر عوامل تولید (سرمایه و نیروی کار)، این امکان را برای بنگاه‌ها فراهم می‌کند تا به مزیت تخصص‌گرایی دسترسی داشته باشند (گروسمن و هلپمن[1]، 1991).

در مطالعه‌ای با عنوان «تخمین تابع تقاضای واردات برای هند به روش هم‌جمعی»، رفتار کل واردات کشور هندوستان طی سال‌های 1995-1975 بررسی شده‌است. بر اساس برآوردهای اقتصادسنجی به‌عمل آمده از این تحقیق، تقاضای واردات بیشتر توسط تولید ناخالص داخلی توضیح داده شده و تابع مذکور نسبت به تغییرات قیمت نسبی واردات حساسیت کم‌تری داشته است.[2]

تانگ[3] (2002) در مطالعه خود رفتار تقاضای واردات برای اندونزی را بررسی کرده و دریافته‌است بین تقاضای واردات، درآمد واقعی و قیمت‌های نسبی رابطه هم‌جمعی وجود دارد به‌طوری‌که درآمد واقعی اثر مثبت و قیمت‌های نسبی اثری منفی روی تقاضای واردات دارد. هم‌چنین در مطالعه‌ای دیگر مدل‌هایی برای صادرات و واردات کشور ترکیه برآورد شده‌است. در این الگوها عمدتاً رابطهٔ بین متغیرهایی نظیر نرخ واقعی ارز، کاهش ارزش لیره ترک، نرخ تعرفه و کسری حساب جاری با استفاده از روش خود توضیح برداری[4] بررسی شده است. نتایج این مطالعه نیز نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز واقعی و کاهش نرخ تعرفه اثر مثبتی روی تراز تجاری کشور ترکیه داشته است.[5]

1-Grossman and Helpman
2-Dutta and Ahmad, 2001.
3- Tang
4- Vector Auto Regressive (VAR)
5- Aydin, Ciplak and Yucel, 2004.

گویسان[1] (2005) نشان داده است، واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در کشورهای مورد مطالعه اثر مثبت و معناداری روی رشد صنعتی و اثر مثبت غیرمستقیمی روی رشد غیرصنعتی داشته است.

بررسی اهمیت کالاهای واسطه‌ای به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر در رشد اقتصاد جهانی مطالعه دیگری است که دلیل اهمیت این دسته از کالاها را برای رشد اقتصادی در این عوامل می‌دانند[2]: اول این‌که طی سه دهه گذشته نسبت تجارت کالاهای واسطه‌ای به تولید ناخالص داخلی در اغلب کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی[3] رشد چشمگیری داشته است، به‌گونه‌ای که متوسط سهم تجارت این دسته از کالاها در مجموع کل تجارت کشورهای عضو OIC طی این سه دهه به حدود 50 درصد رسیده‌است.

مطالعات داخلی

در تحقیقی با عنوان برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضا برای واردات و اثر آن بر توسعه اقتصادی در ایران طی سال‌های 1373-1342، قطمیری (1376) نتیجه می‌گیرد تغییر در پتانسیل موجود برای جایگزینی تولیدات داخلی به جای واردات تأیید نمی‌شود. نتایج دیگر این کار بیانگر افزایش درجهٔ باز بودن اقتصاد در دورهٔ مورد مطالعه است.

در زمینه تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی برواردات کل کشور یا گروه خاصی از کالاها در ایران، تاکنون تحقیقات محدودی صورت گرفته است. در تحقیق دیگری با عنوان بررسی اثرات الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی بر صنعت فولاد طی سال‌های 1372-1350،تابع تقاضای واردات صنعت فولاد برآورد شده است (صنایعی و آذربایجانی، 1379). بر اساس این پژوهش، به ازای هر ده درصد کاهش در نرخ‌های تعرفه - با فرض ثابت بودن سایرشرایط - مقدار تقاضای واردات فولاد 2/6 درصد افزایش می‌یابد. لذا در

1- Guisan

2- Steger and Bretschger, 2005 .

3-The Organization of Islamic Cooperation (OIC)

صورتی‌که ساختار تابع تقاضای واردات فولاد به همین صورت باقی بماند؛ تغییر در نرخ‌های تعرفه، تقاضای واردات فولاد را به‌صورت جدی تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

آذربایجانی (1381) در مطالعه خود به بررسی اثرات سرریزهای منطقه‌ای ناشی از جهانی شدن و همگرایی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای حوزهٔ دریای خزر و جمهوری قفقاز پرداخته‌است. وی نتیجه می‌گیرد ارتباط مثبت و معناداری بین هم‌جمعی‌های منطقه‌ای و سیاست‌های برونگرایی با رشد اقتصادی کشورهای منطقه وجود دارد.

نتایج مقاله‌ای با عنوان بررسی اثرات جهانی شدن اقتصاد بر تجارت خارجی ایران نشان می‌دهد که بر اساس معادلات تقاضای واردات و عرضه صادرات، گروه کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در دو بخش کشاورزی و ساختمان توانایی‌های لازم برای ورود به بازارهای جهانی را پیدا کرده و بخش کالاهای مصرفی بیشترین زیان را از پدیده جهانی شدن متحمل خواهد شد (کلباسی و جلائی،1381).

صامتی و همکاران (1383) به ارزیابی آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات ایران طی دورهٔ 1381-1338 پرداخته‌اند. آن‌ها تقاضا برای واردات را به‌صورت تابعی از قیمت نسبی کالاهای وارداتی و قدرت خرید مردم فرض کرده‌اند. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد فرآیند جهانی شدن و ادغام در تجارت جهانی، باعث افزایش واردات می‌شود.

نتایج مطالعه دیگری نشان می‌دهد که واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای می‌تواند صنایع را در داخل کشور رقابتی‌تر و توان انتخاب مصرف‌کنندگان را افزایش دهد و در نهایت نقشی مؤثر در فرآیند آزادسازی تجاری برای رشد و توسعه ایفا نماید. این در شرایطی است که بتوان زمینه‌های انتقال دانش به داخل و بومی شدن آن را فراهم کرد (مرادی و مهدی‌زاده، 1384).

مطالعات بسیاری نشان داده‌اند اولاً، وضع تعرفه روی کالاهای نهایی، بهره‌وری را در سازمان‌ها تحت تأثیر قرار نمی‌دهد؛ ثانیاً وضع همان تعرفه شکاف موجود بین فعالیت‌های

بنگاه‌های مورد بررسی را متحول نمی‌کند؛ و ثالثاً، اخذ تعرفه از کالاهای واسطه‌ای- سرمایه‌ای که توسط دولت‌ها وضع می‌شود، آستانه بهره‌وری بنگاه‌هایی را کاهش می‌دهد که متکی به منابع داخلی[1] هستند (دیز[2]، 2006).

تصریح مدل

اکنون می‌توان با توجه به یافته‌های بخش‌های قبلی، تابع تقاضای واردات مورد استفاده در این مقاله را تصریح کرد. برای برآورد اثرات آزاد سازی تجاری بر روی کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای، با اعمال تغییراتی، با استفاده از مدل مورد مطالعه صنایعی و آذربایجانی (1379) و روش به‌کار گرفته شده توسط دوتا (1998) تابع تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی به شکل تعدیل یافته زیر برآورد خواهد شد:

$$MIC = f(Y_d, PMD, LIT_t, IIT_t, TRF) \quad (3)$$

که در آن:

MIC واردات کل کشور به قیمت ثابت 1376 و Y_d درآمد ملی به قیمت ثابت 1376.

$PMD = \frac{P_m}{P_d}$ شاخص قیمت نسبی [نسبت شاخص قیمت وارداتی (P_m) به شاخص قیمت داخلی (P_d)].

$LIT_t = \frac{(X_t + M_t)}{(Y_{dt} + M_t + X_t)}$ شاخص سطح تجارت بین‌الملل که در آن M_t واردات کالاهای واسطه‌ای – سرمایه‌ای، X_t کل صادرات و Y_{dt} درآمد ملی است.

$IIT_t = 1 - \frac{[|M_t - X_t|]}{(X_t + M_t)}$ شاخص همگرایی یا ادغام در تجارت بین‌الملل[3] که بیانگر میزان

1- Domestically-Sourced Firms

2- Diez

3- این متغیر و متغیر شاخص ادغام در تجارت بین‌الملل با توجه به مطالعه جلایی و صادقی با عنوان (آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات ایران) که در سال 1383 انجام شده، محاسبه شده است.

تجارت با شرکای تجاری‌است.

$TRF = \frac{Y_{trf}}{M_t}$ نرخ مؤثر حقوق ورودی یا تعرفه کالاهای وارداتی است که بر اساس نسبت کل درآمد گمرک از حقوق ورودی (Y_{rtf}) به ارزش کل واردات (M_t) محاسبه شده است. شکل لگاریتمی مدل بالا بعد از اصلاحات عبارتی و ویرایشی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$LnMIC = f(LnY_d, LnLIT_t, LnIIT_t, LnTRF, LnPMD) \quad (4)$$

تحلیل نتایج تجربی

آزمون پایایی متغیرها

استفاده از روش برآورد OLS در کارهای تجربی براین فرض استوار است که متغیرهای سری‌زمانی مورد استفاده پایا هستند. از طرف دیگر باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری‌زمانی در اقتصاد پایا نیستند. از این رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به پایایی[1] یا ناپایایی[2] آن‌ها اطمینان حاصل کرد. برای رفع این مشکل از آزمون ان ـ جی ـ پرون (NP)[3] استفاده می‌شود.

این آزمون برای تعیین پایایی یا عدم‌پایایی متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد و از چهار آماره آزمون MZ_t ، MZ_α ، MSB[4] و MPT[5] تشکیل می‌شود که هم در حالت سطح و هم در حالت تفاضل، پایایی متغیرها را بررسی می‌کند.[6] این آماره‌ها از اصلاح آماره آزمون

1-Stationary
2-Non-Stationary
3-N.G-Perron
4- Bartlett test
5- Parzen test

6- برای مطالعه بیشتر به آدرس زیر مراجعه شود:
http://www.Eviews/Time Series Regression/Unit Root Test/NP

فیلیپس ـ پرون[1] (1989) به‌دست می‌آیند و در آن‌ها فرضیه صفر عدم پایایی متغیرها را بر اساس روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)[2] آزمون می‌کند. نتایج این آزمون در حالت سطح برای متغیرهای الگو در جدول 3 ارایه شده است:

جدول 3. نتایج آزمون ان ـ جی ـ پرون (NP) برای سطح متغیرهای الگوی مورد مطالعه

$LnMIC$	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-11/78	-1/62	3/19	1/26
	مقادیر بحرانی	%1	-12/00	-2/18	4/17	1/78
		%5	-12/41	-1/98	4/23	3/17
		%10	-11/92	-1/80	5/28	4/45
LnY_d	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-7/41	-3/07	4/28	4/88
	مقادیر بحرانی	%1	-11/21	-4/00	5/04	4/96
		%5	-8/23	-3/81	6/33	5/17
		%10	-7/58	-3/78	6/53	5/02
$LnLIT$	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-7/46	-4/14	4/78	6/83
	مقادیر بحرانی	%1	-8/27	-4/62	4/95	6/88
		%5	-7/90	-4/57	5/38	7/63
		%10	-7/62	-3/50	6/57	8/54
$LnIIT$	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-4/87	-6/00	2/19	3/36
	مقادیر بحرانی	%1	-6/27	-6/01	3/47	4/05
		%5	-6/04	-6/94	3/80	3/29
		%10	-5/43	-4/62	4/58	3/58
$LnTRF$	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-11/00	-1/06	3/57	4/42
	مقادیر بحرانی	%1	-12/15	-3/85	4/64	5/36
		%5	-12/90	-2/01	4/65	4/87
		%10	-11/32	-1/27	3/65	4/53

1- Phillips-Perron
2- Generalized Least Squares (GLS)

$LnPMD$		آماره‌های NP	MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-5/69	-4/21	5/01	4/32
	مقادیر بحرانی	%1	-6/50	-5/64	5/85	4/70
		%5	-6/01	-5/02	6/56	5/24
		%10	-5/87	4/76	7/65	6/46

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

چنانچه نتایج جدول 3 نشان می‌دهد، چهار آماره آزمون ان ـ جی ـ پرون (NP) در سطوح اطمینان 1، 5 و 10 درصد با مقادیر بحرانی آن‌ها برای متغیرهای الگو مقایسه شده است. بر اساس این نتایج، تمامی متغیرها در حالت عادی (سطح) ناپایا هستند. زیرا مقادیر آماره‌های NP در تمامی سطوح و برای همهٔ متغیرها کوچکتر از مقادیر بحرانی آن‌هاست و لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود پایایی را نمی‌توان برای هیچ یک از متغیرها رد کرد. برای مثال در سطح 5 درصد آماره آزمون NP برای متغیر $LnMIC$ بر اساس MZ_α معادل (11/78-) است که قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی (12/41-) کوچکتر است و لذا نمی‌توان فرضیه صفر را که ناپایایی متغیر را شامل می‌شود، رد کرد. این روند برای سطوح کلیه متغیرها صادق است و در نتیجه حداقل با 90 درصد اطمینان می‌توان عنوان کرد که متغیرهای الگوی مورد مطالعه ناپایا هستند.

برای رفع ناپایایی متغیرها آزمون ان ـ جی ـ پرون از تفاضل متغیرها استفاده می‌کند که در این مطالعه نیز تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گرفته و نتایج آن در جدول 4 ارایه شده است. نتایج نشان می‌دهد که همهٔ متغیرهای الگو در حالت تفاضل مرتبه اول پایا می‌شوند و لذا می‌توان فرضیه صفر را که دلالت بر عدم پایایی متغیرها دارد، رد کرد و نتیجه گرفت تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو پایاست. برای مثال در سطح اطمینان 5 درصد آزمون NP برای تفاضل مرتبه اول $LnMIC$، ($DLnMIC$)، بر اساس آماره MZ_α معادل (15/70-) است که قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی (14/10-) بزرگ‌تر است و لذا تفاضل مرتبه اول $LnMIC$ هم‌جمع از مرتبه اول یا $I(1)$

می‌باشد. از آن‌جایی که این روند برای همه متغیرهای الگو صادق است، می‌توان نتیجه گرفت که تفاضل مرتبه اول کلیه متغیرها هم‌جمع از مرتبه اول یا $I(1)$ بوده و می‌توان آن‌ها را به روش هم‌جمعی و در قالب الگوهای کوتاه‌مدت و بلند مدت تخمین‌زد.

جدول 4. نتایج آزمون ان ـ جی ـ پرون (NP) برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگوی مورد مطالعه

$DLnMIC$	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-15/70	-7/62	5/16	6/19
	مقادیر بحرانی	%1	-13/80	-6/08	4/14	3/78
		%5	-14/10	-7/08	3/13	4/17
		%10	-13/42	-6/21	3/28	4/45
$DLnY_d$	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-10/71	-6/68	6/36	5/23
	مقادیر بحرانی	%1	-9/83	-4/58	4/35	3/78
		%5	-10/15	-5/98	5/49	3/83
		%10	-9/41	-4/20	5/79	4/12
$DLnLIT$	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-12/25	-5/26	5/42	5/35
	مقادیر بحرانی	%1	-11/62	-4/79	5/17	4/23
		%5	-11/83	-5/23	4/23	4/98
		%10	-10/42	-4/26	4/73	5/32
$DLnIIT$	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-9/26	-6/61	6/35	3/91
	مقادیر بحرانی	%1	-8/85	-5/42	6/17	3/26
		%5	-8/75	-5/23	5/06	2/63
		%10	-8/47	-4/33	5/03	2/42
$DLnTRF$	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-22/69	-4/69	6/47	5/52
	مقادیر بحرانی	%1	-11/42	-3/48	5/31	4/58
		%5	-11/24	-3/81	5/04	3/81
		%10	-10/50	-3/21	4/53	4/74

MPT	MSB	MZ_t	MZ_α	آماره‌های NP		$DLnPMD$
6/02	4/24	-9/56	-10/06			
5/89	4/02	-7/24	-8/99	%1	مقادیر بحرانی	
4/61	3/26	-8/63	-9/02	%5		
4/23	3/01	-6/32	-8/63	%10		

ماخذ: محاسبات پژوهش حاضر

آزمون شکست ساختاری پرون[1]

پرون[2] (1989) آماره آزمون t، $t = \frac{\hat{\alpha} - 1}{S(\hat{e})}$، را برای آزمون ریشه واحد گسترش داد تا بتواند شکست ساختار را در روند یا عرض از مبدأ یا هر دو را هم‌زمان برای متغیرها آزمون کند. فرضیه صفر هر یک از این حالت‌ها برای متغیر Y به شرح زیر تعریف شده است:

$$A) \quad Y_t = \mu + dD(TB)_t + Y_{t-1} + e_t$$

$$B) \quad Y_t = \mu_t + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

$$C) \quad Y_t = \mu_t + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

در روابط فوق $D(TB)_t = 1$ است اگر $t = TB + 1$ باشد و در غیر این صورت $D(TB)_t = 0$ است؛ هم‌چنین $DU_t = 1$ خواهد بود اگر $t > TB$ باشد و در غیر این صورت $DU_t = 0$ است.

آزمون ریشه واحد برای متغیرهای تقاضای واردات $LnMIC$، درآمد ملی به قیمت ثابت سال (1376) LnY_d و شاخص قیمت نسبی $LnPMD$ با استفاده از آزمون پرون انجام می‌گیرد. در این راستا آزمون پرون برای سه متغیر مورد نظر در سطح و تفاضل مرتبه اول انجام می‌شود تا ضمن آزمون پایایی، وجود شکست ساختاری نیز در روند این متغیرها ارزیابی شود.

1- Perron Breakpoint Test
2- Perron

بررسی داده‌های مربوط به جدول (5) در سطح متغیرهای مورد بررسی نشان می‌دهد (نلسون و پلاسر[1] 1982، پرون 1989، موریمون و نکاگاوا[2] 1989، جداول 1 تا 5)که ضریب متغیر وابسته با وقفه ($\hat{\alpha}$) معادل (0/48) و آماره آزمون آن ($t_{\hat{\alpha}}$) که با استفاده از رابطه $t=\frac{\hat{\alpha}-1}{S(\hat{e})}$ محاسبه شده معادل 3/47- است. ملاحظه می‌شود که قدر مطلق آماره ($t_{\hat{\alpha}}$) کوچک‌تر از مقدار بحرانی نلسون و پلاسر و پرون (3/76-) در سطح 5 درصد است و بر این اساس نمی‌توان فرضیهٔ صفر را مبنی بر وجود ریشه واحد و شکست ساختاری الگو، ($\alpha=1$)، رد کرد؛ در نتیجه متغیر لگاریتم تقاضای واردات دارای شکست در روند شده است. به‌طور کلی نتایج آزمون پرون (مدل C) در جدول (5) برای سطح متغیرهای مورد بررسی نشان می‌دهد که طی دوره 1385-1350 عرض از مبدأ الگوی مورد مطالعه دچار شکست شده است و لذا اضافه شدن یک متغیر مجازی[3] نظیر جنگ به الگو دارای توجیه است. هم‌چنین نتایج آزمون پرون (مدل A) در سطح تفاضل مرتبه اول متغیرهای مورد بررسی، ($DLnMI$)، ($DLnPML$) و ($DLnY_d$)، نشان می‌دهد که در سطح 5 درصد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد ($\alpha=1$) رد می‌شود؛ زیرا ضریب متغیر وابسته با وقفه ($\hat{\alpha}$) معادل (0/12) و آماره آزمون آن ($t_{\hat{\alpha}}$) که با استفاده از رابطه $t=\frac{\hat{\alpha}-1}{S(\hat{e})}$ محاسبه شده معادل 5/18- است. از آن‌جا که قدر مطلق آماره ($t_{\hat{\alpha}}$) بزرگ‌تر از مقدار بحرانی نلسون و پلاسر و پرون (4/17-) در سطح 5 درصد است، این متغیر در این حالت پایا و هم‌جمع از مرتبه I(1) خواهد بود؛ نتایج برای سایر متغیرها نیز صادق است.

نتیجه کلی مربوط به پایایی متغیرهای الگوی تقاضای واردات این است که اولاً عرض از مبدأ تابع مورد بررسی در دوره‌ای مشخص (سال 1359) دچار شکست شده و باید

1- Nelson and Plosser
2- Morimune and Nakagava
3- Dummy Variable

متغیری مجازی که به‌طور برون‌زا عرض از مبدأ را جابه‌جا کرده است به الگو اضافه شود؛ ثانیاً تمامی متغیرهای الگو هم‌جمع از مرتبه اول یا I(1) هستند و بر اساس نتایج به دست‌آمده می‌توان رابطه بلندمدت آن‌ها را برآورد کرده و مورد تحلیل قرار داد.

جدول 5. تحلیل رگرسیونی پرون برای سطح متغیرهای $LnMIC$، $LnPMD$ و LnY_d

مقداربحرانی پرون در سطح 5%*	مدل (C): $y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t + \hat{d}D(T_B)t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\hat{C}_i\Delta y_{t-1} + \hat{e}_t$، $\lambda = 0.3$، $n = 38$								
	$S(\hat{e})$	$t\hat{\alpha}$	$\hat{\alpha}$	$t\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$t\hat{\mu}$	$\hat{\mu}$	K	دوره شکست
$LnMIC$									
-3/76	0/15	-3/47	0/48	2/42	0/01	2/40	0/46	1	1350-1385
$LnPMD$									
-3/76	0/11	-2/18	0/76	2/30	0/01	2/12	0/52	1	1350-1385
LnY_d									
-3/76	0/18	-2/56	0/54	2/80	0/003	2/82	0/45	1	1350-1385
مقداربحرانی پرون در سطح 5%*	مدل (A): $y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}Du_t + \hat{\beta}t + \hat{d}D(T_B)_t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^{K}\hat{C}_i\Delta y_{t-1} + \hat{e}_t \quad \lambda = 0.3 \quad n = 38$								
	$S(\hat{e})$	$t\hat{\alpha}$	$\hat{\alpha}$	$t\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$t\hat{\mu}$	$\hat{\mu}$	K	دوره شکست
$DLnMIC$									
-4/17	0/17	-5/18	0/12	0/25	0/01	3/25	0/14	1	1350-1385
$DLnPMD$									
-4/17	0/75	-4/32	0/43	1/30	0/02	-0/99	-0/01	1	1350-1385
$DLnY_d$									
-4/17	0/20	-4/45	0/11	1/62	0/14	2/11	0/11	1	1350-1385

K: تعداد وقفه،

$$\lambda = \frac{10\,(1350 \text{ تا } 1359)}{36} \cong 0/3$$

T: سال شکست ساختار الگو یا سال 1359 است و $0 \prec \lambda \prec 1$ $T_B = \lambda T$

* سطح معناداری 5 درصد و $\lambda = 0.3$.

در مدل (A)

$Lim\ \hat{\alpha} \rightarrow \{[\mu_1 - \mu_2]^2 A + \gamma_1\}\{[\mu_1 - \mu_2]^2 A + \sigma_1^2\}^{-1}$ اگر $T \rightarrow \infty$

جایی که:

$$A=[\lambda-4\lambda^2+6\lambda^3-3\lambda^4] \quad , \quad \gamma_1=\underset{T\to\infty}{Lim}T^{-1}\sum_1^T E(e_te_t-1) \quad , \quad \delta_e^2\cong\underset{T\to\infty,\ \delta^2\succ 0}{Lim}T^{-1}\sum_1^T E(S_t^{\ 2})$$

- در مدل (C)

$$Lim_{\hat{\alpha}\ \to\ 1} t(\hat{\alpha}-1)\to\{3(-1+4\lambda-5\lambda^2+2\lambda^3)\}\{2(-3+4\lambda-3\lambda^2+3\lambda^3-\lambda S^{-1})\}$$ اگر

$\hat{\mu}$ عرض از مبدا تابع روند، $(\hat{\mu}_2-\hat{\mu}_1)$ تغییرات عرض از مبدا و $\hat{\mu}_2\prec\hat{\mu}_1$، $\hat{\beta}$ شیب تابع روند، $(\hat{\beta}_2-\hat{\beta}_1)$ تغییرات شیب تابع روند و $\hat{\beta}_2\prec\hat{\beta}_1$، $\hat{\alpha}$ پارامتر خودتوضیحی و $S(\hat{e})$ انحراف معیار نمونه مورد بررسی است.

تعیین تعداد وقفه بهینه

همان‌گونه که قبلاً ذکر شد یکی از راه‌های تعیین وقفه بهینه استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارز می‌باشد. مقادیر این آماره‌ها برای وقفه‌های مختلف در جدول 6 آورده شده است. با توجه به این‌که مقدار بهینه وقفه در کمترین مقدار این آماره‌ها (به لحاظ قدر مطلق) رخ می‌دهد، براساس نتایج به دست آمده در جدول 6 حداکثر تعداد وقفه برابر یک است.

جدول 6. تعیین تعداد وقفه بهینه برای مدل

مرتبه وقفه	AIC	SW
2	-112/42	-110/86
1	-98/05	-101/56
0	-152/6	-140/89

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

اکنون که نتایج آزمون‌های شکست ساختاری و ریشه واحد مشخص شد، (از آنجا که لگاریتم‌گیری از متغیرها اجازه می‌دهد ضرایب آن‌ها به‌صورت کشش قابل تفسیر باشد و با توجه به نیاز به تحلیل کشش تقاضای واردات نسبت به متغیرهای اثرگذار، متغیرهای مورد

مطالعه به شکل لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند)، مدل لگاریتمی و نهایی زیر جهت برآورد و تحلیل داده‌ها استفاده شده است:

$$LnMIC = f(LnY_d, LnLIT, LnIIT, LnTRF, LnPMD, W) \quad (5)$$

در این رابطه W بیانگر متغیر موهومی جنگ است که برای دوره 1368-1359 در نظر گرفته شده است.

تخمین بردارهای همگرایی به روش جوهانسون

چنانچه براساس آزمون‌های اثر[1] و حداکثر مقادیر ویژه اقدام به برآورد بردارهای هم‌جمعی شود، در حالت وجود روند زمانی و عدم وجود عرض از مبدأ، بهترین جواب برای الگوی کوتاه‌مدت به‌دست می‌آید. در این راستا براساس آزمون اثر وجود یک بردار هم‌جمعی مورد تأیید است چرا که آمارهٔ آزمون در این رابطه 24/11است که از مقادیر بحرانی 32/42 در سطح 95 درصدکم‌تراست. اگر همین آزمون براساس حداکثر مقادیر ویژه صورت گیرد، در این حالت وجود دو بردار هم‌جمعی تأیید می‌شود که بعد از اعمال قیود خطی تفسیر خواهند شد (جدول 7).

جدول7. تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی براساس آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه

نوع آزمون	کمیت آماری	مقدار بحرانی 95 درصد	مقدار بحرانی 90 درصد	تعداد بردارها
آزمون اثر	61/40	52/41	48/90	r <= 0
	24/11	32/42	28/12	r <= 1
	8/11	18/30	17/15	r <= 2
	1/15	8/16	7/56	r <= 3
آزمون حداکثر مقادیر ویژه	42/36	32/19	26/73	r <=0
	22/14	20/97	18/20	r <=1
	5/82	13/67	14/36	r <= 2
	1/14	9/42	7/30	r <= 3

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

1-Trace

در صورتی‌که بردارهای هم‌جمعی به روش جوهانسون بعد از اعمال قیود خطی برآورد شوند، بر اساس نتایج ارایه شده جدول 8 فقط یکی از بردارهای به‌دست آمده از آزمون حداکثر مقادیر ویژه معنادار شده و با بردار حاصل از آزمون اثر، تفاوت چندانی ندارد. لذا به این دلیل صرفاً بردار به‌دست آمده از آزمون اثر تحلیل می‌شود.

جدول 8. برآورد بردارهای هم‌جمعی به روش جوهانسون قبل از نرمال کردن و بدون روند زمانی

متغیرها	بردار
$LnMIC$	-0/32413 (-0/1080)
LnY_d	-0/17672 (-0/01252)
$LnTRF$	0/01063 (0/0016)
$LnLIT$	-0/38542 (-0/18421)
$LnIIT$	-0/76410 (-0/2840)
$LnPMD$	0/04716 (-0/0180)
W	0/10842 (0/0026)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیارها هستند.

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

بعد از تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع تعادلی بلندمدت با استفاده از روش جوهانسون، باید مشخص شود آیا این بردارها منحصر به‌فرد هستند یا خیر. علاوه بر این در رابطه با روابط اقتصادی ساختاری بلندمدت چه مفهومی دارند. از آنجا که روش جوهانسون تنها تعداد بردار هم‌جمعی منحصر به‌فرد را در فضای هم‌جمعی تعیین می‌کند، و از سوی دیگر چون هر ترکیب خطی از بردارهای ایستا نیز بردارهای پایایی را نتیجه می‌دهد، لذا می‌توان با اعمال قید بر روی روابط هم‌جمعی، رابطه موجود بین آن‌ها را مورد ارزیابی قرار داد. بنابراین لازم است قیدهایی براساس مبانی نظری اقتصادی،در راستای نرمالیزه کردن نتایج،

بر ضرایب بردارهای هم‌جمعی اعمال شود تا بتوان روابط تعادلی بلندمدت را شناسایی نمود. مسأله شناسایی بسیار مهم است زیرا توجیه اقتصادی و تفسیر برآوردهای نامقید بسیار مشکل است.[1] بعد از اعمال قید ($a_1 = 1$) بر متغیر $LnMIC$ نتایج حاصل از برآورد معادله 5 به‌صورت زیر ارایه می‌شود (مطابق با نتایج حاصل از جدول 9):

(6)

$$LnMIC = \underset{(2.44)}{0.5478\,LnY_d} + \underset{(2.71)}{1.19\,LnLIT} + \underset{(2.78)}{2.37\,LnIIT} - \underset{(-2.21)}{0.03\,LnTRF} - \underset{(-5.13)}{0.15\,LnPMD} - \underset{(-3.57)}{0.34\,W}$$

(اعمال قید بر بردار ارایه شده در جدول 6، اعداد داخل پرانتز آماره tهستند).

رابطه فوق نشان می‌دهد که تقاضای واردات برای گروه کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای با درآمد حقیقی سرانه، سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در اقتصاد بین‌الملل رابطه مستقیم و با نرخ تعرفه، قیمت‌های نسبی و جنگ رابطه معکوس دارد. همان‌طور که از آمارهٔ t که در داخل پرانتز آمده است ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب حاصل به لحاظ آماری معنادار هستند.

1- ساز و کار اعمال قید بر روابط همجمعی به این نحو است که به ازای هر بردار هم‌جمع می‌توان حداکثر دو قید روی متغیرها اعمال کرد. در این مطالعه با فرض این که ضریب متغیر وابسته باید یک باشد، روی متغیر وابسته قیدی ($a_1 = 1$) اعمال شده است تا نتایج اولیه هم‌جمعی نرمالیزه شود.

جدول 9. برآورد بردارهای هم‌جمعی به روش جوهانسون (λ_{trace})بعد از نرمالیزه کردن و بدون روند زمانی ($a_1 = 1$)

متغیرها	بردار
$LnMIC$	1/0000 (0/0000)
LnY_d	0/54783 (0/2242)
$LnTRF$	-0/03295 (-0/0149)
$LnLIT$	1/19480 (0/4408)
$LnIIT$	2/36871 (0/8506)
$LnPMD$	-0/14620 (-0/0285)
W	-0/33610 (-0/0941)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیارها هستند.

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

تابع برآورد شده بیانگر اثرپذیری زیاد تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای کشور از تغییرات سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت جهانی است. این واقعیت که تقاضای کالاهای مورد بررسی حساسیت کمی نسبت به تغییرات نرخ تعرفه از خود نشان می‌دهد نیز تأیید می‌گردد. هم‌چنین اثر متغیر جنگ در بلندمدت روی واردات کالاهای مورد بررسی به‌طور معنادار و منفی است. اما اثر آن چندان قابل ملاحظه نیست. به نحوی که دورهٔ جنگ تقاضای واردات کالاهای واسطه ای ـ سرمایه‌ای را هر سال به میزان تقریبی 0/33 درصد کاهش داده است.

در این راستا و با عنایت به نتایج به‌دست آمده می‌توان چنین بیان کرد که در صورت الحاق

به سازمان تجارت جهانی اولاً، سطح تجارت جهانی و به تبع آن میزان تجارت کالاهای مورد بررسی افزایش خواهد یافت. ثانیاً، میزان ادغام در اقتصاد بین‌الملل افزایش یافته و نهایتاً این‌که با کاهش و یا حذف نرخ‌های تعرفه تقاضای این کالاها و مشابه داخلی چندان تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد؛ زیرا تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای نسبت به نرخ تعرفه حساسیت کم‌تری داشته و کاهش نرخ تعرفه تقاضای آن‌ها را به مقدار کم‌تری افزایش می‌دهد. بنابراین سیاست کاهش یا حذف تعرفه وارداتی کالاهای مورد بررسی در اقتصاد ایران قابل توجیه است.

برآورد الگوی تصحیح خطا[1]

چنانچه الگوی تصحیح خطای بردار هم‌جمعی تخمین زده شده در رابطه 6 برآورد شود، می‌توان نتایج حاصل از این برآورد را که در جدول10 ارایه شده است، مورد تحلیل قرار داد. براساس نتایج به‌دست آمده می‌توان بیان کرد که اولاً تمامی ضرایب در این حالت به لحاظ آماری معنادار هستند. هم‌چنین ضریب تعیین (R^2) برابر 0/96 است که نشان‌دهندهٔ قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگوست. ثانیاً ضریب جمله تصحیح خطابرابر 0/62- است که نشان می‌دهد در هر سال 62 درصد از عدم تعادل در تقاضای کالاهای مورد بررسی در دورهٔ بعد تعدیل می‌شود. به‌عبارتی چنانچه تقاضای واردات کالاهای مذکور در اثر بروز نوسان در متغیرهای الگو، دچار تغییر شود در هر سال حدود 62 درصد از انحراف مورد نظر با حرکت به سمت مقادیر تعادلی برطرف می‌شود و بنابراین تعدیل به سمت تعادل، نسبتاً به‌خوبی صورت می‌گیرد. با عنایت به نتایج حاصل، مشاهده می‌شود ضریب مربوط به متغیر مجازی جنگ 0/14- است که نشان‌دهندهٔ‌تأثیر منفی اماناچیز جنگ بر روند واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در کوتاه‌مدت است.

هم‌چنین در الگوی کوتاه‌مدت نیز درآمد ملی سرانه، سطح تجارت و ادغام در تجارت

1-Error Correction Model.

بین‌الملل اثری مثبت روی واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای داشته‌اند. برای نمونه افزایش 1 درصد درآمد حقیقی سرانه تقاضای واردات را به میزان تقریبی 0/3 درصد افزایش می‌دهد و نرخ تعرفه و قیمت‌های نسبی نیز دارای اثری منفی بوده‌اند؛ برای مثال افزایش 1 درصدی قیمتهای نسبی تقاضای واردات را به میزان تقریبی 0/45 درصد کاهش می‌دهد. لذا اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها در یک راستا و هم‌جهت عمل کرده است.

جدول 10. الگوی تصحیح خطا برای LnMIC به روش هم‌جمعی

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبداء	10/36	5/10	2/03
dLnMIC	0/21	0/08	2/63
$dLnY_d$ (-1)	0/31	0/06	5/17
dLnTRF (-1)	-0/21	0/09	-2/33
dLnLIT (-1)	0/92	0/42	2/19
dLnIIT (-1)	1/17	0/45	2/60
dLnPMD (-1)	-0/45	0/22	-2/05
Ecm (-1)	-0/62	0/26	-2/38
$*D_1$	-0/14	0/04	-3/50
R-squared	0/9682		

***D متغیر جنگ که به عنوان یک متغیر مجازی به مدل اضافه شده است.**

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

برآورد تابع واکنش آنی (IRF)[1]

برآورد تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که چنانچه شوکی به متغیر وابسته یعنی تقاضای واردات وارد شود، تا سال سوم اثر این شوک از بین می‌رود. البته عمده اثرات شوک در پایان سال اول برطرف می‌شود و مابقی در سال‌های دوم و سوم به صفر نزدیک می‌شود (جدول11).

1-Impulse Response Function

جدول11. تابع واکنش آنی

دوره ایجاد شوک	اثرات واکنش
0	1/21530
1	0/18205
2	0/08523
3	0/01142
4	0/1932E-3
5	0/1621E-4
6	0/1585E-5
7	0/1620E-6
8	0/2238E-7
9	0/3128E-8
10	0/28501E-9

آنالیز واریانس تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای-سرمایه‌ای

بررسی نتایج آنالیز واریانس برای 10 سال متوالی نشان می‌دهد که در سال اول تقریبا 100 درصد تغییرات تقاضای واردات توسط خودش توضیح داده‌می‌شود؛ اما با گذشت زمان و در سال پنجم سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت بین‌المللی حدود 20 درصد از تغییرات تقاضای واردات کشور را توضیح می‌دهند. در سال 10 نیزحدود 17 درصد توضیحات تقاضای واردات توسط ادغام در تجارت بین‌المللی و 10 درصد تغییرات آن نیز توسط نرخ تعرفه توضیح داده می‌شودکه بیانگر افزایش اثرات متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در بلند مدت است (جدول 12).

جدول12. نتایج تحلیل واریانس تقاضای واردات

دوره	LnPMD	LnTRF	LnIIT	LnLIT	LnYD	LnMIC
0	0/1228	0/016	0/161	0/227	0/103	1
1	0/038	0/051	0/167	0/164	0/062	0/908
2	0/060	0/069	0/168	0/134	0/044	0/855
3	0/073	0/080	0/168	0/116	0/034	0/824
4	0/081	0/087	0/168	0/105	0/028	0/805
5	0/086	0/092	0/169	0/098	0/024	0/791

6	0/090	0/095	0/169	0/092	0/021	0/781
7	0/093	0/097	0/169	0/089	0/018	0/774
8	0/096	0/099	0/169	0/085	0/016	0/768
9	0/099	0/101	0/169	0/082	0/015	0/763
10	0/099	0/103	0/169	0/080	0/014	0/759

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

نتیجه‌گیری

در این تحقیق تأثیر متغیرهایی نظیر نرخ تعرفه، درآمد حقیقی سرانه، قیمت‌های نسبی، سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت بین‌الملل بر واردات گروه کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای ایران با تأکید بر آزادسازی تجاری مورد آزمون قرار گرفته است. در تحلیل تجربی برای تخمین تابع تقاضای کالاهای مورد بررسی از مدل هم‌جمعی جوهانسون و الگوی تصحیح خطا استفاده شده است. در این راستا نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی را می‌توان به شرح زیر برشمرد:

برآورد تابع تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی دلالت بر این دارد که تابع مذکور بیشترین حساسیت را نسبت به متغیرهای سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت بین‌الملل داشته است. این واکنش که با سطح بازارهای جهانی مرتبط می‌باشد، نشان می‌دهد افزایش سطح تجارت بین‌الملل و هم‌جمعی یا ادغام در تجارت بین‌الملل که از پیش‌زمینه‌های الحاق به سازمان تجارت جهانی نیز به‌شمار می‌روند، موجب افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای شده و از این طریق می‌تواند به صادرات کالاهای مربوطه نیز کمک کند.

بر اساس نتایج حاصل، حساسیت تقاضای واردات نسبت به نرخ تعرفه تحقق یافته در سطح پایینی قرار دارد. از این‌رو سیاست کاهش یا حذف نرخ تعرفه کالاهای مورد بررسی در راستای الحاق به سازمان تجارت جهانی می‌تواند قابل توجیه باشد.

ضریب تصحیح خطا که نوسانات کوتاه‌مدت را به تعادل بلندمدت مرتبط می‌نماید، بیانگر سرعت بالای حرکت به سمت تعادل بلندمدت به هنگام بروز نوسانات کوتاه‌مدت است.

این مسأله هم‌جمعی متغیرهای الگو را در بلندمدت مورد تأیید قرار می‌دهد.

وضعیت واردات کالاهای مورد بررسی طی بازه زمانی مورد مطالعه بهبود یافته است. دلیل این امر را می‌توان افزایش سطح تجارت بین‌الملل و میزان ادغام تجارت کشور (افزایش روابط تجاری کشور) در اقتصاد جهانی دان است که روند آماری واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در جدول 1 نیز مؤید آن است.

رشد درآمد ملی نیز موجب واکنش مثبت واردات کالاهای مورد بررسی شده است. در نتیجه، الحاق به سازمان تجارت جهانی موجب افزایش سطح تجارت بین‌الملل و رشد اقتصادی شده و به نوبه خود موجب افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای می‌شود. از آنجا که تقاضای کالاهای مشابه داخلی کم‌تر تحت تأثیر کاهش نرخ‌های تعرفه در اثر الحاق به WTO قرار می‌گیرد، واردات کالاهای مذکور تهدیدی برای رشد اقتصادی کشور محسوب نمی‌شود.

افزایش قیمت‌های نسبی در کوتاه‌مدت و بلندمدت موجب کاهش نسبی تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای می‌شود. به نحوی که با افزایش 1 درصدی قیمت‌های نسبی، تقاضای واردات این کالاها به میزان تقریبی 0/30 درصد در بلندمدت و 0/45 درصد در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد. البته اثر کوتاه‌مدت این متغیر بیشتر از اثر بلندمدت آن است. لذا افزایش قیمت‌های نسبی ناشی از افزایش قیمت کالاهای وارداتی، هزینه تولید کالاهای نهایی تولید شده در داخل کشور را که کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای وارداتی در تولید آن‌ها نقش دارد، افزایش می‌دهد. این امر می‌تواند قدرت صادراتی کشور را نیز کاهش دهد که در این صورت اثری منفی بر ادغام در اقتصاد جهانی خواهد داشت.

الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها نتایج هم‌جهتی را ارایه می‌کنند. به‌طوری‌که در برخی موارد اثرات کوتاه‌مدت متغیرها پررنگ‌تر است.

برآورد تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که عمده اثرات شوک وارد شده بر تقاضای

واردات کالاهای مورد بررسی در پایان سال اول برطرف می‌شود و مابقی در سال‌های دوم و سوم به صفر نزدیک می‌شود.

بررسی نتایج آنالیز واریانس برای 10 سال متوالی بیانگر افزایش اثرات متغیرهای مستقل به‌خصوص ادغام در تجارت بین‌الملل، بر متغیر وابسته در بلندمدت است.

توصیه‌های سیاستی

با توجه به حساسیت کم تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای ایران نسبت به نرخ تعرفه، بهتر است در راستای پیوستن به سازمان تجارت جهانی، نرخ تعرفه این گروه از کالاها به‌تدریج کاهش یابد تا به آزادسازی کامل منجر گردد. با این کار علاوه بر تغییر واردات کشور به سمت کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای و به‌کارگیری آن‌ها در امر تولید و سرمایه‌گذاری بیشتر در کشور می‌توان امیدوار به افزایش رشد اقتصادی و تقویت شاخص‌های سطح تجارت بین‌الملل، ادغام در تجارت بین‌الملل و به‌طور کلی همگرایی اقتصادی شد.

با عنایت به این‌که بر اساس نتایج تحقیق، تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای ایران ارتباط مستقیم و معناداری با سطح تجارت بین‌الملل و همگرایی اقتصادی دارد، دولت می‌تواند با اجرای سیاست‌های مناسب از قبیل تشویق صادرات غیرنفتی و تعامل سازنده با اقتصادهای دیگر (بهبود روابط تجاری از طریق بهبود روابط سیاسی)، این شاخص‌ها را تقویت کند. به عبارتی بهبود روابط سیاسی با کشورهای مختلف موجب بهبود روابط تجاری نیز می‌شود که بعد از این مرحله می‌توان با ایجاد مزیت رقابتی در صادرات غیرنفتی کشور (نظیر اصلاح و بهبود فضای کسب و کار خصوصا کاهش تعداد مراحل و هزینه‌های لازم برای صادرات)، زمینه افزایش صادرات را فراهم کرد.

منابع

منابع فارسی

1-آذربایجانی، کریم، (1381): جهانی شدن، هم‌جمعی اقتصادی ـ منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز، فصلنامهتحقیقات اقتصادی، ۱۴۹،۶۱-17.

2- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حساب‌های اقتصادی، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، سال‌های مختلف.

3- بیدرام، رسول، (1381): Eviews همگام با اقتصادسنجی، انتشارات منشور بهره‌وری، تهران.

4-رحمانی، تیمور، (1383): اقتصاد کلان، جلد1، انتشارات برادران، تهران.

5- صامتی، مجید، سیدعبدالمجید جلایی و زین‌العابدین صادقی، (1383): آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات ایران (1381-1338)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، 12، 16-11.

6- صنایعی،علی و کریم آذربایجانی، (1379):تأثیر الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی بر صنعت فولاد، سازمان مدیریت صنعتی اصفهان.

7- قطمیری، علی، (1376): برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضا برای واردات و اثر آن بر توسعه اقتصادی در ایران 1373-1342، پژوهش‌نامه بازرگانی، 5، 66-55.

8-کلباسی، محمد و عبدالمجید جلایی، (1381): بررسی اثرات جهانی شدن اقتصاد بر تجارت خارجی، فصلنامه پژوهشهای اقتصاد ایران، 11،128-113.

9- گمرک جمهوری اسلامی ایران، سالنامه آماری بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران (صادرات ـ واردات)، 1383-1350.

10- مرادی، محمدعلی و مریم مهدیزاده، (1384): تجارت خارجی و رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، 3، 72-38.

11- نوفرستی، محمد، (1378):ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، انتشارات چشمه، تهران.

12- وزارت بازرگانی، (1386): مجموعه قوانین و مقررات صادرات.

منابع انگلیسی

13-Aydin, M. Faruk, Ciplak, Ugur and Yucel, M. Eray, (2004), "Export and Import Demand Models for Turkish Economy", Central Bank of Republic of Turkey,20-21.

14-Blanchard, E. , (2005), "Foreign Direct Investment, Endogenous Tariffs, and Preferential Trade Agreements", Mimeo, University of Virginia, 22.

15-Borga, M. & W. Zeile, (2004), "International Fragmentation of Production and the Intrafirm Trade of U. S. Multinational Companies", The U. S. Department of Commerce, the U. S. Bureau of Economic Analysis, Working Paper, 200, 4-20.

16-Cheong, T. , (2002), "Aggregate Import Demand Function Behavior for Indonesia: Evidence from Bouns Testing Approach", IIUN Journal of Economics and Management, 10:2, 2-13.

17-ChiarLone, S. , (2002), "TRDe Quality Differentiated Goods and Import Elastisity", CESPRI – Bocconi University, 1.

18-Diez, F. , (2006), "Tariffs on Final and Intermediate Goods under Global Sourcing", University of Wisconsin, Madison,2-4.

19-Dutta, D. , & N. , Ahmad, (2001), "Aggregate Import Demand Function for India", University of Sydney.

20-Dutta, D. , & N. , Ahmad, (2006), "An Aggregate Import Demand Function for India: A Cointegration Analysis", School of Economics of Sydney, Australia.

21-Grossman, G. , & E. Helpman, (1991), "Innovation and Growth in Global Economy", Cambridge, MIT Press, 122.

22-Guisan, M. , (2005), "Human Capital, Population Growth and Industrial Development in Mexico and Turkey: A Comparative Analysis with other OECD Countries", 1964-2004, Paper Series Economic Development, 85: 10, 11-12.

23-International Monetary Fund, International Financial Statistics, (2004) (IFS).

24-Lindqvist, R. , (2006), "Intra-Industry Trade, School of Economics and Management", Dlund University.

25-Makhija, M. V., Kim K. and Williamson S. D., (1997), "Measuring Globalization of Industries, a National Industry Approach: Empirical

Evidence Across Five Countries and Over Time", Journal of International Business Studies, Forth Quarter, pp. 676-716.
26-Moran, C. , (1989), "Imports under a Foreign Exchange Constraint", The World Economic Review, 3:2, 279-295.
27-Parsley, D. , (2003), "Exchange Rate Pass-Through in Small Open Economy: Panel Evidence from Hongkong", International Journal of Finance and Economics, 8:1, 1-9.
28-Pollard, P. & C. Coughlim, (2003), "Pass-Through and the Choice of an Exchange Rate Index", Federal Reserve Bank of St. Louis, 12, 4-6.
29-Steger, T. & L. Bretschger, (2005), "Globalization, the Volatility of Intermediate Goods Prices and Economic Growth", Institute for Economic Research,18, 1-2.
30-Tang, T. , (2002), "Aggregated Import Demand Behaviour for Indonesia: Evidence from Bounds Testing Approach", IIUM, Journal of Economics and Management, 10:2, 10-21.
31-Thomakos, D. & M. Ulubasoglu, (1997), "The Impact of Trade Liberalization on Import Demand", Journal of Economic and Social Research, 4:1, 11-23.
32-Turk can, K. ,(2005), "Exchange Rate Pass-Through Elasticities in Final and Intermediate Goods: The Case of Turkey", Celal Bayar University, 1-4.

بررسی عدم تقارن در تأثیر تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی در ایران از نگاه کینزی‌های جدید

دکتر سهراب دل انگیزان*،دکتر علی فلاحتی**، مهدی رجبی***

دریافت: 1389/12/11 پذیرش: 1390/4/15

چکیده

از بحث‌های مهم کلان، اثر سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصادی می باشد. از نگاه کینزی‌های جدید عناصری مانند محدودیت‌های اطلاعاتی، دستمزدهای کارایی، قراردادهای ضمنی و محدودیت‌های اعتباری باعث می گردند که طی فرایندی اثرات تکانه‌های پولی مثبت و منفی متقارن نبوده و در دوره‌های رونق و رکود به نحو یکسانی مؤثر واقع نگردند. در راستای بررسی این موضوع،تحقیق حاضر به بررسی تقارن یا عدم تقارن تکانه‌های پولی بر رشد اقتصاد ایران از دیدگاه کینزی‌های جدید می‌پردازد. در این تحقیق ابتدا مدل مورد نظر از ادبیات کلان استخراج شده و سپس تکانه‌های پولی مثبت و منفی و هم‌چنین ادوار اقتصادی رکود و رونق با استفاده از فیلتر هودریک –پرسکات استخراج وسپس مطابق انتظارات تطبیقی، آزمون خنثایی پول در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهند که پول در اقتصاد ایران خنثی نبوده و اثرات سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران نامتقارن است، طوریکه تکانه‌های منفی رشد اقتصادی را بیش‌تر از تکانه‌های مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهند، هم‌چنین تکانه‌های منفی در دوران رونق و تکانه‌های مثبت در دوران رکود اثر معنی‌دارتری بر رشد اقتصادی دارند. بنابر نتایج تحقیق می‌توان استدلال کرد که اقتصاد ایران با مکتب کینزی‌های جدید سازگاری بیش‌تری دارد.

کلمات کلیدی: تکانه‌های پولی، عدم تقارن، رشد اقتصادی، ادوار تجاری، اقتصاد ایران.

طبقه بندی JEL: E50, E52, E12.

---

* نویسنده مسؤول. استادیار، عضو هیأت علمی دانشگاه رازی Email: sohrabdelangizan@gmail.com

** استادیار، عضو هیأت علمی دانشگاه رازی Email: alifalahati@yahoo.com

*** کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه رازی

مقدمه:

بحث تأثیرات نامتقارن تکانه‌های پولی بر نوسان‌های تولید از مباحث جدیدی است که اغلب از سوی اقتصاددانان مکتب کینزی‌های جدید مطرح شده است. این اقتصاددانان معتقدند به دلیل وجود نقص در بازارهای کار، محصول و اعتبار (چسبندگی اسمی، واقعی و محدودیت‌های اعتباری) و نیز محدب بودن منحنی عرضه کل اقتصاد- حتی تحت شرایط وجود فرضیه انتظارات عقلایی- تکانه‌های پولی بر محصول واقعی مؤثر بوده و این اثرات به صورت نامتقارن می‌باشند. مطالعات تجربی اخیر حاکی از آن است که اگرچه سیاست‌های پولی مانند سیاست‌های مالی، درآمدی و ارزی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر فعالیت حقیقی اقتصاد دارند، اما اثرات شوک‌های مثبت و منفی آن‌ها یکسان نبوده و نامتقارن است (اصغرپور، 1384: 4). عدم تقارن آثار شوک‌های پولی بر متغیرهای حقیقی بدان معنی است که قدر مطلق سیاست‌های انبساطی وانقباضی پولی بر این متغیرها، اثرات متفاوتی بر جای می‌گذارند. به عبارتی دیگر تکانه‌های اسمی مثبت (سیاست‌های انبساطی) اثر نسبتاً محدودی بر افزایش سطح تولیدات دارند، اما موجب افزایش تورم به طور قابل توجهی می‌شوند و تکانه‌های اسمی منفی اثر زیادی بر کاهش تولید دارند در حالی که اثر کم‌تری بر کاهش تورم می‌گذارند (نظیفی، 1380: 5).

در این مطالعه سعی شده تا با مشخص کردن ادوار تجاری و هم‌چنین تفکیک تکانه‌های پولی مثبت و منفی از هم‌دیگر، اثرات سیاست‌های انبساطی و انقباضی در ادوار مختلف تجاری (رکود و رونق) بر رشد اقتصادی ایران مورد بررسی قرار گیرد. برای تبیین موضوع فرضیه‌های تحقیق به صورت زیر بیان می‌شود:

تکانه‌های پولی با رشد اقتصادی رابطه مستقیمی دارد.

تکانه‌های پولی مثبت در دوره رکود و تکانه‌های پولی منفی در دوره رونق بر متغیرهای حقیقی اثر معنی‌دارتری دارند.

تکانه‌های پولی منفی (انقباضی) رشد اقتصادی را بیش‌تر از تکانه‌های پولی مثبت (انبساطی)

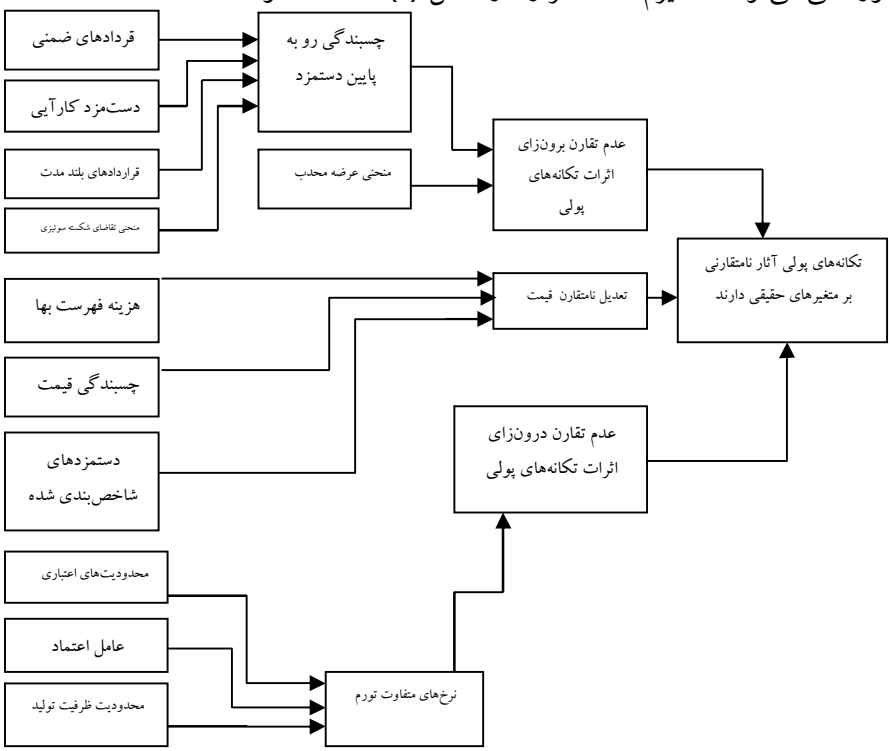
تحت تأثیر قرار می‌دهند.

مبانی نظری و مروری بر ادبیات موضوع:

این‌که سیاست‌های پولی عوامل حقیقی اقتصاد را به طور نامتقارن تحت تأثیر قرار می‌دهند یا نه مبحثی است که در دو دهه اخیر مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. در ادبیات قدیم به طور گسترده دو نوع اثر نامتقارن مورد بحث قرار گرفت. اولین اثر نامتقارن، بر مبنای مدل تئوریکی به دست آمده توسط تیدون[1] (1991)، کابلرو و انگل[2] (1992) و بال و مانکیو[3] (1994) بود که نشان می‌دهد به خاطر چسبندگی دست‌مزدها یا تعدیل پر هزینه قیمت، یک سیاست پولی بزرگ‌تر به طور مطلق اثر شدیدتری از سیاست‌های کوچک‌تر خواهد داشت. تعدادی از اقتصاددآن‌ها نیز هم‌چون سامرز و دلانگ[4] (1988)، کاور[5] (1992)، مورگان[6] (1993)، توما[7] (1994)، ریچ و ری[8] (1995)، برونر و آمر[9] (1995) این مبحث را مورد حمایت قرار دادند. تمامی این مطالعات نشان می‌دهند که سطح تولید و اشتغال به سیاست‌های گسترده بیش‌تر از سیاست‌های کوچک واکنش نشان می‌دهد. لذا فرضیه وجود چسبندگی دست‌مزد و تعدیل پرهزینه قیمت، معتبر است. نوع دیگر از اثر نامتقارن به وسیله نظریه جیره‌بندی اعتباری گرتلر[10] (1988) توضیح داده می‌شود. کاهش عرضه اعتبار به علت بحران اقتصادی اثر کم‌تری بر بنگاه‌های بزرگ دارد، زیرا بنگاه‌های بزرگ می‌توانند منابع مالی خود را مستقیماً از طریق بازار پول به دست آورند. بنگاه‌های کوچک به نسبت از نظر مالی در طول دورهٔ کسادی نسبت به دورهٔ رونق محدودترند.

1- Tsiddon (1991)
2- Engel and Caballero (1992)
3- Mankiw and Ball (1994)
4- Summers and Delang (1988)
5-Cover (1992)
6- Morgan (1993)
7- Thoma (1994)
8-Rich and Rhee (1995)
9- Brunner and Ammer (1995)
10- Gertler (1988)

مطالعات تجربی توما (1994)، اسکالر و گاریکا[1] (1995) گواه بر این نوع اثرند، در حالی که مطالعات برونر و آمر (1995) عکس این اثر را نشان می‌دهند (Huashen, 2000). به طور کلی می‌توان مکانیزم انتقال اثر را در شکل (1) ملاحظه نمود:



شکل (1): مکانیزم انتقال آثار نامتقارن تکانه‌های پولی بر متغیرهای حقیقی

به طور کلی می‌توان کلیه مطالعات صورت گرفته در زمینه عدم تقارن سیاست‌های پولی را در دو گروه مطالعات خارجی و مطالعات داخلی دسته بندی نمود. جدول (1) بخش خارجی این مطالعات را معرفی و دسته بندی نموده است.

در حوزه بررسی تقارن در اثر گذاری نامتقارن تکانه‌های پولی مستقل از ادبیات

1- Scaller and Garica (1995)

کینزی‌های جدید نیز برخی مطالعات قابل بیان هستند. کرون (2005) و اویانگ و وال (2006) در کارهای خود با استفاده از فرایند خودبازگشت VAR اثرات تکانه‌های پولی را بر تولید حقیقی آزمون نموده و تأیید کردند که این اثرات نامتقارن هستند. شنگ چن (2007) در مقاله‌ای تحت عنوان، آیا اثرات پولی دارای اثرات نامتقارنی بر بازده سهام هستند؟ نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی در زمان رکود بازار اثرات بزرگ‌تری دارند. و این نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی در زمان رکود بازار احتمال بیشتری را برای اثرگذاری دارند. چانگ و همکاران (2009) در مقاله‌ای تحت عنوان اثرات عرضه پول روی تولید و قیمت واقعی در چین با اطلاعات سه ماهه به مطالعه‌ی اثرات عرضه پول بر تولید واقعی و نرخ تورم در چین برای سال‌های 1993 تا 2008 پرداخت. پس از فیلتر کردن عرضه‌ی پول به شوک، نتایج حاکی از اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی عرضه پول بر تولید واقعی و نرخ تورم در چین است. بدین معنا که تولید ناخالص داخلی به شوک‌های منفی پاسخ می‌دهد ولی به شوک‌های مثبت پاسخ نمی‌دهد. علاوه بر این تورم تنها به شوک‌های مثبت پولی پاسخ می‌دهد. بک ورث (2010) نیز موضوع بررسی آثار عدم تقارن تکانه‌های مثبت و منفی پولی را با ابزار VAR مطالعه نموده و به نتیجه مشابه دست یافت.

در ایران نیز مطالعات در حوزه بررسی عدم تقارن در سیاست‌های پولی از سال 1380 شروع شده است. این مطالعات از الگوی کاور (1992) الگوگیری نموده و برخی اصلاحات را اضافه نموده اند. سیر تحولی این مطالعات در جدول (2) آورده شده است. در ادامه هم‌چنین تفاوت نحوه تنظیم چارچوب نظری تحقیق حاضر در مقایسه با تحقیقات قبلی بیان شده است.

جدول (1) مطالعات خارجی انجام گرفته در راستای عدم تقارن اثرات تکانه‌های پولی بر عوامل حقیقی

محقق	علت عدم تقارن	نوع عدم تقارن	نتیجه تحقیق
کاور (1992)، توما (1994)، کاراس (1996)، فانئوف (1996)، ری و ریچ (1995)، آمر و برانر (1995)، دمری و داک (2000)، سندا (2001)، کوزین و تور (2004).	چسبندگی رو به پایین دست‌مزدها و قیمت‌ها	برون‌زا	تکانه‌های پولی منفی بیش‌تر از تکانه‌های مثبت تولید حقیقی را متأثر می‌سازند، لذا اثرات تکانه‌های پولی بر تولید نامتقارن است.
مورگان (1993)	الف) عدم اعتماد مردم و بنگاه‌های اقتصادی به سیاست‌های انبساطی ب)محدودیت‌های اعتباری ج)چسبندگی رو به پایین دست‌مزدها و قیمت‌ها	برون‌زا	اثرات تکانه‌های پولی بر تولید نامتقارن است.
کابالره (1992)، انگل (1993)، بال و منکیو (1994)، تیدو (1993)، راون و سولو (1996)، بال و رومر (1990)، کیوتاکی و بلانچارد (1387)، دمری و داک (2000)	عدم تعدیل بخش خصوصی در مقابل سیاست‌های پولی انبساطی و تعدیل در مقابل سیاست‌های انقباضی	برون‌زا	عدم تقارن تکانه‌های پولی برعوامل حقیقی.
کاکس (2000)، پیرسمن و اسمتس (2001)، گارسیا و اسکالر (2002)، دالورز (2002)، لو و پیگر (2003)	وجود نرخ تورم متفاوت در ادوار مختلف تجاری	درون‌زا	عدم تقارن تکانه‌های پولی برعوامل حقیقی.
جاکمن و ساتون (1982)، گرتلر (1988)، برناک و گرتلر (1989)، ساتون (1993)، برانر (1995)	محدودیت‌های اعتباری	درون‌زا	عدم تقارن تکانه‌های پولی بر عوامل حقیقی.
اونس (1986)، راون و سولا (1996)، بلانگیا (1996)،	-	-	اثرات تکانه‌های پولی بر عوامل حقیقی متقارن بوده و عدم تقارن وجود ندارد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (2) سیر تحول مطالعات اثرات نامتقارن تکانه‌های پولی بر تولید حقیقی در ایران.

محقق	
نظیفی (1380)	مدل رشد خود را از کاور (1992) اخذ کرده و آن را با اقتصاد ایران سازگار می‌کند. مطابق مدل‌های کلاسیک جدید فرض بر خنثایی پول گذاشته و پس‌ماندهای معادله نرخ رشد را به عنوان تکانه‌های پولی پیش‌بینی‌نشده وارد مدل رشد می‌کند. مدل خود را با سه روش حداقل مربعات غیر خطی (NLS)، روش معادلات سیستمی به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR)، و روش دو مرحله‌ای بارو برازش می‌کند. عدم تقارن اثرات تکانه‌های پولی بر رشد مورد پذیرش قرار می‌گیرد.
فاردار (1382)	انتقاد از مدل نرخ رشد پولی نظیفی و تصریح مدل تازه‌ای برای نرخ رشد. همانند نظیفی پس‌ماندهای نرخ رشد را به عنوان تکانه‌های پولی پیش بینی‌نشده وارد مدل می‌کند. از علامت نرخ رشد تولید ناخالص داخلی برای تشخیص ادوار اقتصادی استفاده می‌کند. تکانه‌های پولی را در چهار حالت مختلف در نظر گرفته وارد مدل می‌کند. مدل خود را به روش حداقل مربعات معمولی تخمین می‌زند. عدم تقارن اثرات تکانه‌های پولی مورد پذیرش قرار می‌گیرد.
اصغرپور (1384)	خنثایی پول در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار گرفته و رد می‌شود، لذا جزء قابل انتظار پول را وارد مدل می‌کند. ادوار اقتصادی و تکانه‌های پولی با استفاده از فیلتر (HP) استخراج می‌شود. شرایط تورمی را در مدل لحاظ می‌کند و مدل را با استفاده از آزمون‌های پیشرفته‌تر برای دو حالت درون‌زا و برون‌زا برازش می‌کند. متغیرها را از نظر پایداری مورد بررسی قرار می‌دهد. عدم تقارن درون‌زا و برون‌زای اثرات تکانه‌های پولی بر عوامل حقیقی مورد پذیرش قرار می‌گیرد.
تحقیق حاضر	تصریح بهتر مدل رشد با استفاده از یک مدل تعادل عمومی ووارد کردن متغیر رشد مخارج دولتی به عنوان متغیر مهم حذف شده در مدل اصغرپور. آزمون خنثایی پول در اقتصاد ایران و وارد کردن پول پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی نشده در مدل رشد. استخراج ادوار اقتصادی و تکانه‌های پولی با استفاده از فیلتر (HP). برازش مدل مورد نظر و استخراج ضرایب مدل و آزمون فرضیه‌های تحقیق.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مدل پایه، داده‌ها و روش:

در این تحقیق از داده‌های سری زمانی 1387- 1338 به قیمت ثابت سال1376 استفاده شده است. کلیه آمار و اطلاعات متغیرهای سری زمانی مورد استفاده از اسناد رسمی منتشر شده توسط بانک مرکزی و مرکز آمار ایران به دست آمده است. روش بررسی و مدل مورد استفاده نیز با استفاده از یک دستگاه تعادل عمومی ابتدا به صورت نظری استخراج شده و سپس همان مدل نظری برای برآوردهای اقتصادسنجی مورد استناد قرار گرفته است.

چارچوب نظری مدل:

بر اساس مدل IS-LM، تعادل هم‌زمان در بازارهای پول و کالا شکل می‌گیرد و معادله تقاضای کل به این صورت استخراج می‌گردد:

$$y = \vartheta_1 \frac{\overline{M}}{P} + \vartheta_2 g \qquad (1)$$

که درآن y سطح تقاضای کل، $\frac{\overline{M}}{P}$ حجم واقعی پول، g مجموع مخارج مستقل، ϑ_1 ضریب تکاثری سیاست پولی و ϑ_2 ضریب تکاثری سیاست مالی هستند. در طول زمان انتظار تغییر در کلیه شاخص‌های متغیر مدل (1) را داریم. برای نشان دادن این موضوع، با دیفرانسیل‌گیری از (1) می‌توان داشت:

$$\dot{y}_t = \vartheta_1 (m_t - \pi_t) + \vartheta_2 \Gamma_t \qquad (2)$$

قابل ذکر است ϑ_1 – عکس شیب تقاضای کل پویا است که علامت آن در داخل پرانتز به نرخ تورم داده شده است. در رابطه (2)، $\dot{y}_t$ نشان دهنده نرخ رشد تقاضای کل، Γ_t نشان دهنده تغییر در متغیر سیاست مالی (یا نرخ رشد مخارج دولت)، m_t نرخ رشد پولی و π_t نرخ تورم است. رابطه (2) به عنوان معادله تقاضای کل پویا معرفی می‌گردد. قابل ذکر است هرچند که سیستم IS-LM در اصول پایه‌ای دچار برخی از ضعف‌هاست، ولی با توجه به قابلیت بالا برای تدوین مدل‌های طرف تقاضا و تغییر دیدگاه اقتصاددانان امروزی در تصحیح فروض ثبات قیمت‌ها، کوتاه‌مدت بودن فرایندها و برونزا

بودن ذخیره سرمایه در آن - در فضای تصمیم گیری بین زمانی و عقلایی- این مدل می‌تواند در حد قابل قبول مورد استفاده قرار گیرد.[1]

بررسی طرف عرضه از بازار کار شروع می‌گردد. در این بازار می‌توان عرضه کار را ناشی از یک فرایند حداکثر سازی کارگران با تابع مطلوبیتی شامل کار و استراحت دآن است. در این فرایند محدودیت هرکارگر میزان ساعتی است که می‌تواند از مجموع ساعات در دسترس خود به کار اختصاص دهد، تا درآمد مورد انتظار خود را به دست آورد. براساس نتیجه فرایند تخصیص زمان بین کار و استراحت در تصمیم‌گیری کارگران، می‌توان عرضه کار را به صورت زیر معرفی کرد:

$$W_t = p_t^e.\phi(N_t), \phi' \succ 0 \qquad (3)$$

که در آن $\phi(N_t)$ یک تابع صعودی، W_t سطح دستمزد اسمی دوره t و $p_t^e = E(p_t \mid \Omega_{t-1})$ سطح قیمت مورد انتظار به شرط مجموعه اطلاعات از قبل در دسترس کارگر یعنی Ω_{t-1} برای پیش بینی سطح قیمت دوره t است. قابل ذکر است که این رابطه، دارای دامنه مشخصی است و کراندار از بالا و پایین می‌باشد. برای تنظیم شرایط به گونه‌ای که نتایج آن بتواند محدودیت‌های مورد نظر را درخصوص حساسیت عرضه کار نسبت به دستمزد تأمین کند، فرض می‌شود که $\phi'' \succ 0$ (مشتق ثانی) بزرگ‌تر از صفر

1- برخی از ضعف‌های سیستم IS-LM را می توان به این صورت بیان نمود:

- این سیستم بر پایه فرض یک سطح قیمت ثابت و انعطاف ناپذیر تدوین گردیده است. در این سیستم بین نرخ بهره اسمی و واقعی تفاوتی نیست.

- در این سیستم تفاوت انواع دارایی‌ها به حد کافی به رسمیت شناخته نشده است.

- این سیستم تنها اجازه ارائه یک تحلیل کوتاه مدت را می‌دهد.

- این سیستم حجم ذخیره سرمایه را ملاک عمل قرار می‌دهد.

قابل ذکر است هر چند این مدل در ابتدا نتیجه یک فرایند بهینه سازی عقلایی در رفتار کارگزاران اقتصادی نبود، ولی در مطالعات اخیر پشتوانه نظری برای استخراج آن از یک فرایند کامل بهینه سازی وجود دارد. برای دسترسی به این ادبیات و اطلاع بیشتربه (Mccallum & Nelson, 1999) مراجعه کنید.

باشد. این فرض کمک می‌کند تا منحنی عرضه کار به صورت یک تابع صعودی با شیب فزاینده ظاهر گردد. برای معرفی تقاضای کار نیز از طریق روش حداکثر سازی تابع سود یک تولید کننده نوعی اقدام می‌گردد. بر این اساس قانون طلایی هزینه نهایی برابر درآمد نهایی (اصل انکار ناپذیر اقتصاد کلاسیک) به صورت زیر ظاهر می‌گردد.

$$W_t = p_t.\xi(N_t), \xi' \prec 0 \qquad (4)$$

معادله (4) تابع تقاضا برای کار را به نمایش می‌گذارد. در این معادله $\xi(N_t)$ بهره‌وری نهایی نیروی کار، مثبت و نزولی است. و نیز ξ' بر اساس ضوابط تابع تولید خوش رفتار، مشتق دوم تابع تولید نسبت به نیروی کاراست و منفی فرض می‌گردد. در هر حالت تعادل در بازار کار از طریق برابری عرضه و تقاضای کار، و سپس دیفرانسیل‌گیری از کلیه متغیرهای مدل و ساده سازی بر اساس جای‌گذاری از تابع تولید، معادله عرضه کل پویا به صورت زیر را به دست می‌دهد.

$$\dot{y}_t = \varphi(\pi_t - \pi_t^e) \qquad (5)$$

لازم به ذکر است که در این معادله $\varphi = \frac{\xi(N)^2}{(\phi' - \xi')}$ عکس شیب عرضه کل پویا، $\dot{y}$ نرخ رشد عرضه کل، و π^e نرخ تورم مورد انتظار را نشان می‌دهد. پیام معادله (5) این است که تنها نرخ تورم پیش بینی نشده است که قدرت تأثیر گذاری بر سطح عرضه کل را دارد، در غیر این صورت سطح عرضه کل در سطح دوره قبل (یا همان سطح بالقوه) باقی خواهد ماند.

حال اگر معادلات (2) و (5) به این صورت با هم حل شوند که از معادله تقاضای کل نرخ تورم محاسبه شده و در معادله عرضه کل گذاشته شود، فرم خلاصه شده زیر به دست خواهد آمد:

$$\dot{y}_t = \frac{\varphi.\vartheta_1}{\vartheta_1 + \varphi} m_t + \frac{\varphi.\vartheta_2}{\vartheta_1 + \varphi} \Gamma_t - \frac{\varphi.\vartheta_1}{\vartheta_1 + \varphi} \pi_t^e \qquad (6)$$

که در آن هر سه ضریب با استفاده از روش OLS قابل برآورد بوده و چون سه ضریب

ϑ_1، ϑ_2 و φ ضرایب اصلی مدل هستند و سه ضریب ترکیبی $\frac{\varphi.\vartheta_1}{\vartheta_1+\varphi}$، $\frac{\varphi.\vartheta_2}{\vartheta_1+\varphi}$ و $-\frac{\varphi.\vartheta_1}{\vartheta_1+\varphi}$ دارای عدد خواهند بود، لذا سه معادله و سه مجهول داشته و ضرایب اصلی از فرم خلاصه شده به روش حداقل مربعات غیر مستقیم قابل برآورد خواهد بود.

باید توجه کرد که فرم خلاصه شده به دست آمده در معادله (6) یک جواب تعادلی برای وضعیت پایدار اقتصاد است. این وضعیت می‌تواند بر اساس سه متغیر نرخ رشد پولی و یا هرسیاست پولی که روی حجم پول در جامعه تأثیرگذار باشد، تغییر در متغیرهای مالی و یا هر سیاست مالی که روی مجموع مخارج مستقل تأثیرگذار باشد و نیز نرخ تورم مورد انتظار تعیین گردد. بر این اساس باید گفت که نرخ رشد تعادلی اقتصاد را در الگوی پیش‌نهادی این مطالعه، متغیرهای مربوط به سیاست‌های پولی و مالی در طرف تقاضا و نیز متغیر نرخ تورم مورد انتظار در طرف عرضه تعیین خواهند نمود. بر این اساس باید گفت که معادله (6) یک وضعیت تعادل کوتاه‌مدت را به نمایش می‌گذارد.

برآورد تکانه‌های پولی و ادوار تجاری:

کاور (1992) در مطالعه خود ابتدا شوک‌های پولی قابل انتظار و غیر قابل انتظار را از طریق تخمین معادله رگرسیونی نرخ رشد پول محاسبه کرده و مقادیر پیش‌بینی‌شده و پسماندها را به ترتیب به عنوان شوک‌های پولی قابل انتظار و غیر قابل انتظار تعریف می‌کند و از آن جا که معتقد است پول قابل پیش‌بینی شده هیچ تأثیری بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد ندارد، لذا در معادله رشد اقتصادی تنها شوک‌های پولی غیر قابل انتظار را مورد استفاده قرار می‌دهد. در برخی تحقیقات داخلی نیز مانند ختایی و دانه کار (1373)؛ جلالی نائینی و شیوا (1372)، نظیفی (1380) و فاردار (1382) از رشد پولی غیر قابل انتظار به عنوان شوک پولی استفاده می‌کنند. هم‌چنین اصغر پور (1384) از هر دو تعریف برای استخراج تکانه‌های پولی استفاده می‌کند. به طور کلی تکانه‌های پولی را می‌توان به دو گروه تقسیم کرد:

الف) تکانه‌های پولی قابل انتظار (پیش‌بینی‌شده) و تکانه‌های پولی غیرقابل انتظار (پیش‌بینی‌نشده).

ب) تکانه‌های پولی مثبت و منفی.

در این مطالعه با توجه به توانایی ابزارهای فیلتر کننده (مانند فیلتر هودریک – پرسکات) و هموار کننده داده‌ها (مانند خط روند یا هر نوع برآورد هموار کننده) در آمار و اقتصاد سنجی، برای برآورد تکانه‌های پولی از ابزار فیلتر هودریک- پرسکات استفاده شده است. بر این اساس مقدار برآورد شده هر متغیر توسط ابزار فیلتر به عنوان بخش قابل پیش‌بینی و مقدار تفاوت هر متغیر از مقدار برآوردیش توسط فیلتر به عنوان بخش غیر قابل پیش بینی تعبیر می‌گردد. تکانه‌های پیش بینی نشده خود به تکانه‌های پیش بینی نشده مثبت و تکانه‌های پیش بینی نشده منفی قابل تقسیم خواهند بود. در صورتی که سیاست پولی را مبتنی بر اعمال رشد پولی متفاوت از مقدار فیلتر شده متغیر رشد پولی تعریف کنیم، در این صورت سیاست انقباضی پولی زمانی است که تکانه‌های پولی منفی هستند و سیاست انبساطی زمانی برقرار شده که تکانه‌ها مثبت هستند.

برای استخراج ادوار اقتصادی نیز روش روند زمانی فیلتر هودریک- پرسکات[1] (1998) رایج‌ترین و کاراترین روشی است که امروزه اکثر محققین از آن استفاده می‌کنند. اصغرپور (1384)، این روش را برای شناسایی و تفکیک دورهای تجاری استفاده نموده است. در این مطالعه نیز از این روش استفاده شده است.

با توجه به هدف این مطالعه که بررسی آثار نا متقارن تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی است، لذا از تولید ناخالص داخلی بدون نفت استفاده خواهد شد تا اثرات شوک‌های نفتی کنار گذاشته شود. بنابراین ابتدا نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت rgdpw نام گذاری می‌گردد، سپس روند rgdpw بر اساس فیلتر هودریک- پرسکات استخراج شده و

1-Hodrick-Prescott (HP)

gdptrend نامیده می‌شود. اگر مقدار rgdpw از روند طبیعی خود (gdptrend) بیش‌تر باشد، در این صورت رونق اقتصادی حاکم بوده و در سال‌هایی که مقدار gdpw از روند طبیعی خود کم‌تر باشد، رکود اقتصادی وجود خواهد داشت. بدین ترتیب می‌توان از تفاوت مقدار فیلتر rgdpw و مقدار واقعی آن، انحراف از روند طبیعی، یا همان cycle را به دست آورد. که در آن boo و rec به ترتیب نشان دهنده مقدار انحراف نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت از روند طبیعی آن در سال‌های رونق و رکود اقتصادی خواهند بود. سپس دو متغیر مجازی duboo و durec به ترتیب برای نشان دادن اثر دورآن‌های رونق و رکود اقتصادی به کارگرفته خواهند شد. حال اگر در الگوی اقتصادسنجی از متغیر موهومی duboo استفاده شود، مقدارآن برای دوران رونق برابر با یک ودر شرایط رکود مقدار صفر اختیار می‌کند. اما چنان‌چه از متغیر موهومی durec استفاده شود، مقدار این متغیر برای سال‌های رکود یک و برای سال‌های رونق اقتصادی صفر اختیار می‌کند.

برآوردها، تجزیه و تحلیل و بحث:

آزمون خنثایی پول

برای بررسی اثرات سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی و آزمون خنثایی پول در اقتصاد ایران از مدل به دست آمده شماره (6) در بخش پیش استفاده می‌کنیم:

$$\dot{y}_t = \gamma_1 m_t + \gamma_2 \Gamma_t + \gamma_3 \pi_t^e + \varepsilon_t$$

مهم‌ترین مسأله در تخمین مدل مورد نظر با فرض انتظارات تطبیقی به دست آوردن وقفه بهینه است. برآوردها بر اساس معیار آکائیک و شوارتز نشان می‌دهد که وقفه بهینه در اقتصاد ایران یک می‌باشد. بنابراین مدل اقتصادسنجی نرخ رشد محصول تعادلی را به صورت زیر درنظر می‌گیریم:

RGDPW = C (1)*GM2 + C (2)*EIN + C (3)*GG +ξ

که در آن متغیرهای مدل به این صورت تعریف می‌شوند. RGDPW نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت. GM2 نرخ رشد نقدینگی حجم پول. EIN نرخ تورم انتظاری

یا همان نرخ تورم سال گذشته است. GG نرخ رشد مخارج دولت و ε جمله اختلال است. تخمین مدل فوق با استفاده از روش OLS به صورت زیر می‌باشد:

RGDPW = 0. 24*GM2 - 0. 13*EIN + 0. 24*GG– 0. 48*AR (3)

(t) (5. 23) (-2. 19) (4. 99) (-3. 7)

$\overline{R}^2 = 0.64, R^2 = 0.67, D.W = 2.06$

با توجه به این‌که این مدل دارای خود همبستگی پیاپی بود، لذا با وارد کردن AR (3) خودهمبستگی مدل رفع گردید. نکته قابل توجه تشخیص وقفه بهینه برای متغیر AR بود که با استفاده از معیار آکائیک مشخص شد. مدل به دست آمده بر اساس معیارهای اساسی پذیرش رگرسیون، مدل مناسبی بوده و نتایج آن به خوبی قابل استناد و اتکا است. تمامی ضرایب مطابق انتظار تئوریک بوده و آماره t برای تمامی متغیرها نشان می‌دهد که از لحاظ آماری در سطح اطمینان بالای 99 درصد معنی‌دار می‌باشند. مقدار آماره D.W نشان دهنده این است که هیچ خود همبستگی در مدل وجود ندارد. آزمون LM Test نشان می‌دهد که مدل فوق هیچ گونه همبستگی پیاپی ندارد. هم‌چنین آزمون ARCH نیز حاکی از آن است که مدل فوق خودهمبستگی مشروط به ناهمسانی واریانس ندارد. به علاوه آزمون White نشان می‌دهد که ناهمسانی واریانس وجود ندارد. بنابراین نتایج مدل از اعتبار خوبی برخوردار است.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
0. 448580	Probability	0. 903733	F-statistic
0. 400036	Probability	2. 945934	Obs*R-quared

White Heteroskedasticity Test:			
0. 595803	Probability	0. 773433	F-statistic
0. 556243	Probability	4. 903541	Obs*R-squared

ARCH Test:			
0. 683109	Probability	0. 502187	F-statistic
0. 658457	Probability	1. 604117	Obs*R-squared

جملات پسماند از نظر پایایی با استفاده از آزمون فیلیپس پرون مورد آزمون قرار گرفتند. نتیجه آزمون نشان می‌دهد که جمله اختلال پایا بوده و ریشه واحد ندارد. بنابراین بین متغیرهای مدل یک رابطه تعادلی بلند مدت برقرار بوده و استدلال‌های مربوط به مدل برآورد شده از قوت بیش‌تری برخوردار است. آزمون ریشه واحد برای جملات پسماند مدل به صورت زیر است:

PP Test Statistic	-6. 808400	-3. 5889	1% Critical Value*
		-2. 9303	5% Critical Value
		-2. 6030	10% Critical Value

.*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root

همان‌طور که نتایج کلی تخمین نشان می‌دهد، با فرض وجود انتظارات تطبیقی در اقتصاد ایران، نرخ رشد حجم پول در طول سال‌های 1387- 1338، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی بدون نفت داشته است. بنابراین می‌توان پذیرفت که پول در اقتصاد ایران خنثی نیست. به طوری‌که با افزایش 1 درصد نرخ رشد پول، رشد اقتصادی بدون نفت در حدود0/24 درصد افزایش یافته است. این نتیجه با نتیجه اخذ شده اصغر پور (1384) سازگاری کامل دارد.

آزمون فرضیه‌های تحقیق:

همان‌طور که دیدیم پول در اقتصاد ایران خنثی نبوده و لذا می‌توان فرضیه‌های تحقیق مبنی بر اثرات نامتقارن تکانه‌های پولی بر رشد را مورد آزمون تجربی قرار داد. بنابراین در این بخش ابتدا اثرات نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی پولی بر رشد مورد آزمون قرار می‌گیرد و سپس در بخش بعدی اثرات نامتقارن تکانه‌های پولی بر رشد را در شرایط مختلف حقیقی اقتصاد (رکود و رونق) مورد آزمون تجربی قرار داده، نتایج به دست آمده از آن را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهیم.

اثرات نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی پولی بر رشد:

در ادبیات اقتصاد کلان، کینزی‌های جدید علاوه بر این‌که معتقدند پول خنثی نیست، بر این باورند که اثرات تکانه‌های پولی بر تولید و قیمت نامتقارن است. بنابراین مطابق با این

ایده یکی از فروض این تحقیق این است که تکانه‌های منفی رشد اقتصادی را بیش‌تر ازتکانه‌های مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهند. بعبارتی‌دیگردر اقتصاد ایران اثرات تکانه‌های مثبت و منفی پولی بر رشد نامتقارن است. از لحاظ تئوریک انتظار بر این است که به دلیل وجود منحنی عرضه محدب، چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها و دست‌مزدها، تکانه‌های منفی رشد اقتصادی را بیش‌تر از تکانه‌های مثبت تحت تأثیر قرار دهند. بنابراین ابتدا تکانه‌های مثبت و منفی پولی با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات استخراج می‌گردند، سپس برای بررسی و آزمون نامتقارن بودن اثرات تکانه‌های پولی بر رشد، مدل زیر تخمین زده خواهد شد:

RGDPW = C (1)*GM2 + C (2)*GG + C (3)*DUNEG + C (4)*DUM65

در این معادله DUNEG یک متغیر مجازی است که برای آزمون نامتقارن بودن اثرات تکانه‌های پولی مورد استفاده قرار می‌گیرد. به طوری‌که اگر تکانه پولی، مثبت باشد صفر و اگر منفی باشد مقدار یک را اختیار می‌کند. حال اگر این متغیر از نظر اقتصادسنجی معنی‌دار باشد، می‌توان نامتقارن بودن اثرات تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی بدون نفت در ایران را پذیرفت. در غیر این‌صورت این فرضیه رد خواهد شد. باید تذکر داد با توجه به این که متغیر دست ساخت (غیر قابل مشاهده و محاسبه شده محققین) مربوط در نظر گرفتن تکانه‌های منفی به صورت یک متغیر دامی وارد متغیرهای سمت راست الگو شده است، ضرورت دارد که روش GMM در تخمین الگو مورد استفاده قرار گیرد. ضمناً با توجه به شرایط ویژه کشور در سال 1365 برای این سال به تنهایی یک دامی تعریف شده است. نتایج به صورت زیر حاصل شد:

RGDPW = 0. 263*GM2 + 0. 322*GG - 5. 52*DUNEG - 5. 61*DUM65 - 0. 688*AR (2)

(t) (6. 49) (9. 38) (-3. 79) (-3. 05) (-3. 38)

$\overline{R}^2 = 0.48, R^2 = 0.53, D.W = 1.92$

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد تمامی ضرایب در سطح اطمینان بسیار بالایی معنی‌دار هستند. آماره دوربین واتسون نیز نشان‌دهنده عدم همبستگی جملات پسماند می‌باشد. آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون نیز نشان می‌دهد که جملات پسماند ریشه واحد نداشته در نتیجه یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مدل برقرار است.

PP Test Statistic	-6. 739981	-3. 5850	1% Critical Value*
		-2. 9286	5% Critical Value
		-2. 6021	10% Critical Value

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root

بنابراین مطابق نتایج به دست آمده می‌توان استدلال کرد که تکانه‌های پولی در ایران بر رشد اثرات نامتقارنی دارند. حال برای اثبات این‌که تکانه‌های منفی پولی رشد را بیش‌تر از تکانه‌های مثبت پولی متأثر می‌کند معادله رگرسیون زیر را تخمین می‌زنیم:

RGDPW = C (1)*GG + C (2)*SHNEG + C (3)*SHPOS + C (4)*DUM73

که در آن SHPOS و SHNEG به ترتیب تکانه‌های پولی مثبت و منفی می‌باشد. متغیر موهومی DUM73 برای حذف اثرات تعدیل اقتصادی سال‌های 1373 و 1374 که سبب افزایش قابل توجه نرخ تورم شده بود، بکار می‌رود، به طوری‌که برای این سال‌ها مقدار یک و برای بقیه سال‌ها مقدار صفر اختیار می‌کند. با توجه به این که سه مورد از متغیرهای سمت راست غیر قابل مشاهده و دست سازند، به روش دوگام و با استفاده از برآورد کننده GMMمدل فوق تخمین زده شده است. نتایج تخمین در جدول (3) خلاصه شده است.

جدول (3) اثرات تکانه‌های مثبت و منفی پول بر رشد

نام متغیر	ضرایب	مقدار آماره t
*GG	0/381	9
SHNEG	-0/629	-6/03
SHPOS	0/504	3/22
DUM73	5/87	2/18
AR (2)	-0/49	-3/02
R^2	0/49	
2	0/422	
D-W	1/745	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج موجود در جدول (3) می‌توان استدلال کرد که تمامی علایم ضرایب مطابق انتظار بوده و تمامی ضرایب همگی در سطح اطمینان 99 درصد، معنی دار می‌باشند. نتایج نشان می‌دهد که معنی‌داری اثرات تکانه‌های منفی پولی بر رشد بیش‌تر از تکانه‌های مثبت است. به علاوه تکانه‌های منفی پولی بیش‌تر از تکانه‌های مثبت پولی، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده است، به طوری‌که یک درصد افزایش تکانه منفی به طور متوسط رشد را در حدود 0/629 درصد تحت تأثیر قرار داده است، در حالی‌که یک درصد افزایش تکانه پولی مثبت فقط توآن استه است به طور متوسط رشد اقتصادی را حدوداً 0/504 درصد تغییر دهد. این تفاوت تأثیرگذاری از طریق آزمون والد مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. نتیجه این آزمون حاکی از این است که از لحاظ آماری طی دوره مورد بررسی تفاوت معنی‌داری بین اثرات تکانه‌های منفی و مثبت پولی بر رشد وجود دارد. لذا این نتیجه‌گیری به منزله تأیید فرضیه وجود اثرات نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی پولی بر رشد اقتصادی در ایران می‌باشد، و نیز این فرضیه را تأیید می‌کند که مقدار تأثیرگذاری تکانه‌های منفی پولی بر رشد بیش‌تر از تکانه‌های مثبت است.

اثرات تکانه‌های پولی بر رشد در شرایط مختلف اقتصاد:

یکی دیگر از فرضیه‌های تحقیق این است که تکانه‌های پولی در دوره‌های رکود و رونق اثرات ناهمگنی بر رشد دارند. به بیان دیگر، عکس العمل رشد اقتصادی به تکانه‌های پولی بسته به این‌که اقتصاد در شرایط رکود و رونق قرار دارد از هم متفاوت است. در این قسمت از تحقیق فرضیه مذکور مورد آزمون قرار گرفته است. ابتدا باید برای آزمون این فرضیه دورآن‌های رکود و رونق اقتصادی را استخراج کنیم. هر چند مرز دقیقی بین شروع و خاتمه دورآن‌های رونق و رکود وجود ندارد. به عبارت دیگر، اگرچه نمی‌توان به شکل ملموس و قابل درک، رکود و رونق اقتصادی را از هم تشخیص داد، اما با استفاده از روش فیلترینگ تا حدودی می‌توان این مشکل را حل کرد. برای استخراج ادوار اقتصادی از روش فیلتر هودریک-پرسکات استفاده می‌گردد. با استفاده از معادله‌های رگرسیونی زیر

می‌توان رفتار رشد را در شرایط متفاوت اقتصادی مورد آزمون قرار داد:

الگوی رونق η + RGDPW = GG + GM2 + DUBOO

الگوی رکود ϕ + RGDPW = GG + GM2 + DUREC

در روابط فوق DUREC و DUBOO متغیر مجازی برای نشان دادن دوران رکود و رونق است. مقدار DUREC برای سال‌های رکود برابر یک و سایر سال‌ها برابر صفر در نظر گرفته شده است. و به همین ترتیب مقدار DUBOO برای سال‌های رونق مقدار یک و سایر سال‌ها مقدار صفر اختیار می‌کند. با هر یک از الگوهای بالا می‌توان فرضیه تحقیق را مورد آزمون قرار داد. نتایج تخمین معادلات فوق به روش OLS به شرح جدول (4) تشریح شده است. لازم به ذکر است که مدل‌های تخمینی در وهله اول دارای خود همبستگی پیاپی بودند که با استفاده از میانگین متحرک (MA) برطرف شد. وقفه بهینه برای این متغیر با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارز در هر دو الگو یک انتخاب شد.

جدول (4) نتایج اثرات تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی بدون نفت در دوره‌های رونق و رکود

	الگوی رونق		الگوی رکود	
نام متغیر	ضرایب	مقدار آماره t	ضرایب	مقدار آماره t
GG	0/257	4/91	0/265	4/49
GM2	0/086	2/49	0/201	4/59
DUBOO	4/42	3/73	-	-
DUREC	-	-	-2/68	-2/32
MA (1)	0/309	2/11	0/344	2/39
R^2	0/68		0/62	
^{2}	0/65		0/59	
D-W	2/06		2/02	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول نشان می‌دهد که مطابق معیارهای اساسی اقتصادسنجی، مدل‌های برازش شده قابل قبول هستند. تمامی ضرایب معنی‌دار هستند و لذا می‌توان استدلال کرد که در

دوران رونق به طور متوسط نرخ رشد به اندازه 4/42 درصد بالاتر از سطح طبیعی بوده و در دوران رکود به اندازه 2/68 درصد از سطح طبیعی آن کم‌تر است. آزمون LM Test نشان دهنده عدم وجود همبستگی پیاپی و آزمون ARCH نیز حاکی از عدم وجود خودهمبستگی مشروط به ناهمسانی واریانس است. به علاوه آزمون White نشان می‌دهد که ناهمسانی واریانس وجود ندارد. بنابراین نتایج مدل از اعتبار خوبی برخوردار است. آزمون‌های همبستگی، ناهمسانی واریانس و خود همبستگی مشروط به ناهمسانی برای الگوی رونق در زیر ارایه شده است:

ARCH Test:			
0. 796781	Probability	0. 067123	F-statistic
0. 791239	Probability	0. 070067	Obs*R-squared

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
0. 565364	Probability	0. 578293	F-statistic
0. 553887	Probability	1. 181590	Obs*R-squared

آزمون پایایی باقی مانده‌های مدل حاکی از عدم وجود ریشه واحد برای الگوی رونق بوده و لذا نشان دهنده رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مدل می‌باشد.

PP Test Statistic	-7. 066922	-3. 5778	1% Critical Value*
		-2. 9256	5% Critical Value
		-2. 6005	10% Critical Value

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root

آزمون‌های همبستگی، ناهمسانی واریانس و خود همبستگی مشروط به ناهمسانی برای الگوی رکود نیزدر زیر ارایه شده است:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
0. 633681	Probability	0. 461324	F-statistic
0. 981821	Probability	0. 036693	Obs*R-squared

ARCH Test:			
0. 719250	Probability	0. 130883	F-statistic
0. 711860	Probability	0. 136426	Obs*R-squared

White Heteroskedasticity Test:			
0. 873073	Probability	0. 359580	F-statistic
0. 852672	Probability	1. 974428	Obs*R-squared

آزمون پایایی باقی مانده‌های مدل حاکی از عدم وجود ریشه واحد برای الگوی رکود بوده و لذا نشان دهنده رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مدل می‌باشد.

PP Test Statistic	-7. 491608	-3. 5778	1% Critical Value*
		-2. 9256	5% Critical Value
		-2. 6005	10% Critical Value

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root

در این قسمت برای آزمون فرضیه اثرات نامتقارن تکانه‌های پولی در شرایط رکود و رونق بر رشد، مدل زیر را مورد آزمون قرار می‌دهیم:

RGDPW = C (1)*GG + C (2)*BOOGM2 + C (3)*RECGM2 + η

که در آن متغیرهای $RECGM_2$ و $BOOGM_2$ به ترتیب نشان دهنده تکانه‌های پولی درزمان رکود و رونق بوده و ضرایب آن‌ها اثرات تکانه‌های پولی را در زمان رکود و رونق بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد. الگوی مطروحه به روش GMM برآورد شد که در آن AR (2) برای رفع همبستگی پیاپی بکار گرفته شده است. نتایج تخمین در ذیل آورده شده است:

RGDPW = 0. 31*GG + 0. 21*BOOGM2 + 0. 091*RECGM2 - 0. 29AR (2)
(t) (6. 65) (5. 46) (3. 29) (-2. 03)

$\overline{R}^2 = 0.62, R^2 = 0.65, D.W = 1.83$

نتایج نشان می‌دهد که الگوی تخمین زده شده بر اساس معیارهای اساسی پذیرش رگرسیون، مناسب می‌باشد. تمامی ضرایب دارای علامت مورد انتظار بوده و همگی از لحاظ آماری در سطح اطمینان بالایی معنی‌دار می‌باشند. تمامی آزمون‌های تصریح، خود همبستگی مدل و نیز ریشه واحد دلالت بر قابل قبول بودن نتایج تخمین دارد. ضرایب متغیرهای $RECGM_2$ و $BOOGM_2$ دلالت بر این دارد که تکانه‌های پولی در دوران رکود و رونق اثرات نامتقارنی بر جای می‌گذارد. نتایج آزمون والد نشان می‌دهد که در سطح اطمینان بسیار بالایی فرضیه یکسان بودن اثرات تکانه‌های پولی بر رشد در شرایط رکود و رونق رد می‌شود. در ذیل نتایج این آزمون آورده شده است:

Wald Test: Equation: EQ10			
Null Hypothesis: C (2) =C (3)			
0. 014200	Probability	6. 560911	F-statistic
0. 010424	Probability	6. 560911	Chi-square

White Heteroskedasticity Test:			
0. 724734	Probability	0. 604818	F-statistic
0. 687126	Probability	3. 922774	Obs*R-squared

ARCH Test:			
0. 698204	Probability	0. 152328	F-statistic
0. 690354	Probability	0. 158703	Obs*R-squared

آزمون PP حاکی از عدم وجود ریشه واحد و نشان دهنده رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مدل می‌باشد.

PP Test Statistic	-5. 989798	-3. 5850	1% Critical Value*
		-2. 9286	5% Critical Value
		-2. 6021	10% Critical Value

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root

برای بررسی فرضیه سوم تحقیق مبنی بر این‌که تکانه‌های پولی مثبت در دوره رکود و تکانه‌های پولی منفی در دوره رونق بر متغیرهای حقیقی اثر معنی‌دارتری دارند، الگوی زیر را برآورد می‌کنیمکه در آن متغیرهای SHNEG وSHPOS به ترتیب نشان دهنده تکانه‌های منفی و مثبت پولی و BUBOO متغیر مجازی برای دورانرونق اقتصادی می‌باشد، که پیش‌تر توضیح داده شد. مدل فوق با استفاده از روش OLS تخمین زده شدکه نتایج آن در ذیل آورده شده است:

RGDPW = C (1)*GG + C (2)*DUBOO + C (3)* SHNEG + C (4)*SHPOS + η

RGDPW = 0. 36*GG + 4. 47*DUBOO - 0. 294*SHNEG + 0. 292*SHPOS - 0. 7*MA (2)
(t) (13. 7) (5. 66) (-2. 87) (2. 81) (-5. 56)

$\overline{R}^2 = 0.66, R^2 = 0.69, D.W = 1.84$

نتایج نشان می‌دهد که مطابق با معیارهای اقتصاد سنجی مدل به خوبی برآورد شده‌است، به طوری‌که آماره t حاکی از معنی‌دار بودن تمامی ضرایب در سطح اطمینان بالای 99 درصد می‌باشد. ضرایب SHNEG و SHPOS نشان می‌دهند که تکانه‌های پولی منفی در دوران رونق بیش‌تر از تکانه‌های مثبت رشد اقتصادی را متأثر کرده است. بدین

ترتیب می‌توان استدلال کرد که تکانه‌های مثبت نیز در دوران رکود بیش‌تر از تکانه‌های منفی رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بعبارتی دیگر در طول دوره بررسی تکانه‌های پولی مثبت در دوران رکود و تکانه‌های منفی در دوران رونق اثر معنی‌دارتری بر رشد اقتصادی در ایران داشته‌اند. نتایج آزمون‌های تصریح مدل در زیر آمده است.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
0. 443942	Probability	0. 828772	F-statistic
0. 450445	Probability	1. 595038	Obs*R-squared

White Heteroskedasticity Test:			
0. 136868	Probability	1. 702754	F-statistic
0. 138538	Probability	11. 00185	Obs*R-squared

PP Test Statistic	-6. 242233	-3. 5778	1% Critical Value*
		-2. 9256	5% Critical Value
		-2. 6005	10% Critical Value

نتیجه‌گیری:

باتوجه به نتایج آزمون‌های تجربی مربوط به خنثایی پول،و نیز اثرات نامتقارن تکانه‌های پولی بر رشد می‌توان استدلال کرد که اقتصاد ایران با مکتب کینزی‌های جدید سازگاری بیشتری دارد. از این رو می توان نتیجه گرفت:

پول در اقتصاد ایران خنثی نبوده و می‌تواند نقش مهمی در اجرای سیاست‌های توسعه کشور داشته باشد. این نتیجه با نتایج نظیفی (1380)، فاردار (1382) و اصغرپور (1384) مطابقت دارد.

در صورتی که استدلال کینزی‌های جدید را در حوزه اعتبار فرضیه‌های این تحقیق بپذیریم، باید گفت در ایران یک شکاف اطلاعاتی بین عوامل و کارگزاران اقتصادی وجود دارد. این شکاف در بازار کار و سایر بازارها منجر به شکل‌گیری و گسترش بیکاری طبیعی و اصطکاکی شده است. با وجود این شکاف اثرگذاری سیاست‌های پولی با وقفه و با تعلل در اجرا و اثرگذاری مواجه شده و لذا باعث می‌گردد تا هنگامی که سیاست‌گزار اقدام به اعمال سیاست می‌نماید، به سرعت و با قطعیت نتواند نتایج سیاست خود را مشاهده

نماید. این شکاف اطلاعاتی باعث می‌گردد که گروهی که اطلاعات را در دست دارند سریع واکنش نشان دهند و گروه‌های دیگری که این اطلاعات را ندارند با تأخیر این واکنش را داشته باشند. لذا هنگام رکود که تکانه‌های انبساطی اثرات بزرگ‌تری دارند می‌توان تحلیل نمود که افزایش قیمت‌ها و افزایش تقاضا سریعاً توسط گروه‌های اجتماعی درک شده وحجم فعالیت و معاملات خود را افزایش می‌دهند، در حالی که هنگام رونق و زمانی که سیاست‌های انقباضی اعمال می‌شود کاهش قیمت به علت عدم تقارن اطلاعات و نیز چسبندگی قیمت‌ها و هزینه‌های فهرست بها، باعث می‌گردد که واکنش تنها از ناحیه مقدار و کاهش تمایل به فروش تا تعیین وضعیت با ثبات دیده شود و در نتیجه کاهش حجم معاملات قابل رؤیت باشد. لذا می‌توان تحلیل نمود که اثرات انقباضی تکانه‌های منفی در دوره رونق و اثر انبساطی تکانه‌های مثبت در دوره رکود معنی‌دار بوده و قابل مشاهده خواهند بود. این یافته، نتایج اصغر پور (1384) را تأیید می‌کند ولی با نتایج نظیفی (1380) و فاردار (1382) هرچند نزدیکی دارد ولی در مکانیزم انتقال سازگاری کامل را ندارد.

اثرات تکانه‌های پولی بر رشدنامتقارن بوده،طوریکه تکانه‌های منفی پولی بیش تر از تکانه‌های مثبت رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. این نتیجه بیان می‌دارد که اعمال سیاست‌های انقباضی اثر بزرگ‌تری از سیاست‌های انبساطی پولی روی رشد اقتصادی دارند. توجه به این نتیجه بیان می‌دارد که سیاست‌گزاران بخش پولی هنگامی که قصد انتخاب سیاست‌های انقباضی دارند باید درک کنند که نتایج رکودی این سیاست خیلی زودتر از سیاست‌های انبساطی ظاهر خواهد شد و مدت تکرار و ادامه این نوع سیاست انقباضی با تکانه‌های منفی می‌تواند آثار زیانباری بر رشد اقتصادی، تولید و اشتغال به وجود آورد. لذا اخذ این نتیجه این نکته هشدار دهنده را برای مسئولین پولی کشور پررنگ و با اهمیت می‌نماید که سرعت وارد شدن اقتصاد ایران به رکود بسیار بیشتر از سرعت خروج اقتصاد از آن است. این نتیجه هرچند با نتایج اصغر پور (1384) سازگاری دارد ولی با توجه

به بررسی مکانیزم انتقال اثر در این مطالعه قابلیت تحلیل بالاتری بوجود می‌آورد.
اقتصاد ایران می‌تواند مطابق با شرایط و فروض مکتب کینزی‌های جدید مورد تجزیه وتحلیل قرار گرفته و در راستای فروض آن‌ها تصمیم‌گیری شود.

منابع:

منابع فارسی

1- اصغر پور، حسین (1384)، بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت در شرایط مختلف اقتصاد ایران طی دوره 1382-1338، رساله دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

2- برانسون، ویلیام اچ (1376)، تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، نشر نی.

3- بی استون، اچ وین، پی وینار، کویچ (1383)، راهنمای نوین اقتصاد کلان، ترجمه منصور خلیلی عراقی و علی سوری، تهران، انتشارات برادران.

4- تقوی، مهدی (1383)، نظریه ادوار تجاری، ترجمه مجموعه مقالات، نشر دانشگاه آزاد واحد علوم وتحقیقات.

5- جلالی نائینی، احمدرضا و شیوا، رضا (1372)، سیاست‌های پولی، انتظارات عقلایی، تولید و تورم، موسسه تحقیقات پولی و بانکی بانک مرکزی.

6- حسین اختر، چودری انیس (1382)، سیاست‌های پولی و مالی در کشورهای در حال توسعه، ترجمه محمد آسیایی و مسعود باباخانی، تهران، پژوهشکده امور اقتصادی.

7- ختایی، محمود و دانه کار، معصومه (1373)، آثار رشد پول قابل انتظار بر محصول، موسسه تحقیقات پولی و بانکی.

8- خطیب، محمدعلی (1382)، اقتصاد ایران، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران.

9- فاردار، احمد (1382)، بررسی اثر نامتقارن شوک‌های پولی بر بخش واقعی اقتصاد، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.

10- نادری، مرتضی و شربت اوغلی، احمد (1386)، بررسی نظری و تجربی تأثیر شرایط آزادی اقتصادی بر رشد، فصل نامه پژوهشهای اقتصاد ایران، شماره 31، صفحات 29-1.

11- نظیفی، فاطمه (1380)، تأثیرات نامتقارن شوک‌های اسمی (پولی) بر تولید و آزمون عدم تقارن چرخه‌های تجاری در ایران، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

منابع انگلیسی

12- Asgharpoor, H. (2005), "Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Output and Prices in Different Conditions of the Iranian Economy (1959 -2003)", Ph.D. Thesis, University of Tarbiat Modares.

13- Barro, Robert, J. and Mark Rush (1980), "Unanticipated Money and Economic Activity", Rational Expectations and Economic Policy Chicago, University of Chicago.

14- Begg, D. K. H. (1982), "The Rational Expectation Revolution in Macroeconomics: Theories and Evidence", Philip Ahhen, Oxford.

15- Branson, W. H. (1989), "Macroeconomics, Theory and Policy", Third Edition. New York, Harper & Row.

16- Brian Snowdon, Howard R. Vane, Peter Wynarczyk (1994), "A Modern Guide to Macroeconomics: an introduction to competing schools of thought", E. Elgar Pub.

17- Cheng che, shiu (2007), "does monetary policy have asymmetric effect on stock returns", Journal of money, credit and banking, Vol. 39, No. 2-3,pp;667-668.

18- Crone, T. , (2005), "An alternative definition of economic regions in the United States based on similarities in state business cycles". Review of Economics and Statistics 87, 617–626.

19- Chung-huashen, (2000), "Are the effects of monetary policy asymmetric? The case of Taiwan", journal of policy modeling, volume 22, pages 197-218.

20- Domac, Ilker, (1999), "The Distributional Consequences of Monetary Policy: Evidence from Malaysia" working paper.

21- Karame. F. and A. Olmedo, (2002), "The Asymmetric Effects of Monetary Policy Shocks: A Nonlinear Structural VAR Approach" working paper.

22- Fardar, A. (2003), "Asymmetric Effects of Monetary Shocks on the Real Economy", M. A. Thesis, Shahid Beheshti University.

23- Florio, Anna, (2007), "The Asymmetric Effects of Monetary Policy in a Matching Model with a Balance Sheet Channel", Journal of Macroeconomics 28, 375-391.
24- Gavina, William, Kydland, Finn and. Pakko, Michael, (2007), "Monetary Policy, Taxes, and the Business Cycle" Journal of Monetary Economics, 54, 1587-1611.
25- Giueppe, Diana and Pierre-Guillaume Meon, (2005). "Monetary Policy in the Presence of Asymmetric Wage Indexation" working paper.
26- Harris, Laurence, (1981), "Monetary Theory", Handbook Series (New York), ISRN, 7-026840-1.
27- Houssa, Romain, (2008), "Monetary Union in West Africa and Asymmetric Shocks: A Dynamic Structural Factor Model Approach" Journal of Development Economics 85, 319-347.
28- Holmes, M. J. , (2001), "Monetary Shocks, Inflation and the Asymmetric Adjustment of EU Output" Empirical 27: 253-263.
29- Huchet-Bourdon, Marilyne, (2000) "Inflation and the Real Effects of Monetary Policy", University of Rennes.
30- Jalali Naeini, A. and Shiva, R. (1993), "Monetary Policy, Rational Expectation, Production and Inflation", Research Institute for Monetary and Banking, Iran Central Bank.
31- Kakes, Jan, (1998), "Monetary Transmission and Business Cycle Asymmetry" working paper.
32- Khataee, M and Danrkar, M. (1994), "Expected Growth of the Money on the Product", Institute for Monetary and Banking Research.
33- Khatib, M. (2003), Iran Economy, Tehran Unit, Azad University Press.
34- Leith, Campbell and Thadden, Leopold von, (2008), "Monetary and Fiscal Policy Interactions in a New Keynesian Model with Capital Accumulation and Non-Ricardian Consumers" Journal of Economic Theory. 140, 279-313.
35- Magyd, Nicolas, (2008) "On Asymmetric Business Cycles and The Effectiveness of Counter-Cyclical Fiscal Policies" Journal of Macroeconomics 30, 885-905.
36- Akhtar Hossain. M. and Anis Chowdhury (1998), "Open-

Economy Macroeconomics for Developing Countries", Edward Elgar Pub.
37- Naderi, M. and Sharbat Oghli, A. (2007), "Theoretical and Experimental Study of the Impact of Economic Freedom on Growth Conditions", Quarterly Iranian Economic Research, Vol. 31. Pp: 1-29.
38- Nazifi, F. (2001), "Asymmetric Effects of Nominal Shocks (Monetary) on the Production and Testing of Business Cycle Asymmetry in Iran", Ph.D. Thesis, University of Alame Tabatabaee.
39- Owyang, M. , Wall, H. , (2006), "Regional VARs and the Channels of Monetary Policy". Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2006-002A.
40- Paquet, Alain and Tiff Macjlem, (1996), "Asymmetric Effects of Monetary Policy: Evidence from the Yield Curve" Working Paper / Cahier de recherché No. 42.
41- Savino, Marcelo and Kleber, Edilean, (2007), "Asymmetric Effects of Monetary Policy in Brazil" Working Paper.
42- Taghawi, Mehdi, (2004), "Theory of Business Cycles", Sciences Research Unit, Azad University Press.

تأثیر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی

(رویکرد داده‌های تابلویی در کشورهای گروه دی هشت)

دکتر کریم آذربایجانی*، مولود راکی**، دکتر همایون رنجبر***

دریافت: 1390/5/3 پذیرش: 1390/6/29

چکیده

با توجه به بحث رشد صادرات و رشد اقتصادی، موضوع تنوع صادرات مورد توجه بسیاری از سیاست گذاران قرار گرفته است که منظور از آن افزایش تعداد کالاهای صادراتی و کاهش وابستگی به یک منبع درآمدی است. به بیان دیگر هرچه ترکیب و یا تمرکز کالاهای صادراتی یک کشور در تعداد بیشتری از کالاهای صادراتی باشد، گفته می شود که صادرات آن کشور متنوع تر است. در سال‌های اخیر متنوع سازی صادرات در کشورهای در حال توسعه که عمدتاً بر صادرات تک محصولی متکی بوده اند در اولویت سیاست گذاری قرار گرفته است. این پژوهش با استفاده از تئوری‌های جدید رشد و تجارت بین الملل و روش اقتصاد سنجی مبتنی بر داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر متنوع سازی صادرات بر بهره وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی کشورهای عضو گروه دی هشت طی دوره 2007-1999 می‌پردازد. نتایج تحقیق حاکی از تأثیر مثبت و معنادار متنوع سازی صادرات بر بهره وری کل عوامل و رشد اقتصادی می‌باشد. بنابراین توصیه می شود کشورهای مورد بحث از جمله ایران جهت ایجاد رشد و توسعه پایدار اقتصادی، سیاست متنوع سازی صادرات را نیز در کنار سایر عوامل موثر بر بهره وری و رشد اقتصادی مد نظر قرار دهند.

کلمات کلیدی: متنوع سازی صادرات، رشد اقتصادی، بهره وری کل عوامل تولید، رویکرد داده‌های تابلویی

طبقه‌بندی JEL: F1, O4, C2

---

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان (اصفهان) E-mail: Azarbaiejani@yahoo.co.ir

**دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحدخوراسگان (اصفهان)
E-mail: moloodraki@yahoo.com

*** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی،واحد خوراسگان (اصفهان)
E-mail: hranjbar@khuisf.ac.ir

1- مقدمه

برخلاف استراتژی جایگزینی واردات طرفداران استراتژی توسعه صادرات معتقدند که کشورهای در حال توسعه تا آن جا که امکان دارد باید درآمد صادراتی خود را افزایش داده و از محل آن اقدام به سرمایه‌گذاری و مصرف نمایند. بدیهی است که تک محصولی بودن خاص کشورهای در حال توسعه است و مسأله اساسی در مورد این کشورها آن است که در بلندمدت برای محصول آن‌ها ممکن است کالای جایگزینی اختراع یا ابداع شود. در کوتاه‌مدت هم طبیعت این کالاها از نظر اقتصادی معمولاً به نحوی است که نوسانات زیادی در قیمت آن‌ها ایجاد می شود، زیرا دارای عرضه و تقاضای کم کشش یا بدون کشش هستند. دلیل کم کشش بودن عرضه و تقاضا مسلماً به یگانه بودن این کالاها مربوط می شود که اکثراً مواد خام معدنی، محصولات کشاورزی، مواد غذایی و غیره می‌باشند. کم کشش بودن تقاضا نقش بسیار مهمی در نوسان قیمت‌ها دارد، همان‌طور که بارها این مطلب را در مورد نفت به تجربه دیده ایم. تقاضای با کشش کم باعث می شود با اندک افزایشی در عرضه نفت در بازارهای بین المللی، قیمت‌ها در کوتاه‌مدت به شدت سقوط نمایند. عکس این مطلب هم در مورد کاهش عرضه و افزایش سریع قیمت نفت صادق است. البته مسأله مهم دیگری که در مورد قیمت محصولات صادراتی کشورهای در حال توسعه (تک محصولی‌ها) وجود دارد، مسأله کاهش قیمت و نرخ مبادله می باشد. عده زیادی از اقتصاددانان از جمله راول پربیش[1] بر این عقیده هستند که نرخ مبادله معمولاً به ضرر کشورهای درحال توسعه مرتباً درحال تغییر می باشد. این نتیجه ای از این واقعیت است که اولاً در طول 50 سال گذشته نرخ افزایش قیمت کالاهای صادراتی کشورهای درحال توسعه کمتر از نرخ افزایش قیمت کالاهای وارداتی آن‌ها بوده است. زیرا کالاهای صادراتی کشورهای درحال توسعه اکثراً مواد خام و محصولات کشاورزی است که عمدتاً

---

1 - R. Prebisch.

هم از نظر عرضه و هم از نظر تقاضا کم کشش هستند. در حالیکه کالاهای وارداتی آن‌ها (کالاهای صادراتی کشورهای صنعتی) اکثراً از نوع محصولات ساخته شده می باشد که عموماً دارای کشش عرضه و تقاضای بالایی هستند. ثانیاً قیمت کالاهای صادراتی کشورهای درحال توسعه یعنی همان مواد خام و کشاورزی اکثراً نوسانات زیادی دارد، در حالیکه قیمت کالاهای صادراتی کشورهای پیشرفته که عموماً محصولات صنعتی هستند نوسانات بسیار کمی دارند.

واقعیات ذکر شده معمولاً دو مسئله را برای کشورهای درحال توسعه به وجود می‌آورند. اول این که درآمدهای ارزی این کشورها به طور نسبی نسبت به هزینه‌های ارزی آن‌ها رفته‌رفته کاهش می‌یابد. این کاهش درآمد ارزی نسبت به هزینه‌های ارزی پیامدهای بسیار ناگوار کسری ممتد تراز پرداخت‌ها را به دنبال دارد که در موارد زیادی باعث ایجاد بدهی‌های هنگفت برای بعضی از کشورهای درحال توسعه شده است. دوم این که نوسانات در قیمت‌ها موجب ایجاد نوسان در درآمدهای ارزی کشورهای درحال توسعه می‌گردد و این نیز خود اثرات ناگواری از قبیل اختلال در برنامه و توسعه اقتصادی کشورها را باعث می شود. از این رو برای مقابله با زیان‌های صادرات تک محصولی در کشورهای درحال توسعه، بحث متنوع سازی صادرات مطرح شده است. در سال‌های اخیر متنوع سازی صادرات در کشورهای در حال توسعه ای که عمدتاً بر صادرات تک محصولی متکی بوده اند، در اولویت سیاست گذاری قرار گرفته است و منظور از آن افزایش تعداد کالاهای صادراتی و کاهش وابستگی به یک منبع درآمدی است. به بیان دیگر هرچه ترکیب و یا تمرکز کالاهای صادراتی یک کشور در تعداد بیشتری از کالاهای صادراتی باشد، گفته می‌شود که صادرات آن کشور متنوع تر است.

در این تحقیق با استفاده از نظریات رشد درون‌زا و تجارت بین‌الملل ، تجربه‌ی گروهی از کشورهای در حال توسعه شامل کشورهای عضو گروه دی هشت و رویکرد داده‌های تابلویی، به بررسی نقش متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد

اقتصادی پرداخته خواهد شد. برای این منظور دو فرضیه زیر مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد.

1- متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشورهای عضو گروه دی هشت بی‌اثر است.

2- متنوع‌سازی صادرات بر رشد اقتصادی کشورهای عضو گروه دی هشت بی‌اثر است.

با توجه به اهمیت رشد اقتصادی به ویژه در کشورهای در حال توسعه و شناخت عوامل موثر بر آن، واضح است که با روشن شدن اثر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل و رشد اقتصادی می‌توان به اعمال سیاست‌ها و راه کارهای مناسب در جهت رشد وتوسعه پایدار اقتصاد پرداخت.

در ادامه تحقیق حاضر ابتدا در بخش (2) به بررسی مطالعات تجربی انجام شده پرداخته شده است. سپس در بخش (3) مبانی نظری و ادبیات موضوع و در بخش (4) مدل مورد استفاده و روش تحقیق بیان می‌شود. در بخش (5) به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته شده و بخش (6) به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات می‌پردازد.

2- پیشینه تحقیق

در این قسمت، مقالات تحقیقاتی انجام شده در زمینه موضوع تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. تحقیقات انجام شده در قالب دو گروه مطالعات خارجی و داخلی به شرح زیر است:

2-1) مطالعات خارجی

لاو[1] (1986)در مقاله تحقیقاتی خود عنوان کرد که کشورها باید از داشتن یک سبد

1 - Love,1986 .

صادراتی متمرکز در چند محصول اجتناب کنند زیرا باعث کاهش توانایی کشور در جبران نوسانات موجود در درآمدهای صادراتی و بخش‌های صادراتی می‌شود و می‌تواند عملکرد دیگر بخش‌ها را نیز تضعیف کند. یافته‌های وی نشان داد که تمرکز صادرات اثر مثبت و معناداری بر بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی دارد.

المرحوبی[1] (2000) در مقاله تحقیقاتی خود با عنوان«متنوع‌سازی صادرات و رشد اقتصادی: یک تحلیل تجربی» بیان کرد در بسیاری از کشورهای صادرکننده کالا، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی منبع اصلی ناپایداری اقتصادی است چون تحت یک بازار داخلی بی‌ثبات و ناپایدار، سرمایه‌گذاری ریسک بالاتری دارد. به عبارت دیگر افزایش ناپایداری و بی‌ثباتی در درآمدهای صادراتی یک کشور ممکن است منجر به کاهش سرمایه‌گذاری شود که رابطه مستقیم با رشد اقتصادی دارد. وی با استفاده از داده‌های 91 کشور برای دوره زمانی 88-1961 و با استفاده از روش داده‌های تابلویی نشان داد که یک رابطه مثبت و پایدار بین متنوع‌سازی صادرات و رشد اقتصادی وجود دارد و از طرفی متنوع‌سازی‌صادرات همراه با نرخ سرمایه‌گذاری بالاتراست.

حسه[2] (2008) در مقاله تحقیقاتی خودبا عنوان «متنوع سازی صادرات و رشد اقتصادی» مرور جامعی بر این موضوع داشت. وی با استفاده از مدل رشد سولو و رویکرد داده‌های تابلویی پویا و روش گشتاورهای تعمیم یافته[3] (GMM) رابطه بین متنوع‌سازی صادرات و رشد درآمد سرانه را در 99 کشور و در دوره زمانی 2000-1961 تخمین زد. یافته‌های وی نشان داد که در کشورهای در حال توسعه، تمرکز صادرات در تعداد محدودی کالا که توسط شاخص هرفیندال اندازه‌گیری شده است، اثر منفی روی تولید ناخالص داخلی سرانه دارد.

---

1 - AL-Marhubi,2000 .

2 - Hesse,2008 .

3 - Generalized Method of Moments .

فینسترا و کی[1] (2004) اثر تنوع صادرات در بخش‌های مختلف صادراتی را بر بهره‌وری کشور بررسی کردند و بعد از تخمین تابع تولید ترانسلوگ برای 34 کشور در دوره زمانی 1997-1982 به این نتیجه رسیدند که 10% افزایش در میزان تنوع صادرات هر بخش منجر به 1. 3% افزایش در بهره‌وری کشور می‌شود.

هرزر و لهنمان[2] (2006) در مقاله تحقیقاتی خود تحت عنوان «متنوع‌سازی صادرات چه کاری برای رشد اقتصادی انجام می دهد؟ یک تحلیل تجربی» با استفاده از تابع تولید کاب داگلاس و رویکرد سری زمانی به بررسی فرضیه رشد مبتنی بر متنوع‌سازی صادرات در کشور شیلی پرداختند. آن‌ها بیان کردند که متنوع‌سازی صادرات به دلیل اثرات جانبی صادرات از جمله «یادگیری حین عمل» و «یادگیری حین صادرات» می‌تواند روی رشد اقتصادی اثر بگذارد و با استفاده از الگوی هم جمعی جوهانسون، الگوی تصحیح خطا (ECM) و الگوی حداقل مربعات پویا ($DOLS$) به بررسی و تحلیل نتایج پرداختند.

فریرا [3] (2009) در مقاله تحقیقاتی خود با عنوان «از قهوه تا میکروچیپ: متنوع سازی صادرات و رشد اقتصادی در کاستاریکا» به بررسی متنوع‌سازی صادرات کشور کاستاریکا پرداخت و نشان داد که کاستاریکا از صادرات کالاهای اولیه و کشاورزی به سمت صادرات کالاهای صنعتی رفته و در بخش‌های کارخانه‌ای و صنعتی مزیت نسبی به دست آورده است. وی با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده و هم‌چنین آزمون علیت گرنجر به بررسی رابطه بلندمدت بین متنوع‌سازی صادرات و رشد اقتصادی پرداخت و به این نتیجه رسید که با وجود صادرات متنوع هیچ رابطه علی بین متنوع‌سازی صادرات و رشد اقتصادی در کاستاریکا در دوره زمانی 2006- 1965 وجود ندارد.

آریپ[4] و همکاران (2010) در مقاله تحقیقاتی خود با عنوان «متنوع‌سازی صادرات و

---

1 -Feenstra and Kee, 2004 .
2 -Herzer and Lehnman, 2006.
3- Ferreira, 2009.
4 -Arip et al., 2010.

رشد اقتصادی در مالزی» با استفاده از داده های سالانه 2007- 1980و روش های سری زمانی، هم جمعی و آزمون علیت گرنجر به بررسی رابطه بین متنوع سازی صادرات و رشد اقتصادی در مالزی پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که متنوع سازی صادرات اثر معناداری در رشد اقتصادی مالزی دارد و در یک اقتصاد صادرات محور، استراتژی متنوع سازی صادرات می تواند باعث باثباتی درآمدهای صادراتی شود.

حمودا[1] و همکاران (2010) در مقاله ای تحت عنوان «رشد، بهره‌وری و متنوع سازی در آفریقا» با بررسی 35 کشور قاره آفریقا در دوره زمانی 2000-1981 با استفاده از روش داده‌های تابلویی و رویکرد الگوی رشد درون زا به این نتیجه رسیدند که متنوع سازی صادرات با اثر گذاری مثبت بر بهره‌وری کل عوامل تولید، می تواند منجر به رشد اقتصادی شود.

2-2) مطالعات داخلی

در راستای مطالعه حاضرمطالعات محدودی در داخل کشور نیز انجام گرفته است:

صمدی (1380) در مقاله تحقیقاتی خود با عنوان «متنوع سازی صادرات و رشد اقتصادی در ایران» ساختار ترکیب صادرات غیر نفتی کشور و تاثیر متنوع سازی صادرات بر رشد اقتصادی کشور را بررسی کرده است. وی بر اساس اطلاعات سال های 1377-1347 از 17 صنعت صادراتی و چند شاخص بررسی کننده ساختار صادرات و الگوی رگرسیونی حداقل مربعات به این نتیجه رسید که با وجود درجه بالای متنوع سازی صادرات، تغییر ساختاری کوتاه مدت و میان مدت در ترکیب صادرات غیر نفتی کشور رخ نداده است و این ترکیب از ثبات نسبی کوتاه مدت برخوردار بوده است. هم چنین متنوع سازی صادرات رشد اقتصادی را برانگیخته است.

تقی پور و موسوی (1380) در مقاله تحقیقاتی خود با عنوان «تحلیلی بر متنوع سازی

1-Hammouda et al., 2010

صادرات و تاثیر آن بر افزایش درآمدهای ارزی غیرنفتی: مورد ایران» در دوره 1378-1358، با کدهای دو رقمی نظام هماهنگ(HS) و شاخص تمرکز هیرشمن اقدام به شناسایی تمرکز کالاهای صادراتی کشور در دوره یاد شده کرده اند. نتایج نشان می دهد که پس از شروع برنامه اول، این شاخص برای کل صادرات کشور نزولی بوده است و بیانگر کاهش تمرکز کالاهای صادراتی کشور بر تعداد محدودی از کالاهای صادراتی است . هم‌چنین از آن جا که روند شاخص برای گروه‌های صنعتی ثابت است، نتیجه می گیرند که بخش صادرات کالاهای صنعتی کشور هنوز در تعداد محدودی از گروه‌های کالایی تمرکز یافته است. دراین تحقیق برای بررسی تأثیر متنوع سازی صادرات بر درآمدهای ارزی، از شاخص هیرشمن به منظور نشان دادن تنوع صادراتی استفاده شده است. نتایج تخمین با استفاده از تکنیک های هم جمعی و روش حداقل مربعات (*OLS*) نشان داد که تنوع در ترکیب صادرات کشور بین کالاهای صنعتی موجب افزایش درآمدهای ارزی کشور می شود.

اسلاملوئیان و خدادادی (1383) در مقاله تحقیقاتی خود با عنوان «تأثیر تنوع سازی صادرات از کالاهای اولیه و کشاورزی به محصولات صنعتی بر روند بلندمدت رابطه مبادله در ایران» به بررسی تاثیر تنوع بخشیدن به صادرات بر شاخص خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله درآمدی بخش های صادرات صنعتی و صادرات غیر نفتی در ایران پرداختند و به دنبال پاسخ به این سوال بودند که افزایش سهم صادرات صنعتی در کل صادرات چه اثری بر روند رابطه مبادله صادرات صنعتی و غیرنفتی داشته است. نتایج نشان می دهد که روند خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی، صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی و کل صادرات غیرنفتی در بلند مدت کاهشی است. البته در دوره هایی که تنوع سازی در صادرات بیشتر بوده، روند کاهشی خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی و صادرات غیرنفتی کمتر شده است. این امر نشان دهنده تأثیر مثبت تنوع سازی بر خالص رابطه مبادله در ایران می باشد.

معمارنژاد و همکاران (1388) در مقاله تحقیقاتی خود با عنوان «بررسی اثر تنوع صادراتی بر رشد اقتصادی ایران در سال‌های پس از انقلاب اسلامی (1385-1358)» با بررسی اقلام صادراتی کشور در قالب سه شاخص متفاوت برای بررسی ترکیب صادرات و روش های اقتصاد سنجی و الگوی حداقل مربعات به این نتیجه رسیدند که ترکیب صادرات غیر نفتی از درجه بالای تنوع برخوردار بوده که خود باعث رشد اقتصادی شده است و متنوع سازی صادرات و رشد اقتصادی به صورت همسو حرکت کرده اند. ایشان بیان کردند که نتایج متنوع سازی صادرات بستگی به چگونگی اعمال آن داشته و تدوین سیاست های مناسب در بخش صادرات می تواند کاهش بی ثباتی، افزایش درآمد و رشد اقتصادی را به دنبال داشته باشد.

صمدی و قطمیری (1376) در مقاله تحقیقاتی خود با عنوان «متنوع‌سازی صادرات و کاربرد مدل پرتفولیو در برنامه ریزی صادرات غیرنفتی» با استفاده از الگوی پرتفولیو به برنامه ریزی متنوع‌سازی صادرات کشور پرداخته اند. آنان با استفاده از این روش استدلال می کنند که کالاهایی که در برنامه ریزی صادرات در اولویت قرار دارند، آنهایی هستند که کمترین اثر را بر واریانس درآمدهای صادراتی و یا بیشترین نقش را در ایجاد ثبات درآمدهای ارزی داشته اند. این تحقیق بر اساس کالاهای عمده صادراتی در دوره 1367-1342 ، همراه با میانگین رشد قیمت کالاهای صادراتی انجام شده است. دراین تحقیق فرش دستباف ایران دارای پایین ترین کشش واریانس پرتفولیو است و به این معنی است که در ایجاد عدم ثبات در درآمدهای ارزی بالاترین سهم را در دوره یاد شده به خود اختصاص داده است.

میرشجاعی (1376) در بخشی از مقاله تحقیقاتی خود تحت عنوان «بی‌ثباتی صادرات و رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک» با استفاده از شاخص تمرکز هیرشمن به محاسبه تمرکز صادرات غیرنفتی پرداخته است. وی کل صادرات غیر نفتی کشور را به چهار بخش سنتی و کشاورزی، صنعت، کلوخه‌های کانی و فلزی و غیره تقسیم می‌کند. دوره مورد نظر

1371-1338 است. محاسبات وی نشان می دهد که در طول سال‌های قبل از 1352 روند شاخص تمرکز نزولی بوده است ولی بعد از این سال‌ها روند افزایشی داشته است. و در سال‌های اوایل انقلاب نقش بخش کشاورزی و سنتی بیشتر شده است ولی پس از آن به مرور پس از تشویق سیاست‌های صنعتی کشور از روند صعودی تمرکز در بخش سنتی کاسته می شود. در پایان نتیجه می گیرد که تمرکز کالایی یکی از عوامل بی ثباتی صادرات کشور به شمار می رود.

3-ادبیات موضوع

توسعه صادرات در قالب سیاست‌های برون گرا در تجارت خارجی مطرح می شود و مربوط به صادرات کالاهای اولیه، نیمه ساخته و ساخته شده است که می تواند سهم بسیار زیادی از تجارت خارجی و بازارهای جهانی را به همراه آورد. به علاوه مقابله با کسری تراز پرداخت‌ها، فراهم آوردن مزیت نسبی در تولید محصولات صادراتی، حصول کارایی و افزایش بهره‌وری عوامل تولید، استفاده بهینه از امکانات موجود و بالقوه، افزایش رقابت بین تولید کنندگان، بهبود کیفی محصولات، استفاده از سطوح بالای فن آوری پیشرفته، ارز آوری، جذب سرمایه گذاری خارجی و گسترش بازارهای داخلی از جمله مزایای گسترش و توسعه صادرات به شمار می رود (کمیجانی و میرجلیلی،1380).

توسعه‌ی صادرات سبب تغییر دادن تخصیص منابع از بخش‌ها و صنایع با بهره وری پایین به صنایع با بهره وری بالا می شود و منابع را به سوی فعالیت‌هایی هدایت می‌کند که بیشترین عملکرد را دارند. از این طریق، بهره وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی افزایش می یابد. با گسترش صادرات، تشکیلات تجاری و نیز اقتصاد، به کشف‌های جدید در مدیریت اقتصادی و بهبود تکنولوژی و شیوه‌های بهتر تولید تشویق می شوند، بنابراین فرصت‌هایی که پیش از آن نادیده گرفته می شدند، به منابع اصلی برای رشد اقتصادی تبدیل می شوند.

بر اساس نظریات تجارت بین الملل، کشورهای در حال توسعه به دلیل برخورداری از

مزیت‌های نسبی و فراوانی نهاده‌های تولیدی از تخصص‌های اولیه اقتصادی منتفع می گردند. هم چنین وفور نهاده‌های تولیدی در این کشورها ورود سرمایه گذاری‌های مستقیم خارجی را تشدید نموده است. در همین حال برخی از اقتصاد دانان توسعه، تخصص گرایی بین المللی[1] را به لحاظ وابستگی شدید اقتصاد به کالاهای صادراتی مورد انتقاد قرار داده اند. بر این اساس ایشان معتقدند که تخصص گرایی بین المللی در کالا برای یک کشور منجر به وابستگی شدید اقتصاد آن کشور به درآمدهای صادراتی شده اما به دلیل غیر قابل پیش بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی، در صورت نوسانات شدید در قیمت، به بی ثباتی درآمدهای صادراتی انجامیده و این امر اثر منفی بر کل اقتصاد خواهد گذاشت. به عبارت دیگر در کشورهای در حال توسعه، صادرات به عنوان یک نهاده تولیدی (مواد اولیه و واسطه ای) رفتار نموده و به لحاظ این که در اغلب این کشورها سهم اعظمی از واردات آنان را کالاهای سرمایه ای و واسطه ای تشکیل می دهد که به عنوان یک نهاده تولیدی استفاده می گردد و منابع تأمین مالی این نوع از واردات از محل درآمدهای صادراتی تأمین می شود، لذا بی ثباتی درآمدهای صادراتی به اختلال در واردات این نوع از نهاده‌های تولیدی منجر شده و به تبع آن رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می دهد (فدر[2]،1983). بیثباتیدرآمدهایصادراتی دلیل مهمی برای تنوع بخشیدن به صادرات است، که مشابه اثر پرتفولیو در بازار دارایی‌هاست. از آن جا که قیمت کالاها اغلب نوسان دارد، چنان چه کشوری وابسته به صادرات کالا باشد از بی ثباتی درآمدهای صادراتی رنج می برد. این موضوع می تواند منجر به کاهش سرمایه گذاری توسط بنگاه‌های ریسک گریز شود و نا اطمینانی در سطح کلان را افزایش دهد و در بلندمدت برای رشد اقتصادی زیان‌آور باشد. بنابراین متنوع‌سازی صادرات می تواند در بلندمدت به ثبات درآمدهای صادراتی کمک

1- International Specialization .

2 - Feder,1983.

کند (گاش و اوستری[1]، 1994؛ بلینی و گرینوی[2]، 2001).

یکی از بحث‌های اخیر در نظریه توسعه اقتصادی درجه تنوع و تخصص در ساختار تولید و تجارت کشورهاست. از نظریه آدام اسمیت مبنی بر اهمیت تقسیم کار و تخصص در رشد و توسعه اقتصادی تا مدل تجارت بین الملل هکچر-اوهلین-ساموئلسن[3] (HOS)، موضع اقتصاد نئوکلاسیک این بود که کشورها باید بر حسب مزیت‌های نسبی شان در تولید و صادرات تخصص داشته باشند. اما بعد از جنگ جهانی دوم، با بازسازی اروپا و افزایش استقلال کشورهای مستعمره پیشین، یکی از اولین بحث‌های مطرح شده در زمینه اقتصاد توسعه بحث مناسب بودن متنوع سازی اقتصاد برای رشد و توسعه اقتصادی بود و مداخله دولت‌ها در صنعتی سازی و متنوع سازی صادرات مورد توجه قرار گرفت. ایده اصلی این بحث حاصل تز پربیش- سینگر[4] (1950) و بحث «فشار شدید»[5] توسعه که توسط روسنتین-رودان[6] (1943) مطرح شد، می باشد. بحث اصلی بر اساس این دیدگاه بود که وابستگی کشورهای درحال توسعه به تولید و صادرات کالاهای اولیه، آن‌ها را نسبت به شوک‌های کالایی، نوسانات قیمت و کاهش نرخ مبادله متأثر از بی کشش بودن تقاضا برای کالاهای اولیه نسبت به درآمد، آسیب پذیر می‌کند.

بر طبق مدل‌های ساختاری توسعه اقتصادی، کشورها باید برای رسیدن به رشد پایدار، صادراتشان را از محصولات اولیه به محصولات کارخانه ای تنوع ببخشند (چنری[7]، 1979؛ سیرکوئین[8]، 1989). مطابق با تحقیق پربیش- سینگر این نوع تنوع صادرات منجر به کند شدن کاهش رابطه مبادله در کشورهایی می شود که وابسته به صادرات کالا هستند.

---

1 - Ghosh and Ostry,1994.
2 - Bleaney and Greenaway,2001.
3 - Heckscher-Ohlin-Samuelson.
4 - Prebisch-Singer.
5- Big Push Theory of Development.
6 - Rosenstein-Rodan,1943.
7 - Chenery,1979.
8 - Syrquin,1989.

در مدل‌های رشد درون زا، بر اهمیت یادگیری از طریق عمل در بخش‌های کارخانه ای به عنوان عاملی موثر بر رشد اقتصادی تأکید شده است (ماتسویاما[1]، 1992). در همین راستا متنوع سازی صادرات می تواند منجر به سرریز دانش از طریق روش‌های جدید تولید، مهارت در مدیریت ، شیوه‌های جدید بازاریابی و افزایش سود بالقوه صنایع جدید شود (پینرز و فرانتینو[2] ،2000). تولید یک مجموعه وسیع از محصولات صادراتی به عنوان اثر پویای متنوع سازی صادرات روی رشد درآمد سرانه در نظر گرفته می شود. آگوسین[3] (2007) مدلی از متنوع سازی صادرات و رشد اقتصادی را ارائه می‌کند که در آن کشورها توآن استه اند در راستای گسترش تکنولوژی، مزیت‌های نسبی شان را نیز از طریق تولید کالاهای جدید و صادرات بیشتر افزایش دهند.

مبنای نظری متنوع سازی صادرات بر پایه مدل رشد درون زا این است که تنوع صادرات از کالاهای اولیه به کالاهای با فن آوری بالا و کالاهای با مهارت بالا، منجر به رشد بیشتری می شود چون تجارت این قبیل کالاها نسبت به کالاهای اولیه منجر به کسب بهره‌وری و اثر سرریز می شود (هرزر و لهنمان[4]، 2006). اثر سرریز ناشی از رشد فن آوری و مهارت است که اثرات جانبی مثبتی بر رشد اقتصادی دارد (یادگیری از طریق عمل و یادگیری از طریق صادرات). به عنوان مثال مانگیستا و پاتیلو[5] (2004) نشان دادند که بنگاه‌های صادر کننده کالاهای کارخانه ای به علت اثر یادگیری از طریق عمل، 17% بیشتر از بنگاه‌های غیر صادراتی یا صادر کننده مواد اولیه بهره‌وری دارند.

---

1 -Matsuyama, 1992.
2 - Pineres and Ferrantino, 2000 .
3 -Agosin,2007 .
4 -Herzer and Lehnman, 2006 .
5-Mengistae and Pattillo, 2004 .

4-روش تحقیق

4-1-متدولوژی تحقیق (مدل داده‌های تابلویی)

با توجه به محدودیت‌های موجود در استفاده از مدل‌های سری زمانی در دوره‌های کوتاه مدت همچون محدودیت‌های آماری و همچنین تلفیق مقاطع و کشورهای مختلف، استفاده از روش داده‌های تابلویی روشی مفید برای تلفیق داده‌ها در مقاطع و گروه‌های مختلف محسوب می شود. صورت کلّی مدل داده‌های تابلویی به صورت زیر می باشد:

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it} \qquad (1)$$

که در آن $i=1,2,\ldots,N$ نشان دهنده واحدهای مقطعی (مثلاً کشورها) و $t=1,2,\ldots,N$ به زمان اشاره دارد. y_{it} متغیر وابسته برای i امین واحد مقطعی در سال t و X_{it} نیز متغیر مستقل غیرتصادفی برای i امین واحد مقطعی در سال t و u_{it} جزء اخلال الگو است. مزایای استفاده از داده های تابلویی نسبت به داده های مقطعی و سری زمانی این است که در این روش وجود ناهمسانی واریانس محدود می شود، تورش به حداقل می رسد، همخطی میان متغیرها کمتر می گردد، از طرفی در چنین حالتی داده‌ها به منظور مطالعه ی پویای تغییرات مناسب ترند و با این داده‌ها می توان مدل‌های رفتاری پیچیده تری را مطالعه نمود.

به طور کلی برآورد مدل با استفاده از داده‌های تابلویی شامل مراحل زیر است:

- آزمون تشخیص پایایی بر روی داده‌ها
- آزمون قابلیت تخمین مدل به صورت داده‌های تابلویی
- آزمون تعیین اثرات ثابت یا اثرات تصادفی
- برآورد پارامترها

4-2- مدل مورد استفاده در این تحقیق

با پیروی از الگوی حمودا و همکاران[1] (2010)، مدل بهره وری و رشد اقتصادی برای

1 - Hammouda et al., 2010.

کشورهای گروه دی هشت به گونه ای تصریح می شود که در آن تأثیر متنوع سازی صادرات این کشورها بر بهره وری و رشد اقتصادی آن‌ها در کنار دیگر عوامل مورد ارزیابی قرار می گیرد. از این رو، الگوی پیشنهادی حمودا و همکاران (2010) بر اساس یک تابع کاب داگلاس به صورت زیر تصریح می شود:

$$y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \qquad (2)$$

که در آن A بهره‌وری کل عوامل تولید، K موجودی سرمایه فیزیکی و L نیروی کار است.

در بیشتر الگوهای رشد که در زمینه اقتصاد باز مطرح شده اند (خصوصاً برای کشورهای درحال توسعه) علت رشد پایا، توسعه بهره‌وری عوامل تولید ذکر شده است که این توسعه بهره‌وری از طریق تجارت بین الملل، آموزش، تحقیق و توسعه و ارتقاءسرمایه انسانی به جریان می افتد. به طوری که این عامل می تواند تمایل به کاهش در بازده نهایی سرمایه را جبران کند. ارتقاءبهره‌وری کل عوامل تولید در این الگوها به عنوان موتور رشد در نظر گرفته شده است و در بسیاری از آن‌ها تجارت بین الملل به خاطر ایجاد پیشرفت‌های فنی و ارتقاء بهره‌وری کل عوامل تولید موتور رشد اقتصادی معرفی گردیده است.

بر این اساس، در ابتدا به تصریح مدلی جهت بررسی تأثیر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل در کنار سایر عوامل پرداخته می شود. علت این امر آن است که طبق نظررومر[1] (1990) متنوع سازی صادرات می تواند از طریق افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. و یا به عبارت دیگر تأثیر متنوع سازی صادرات بر رشد اقتصادی از طریق ساز و کار انتقالی بهره‌وری کل عوامل تولید صورت می پذیرد. لذا به منظور تصریح الگوی مناسب بهره‌وری کل عوامل تولید با اتکا به مبانی

1 - Romer,1990 .

نظری و با پیروی از حمودا و همکاران (2010) بهره‌وری کل عوامل تولید تابعی از سرمایه انسانی، توسعه مالی، درجه باز بودن تجاری و متنوع سازی صادرات در نظر گرفته می شود. بنابراین تصریح مدل بهره‌وری کل عوامل تولید در قالب یک تابع لگاریتم خطی به صورت زیر خواهد بود:

$$\ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln div_{it} + \beta_2 \ln human_{it} + \beta_3 \ln open_{it} + \beta_4 \ln fdit + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

اکنون برای این که بتوان عوامل اثرگذار بر سطح بهره‌وری کل عوامل تولید را وارد تابع تولید نمود، لازم است از طرفین رابطه (2) لگاریتم گرفته شود و رابطه (3) در آن جایگذاری گردد. بدین ترتیب رابطه ی (4) به دست می آید:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln div_{it} + \beta_2 \ln human_{it} + \beta_3 \ln open_{it} + \beta_4 \ln fdit + \beta_5 \ln L_{it} + \beta_6 \ln K_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

در روابط فوق، lnY نشانگر رشد تولید ناخالص داخلی، $lndiv$ تنوع صادرات، $lnhuman$ شاخص سرمایه انسانی، lnl نیروی کار، lnk موجودی سرمایه فیزیکی، $lnfd$ شاخص توسعه مالی و $lnopen$ شاخص درجه باز بودن اقتصادی است. روابط (3) و (4) به منظور بررسی تأثیر متنوع‌سازی صادرات و دیگر عوامل بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی کشورهای گروه دی هشت با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی تخمین زده می‌شود. نتایج تخمین در بخش (5) تجزیه و تحلیل شده است.

4-3-شاخص‌ها و داده‌های آماری مورد استفاده در تحقیق

در این مطالعه به منظور ارزیابی تأثیر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی از داده‌های تابلویی کشورهای عضو گروه دی هشت طی دوره 1999-2007 استفاده شده است[1]. این کشورها که در مقیاس جهانی در حال توسعه محسوب می‌شوند، دارای تفاوت های نسبی در مقایسه با اعضای خود گروه می باشند، از نظر میزان توسعه یافتگی در سطوح مختلفی قرار دارند، ساختار تولید و تجارت متفاوت و

1- این کشورها عبارتند از هشت کشور اندونزی، ایران، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه.

متنوعی دارند و با توجه به اینکه از اعضای سازمان کنفرانس اسلامی[1] نیز هستند تحقیق و بررسی وضعیت اقتصادی آن‌ها با اهمیت خواهد بود.

مطالعه حاضر از شاخص نرمال هیرشمن[2] برای محاسبه میزان تنوع/تمرکز صادرات استفاده می نماید که از طریق به کار گیری داده‌های اقلام صادراتی معرفی شده توسط آنکتاد تحت طبقه بندی بین المللی $SITC$ سه رقمی و به صورت زیرمحاسبه می شود:

$$NH = \frac{\sqrt{\sum_i^N P_i^2} - \sqrt{\frac{1}{N}}}{1 - \sqrt{\frac{1}{N}}} \qquad (5)$$

که در آن $P_i = \frac{x_i}{X}$ و ارزش صادرات کالای i و $X = \sum_i^N x_i$ و N تعداد محصولات است. مقدار این شاخص بین صفر و یک بوده و مقدار نزدیک به یک این شاخص بیان کننده تمرکز شدید در کالاهای صادراتی و مقادیر پایین تر این شاخص بیان کننده تمرکز پایین صادراتی و اقتصاد نسبتاً متنوع است و یا در واقع افزایش این شاخص نشان دهنده افزایش تمرکز در کالاهای صادراتی و کاهش این شاخص بیان کننده افزایش تنوع در کالاهای صادراتی است. بنابراین انتظار بر آن است که ضریب این شاخص در رگرسیون منفی باشد. یعنی افزایش تمرکز در صادرات، رشد اقتصادی را کاهش و افزایش تنوع در کالاهای صادراتی رشد اقتصادی را افزایش می دهد.

در این تحقیق برای دستیابی به آمار مورد نیاز مربوط به سطح بهره وری کل عوامل تولید از شاخص کندریک معرفی شده به صورت زیر استفاده می گردد[3]:

---

1 - Organization of the Islamic Conference.

2 - Normalized-Hirschman Index.

3- استفاده از این روش به این خاطر است که روش های سری زمانی، داده های مقطعی، رگرسیون داده ها و روش مرزی به کار گرفته شده برای محاسبه رشد بهره وری عوامل تولید در مطالعات گذشته قادر به محاسبه سطوح مختلف بهره وری کل عوامل تولید نمی باشند.

$$A_t = TFP_t = \frac{Y_t}{K_t^{\alpha} L_t^{\beta}} \qquad (6)$$

که در آن Y تولید ناخالص داخلی، K موجودی سرمایه، L نیروی کار و A سطح بهره‌وریاست.

با لگاریتم گیری از طرفین رابطه (6) فرم خطی آن به دست می آید:

$$\ln TFP = \ln Y_t - a \ln k_t - \beta \ln L_t \qquad (7)$$

که در آن α و β کشش‌های سرمایه و نیروی کار هستند و با استفاده از تخمین تابع تولید برآورد می شوند. بنابراین برای دستیابی به شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید لازم است تابع تولید مورد تخمین قرار گرفته و مقادیر برآوردی از α و β در رابطه (7) جایگزین گردد.

همچنین شاخص نرخ ثبت نام در دوره متوسطه به عنوان معیاری برای متغیر سرمایه انسانی، سهم تجارت (صادرات به علاوه واردات) از GDP به عنوان معیاری از درجه باز بودن اقتصاد، اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص توسعه مالی، کل نیروی کار برای اندازه گیری متغیر نیروی کار و موجودی سرمایه فیزیکی محاسبه شده به روش موجودی دایمی[1] (PIM) به عنوان متغیر سرمایه در مدل‌های تصریح شده استفاده می شوند. داده‌های مربوط به شاخص تنوع صادرات از سایت آنکتاد[2] و داده‌های دیگر متغیرها از لوح فشرده شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) جمع آوری شده اند.

5- تجزیه و تحلیل نتایج

5-1) آزمون تشخیص مانایی بر روی داده‌ها

پیش از برآورد تأثیر متنوع سازی صادرات بر بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی لازم

---

1 - Perpetual Inventory Method.
2 - www.unctad.org.

است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها آزمون گردد. زیرا نامانایی متغیرها چه در مورد سری زمانی و چه داده‌های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می شود. اما برخلاف آن چه در مورد داده‌های سری زمانی مرسوم است، در مورد داده‌های تابلویی نمی توان برای آزمون مانایی از آزمون‌های دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) بهره جست، بلکه لازم است به نحوی مانایی جمعی متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. برایاینمنظورازآزمون لوین، لین و چو[1] (LLC) مختص داده‌های تابلویی استفاده می شود که نتایج آن برای کلیه متغیرهای مدل در جدول (1) آمده است.

جدول1:نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مدل

نام متغیر	Lny	Lndiv	Lnopen	Lnfd	Lnhuman	Lnk	Lnl	lnTFP
آماره	-8/0922	-5/5260	-10/5868	-13/0591	-4/42568	-10/0066	-16/8136	-4/3569
احتمال	0/0000	0/0000	0/0000	0/0000	0/0000	0/0000	0/0000	0/0000

منبع: محاسبات محققین

جدول فوق نتایج آزمون ریشه واحد جمعی شامل روند را بر روی متغیرهای مورد استفاده در تخمین نشان می دهد. فرضیه صفر آزمون لوین،لی و چو بیانگر نامانایی متغیرهاست. لذا چنان چه مقدار آماره محاسبه شده بزرگ تر از مقدار مربوط به سطح اطمینان رایج باشد، فرضیه صفر مبتنی بر نامانایی رد خواهد شد. نتایج جدول (1) و بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آن‌ها نشان می دهد که فرضیه صفر مبنی بر نامانایی متغیرها در سطح اطمینان 99% رد می شود، یعنی کلیه متغیرهای مدل مانا هستند. با حصول اطمینان از پایایی متغیرها دیگر نیازی به انجام آزمون هم‌جمعی و هراس از کاذب بودن رگرسیون وجود نداشته و می توان به انجام برآورد مدل پرداخت.

1 - Levin, Lin and Chu,2002

2-5) تجزیه و تحلیل تأثیر متنوع سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید

ابتدا برای انتخاب بین روشداده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی از آماره ی F لیمر استفاده شده است. فرض صفر این آماره بیانگر انتخاب روش داده‌های تلفیقی و اولویت آن نسبت به داده‌های تابلویی است. با توجه به مقدار Fگزارش شده در جدول (2) فرض صفر رد می‌شود؛ بنابراین می توان جهت برآورد از روش داده‌های تابلویی استفاده کرد.

پس از حصول اطمینان از برآورد مدل به صورت داده‌های تابلویی، مهمترین سوال قابل طرح این است که اثرات مقطعی به صورت اثرات ثابت هستند یا تصادفی؟به طور کلی برای تخمین مدل‌های داده‌های تابلویی، دو روش وجود دارد که عبارتند از: روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی. تعیین آنکه در یک نمونه از داده‌ها، کدامیک از این دو روش باید مورد استفاده قرار گیرد از طریق آزمون‌های خاص خود صورت می پذیرد. یکی از رایج ترین این آزمون‌ها، آزمون هاسمن دارای آماره کای دو (χ) می باشد که فرضیه صفر آن دال بر تأیید وجود اثرات تصادفی در مدل است. با توجه به نتایج آزمون هاسمن در جدول (2)، فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی در سطح خطای کمتر از یک درصد قابل رد شدن نیست، بنابراین لازم است که مدل در قالب اثرات تصادفی برآورد شود.

برای بررسی تأیید وجود اثرات تصادفی از آزمون دیگری به نام ضریب لاگرانژ (LM)نیز می توان استفاده کرد. بروش و پاگان این آزمون را در سال 1979 برای بررسی وجود واریانس ناهمسانی و هم‌چنین تعیین روش تخمین بر اساس اثرات تصادفی ارائه کردند. فرضیه صفر در آزمون ضریب لاگرانژ بیان می دارد که الگو دارای واریانس همسانی می باشد. در صورتی که آماره کای-دو آزمون ضریب لاگرانژ از کای-دو جدول کوچک تر باشد الگو دارای واریانس ناهمسانی نمی باشد. طبق نتایج آزمون ضریب لاگرانژ ارایه شده در جدول (2) فرضیه صفر در سطح خطای کمتر از یک درصد رد می شود که نشان می دهد مدل اثرات تصادفی ارجحیت دارد. بنابراین براساس نتایج

آزمون هاسمن و ضریب لاگرانژ مدل تصریح شده جهت بررسی تأثیر متنوع سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید باید به روش اثرات تصادفی تخمین زده شود.

جدول2: آماره F لیمر، آزمون هاسمن و آزمون ضریب لاگرانژ برای مدل بهره‌وری کل عوامل

آزمون	آزمون F	آزمون هاسمن	آزمون ضریب لاگرانژ
آماره	F(7 , 53) =26342/61	x^2 (4) =0/03	x^2 (1) = 217/59

منبع: محاسبات محققین

با توجه به نتایج آزمون هاسمن، آزمون ضریب لاگرانژ و آماره F لیمر، الگوی (3) با استفاده از روش اثرات تصادفی جهت بررسی اثر متنوع سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید در کنار دیگر عوامل تخمین زده شده است که نتایج آن در جدول (3) ارائه گردیده است.

جدول3: نتیجه تخمین رابطه ی مربوط به بهره‌وری کل عوامل تولید

متغیرهای مستقل	الگوی (3)		
	ضریب	آماره t	احتمال
Lnhuman	0/1417	2/17	0/030
Lnfd	-0/0498	-2/10	0/035
Lnopen	0/0524	-1/31	0/192
Lndiv	-0/2974	-3/74	0/000
R^2 = 0/3182			

منبع: محاسبات محققین

تحلیل نتایج برآوردها به تفکیک متغیرهای موجود در مدل در بخش (5-4) بررسی می‌شود.

5-3) تجزیه و تحلیل تأثیر متنوع سازی صادرات بر رشد اقتصادی

برای انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی از آماره ی F لیمر استفاده شده

است. در این جا با توجه به مقدار F گزارش شده در جدول (4) فرض صفر مبنی بر انتخاب روش داده‌های تلفیقی و اولویت آن نسبت به داده‌های تابلویی در سطح اطمینان بالاتر از 99% رد می شود؛ بنابراین می توان جهت برآورد از روش داده‌های تابلویی استفاده کرد.

همچنین پس از انجام آزمون هاسمن به منظور تعیین وجود اثرات ثابت یا تصادفی، فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی نیز در سطح خطای کمتر از یک درصد رد شده و لازم است که مدل به صورت اثرات ثابت برآورد شود.

جدول4: آماره F لیمر و آزمون هاسمن برای مدل رشد اقتصادی

آزمون	آزمون هاسمن	آزمونF
آماره	x^2 (6) = 719/3	F(7ؤ51) =67 /96

منبع: محاسبات محققین

با توجه به نتایج آزمون هاسمن و آماره F لیمر، الگوی (4) جهت بررسی اثر متنوع سازی صادرات بر رشد اقتصادی در کنار دیگر عوامل با استفاده از روش اثرات ثابت تخمین زده شده است. برای اطمینان از رفع هرگونه ناهمسانی واریانس، اثرات ثابت با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) برآورد شده است. نتایج تخمین در جدول (5) آمده است.

جدول5: نتیجه تخمین رابطه ی مربوط به رشد اقتصادی

متغیرهای مستقل	الگوی (4)		
	ضریب	آمارهt	احتمال
Lnl	1/3102	11/58176	0/0000
Lnk	0/2366	-6/168928	0/0000
Lnhuman	0/1728	3/170824	0/0026
Lnfd	-0/0659	-4/345089	0/0001
Lnopen	0/0847	2/903292	0/0054
Lndiv	-0/2702	-4/886175	0/0000
R^2 =0/99			

منبع: محاسبات محققین

4-5) تحلیل نتایج

نتایج برآورد الگوهای (3) و (4) به تفکیک متغیرهای مدل در زیر بررسی شده است:

متنوع سازی صادرات (Indiv): ضریب شاخص نرمال هیرشمن به عنوان معیار اندازه گیری تنوع/تمرکز صادرات منفی و معنادار است. ضریب منفی این شاخص نشان می دهد که با افزایش مقدار این شاخص و به عبارتی افزایش تمرکز در کالاهای صادراتی بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی کاهش می یابد و به عکس کاهش مقدار این شاخص و یا به عبارت دیگر افزایش تنوع در کالاهای صادراتی باعث افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی می شود. نتایج به دست آمده مطابق با نظریات و نتایج تجربی و اهداف این تحقیق می باشد به گونه ای که یک درصد افزایش در تنوع صادرات منجر به (0/29) درصد افزایش در بهره‌وری کل عوامل تولید و (0/27) درصد افزایش در رشد اقتصادی کشورهای گروه دی هشت می شود. از این نتایج می توان دریافت که متنوع سازی صادرات به طور معناداری باعث رشد TFP و به دنبال آن باعث افزایش رشد اقتصادی می شود. بنابراین اگر هدف یک کشور افزایش رشد اقتصادی باشد بر اساس نتایج تجربی این مطالعه می توان گفت که دنبال کردن سیاست‌های متنوع سازی صادرات می تواند کشورها را به هدفشان برساند. بنابراین توصیه می گردد کشورهای مورد بحث از جمله ایران جهت ایجاد رشد و توسعه پایدار اقتصادی، سیاست متنوع سازی صادرات را نیز در کنار سایر عوامل موثر بر رشد اقتصادی مد نظر قرار دهند.

سرمایه انسانی (lnhuman): این متغیر تأثیر مثبت و معنا داری بر بهره‌وری کل عوامل تولیدو رشد اقتصادی کشورهای گروه دی هشت در دوره مورد بحث دارد. به طوری که یک درصد افزایش در سرمایه انسانی، با فرض ثبات سایر شرایط موجب (0/14)درصد افزایش در بهره‌وری کل عوامل تولید و (0/17) درصد افزایش در رشد اقتصادی کشورهای منتخب شده است. نتیجه به دست آمده مطابق با نظریات و نتایج تجربی بوده و می تواند بیان کننده حرکت این کشورها به سمت اقتصادهای دانش محور

باشد. در واقع نرخ ثبت نام در مقطع متوسطه و به تبع آن تحصیلات نوعی سرمایه گذاری در نیروی انسانی به حساب می آید و سرمایه گذاری در منابع انسانی با بالا بردن سطح مهارت‌ها و تخصص‌های نیروی کار و افزایش قابلیت‌های آن‌ها می تواند کارایی استفاده از سرمایه‌های مادی را بالا برده و موجب ارتقای کمی و کیفی تولید شود. بنابراین سرمایه انسانی می تواند به عنوان یک ابزار سیاستی مهم در کشورهای گروه دی هشت مورد بررسی قرار گیرد و باید سرمایه گذاری‌های بیشتری جهت توسعه سرمایه انسانی صورت گیرد. در واقع برای بازدهی بیشتر نیروی انسانی، لازم است تدابیری به منظور همگانی کردن آموزش و تحصیلات وارتقای کیفی سطح آموزش و منطبق کردن آن با نیازهای بازار کار اندیشیده شود. با این حال ضریب مربوط به سرمایه انسانی در مدل رشد اقتصادی نسبت به ضریب دو عامل دیگر یعنی سرمایه فیزیکی و نیروی کار کمتر است که این می‌تواند ناشی از عدم استفاده صحیح و تخصصی از نیروی انسانی تحصیل کرده باشد. به این ترتیب یکی از عوامل مهم و اساسی در عدم کارایی، عدم استفاده از ظرفیت تولید و نیز عدم تحول فن آوری را باید در عامل مهم سرمایه انسانی جستجو کرد. بر این اساس پیشنهاد می شود جهت افزایش تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی به تحصیلات نیروی انسانی اهمیت داده شود، فرهنگ آموزش ضمن خدمت جهت ایجاد سرمایه انسانی ماهر گسترش داده شود، به تجربه و مهارت نیروی انسانی و تغییر ترکیب نیروی کار به سمت نیروی کار ماهر اهمیت داده شود.

درجه باز بودن تجاری (lnopen): بر طبق نتایج ملاحظه می گردد بین درجه باز بودن اقتصاد و بهره‌وری کل عوامل تولید رابطه ای مثبت وجود دارد ولی از نظر آماری معنادار نیست. لذا به نظر نمی رسد که سیاست‌های آزادسازی اثر چشم گیری بر تحولات اقتصادی این کشورها داشته است. بنابراین باید سیاست‌های باز تجاری در کشورهای گروه دی هشت مورد توجه، بازنگری و اصلاح قرار گیرند. از طرفی بر اساس نتایج، ضریب سهم تجارت از GDP به عنوان معیاری برای درجه باز بودن تجاری در الگوی رشد

اقتصادی مثبت و معنادار است که موافق نظریات و نتایج به دست آمده در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه است. به عبارت دیگر هرچه قدر سهم تجارت در *GDP* به عنوان شاخص باز بودن تجاری افزایش یابد منجر به افزایش رشد اقتصادی می شود. ولی تأثیر نسبت حجم تجارت بر تولید تنها به سطح (0/08) درصد محدود می گردد. به طور مثال (10) درصد افزایش در نسبت تجارت سطح تولید را تنها به میزان (0/8)درصد افزایش می دهد. لذا به نظر نمی رسد که سیاست‌های آزادسازی اثر چشم گیری بر تحولات اقتصادی این کشورها داشته است. بنابراین دولت‌های این کشورها باید با اتخاذ تدابیر و سیاست‌های وارداتی و صادراتی مناسب و حساب شده، تلاش برای صادرات کالاهای ساخته شده دارای ارزش افزوده بالا، صادرات خدمات فنی-مهندسی، بازاریابی صحیح، واردات مواد واسطه ای و اساسی صنایع، فراهم کردن بستر مناسب رقابت صنایع و افزایش کارایی آن‌ها، ایجاد بازارهای مقصد جدید، اتخاذ سیاست‌های ارزی مناسب جهت گسترش صادرات و شمار زیادی از سیاست‌های دیگر این تأثیر را افزایش دهند. همچنین لازم است این سیاست‌ها با نظام ارزی باثبات و غیر تبعیض‌آمیز، سیاست محتاطانه پولی و مالی و مدیریت سالم و بدون تخلف سیاست‌های اقتصادی همراه باشد.

توسعه مالی (lnfd): در دوره مورد بررسی ارتباط منفی و معناداری بین توسعه مالی و بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی کشورهای گروه دی هشت وجود دارد. به طوری‌که یک درصد افزایش در اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی به عنوان معیاری برای شاخص توسعه مالی منجر به (0/04)درصد کاهش در بهره‌وری کل عوامل تولید و (0/06) درصد کاهش در رشد اقتصادی کشورهای گروه دی هشت در دوره مورد بررسی شده است. به نظر می رسد که علت ارتباط منفی بین توسعه مالی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ماهیت و شیوه آزادسازی مالی، ضعف مدیریت نظام مالی و عدم شکل گیری بازار مالی منسجم و بهره مند از مقررات است که در سال‌های مورد مطالعه منجر به کاهش کارایی سرمایه گذاری از

طریق تخصیص نابهینه منابع در کشورهای مورد بحث شده است. به عبارت دیگر منفی بودن این ضریب می تواند به این علت باشد که در بسیاری از کشورهای درحال توسعه مورد بحث (گروه دی هشت) فرصت‌های سرمایه گذاری کم و محدود بوده و بسیاری از اعتبارات مالی مهیا شده توسط بانک‌ها به جای این که به فعالیت‌های تحقیق و توسعه و پیشرفت تکنولوژی تخصیص یابند، صرف مخارج شخصی می شوند و در نهایت کمکی به رشد بهره‌وری نمی کنند. بنابراین لازم است در این کشورها فرصت‌های سرمایه گذاری را توسعه داده و انگیزه تخصیص منابع برای تحقیق و پژوهش و پیشرفت تکنولوژی ایجاد شود. از طرف دیگر علت تأثیر منفی توسعه مالی بر رشد اقتصادیمی تواند در ماهیت و شیوه آزادسازی مالی، ضعف مدیریت نظام مالی و عدم شکل گیری بازار مالی منسجم و بهره مند از مقررات باشد که در سال‌های مورد مطالعه منجر به کاهش کارایی سرمایه گذاری از طریق تخصیص نابهینه منابع در کشورهای دی هشت شده است. به عبارت دیگر همانند تجربه آمریکای لاتین هنگامی که توسعه مالی و آزادسازی مالی بدون قاعده و انسجام لازم شکل گیرد به رغم آن که می تواند موجبات لازم برای افزایش حجم سرمایه گذاری را فراهم سازد، اما به دلیل عدم تعمیق مالی، کارایی سرمایه گذاری را کاهش می‌دهد و از این طریق زمینه کاهش رشد اقتصادی را فراهم می سازد. به عبارت دیگر کانال اصلی انتقال اثرات مثبت از توسعه مالی به رشد اقتصادی، از طریق افزایش کارایی سرمایه گذاری صورت می‌گیرد تا حجم سرمایه گذاری. بنابراین اگر در تدوین سیاست‌های مربوط به آزادسازی مالی به این مهم توجه نشود، به رغم افزایش حجم سرمایه گذاری می توان شاهد کاهش رشد اقتصادی بود. لذا آن چه می بایست مورد توجه سیاست گذاران اقتصادی قرار گیرد، تعمیق مالی است که زمینه لازم جهت تخصیص کاراتر منابع و در نتیجه افزایش کارایی سرمایه گذاری را فراهم می سازد. از طرفی توصیه می شود که بخش‌های بانکی کشورهای مورد بررسی با بهینه کردن فعالیت‌های خود تلاش کنند اعتبارات را بیشتر به سمت طرح‌های سرمایه گذاری مولد بخش خصوصی سوق دهند.

نیروی کار (lnl): مطابق با نظریات و نتایج تجربی این متغیر تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای دی هشت دارد به طوری که یک درصد افزایش در موجودی نیروی کار منجر به (1/31) درصد افزایش در رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی شده است. در ضمن ضریب مربوط به نیروی کار از ضریب دو عامل دیگر یعنی سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی بیشتر است که دلالت بر کاربر بودن تولید در کشورهای دی هشت دارد.

موجودی سرمایه فیزیکی (lnk): مطابق با نظریات و نتایج تجربی این متغیر تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای دی هشت دارد به طوری که یک درصد افزایش در موجودی سرمایه فیزیکی منجر به (0/23) درصد افزایش در رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی شده است.

بدیهی است که تجهیز نیروی انسانی با سرمایه بیشتر، عامل بسیار مهمی در ایجاد زمینه ی مناسب برای افزایش توان تولید داخلی بوده و رشد بیشتر تولید را محقق می سازد. بنابراین پیشنهاد می شود که برای بهبود و افزایش نقش نیروی انسانی در تولید، سرمایه گذاری بیشتری بر ماشین آلات و تجهیزات فیزیکی صورت گیرد که این امر می تواند از طریق سرمایه گذاری مشترک و استفاده از صرفه‌های ناشی از مقیاس تحقق پذیرد.

بر اساس ضرائب کلیه متغیرها و معناداری آن‌ها و با توجه به ضریب تعیین مدل، متغیرهای توضیحی ملحوظ در مدل توآن استه اند در حدود (0/99) درصد تغییرات رشد تولید ناخالص داخلی را توضیح و تبیین کنند. این نتیجه حاکی از برازش خوب مدل می‌باشد. لذا می توان در سیاست گذاری‌ها از آن استفاده کرد.

6- نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات

هدف تحقیق حاضر بررسی تأثیر متنوع سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی در هشت کشور عضو گروه دی هشت طی سال‌های 1999 تا 2007 مبتنی بر روش داده‌های تابلویی است. با توجه به نتایج تحقیق، کلیه متغیرها دارای علامت منطبق با انتظارات نظری می باشند و در مقایسه با نتایج تحقیقات قبلی که در بخش پیشینه تحقیق

بررسی شده اند می توان گفت مطالعه حاضر نیز دال بر تأیید تأثیر مثبت و معنادار متنوع سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی در کشورهای گروه دی هشت از جمله ایران می باشد.

بر اساس نتایج به دست آمده، کشورهای در حال توسعه ای که تک محصولی هستند و یا در تعداد محدودی از کالاهای صادراتی تمرکز دارند باید به صورت قاطعانه به صنایع صادراتی توجه کرده و سعی نمایند صنایع خود را توسعه داده و از وابستگی به صادرات تک محصولی رهایی یابند. صادرات کالاهای ساخته شده و محصولات صنعتی در کشورهای در حال توسعه اولاً می تواند منبع رشد اقتصادی برای آن‌ها باشد و ثانیاً در برطرف کردن نیازهای ارزی آن‌ها بسیار موثر واقع شود. ولیکن در سیاست توسعه بخش صادرات اصول و سازوکار بازار در کنار کنترل و برنامه ریزی باید در نظر گرفته شود وگرنه صادرات در بازارهای بین المللی شکست خواهد خورد و در نتیجه رشد و توسعه اقتصادی نیز حاصل نخواهد شد. از این رو در راستای گسترش و متنوع سازی کالاهای صادراتی، آگاهی از ساختار بازارهای جهانی از اهمیت بالایی برخوردار است زیرا حضور در یک بازار رقابتی به علت سهولت ورود با هزینه پایینی همراه بوده ولیکن هزینه ورود به بازارهای در طیف رقابت ناقص تا انحصاری هزینه‌های بالایی را می طلبد. به این منظور علاوه بر کنکاش در توانمندی‌های تولیدی و صادراتی در بخش‌های پویای کشور، بررسی ساختار بازار جهانی نیز جهت دستیابی به بازارهای صادراتی مناسب و از سوی دیگر دستیابی به فن آوری تولید این بخش‌ها از اهمیت بالایی برخوردار می باشد. به هرحال در کشورهای تک محصولی به علت عدم ثبات درآمدهای ارزی توسعه بخش صادرات اجتناب ناپذیر است. مسلماً اگر این استراتژی به نحو صحیحی انجام گیرد رشد و توسعه اقتصادی را هم به دنبال خواهد داشت. البته از اشکالات عمده ای که کشورهای درحال توسعه برای صادرات محصولات صنعتی خود در بازارهای جهانی با آن مواجه می شوند این است که باید با محصولات کاملاً مرغوب تر و ارزان تر کشورهای صنعتی رقابت

نمایند. بنابراین توصیه می شود در کشورهای درحال توسعه از جمله ایران ساختار تولید داخلی برخی محصولات به شیوه ی مناسب تغییر داده شود به گونه ای که این محصولات توان رقابت در بازارهای جهانی را داشته باشند و افزایش تولید داخلی موجب گسترش صادرات آن‌ها شود. در کنار موارد ذکر شده باید توجه داشت که در تولید و صادرات کالاهای صنعتی و با کیفیت بالا، خلاقیت، نوآوری و دانش فنی نقش عمده ای را ایفا می‌کند. لذا به منظور افزایش صادرات کالاهای ساخته شده و صنعتی جهت رقابت در اقتصاد بین الملل، در کشورهای اسلامی گروه دی هشت می‌بایست سرمایه گذاری بیشتری بر منابع انسانی و تربیت نیروی کار ماهر و متخصص صورت گیرد . هم‌چنین، محیط و فضای لازم برای رشد و تقویت کارآفرینی، نوآوری و خلاقیت فراهم گردد. در این راستا، همکاری‌های بازرگانی و ایجاد یکپارچگی‌های تجاری میان کشورهای دی هشت و شرکای اصلی آنها در راستای استفاده از دانش‌های فنی یکدیگر و مبادله تکنولوژی‌ها و فناوری‌ها، صرفه‌های ناشی از اقتصاد را برای این کشورها افزایش می‌دهد. هم‌چنین، ازآنجایی که عدم امکان تولید کالاهای سرمایه ای و صنعتی با فنآوری مدرن و کارآمد از عمده ترین ضعف‌های کشورهای دی هشت است، این کشورها قادرند با مدیریت صحیح و کارآمد برای پر کردن شکاف فنآوری از طریق تجارت خارجی، تکنولوژی، روش‌های فنی اقدام نموده و در نهایت دانش را منتقل کنند. از طرف دیگر اتخاذ سیاست‌های مناسب باز تجاری نیز می تواند به بهتر اجرا شدن سیاست تنوع صادرات کمک کند.

به طور کلی نتایج متنوع سازی صادرات بستگی به چگونگی اعمال آن داشته و لازمه آن تدوین سیاست‌های مناسب در بخش صادرات می باشد. و در این راستا، تعقیب سیاست‌های اقتصادی و غیراقتصادی توصیه می گردد که منجر به تنوع تولید و صادرات شود. در عین حال برای هرچه بهتر و موثرتر اجرا شدن سیاست متنوع سازی و گسترش صادرات و ایجاد انگیزه برای صادرکنندگان و به دنبال آن ارتقاء بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی و هم‌چنین بر اساس نتایج تحقیق حاضر، در کشورهای مورد بحث از

جمله ایران پیشنهادات زیر در دو گروه پیشنهادت خاص و عام ارائه می گردد:

1-6) پیشنهادات خاص

1- توصیه می شود کشورهای مورد بحث از جمله ایران جهت ارتقای بهره وری کل عوامل تولید و ایجاد رشد و توسعه پایدار اقتصادی علاوه بر راهبرد توسعه صادرات، سیاست متنوع سازی اقلام صادراتی را نیز در کنار سایر عوامل موثر بر بهره وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی مد نظر قرار دهند و به صورت قاطعانه به صنایع صادراتی توجه کرده و سعی نمایند آن ها را توسعه داده و از وابستگی به صادرات تک محصولی رهایی یابند. برای نیل به این هدف سرمایه گذاری در صنایع دارای جهت گیری صادراتی، نوسازی صنایع کشور به منظور افزایش کیفیت تولیدات داخلی و افزایش قابلیت صادراتی کالاها، ایجاد انگیزه برای صادرکنندگان و تولید کنندگان صادراتی (تخفیف یا معافیت مالیاتی، کمک‌های نقدی، بیمه صادرات)، تربیت نیروی کار ماهر و متخصص، بهبود کیفیت تولیدات داخلی با استفاده از فن آوری‌های نوین می توانند سیاست‌های مناسبی تلقی گردند

2- بر اساس نتایج تحقیق، برای افزایش بهره وری کل عوامل تولید و دستیابی به رشد اقتصادی، سرمایه گذاری در سرمایه ی انسانی نیز مورد نیاز است، زیرا سرمایه گذاری در منابع انسانی می تواند با بالا بردن سطح مهارت و تخصص نیروی کار و کارآمد کردن آن و افزایش قابلیت های آن، موجب ارتقای کمی و کیفی تولید، بالابردن کارایی استفاده ازسرمایه‌های مادی و به کارگیری بهینه آنها شود. کمیت و کیفیت برتر تولیدات می تواند زمینه رقابت کالاهای صادراتی در بازارهای جهانی را فراهم آورد. بر این اساس پیشنهاد می شود جهت افزایش تأثیر سرمایه انسانی بر بهره وری و رشد اقتصادی به تحصیلات نیروی انسانی اهمیت داده شود و از طرق هدفمند کردن نظام آموزش رسمی، فرهنگ آموزش ضمن خدمت و امکان یادگیری ضمن کار را برای افراد جهت ایجاد سرمایه انسانی ماهر فراهم آورده و به تجربه و مهارت نیروی انسانی و تغییر ترکیب نیروی کار به

سمت نیروی کار ماهر اهمیت داده شود. لذا همکاری کشورها در تربیت نیروی انسانی و انتقال دانش فنی می تواند به عنوان یک سیاست مناسب تلقی شود.

3- توصیه می شود با اتخاذ سیاست های مناسب باز تجاری نظیر اتخاذ تدابیر و سیاست های وارداتی و صادراتی مناسب و حساب شده، تلاش برای صادرات کالاهای ساخته شده دارای ارزش افزوده بالا، صادرات خدمات فنی-مهندسی، بازاریابی صحیح، واردات مواد واسطه ای و اساسی صنایع، فراهم کردن بستر مناسب رقابت صنایع و افزایش کارایی آن‌ها، ایجاد بازارهای مقصد جدید، اتخاذ سیاست‌های ارزی مناسب جهت گسترش صادرات و شمار زیادی از سیاست‌های دیگر، اثربخشی سیاست‌های باز تجاری را افزایش داد.

4- با توجه به نتایج تحقیق و اهمیت موجودی سرمایه فیزیکی در رسیدن به رشد اقتصادی، سیاست‌هایی جهت کاهش ریسک اقتصادی ، کاهش قوانین غیرضروری، تشویق سرمایه گذاران خارجی و شناساندن موقعیت های سرمایه گذاری، فراهم کردن بستر مناسب جهت جلوگیری از فرار سرمایه‌های داخلی و اعطای تسهیلات لازم، می توانند باعث گسترش موجودی سرمایه فیزیکی و افزایش بهره وری آن و در نتیجه ارتقای بهره وری کل و رشد اقتصادی شوند. همچنین تجهیز نیروی انسانی با سرمایه بیشتر، عامل بسیار مهمی در ایجاد زمینه ی مناسب برای افزایش توان تولید داخلی بوده و رشد بیشتر تولید را محقق می سازد. بنابراین پیشنهاد می شود که برای بهبود و افزایش نقش نیروی انسانی در تولید، سرمایه گذاری بیشتری بر ماشین آلات و تجهیزات فیزیکی صورت گیرد که این امر می‌تواند از طریق سرمایه گذاری مشترک و استفاده از صرفه‌های ناشی از مقیاس تحقق پذیرد.

2-6) پیشنهادات عام

1- با توجه به نتایج و با وجود تأثیر مثبت متنوع سازی صادرات بر رشد اقتصادی کشورهای درحال توسعه از جمله ایران، ضریب تنوع صادرات در این کشورها نسبتاً پایین

و این کشورها همچنان از نرخ بالای رشد نسبت به دیگر کشورها برخوردار نیستند. از جمله دلایل این موضوع می تواند ترکیب نامناسب کالاهای صادراتی در این کشورها باشد که سهم عمده ی آن‌ها را کالاهای اولیه و با ارزش افزوده پایین تشکیل می دهد. بنابراین توصیه می شود کشورهای درحال توسعه از جمله ایران علاوه بر اتخاذ سیاست متنوع سازی صادرات به افزایش صادرات صنعتی و کالاهای با ارزش افزوده بالا و قابل رقابت نیز توجه نمایند و از آن جا که در تولید و صادرات کالاهای صنعتی، خلاقیت، نوآوری و دانش فنی نقش عمده ای را ایفا می کند، لذا توصیه می شود به منظور افزایش صادرات کالاهای ساخته شده و صنعتی جهت رقابت در اقتصاد بین الملل، سرمایه گذاری بیشتری بر منابع انسانی و تربیت نیروی کار ماهر و متخصص صورت گیرد . هم‌چنین، محیط و فضای لازم برای رشد و تقویت کارآفرینی، نوآوری و خلاقیت فرآهم گردد.

2- در سیاست متنوع سازی کالاهای صادراتی به کالاهایی توجه شود که از درجه بالای رقابت پذیری در بازارهای خارجی برخوردارند. توجه به این امر افزایش توان رقابتی کشور را به دنبال خواهد داشت. بنابراین توصیه می شود در کشورهای درحال توسعه از جمله ایران ساختار تولید داخلی برخی محصولات به شیوه ی مناسب تغییر داده شود به گونه ای که این محصولات توان رقابت در بازارهای جهانی را به دست آورند. بنابراین استفاده از تکنولوژی‌های روز، دستگاه‌های پیشرفته، روش‌های نوین تولید و بسته بندی مناسب کالاها می توانند سیاست‌های مناسبی تلقی گردند.

3- کشورها باید برای بهره مندی هرچه بیشتر از سیاست متنوع سازی صادرات به سرمایه گذاری در توسعه زیرساخت‌ها بپردازند، به گونه ای که هزینه‌های تولید و به خصوص هزینه‌های حمل و نقل را کاهش داده و امکان حضور در بازارهای جهانی و بازارهای رقابتی را فراهم آورند. توسعه سیستم حمل ونقل و دستیابی به سیستم‌ها و ابزارهای ارتباطی پیشرفته لازمه ورود به بازارهای جهانی است. برای رسیدن به این هدف یکپارچگی منطقه ای و همکاری کشورها در توسعه زیرساخت‌ها می تواند هزینه‌های انتقال کالا در بین کشورها و

در بازارهای جهانی را کاهش داده و ورود به بازارهای جهانی را تسهیل سازد.

4- در کنار سیاست متنوع سازی صادرات، با گسترش جغرافیایی بازارهای صادراتی، توسعه بازاریابی مناسب و متناسب ساختن کالا با نیازهای بازار می توان مقدار صادرات کالاهای جدید را افزایش داد. بنابراین پیشنهاد می گردد که صادرکنندگان و واحدهای تولیدی با کمک سازمان های دولتی (مانند مرکز توسعه صادرات) اقدام به تشکیل کمیته یا اتحادیه جهت انجام تحقیقات بازاریابی و مبادلات اطلاعات برای آگاهی از نیازهای بازار بنمایند. همچنین از آن جا که آگاهی از الگوهای مصرفی و شناخت نظرات مصرف کنندگان و اطلاع از سلیقه آن ها از عمده ترین عوامل در پیشبرد صادرات شناخته شده است برای کسب اطلاعات در این زمینه، ایجاد بانک اطلاعاتی و مراکز اطلاع رسانی از طرف دولت و شرکتهای خصوصی و استفاده از شبکه‌های اینترنت ضروری به نظر می‌رسد.

منابع

منابع فارسی

1- اسلاملوئیان ک، خدادادی ع. (1383). تأثیر متنوع‌سازی صادرات از کالاهای اولیه و کشاورزی به محصولات صنعتی بر روند بلندمدت رابطه مبادله در ایران. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره 32: صص224-183.

2- تقی پور ا، موسوی ا. (1380). تحلیلی بر متنوع سازی صادرات و تاثیر آن بر افزایش درآمدهای ارزی غیر نفتی: مورد مطالعه ایران . پژوهشنامه بازرگانی،5(18): صص 109-143.

3- صمدی ع.ح. (1380). متنوع سازی صادرات و رشد اقتصادی در ایران(1377-1347). مجله برنامه و بودجه، شماره71 : صص 68-43.

4- صمدی ع.ح، قطمیری م.ع. (1376). متنوع سازی صادرات و کاربرد مدل پرتفولیو در برنامه ریزی صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران. مجموعه مقالات هفتمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی. تهران: موسسه تحقیقات پولی و بانکی(پژوهشکده بانک مرکزی).

5-کمیجانی ا، میرجلیلی ح. (1380). ساز و کار استراتژیک تجاری برای توسعه صادرات صنعتی ایران. پژوهشنامه بازرگانی، شماره20:صص 62-31.

6- معمارنژاد ع، امام وردی ق، شایسته ا. (1388).بررسی اثر تنوع صادراتی بر رشد اقتصادی ایران در سال‌های پس ازانقلاب اسلامی(1385-1358).مجله اقتصاد کاربردی،2:صص 100-85.

7- میر شجاعی ف. (1376). بی ثباتی صادرات و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اپک، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی. شماره 4: صص69-45.

منابع انگلیسی

8- Al-Marhubi, F. (2000), "Export Diversification and Growth:an empirical investigation", Applied Economic Letters,Vol 7: pp 559–62.

9-Agosin, M. R. (2007), "Export Diversification and Growth in Emerging Economies", Working Paper No. 233. Departamento de Econom?a, Universidad de Chile.

10- Arip, Mohammad Affendy ,Yee, Lau Sim and Abdul Karim,Bakri. (2010), "Export Diversification and Economic Growth in Malaysia", University Malaysia Sarawak (UNIMAS). MPRA Paper No. 20588, posted 09. February 2010.

11-Bleaney, M. , and D. Greenaway. (2001), "The Impact of Terms of Trade and Real Exchange Volatility on Investment and Growth in Sub-Saharan Africa", Journal of Development Economics. Vol 65:pp 491–500.

12-Chenery, H. (1979), "Structural Change and Development Policy". New York: Oxford University Press.

13-Feder, G. (1983), "On Exports and Economic Growth", Journal of Development Economics, Vol 12 (1): 59 -73.

14-Feenstra, R. , and H. L. Kee (2004), "Export Variety and Country Productivity", NBER Working Paper 10830, National Bureau of Economic Research: Cambridge MA.

15-Ferreira. G. (2009), "From Coffee Beans to Microchips: Export Diversification and Economic Growth in Costa Rica", Selected Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Atlanta, Georgia, January 31-February 3.

16-Ghosh, A. R., and J. Ostry. (1994), "Export Instability and the External Balance in Developing Countries", IMF Staff Papers. Vol 41: pp 214–35.

17-Hammouda H. B, Karingi S. N, Njuguna A. E, Jallab M. (2010), "Growth , productivity and diversification in Africa", Journal productivity analysis,Vol 33:pp 125-146.

18- Herzer, D. , and D. Nowak-Lehnman (2006), "What does Export Diversification do for Growth? An Econometric Analysis", Applied Economics, Vol 38 (15): pp1825-38.

19- Hesse, H. (2008), “Export Diversification and Economic Growth, Comission on Growth and Development”, Working Paper No. 21, The International Bank for Reconstruction and Development/World Bank, Washington D. C.
20- Komeyjani, A. and Mirjalili, H. (1380). “Trade Stratejic Mechanism for Iran’s Development of Industrial Exports ”, Journal of Commercial Research. Vol 20: pp 31-62.
21- Love, J. (1986), “Commodity Concentration and Export Earnings Instability”, Journal of Development Economics, Vol 24, pp 239-248.
22- Matsuyama,K. (1992), “Agricultural Productivity, Comparative Advantage and Economic Growth”, Journal of Economic Theory. Vol 58: pp317–34.
23- Memarnejad, A., Emamverdi, Gh. and Shayesteh, A. (1388). “The Effect of Export Diversification on Economic Growth in Iran after the Islamic Revolution (1358-1385)”, Journal of Applicable Economics. Vol 2: pp 85-100.
24- Mengistae, T. , and C. Pattillo (2004), “Export Orientation and Productivity in Sub-Saharan Africa”, IMF Staff Papers, Vol 51 (2):pp 327-53.
25- Mirshojaei, F. (1376). “Export Instability and Economic Growth in Opec Countries”. Journal of Commercial Research.Vol 4. Pp 45-69.
26- Pineres. S, and M. J. Ferrantino. (2000), “Export Dynamics and Economic Growth in Latin America”, Burlington, Vermont: Ashgate Publishing Ltd.
27- Prebisch, R. (1950), “The Economic Development of Latin America and its Principal Problems”, New York: United Nations.
28- Romer, P. (1990), “Endogenous Technological Change”, Political Econ. Vol, 98 (5):pp 71–102.
29- Rosenstein-Rodan, P. (1943), “Problems of Industrialization of Eastern and Southeastern Europe”, Economic Journal, Vol 53:pp 202-11.
30- Samadi, A. H. and Ghatmiri, M. A. (1376) “Export Diversification and Portfolio Model Application in Non-Oil Export Planning in Iran’s Economy”, Proceedings of the seventh conference on monetary policy and foreign currency. Tehran: Research Institute

for Monetary and Banking.
31-Singer, H. (1950), "The Distributions of Gains Between Investing and Borrowing Countries", American Economic Review, May: pp 473-85.
32-Syrquin, M. (1989), "Patterns of Structural Change", In Handbook of Economic Development, H. Chenery and T. N. Srinavasan, eds. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
33- Taghipour, A. and Mousavi, A. (1380). "Analysis on Export Diversification and Its Effect on Increasing Non-oil Foreign Exchange Earnings: the case study of Iran". Journal of Commercial Research. Vol 5(18): pp 109-143.

آزمون علیت هشیائو بین نرخ بهره و تورم برای گروه کشورهای منا

دکتر محمد طاهر احمدی شادمهری*، دکتر محمد علی فلاحی**، سمیه خسروی***

دریافت: 1390/2/10 پذیرش: 1390/5/15

چکیده

بهره به عنوان هزینه فرصت سرمایه گذاری و به عبارت دیگر هزینه دریافت اعتبارات مورد نیاز در فرآیند تولید، نقش مهمی را در قیمت تمام شده کالا بر عهده دارد. لذا انتظار این است که تغییرات نرخ بهره بتواند نرخ تورم را تحت تأثیر قرار دهد. در این راستا این مقاله رابطه علیت بین تغییرات نرخ بهره و تورم را در گروه کشورهای منا بررسی می کند. هدف در این تحقیق پاسخ به این سئوال است که آیا می توان با کنترل نرخ بهره موفق به مهار تورم شد یا خیر؟داده‌های فصلی مربوط به نرخ بهره و تورم در مورد 16 کشور گروه منا در دوره زمانی 2008- 1997 تجزیه و تحلیل شده‌اند. جهت بررسی پایایی سری‌های زمانی داده‌ها از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و شکست ساختاری فیلیپس استفاده شده است. آزمون علیت گرنجری و علیت هشیائو برای تعیین رابطه علیت بین دو متغیر نرخ بهره و تورم مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج حاصل از آزمون‌های علیت گرنجری و هشیائو نشان می‌دهد که تنها در مورد کشورهای جیبوتی و قطر فرضیه تحقیق صدق می‌کند. به عبارت دیگر در این کشورها رابطه علیت از تغییرات نرخ بهره به تغییرات نرخ تورم وجود دارد اما در دیگر کشورها تغییر نرخ بهره علت تغییر نرخ تورم نیست. با توجه به نتایج تحقیق می توان گفت سیاست کاهش نرخ بهره در جهت کنترل نرخ تورم نمی تواند ما را به هدف مورد نظر برساند.

کلمات کلیدی: بهره، تورم، گروه منا، علیت گرنجری، علیت هشیائو.

طبقه‌بندی JEL: C4 , E4 , E5.

---

* نویسنده مسؤول و استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد E-mail:mmm1326@yahoo.com

** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

*** کارشناس ارشد دانشگاه فردوسی مشهد

1- مقدمه

نرخ بهره یکی از مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی در سیاستگذاری است؛ که به عنوان هزینه اجاره سرمایه از دیدگاه سرمایه گذار و هزینه فرصت از دیدگاه سپرده گذار محسوب می شود. بهره ماهیتی وابسته به ماهیت پول دارد و بر اساس ترجیح واحدهای اقتصادی برای نگهداری پس انداز به صورت نقدینگی قابل توجیه است. اقتصادهای پیشرفته کنونی جهان به شدت تحت تأثیر نرخ‌های بهره قرار داشته و به سرعت نسبت به تغییرات آن واکنش نشان می دهند. در واقع، شاخص نرخ بهره به عنوان یک ابزار کنترلی قدرتمند در اداره و هدایت بازار عمل می‌کند. نرخ بهره در اقتصادهای پیشرفته، با توجه به وضعیت بازار و از تقابل عرضه و تقاضای پول تعیین می شود و لذا، نرخی - تقریباً- طبیعی یا رقابتی است. اما در بسیاری از کشورهای در حال توسعه و در فقدان ساختارهای کارآمدی همچون بازارهای مالی پیشرفته، نرخ‌های بهره معمولاً بدون توجه به وضعیت بازار، به صورت دستوری و با در نظر گرفتن شاخص‌های کلی اقتصادی از جمله تورم و با دیدگاه حمایتی نسبت به بعضی از بخش‌های اقتصادی، تعیین می گردد.

دولت‌ها همواره برای مهار تورم اقدام به اعمال سیاست‌های مختلفی می کنند که سیاست‌های پولی از جمله سیاست‌هایی است که بر عرضه پول و هم‌چنین نرخ بهره اثر می‌گذارند و از این طریق بسیاری از اهداف اقتصادی؛ مانند افزایش اشتغال، ثبات قیمت‌ها، حل مشکل رکود و... را متأثر می‌سازند. سیاست‌های پولی از طریق کانال‌های مختلفی اقتصاد کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد که یکی از آنها کانال تغییرات نرخ بهره است که منشأ تأثیرات قابل توجهی بر متغیرهای اقتصادی از جمله نرخ تورم می باشد.

همواره میان کارشناسان و صاحبنظران اقتصادی در مورد افزایش یا کاهش نرخ‌های بهره بانکی اختلاف نظر وجود دارد به طوری که عده ای از کارشناسان با اشاره به نرخ‌های تورمی بالا و در نتیجه وجود نرخ‌های بهره حقیقی منفی بر روی سپرده‌های بانکی، معتقد به افزایش آن (Khavari et al., 2005: 11-35) و در طرف مقابل برخی دیگر از

کارشناسان در زمینه رابطه بین نرخ بهره و سرمایه گذاری، معتقدند که افزایش نرخ‌های بهره بانکی اثر منفی بر روی سرمایه گذاری خواهد داشت. دغدغه موافقان کاهش نرخ بهره در کشورهای در حال توسعه، حجم کم سرمایه گذاری و قدرت رقابتی پایین تولید کنندگان است. استدلال اصلی آنان این است که با کاهش نرخ بهره بانکی به عنوان بخشی از هزینه سرمایه گذاری، می‌توان حجم سرمایه گذاری را افزایش داده و قیمت تمام شده محصولات تولیدی را کاهش داد، که موجبات کاهش تورم را نیز فراهم می‌آورد (Aziznejad, 1386: 1-8). در مقابل، مخالفان این نظر نگران تبعات منفی کاهش نرخ بهره، بدون کاهش نرخ تورم اند و شرط اصلی و اساسی کاهش نرخ بهره اسمی را کاهش نرخ تورم و به تبع آن تعدیل انتظارات تورمی مردم و در نهایت مثبت شدن نسبی نرخ بهره بانکی می‌دانند. لذا از دید آنان، کاهش نرخ بهره بانکی تنها در یک افق بلندمدت و در سایه کاهش تدریجی نرخ تورم این کشورها، امکان پذیر است (Mehregan et al., 2006: 12-36). این نظر بر مبنای رابطه ای به نام «اثر فیشر» بیان شده است. این رابطه استدلال می‌کند که با فرض ثابت بودن نرخ بهره حقیقی، رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم مثبت است و یک رابطه علّی دو طرفه بین این دو متغیر برقرار است (Fisher, 1930). بیشتر مباحث مطرح شده در خصوص روابط علت و معلولی بین نرخ تورم و نرخ بهره، در مورد کشورهای توسعه یافته صورت گرفته است. اما در این تحقیق بررسی این رابطه برای کشورهای گروه منا (کشورهای خاورمیانه و شمال افریقا) انجام گرفته است. این تقسیم بندی منطقه ای شامل کشورهای در حال توسعه اسلامی است که به شدت تحت تأثیر قیمت‌های جهانی مواد خام و نفت هستند؛ و به‌نظر می‌رسد که تورم به عنوان چالش واقعی منطقه باقی بماند. لذا سیاست‌های اصلاحی روی نرخ بهره بکار گرفته شده است تا بر روی تورم تأثیرگذار باشد. علاوه بر این، این کشورها اقتصادهای مشابهی دارند و تقریباً تعیین نرخ‌های بهره بانکی در این کشورها به صورت دستوری اعمال می‌شود. لذا مورد مناسبی برای مطالعه می‌باشند.

2- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

برای بررسی رابطه بین تورم و نرخ بهره می‌توان از تئوری‌های موجود در اقتصاد کلان بهره جست. برای این منظور بر اساس مباحث اقتصاد کلان، مکانیزم تأثیرگذاری نرخ بهره بر تورم و نیز نحوه تأثیرگذاری تورم بر نرخ بهره مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. مطابق ادبیات اقتصاد کلان، چنانچه سطح قیمت‌ها افزایش پیدا کند، اولین متغیر تأثیرپذیر از افزایش سطح قیمت‌ها، تراز حقیقی پول است. به عبارت دیگر، با افزایش سطح قیمت‌ها، عرضه حقیقی پول کاهش پیدا می‌کند. در چارچوب تحلیل‌های کینزی، کاهش عرضه حقیقی پول (مازاد تقاضای پول) سبب اختلالاتی در اقتصاد می‌شود. بر اساس تعادل والراسی، برای این که در مجموع در اقتصاد تعادل برقرار شود، بروز مازاد تقاضای پول در بازار پول سبب ایجاد مازاد عرضه در بازار اوراق می‌شود که این امر سبب کاهش قیمت اوراق قرضه و افزایش نرخ بهره بازار می‌شود. بنابراین، از لحاظ تئوریک انتظار بر این است که با افزایش سطح قیمت‌ها نرخ بهره افزایش پیدا کند. پس، از لحاظ تئوریک رابطه علّی مثبت از نرخ تورم به سمت نرخ بهره اسمی وجود دارد. به بیان دیگر، افزایش نرخ تورم می‌تواند موجبات افزایش نرخ بهره را در اقتصاد فراهم کند.

اما چگونگی اثرگذاری نرخ بهره بر تورم می‌تواند به طرق مختلف توضیح داده شود. یکی از مکانیزم‌های اثرگذاری نرخ بهره بر نرخ تورم، هزینه استفاده از سرمایه است. به طوری که افزایش نرخ بهره، هزینه استفاده از سرمایه را افزایش می‌دهد. که این امر در نهایت منجر به افزایش هزینه‌های تولید می‌شود. افزایش هزینه‌های تولید با انتقال به سمت چپ منحنی عرضه کل اقتصاد در نهایت سبب افزایش تورم می‌شود. هم‌چنین تغییرات نرخ بهره می‌تواند از طریق تأثیرگذاری بر حجم پول، تورم را تحت تأثیر قرار دهد. بدین ترتیب که در الگوهای درونزای پول، که عرضه پول تابعی مستقیم از نرخ بهره است، با افزایش نرخ بهره، عرضه پول افزایش می‌یابد. بر اساس تئوری مقداری پول در بلندمدت و کوتاه‌مدت، افزایش عرضه پول موجب افزایش سطح قیمت‌ها خواهد شد. هر چند ممکن

است عرضه پول در رکود گسترده تأثیر معنی دار بر تورم نداشته باشد، لیکن در حالت متعارف و حداقل در میان مدت و بلندمدت تأثیر حجم پول بر تورم مثبت و معنی دار است (Asgharpour, 2005). بنابراین از لحاظ تئوریک انتظار بر این است که افزایش نرخ بهره می‌تواند سطح قیمت‌ها را افزایش دهد و از این رو استدلال بر این است که رابطه علّی از نرخ بهره بر تورم ممکن است (Fisher, 1930).

یکی دیگر از مکانیزم‌های توضیح ارتباط بین نرخ بهره و نرخ تورم، رابطه معروف بین نرخ بهره اسمی و حقیقی است و در ادبیات اقتصادی این موضوع تاریخچه طولانی دارد که به 270 سال پیش برمی گردد. در اوایل دهه 1740 ویلیام داگلاس[1] رابطه بین نرخ بهره حقیقی و اسمی را به عنوان یک تئوری مطرح کرد و هنری تورنتون[2] از این ایده برای تبیین رابطه بین نرخ بهره حقیقی و اسمی استفاده کرده است. اروینگ فیشر[3] این تئوری را به صورت رابطه ای منسجم تبیین کرد. طی سالیان متمادی اقتصاددانانی همچون میل[4]، هاس[5]، مارشال[6] و کلارک[7] به این موضوع پرداخته اند (Humphery, 1983: 2).

میل در کتابش تحت عنوان «اصول اقتصاد سیاسی» نوشته است که افزایش نرخ بهره می‌تواند سبب افزایش سطح قیمت‌ها شود. برطبق نظر میل تورم، نرخ بهره واقعی را به میزان کاهش ارزش پول کاهش می دهد؛ که پیش از او اقتصاددانان تنها کاهش ارزش پول را بررسی کردند (همان).

هم‌چنین هاس در مقاله ای می نویسد که نرخ بهره مورد انتظار، تغییرات ارزش پول را بررسی می‌کند که شامل عناصر (تورمی) چون: پاداش وام سرمایه، پاداش ریسک و پاداش برای نوسانات قیمت انرژی است (De Haas, 1889: 99-116).

1- William Douglas
2- Henry Thornton
3- Irving Fisher
4- Mill
5- Haas
6- Marshall
7- John B Clark

بعد از آن آلفرد مارشال گرچه فرمول مشخصی را بیان نکرد، اما رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم را به شرح زیر مورد بررسی قرار داده است:

$$r = i - p - ip$$

که در این رابطه r نشانگر نرخ بهره حقیقی، i نرخ بهره اسمی، p نرخ تورم و ip اثر تقاطعی دو متغیر نرخ بهره اسمی و نرخ تورم است. بنابراین از دیدگاه مارشال نرخ بهره اسمی و نرخ تورم رابطه مستقیم با هم دارند (Marshall, 1887: 188-211).

جان باتیس کلارک بر خلاف مارشال معتقد است که نرخ بهره حقیقی ثابت بوده و در بررسی‌های خود به تأثیر نرخ تورم بر نرخ بهره اسمی پرداخته است. از دیدگاه وی، نرخ بهره رابطه مستقیم با نرخ تورم دارد یعنی نرخ بهره اسمی باید متناسب با نرخ تورم تغییر کند و در این صورت نرخ بهره واقعی ثابت می ماند. بدین ترتیب او مدل نرخ بهره اسمی را اصلاح نمود (Clark, 1895: 383-397).

ویکسل[1] اعتقاد داشت که علی رغم نظریه کلاسیک‌ها، تغییر در متغیرهای پولی می‌تواند در شرایطی بر متغیرهای واقعی تأثیر بگذارد. نظریه پولی ویکسل تحلیلی است که به وسیله آن، رابطه بین حجم عرضه پول و قیمت‌ها به طور غیر مستقیم بیان می شود. در نظریه کلاسیک‌ها، تغییر در سطح قیمت از مجرایی مستقیم، یعنی نظریه مقداری پول و از طریق رابطه مبادله فیشر صورت می گیرد. به عبارت دیگر، در رابطه MV=PQ، هرگاه تولید (Q) در اشتغال کامل ثابت و سرعت گردش پول (V) هم ثابت باشد با افزایش عرضه پول (M) قیمت‌ها (P) هم به همان نسبت بالا خواهد رفت. در مقابل این نظریه ویکسل معتقد است که قیمت‌ها ممکن است از مجرایی غیر مستقیم در اقتصادی که در اشتغال کامل است، افزایش یابد. ویکسل این نظریه را از طریق ارتباط بین «نرخ بهره واقعی یا طبیعی» و«نرخ بهره اسمی یا بازاری» تحلیل می‌کند (Wicksell, 1965:82).

با مرور ادبیات مطرح شده می‌توان استدلال کرد که نرخ تورم بر نرخ بهره اسمی تأثیر

1-Wicksell

مثبت دارد. با این وجود، رابطه بین نرخ بهره اسمی و حقیقی تا زمان اروینگ فیشر از دقت و چارچوب تحلیلی مناسبی برخوردار نبوده است. اروینگ فیشر از نظریه پردازان کلاسیک با بهره گیری از مطالعات دیگران، تئوری تورم و بهره را تحت یک رابطه مثبت میان نرخ سود اسمی و تورم مورد انتظار تبیین کرد. هر چند این رابطه اولین بار توسط تورنتون در سال 1802 مطرح شد، اما بعدها در سال 1930 توسط اروینگ فیشر شکل یک نظریه منسجم را به خود گرفت (Lutz, 1974: 99-117). «اثر فیشر» یکی از نتایج مهم نظریه نرخ بهره است که در سال 1930 توسط فیشر در کتاب معروف او «نظریه بهره» مطرح شد. «اثر فیشر»، به این صورت بیان می‌شود که یک واحد افزایش در تورم انتظاری (P_e)، موجب یک واحد افزایش در نرخ بهره اسمی (i) می شود[1] و نرخ بهره واقعی(r)، که نقش اصلی را در شکل دهی به رفتار سرمایه گذاری و پس انداز دارد، ثابت می‌ماند. نتیجه بسیار مهمی که از اثر فیشر می‌توان گرفت، این است که سیاست‌های پولی خنثی هستند و هر چند که انتظارات تورمی را ایجاد می‌کنند، اما نمی‌توانند متغیرهای واقعی اقتصاد را متأثر کنند. بنابراین، می‌توان اثر فیشر را یکی از نتایج مهم مکتب کلاسیک دانست و آن را در قالب یک مدل کلاسیک به نمایش گذاشت(Mccallum, 1989).

به طور خلاصه اثر فیشر بیان می دارد که یک واحد افزایش در نرخ تورم انتظاری، نرخ بهره اسمی را یک واحد افزایش می دهد و نرخ بهره حقیقی مورد انتظار ثابت می ماند و یا طبق رابطه زیر داریم: $r= i - p_e$ که در آن r نرخ بهره حقیقی، i نرخ بهره اسمی و P_e نرخ تورم انتظاری است. بنابراین می‌توان گفت که از لحاظ تئوریک، رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم مثبت است و یک رابطه علّی دو طرفه بین این دو متغیر برقرار است (Fisher, 1896).

1- نکته ریاضی: این رابطه که نرخ بهره اسمی، نرخ بهره واقعی و نرخ تورم را به هم مربوط می کند، تنها یک تقریب ریاضی است. فرمول دقیق به صورت $(1+r) =(1+n)/(1+Pe)$ است. تقریب فوق به طور معقولی صحیح است، چرا که هر سه نرخ مذکور نسبتاً کوچک‌اند، مثلا زیر 20 درصد (Mankiw, 2006: 91).

فیشر سپس بحث انتظارات را مطرح می‌کند؛ از نظر او فرض پیش بینی کامل و تطبیق انتظارات در کوتاه‌مدت بسیار ایده آل است و فرض واقعی تر آن است که پیش بینی را تأخیری و انتظارات را در بلندمدت، تطبیقی بدانیم. فیشر بر این باور بود که مدت زمان زیادی نزدیک به 30 سال طول کشید تا اقتصاد با میزان تورم جدید تطبیق یابد. اما خاطر نشان کرد که با پیشرفت اقتصاد و در دنیای جدید، پیش بینی هر روز نسبت به گذشته کامل تر و تطبیق انتظارات سریع تر انجام می گیرد. بنابراین در بلندمدت نرخ تورم انتظاری با نرخ تورم واقعی برابر خواهد بود.

از این رو فیشر استدلال می‌کند که در بلندمدت یک واحد افزایش در تورم، نرخ بهره اسمی را یک واحد افزایش خواهد داد و میزان نرخ بهره واقعی ثابت می ماند. بنابراین نرخ بهره واقعی از نرخ تورم مستقل است و عوامل تعیین کننده آن عوامل واقعی اقتصاد نظیر بهره‌وری و صرفه جویی اند . (Fisher, 1930: 636)

طبق مباحث ارائه شده در چارچوب نظری، مدل مورد استفاده جهت آزمون فرضیه تحقیق، «اثر فیشر» است که به رابطه مثبت بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم، البته با شرط ثابت بودن نرخ بهره حقیقی، اشاره دارد.

با توجه به مطالب این بخش، می‌توان نتیجه گرفت که اصل نظریه «اروینگ فیشر»، معروف به «اثر فیشر»، (که به این صورت بیان می‌گردد که یک واحد افزایش در تورم انتظاری، موجب یک واحد افزایش در نرخ بهره اسمی شده و نرخ بهره واقعی که نقش اصلی را در شکل دهی به رفتار سرمایه گذاری و پس انداز دارد، ثابت می‌ماند) مورد توافق اغلب نظریه پردازان و سیاستگذاران در سال‌های اخیر بوده و در اغلب کشورها و هم‌چنین بازه‌های زمانی که مورد بررسی قرار گرفته اند، اعتبار و صحت این نظریه به اثبات رسیده است. از این میان، می‌توان به مطالعات انجام گرفته اشاره کرد؛ که با روش‌های مختلف از جمله هم انباشتگی، صحت نظریه فیشر را تأیید کرده اند و در واقع «اثر فیشر» را آزمون و مورد تأیید قرار داده اند. کاسمن و همکاران

(Kasman et al., 2005) در مقاله خود تحت عنوان «بازنگری فرضیات فیشر: در تحلیل هم انباشتگی جزء به جزء» صحت فرضیات فیشر را با استفاده از داده‌های 33 کشور توسعه یافته و در حال توسعه مورد بررسی قرار داده اند. و در این بررسی آزمون هم انباشتگی جزء به جزء برای اکثریت کشورها صحت فرضیات فیشر را تأیید می‌کند. کارنیرو و همکاران (Carneiro, et al., 2004) در مقاله ای تحت عنوان «بازنگری اثر فیشر: تجزیه و تحلیل هم انباشتگی بین نرخ بهره و تورم» به بررسی صحت فرضیات فیشر برای تطبیق تغییرات نرخ تورم می پردازند. آن ها در این تحقیق تجزیه و تحلیل‌های خود را در بازه زمانی 1997-1980 به صورت ماهانه برای سه کشوری که در این دوره تورم مزمن داشته اند انجام داده اند. سه کشور مورد آزمون در این بررسی کشورهای: آرژانتین، برزیل و مکزیک بوده است. نتایج این تجزیه و تحلیل نشان می دهد که یک تعادل پایدار بلندمدت در رابطه بین نرخ‌های بهره اسمی و نرخ تورم تنها برای کشورهای آرژانتین و برزیل وجود داشته؛ و این رابطه تعادلی بلندمدت برای کشور مکزیک در آزمون مزبور وجود ندارد. لاردیک و میگنان (Lardic and Mignon, 2003) در مقاله «هم انباشتگی جزء به جزء بین نرخ‌های بهره اسمی و نرخ تورم: آزمونی مجدد از رابطه فیشر درکشورهای G7» فرضیات فیشر را در چهارچوب رابطه بین نرخ‌های بهره اسمی و تورم برای کشورهای G7 در بازه زمانی 1970:1 – 2001:3 آزمون کرده اند. نتایج این تحقیق با استفاده از فرضیات فیشر، وجود رابطه هم انباشتگی جزء به جزء که یک رابطه تعادلی بلندمدت پایدار بین نرخ بهره و تورم می باشد را اثبات می‌کند. غزالی و راملی (Ghazali and Ramlee, 2003) در مقاله ای نرخ‌های بهره کشورهای G7 را در بلندمدت، با به کارگیری مدل ARFIMA بررسی نموده اند؛ و بر این امر تأکید دارند که با استفاده از فرضیات هم انباشتگی، رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم همواره و برای دوره‌های زمانی مختلف برقرار نیست و یا رابطه معنی دار قوی بین این دو متغیر وجود ندارد. و از طریق اثر فیشر به این نتیجه رسیده اند که رابطه این دو متغیر در این کشورها واقعی نیست.

با این حال، برخی مطالعات انجام شده، مانند کوستاس و سرلتیس (Koustas and Serletis, 1999) در مطالعه ای تحت عنوان «درباره اثر فیشر» به بررسی اثر فیشر در 11 کشور توسعه یافته (آلمان، امریکا، انگلستان، ایرلند، بلژیک، دانمارک، ژاپن، فرانسه، کانادا، هلند و یونان) می پردازند. داده‌های موجود به صورت فصلی و پس از جنگ جهانی دوم در بازه زمانی 1957:1 - 1995:2 می باشد که با استفاده از آنها رابطه فیشر در چهارچوب ارتباط بین تورم و نرخ‌های بهره اسمی کوتاه‌مدت مورد آزمون قرار می گیرد. در این بررسی از آزمون ریشه واحد استفاده شده و با استفاده از هم انباشتگی و هم‌چنین استفاده از روشBVAR برای دو متغیر نرخ تورم و نرخ بهره اسمی، معنی داری اثر فیشر را آزمون کرده اند. نتایج نشان داده است که داده‌های مورد بررسی نظریه فیشر را تأیید نمی‌کنند؛ بلکه بر اثر ماندل[1] صحه می‌گذارند. کندل و همکاران (Kandel et al.,1996) در مقاله ای با عنوان «نرخ بهره واقعی و تورم: یک تحلیل پیش بینی شده» با استفاده از شاخص قیمت‌ها فرضیه فیشر مبنی بر این که نرخ بهره واقعی از انتظارات تورمی مستقل است را آزمون کرده اند و در نهایت به این نتیجه رسیده اند که یک همبستگی معکوس بین نرخ بهره واقعی و تورم مورد انتظار وجود دارد؛ البته این بررسی متناقض با فرضیه فیشر و سازگار با تئوری‌های توبین و ماندل می باشد.

علاوه بر این‌ها مطالعات دیگری در زمینه رابطه نرخ بهره و تورم از روش‌های دیگری نیز انجام شده است که در اینجا نمونه‌هایی از آن را بیان می کنیم: تیلمن (Tillmann, 2007) در مقاله «آیا نرخ بهره بر پویایی‌های تورم اثر دارد؟ تحلیل انتقال

1- نظریه «ماندل» بیانگر این است که یک واحد افزایش در تورم انتظاری، نرخ بهره واقعی را کاهش می دهد و اثر تورم انتظاری بر نرخ بهره اسمی کمتر از واحد خواهد بود، این رابطه به «اثر ماندل» معروف شده است:

$1<i = r + \beta Pe , \beta$

«اثر ماندل» بر این موضوع دلالت دارد که تغییرات تورم و در نتیجه سیاست پولی، غیرخنثی است .Mundell, (1963: 280-83)

هزینه روی انتقال پولی» دلایل تجربی تأثیر مستقیم نرخ بهره روی هزینه نهایی شرکت‌ها و هم‌چنین روی تورم را در راستای منحنی فیلیپس بررسی می نماید. این بررسی برای کشور امریکا و انگلستان در دوره زمانی 1960:1 - 2004:1 و هم‌چنین منطقه اروپا در دوره زمانی 1970:1 – 2003:1 با استفاده از مدل VAR در چهارچوب سه متغیر نرخ بهره، سهم نیروی کار و نرخ تورم انجام گرفته است. در این تحقیق این نتیجه برای کل داده‌ها به دست آمده که به طور عمده ارزش فعلی نرخ‌های بهره بر پویایی‌های تورم در یک مسیر دائمی تأثیر می گذارد. به علاوه انتقال هزینه، می تواند رویدادهای تورمی را از طریق مدل نیوکینزین‌های استاندارد شرح دهد و برطبق انتقال هزینه؛ نرخ‌های بهره بالاتر، هزینه تولید نهایی بالاتر و در نتیجه تورم بالاتری را در پی خواهد داشت. کلمنته و همکاران (Clemente et al., 2004) در مقاله ای با موضوع «شکست ساختاری، تورم و نرخ‌های بهره: مطالعه موردی کشورهای G7» به بررسی آزمون فیشر در مورد اقتصاد کشورهای G7 می پردازد. نرخ بهره اسمی و تورم دو متغیر مورد مطالعه هستند که در این مقاله ابتدا از روش هم انباشتگی و ریشه واحد استفاده شده و سپس روش بای و پرون (Bai and Perron, 2003) برای بررسی شکست ساختاری مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج این مطالعه وجود تغییرات ساختاری را در معادله فیشر نشان می دهد. مزیت این روش در این است که معادله فیشر را با فرض وجود شکست ساختاری تخمین می زند. در نهایت، نتایج این گونه مطالعات نشان می دهد که استفاده از روش هم انباشتگی/ ریشه واحد به دلیل وجود تغییرات ساختاری، جهت بررسی داده‌ها مناسب نبوده و روش مناسب جهت تجزیه و تحلیل اثر فیشر، آزمون بای و پرون است که نتیجه این روش تنها فرضیه فیشر را برای اقتصاد کشورهای امریکا، فرانسه و ژاپن قبول می نماید. بوث و سینر (Booth and Ciner, 2001) در مقاله ای تحت عنوان «رابطه بین نرخ‌های بهره اسمی و تورم: سندی بین المللی» با استفاده از تکنیک هم انباشتگی، به بررسی رابطه علّی بین دو متغیر نرخ‌های بهره رایج اروپائی و نرخ تورم 9 کشور اروپائی و امریکا پرداخته اند.

استفاده از روش هم انباشتگی در این آزمون مشخص می‌کند که در اکثر موارد، به استثنای یک مورد، رابطه ای یک به یک بین نرخ‌های بهره رایج اروپائی و نرخ تورم وجود دارد؛ البته با توجه به این نکته که نرخ تورم سهم قابل پیش بینی تری در بازار نسبت به نرخ بهره اسمی دارد. برزوزا (Brzoza, 2001) در مقاله خود با عنوان «رابطه بین نرخ‌های بهره حقیقی و تورم» از توصیف ساده ای درباره رابطه بلندمدت بین نرخ‌های بهره حقیقی و تورم استفاده کرده است؛ و سپس از طریق تکنیک‌های ساده هم انباشتگی از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) و هم‌چنین از مدل p-star استفاده کرده است. در مدل p-star رابطه بلندمدت برای شکاف بین نرخ بهره واقعی و تورم بررسی می شود. که رابطه اصلی آن به صورت زیر آورده شده است:

$$P_{e+1}= P_{t+1} - P_t= \beta (r^*-r_t) \ , \ \beta>0$$

که در این رابطه P_eنرخ تورم، P سطح عمومی قیمت‌ها، r^* نرخ طبیعی بهره و r نرخ واقعی بهره می باشد. او در نهایت به یک رابطه پایدار بلندمدت بین نرخ تورم و نرخ بهره می رسد. بالک و ریدر (Bullock and Rider, 1991) در مقاله خود تحت عنوان «میان بر رابطه میان نرخ‌های بهره و تورم در بیش از سه دهه گذشته» نگاهی دارند به رابطه بین نرخ‌های بهره و تورمِ تعدادی از کشورهای صنعتی در بیش از سه دهه گذشته، که در سه بخش بررسی شده است و رابطه بین این دو متغیر را در تمام این کشورها در دوره‌های کوچک تری جستجو می نمایند و نتایج جالب توجه به دست آمده این که در دهه 1970 رابطه بین نرخ‌های بهره و تورم یک رابطه منفی است (کشورهای با تورم بالا در کوتاه‌مدت نرخ‌های بهره واقعی پائین تری داشتند). در حالی که در دهه 1980 در دوره ای کوتاه‌مدت رابطه ای مثبت بین این دو متغیر وجود داشته است. سپس در ادامه به تفسیر این مشاهدات و چرایی رابطه مثبت بین این دو متغیر در دهه 1980 پرداخته و در انتها به این مسأله اشاره نمودند که متأسفانه آزمون مورد استفاده نمی‌تواند قطعیت فرضیات را تشخیص دهد.

در مورد رابطه بین نرخ بهره و تورم در ایران مطالعات زیادی صورت نگرفته است؛ و بررسی‌های موجود در این زمینه صرفاً به صورت سمینارها و مباحث تئوریک بوده است. کمیجانی و بهرامی راد (1386) مقاله ای با عنوان «آزمون رابطه بلندمدت بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم» را برای اقتصاد ایران تدوین نموده اند و این طور عنوان کرده اند که مدل‌های هم انباشتگی ابزار مناسبی برای تحلیل روابط بین این متغیرها به شمار می‌روند. هم چنین مدل‌های هم انباشتگی و تصحیح خطا ما را قادر می‌کنند تا بین نوسانات کوتاه مدت و تعادل بلندمدت تمایز قائل شویم. نتایج تخمین‌های این تحقیق نشان می دهد به ویژه برای سال‌های بعد از انقلاب، رابطه بلندمدت بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم با وضوح ملاحظه می‌شود که بسیار شبیه یافته‌های تجربی در کشورهای دیگر است. لذا همانند اغلب کشورها، در اقتصاد ایران نیز، تغییرات نرخ تورم در بلندمدت می‌تواند تغییرات نرخ سود اسمی را توضیح دهد و این بدان معنی است که طبق تصریح «فیشر»، رفتار عاملان اقتصادی در اقتصاد ایران نیز، تابعی از نرخ سود واقعی است و نه نرخ سود اسمی. مهرگان و همکاران (1385) در مطالعه خود تحت عنوان «بررسی رابطه علّی بین نرخ بهره و تورم: با استفاده از داده‌های تابلویی» به بررسی رابطه علّی بین نرخ بهره و تورم با استفاده از داده‌های تابلویی در مورد 24 کشور (البته کشور ایران در این مطالعه آورده نشده است) طی دوره2003-2001 پرداخته و با بهره گیری از متدولوژی جدید آزمون علیتی این رابطه را به بوته آزمون گذارده‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که از لحاظ آماری افزایش نرخ بهره سبب افزایش نرخ تورم شده است و بدین ترتیب نرخ بهره علت نرخ تورم می‌باشد و لیکن افزایش نرخ تورم به طور معنی‌دار نتوآن استه است موجب افزایش نرخ بهره در کشورهای منتخب شود. به عبارت دیگر، علّی‌رغم این که نرخ تورم تأثیر مثبت بر نرخ بهره داشته است، لیکن به طور معنی دار نرخ تورم علت نرخ بهره نیست. پس نتایج مطالعات نشان دهنده علیت یک طرفه از نرخ بهره به سوی نرخ تورم می‌باشد. کهزادی و نوفرستی (1385) در مطالعه ای با عنوان

«بررسی اثر تغییرات نرخ بهره بر تورم» کشش سطح عمومی قیمت‌ها نسبت به نرخ بهره بانکی را با استفاده از الگوهای بلندمدت و تصحیح‌خطا مورد بررسی قرار داده‌اند و به این نتیجه رسیده اند که نرخ بهره بانکی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تورم را به نحو معنی داری تحت تأثیر قرار می‌دهد ولی مقدار تأثیرگذاری آن بسیار اندک است، به طوری‌که استفاده از آن به عنوان یک ابزار سیاستی جهت کنترل و کاهش نرخ تورم پیشنهاد نمی‌گردد.

3- مدل تحقیق

همان‌طور که در بخش دوم در قسمت مبانی نظری تشریح گردید؛ اروینگ فیشر (1896) بابهره گیری از مطالعات دیگران، نظریه تورم و بهره را به صورتی منسجم تبیین کرد. رابطه معرفی شده توسط فیشر به شکل زیر است:

$$r = i - p \qquad (1)$$

که در آن r نرخ بهره حقیقی، i نرخ بهره اسمی وp نرخ تورم است.

بنابراین می‌توان گفت که از لحاظ نظری، در صورت ثابت بودن نرخ بهره واقعی رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم مثبت است و یک رابطه علّی دو طرفه بین این دو متغیر برقرار است. در مقاله حاضر بررسی رابطه بین تغییرات نرخ بهره و نرخ تورم برای گروه کشورهای منا با توجه به مدل فوق مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به رابطه فیشر مدل تحقیق حاضر نیز به صورت زیر بیان می گردد:

$$dinr = DINR - DCPI \qquad (2)$$

که در آن dinr تغییرات نرخ بهره حقیقی، DINR تغییرات نرخ بهره اسمی و DCPIتغییرات نرخ تورم است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق عبارتنداز نرخ بهره اسمی (INR) و شاخص قیمت مصرف کننده (CPI).

در تحقیق حاضر، از شاخص بهای مصرف کننده به عنوان داده‌های مربوط به نرخ تورم استفاده شده است، ولی استفاده از داده‌های مناسب برای نرخ بهره اسمی نیازمند تأمل بیشتری است: به دست آوردن داده‌های دقیق در مورد نرخ بهره حتی در کشورهای

توسعه یافته نیز با مشکلات فراوان همراه است و محققـان از داده‌هـای متفـاوتی بـرای ایـن متغیر استفاده می‌کنند. لذا از آنجا که در کشورهای مورد بررسـی نیـز آمـار داده‌هـای نـرخ بهره وجود ندارد ما ناچار به انتخاب یک جانشین مناسب برای آن مـی باشـیم. متغیـر نـرخ بهره اسمی که در مدل تحقیق حاضر تصریح شده است، مطابق ادبیات تحقیـق، در تمـامی کشورها به جز کشور عربستان نرخ وام دهی (Lending Rates) است. لازم به ذکر اسـت که در کشور عربستان تنها نرخ بهره ای که با عنوان (Interest Rate) در آمارهای جهانی وجود دارد، نرخ‌های سـپرده (Deposit Rates) اسـت کـه البتـه در تحقیـق حاضـر نیـز از همین نرخ به عنوان نرخ بهره اسمی استفاده شده اسـت. هـم‌چنـین کشـور عـراق و امـارات متحده عربی نیز نمونه‌های دیگری در بین این گروه هستند که بـه دلیـل در دسـترس نبـودن داده‌های مورد نظر در دوره زمانی پژوهش، مجبور به حذف این دو کشور در تحقیـق شـده ایم. به این ترتیب برای به دست آوردن داده‌های مناسب نـرخ وام دهـی در میـان برخـی از کشورهای گروه منا، با مشکل مواجه شدیم و در نهایت از بین 18 کشور معرفی شده گروه منا در بانک‌های اطلاعاتی بین المللی تنها به بررسی 16 کشور مـی پـردازیم. ایـن کشـورها عبارتند از: اردن، الجزایر، ایران، بحرین، تونس، جیبـوتی، سـوریه، عربسـتان، عمـان، قطـر، کویت، لبنان، لیبی، مراکش، مصر و یمن.

4- ارائه الگوی پیشنهادی

4-1آزمون علیت گرنجری

نکته مهم و قابل تأمل در بررسی رابطه بین نرخ تورم و نرخ بهره چگـونگی آزمـون علیـت بین این دو متغیر می باشد. بیشتر آزمون‌های علّی انجـام شـده بـین نـرخ بهـره و نـرخ تـورم عمدتاً با استفاده از آزمون علیت گرنجری است که به نوعی آزمون خود رگرسیون برداری دو متغیره است؛ که به طور خلاصه روش انجام این آزمون، بررسی وجود یا عـدم وجـود وقفه‌های یک متغیر در معادله متغیر دیگر است به این صورت که اگر و تنها اگـر تمـامی ضرایب با وقفه در معادله برابر صفر باشند، علت گرنجری نیست. اما ایـن آزمـون مسـتلزم

پایایی متغیرها است و در مورد متغیرهای ناپایا، تنها در شرایطی امکان این آزمون وجود دارد، که دو متغیر هم انباشته نباشند. در صورت وجود رابطه هم انباشتگی بین دو متغیر، باید آزمون علیت، را بر مبنای مدل تصحیح خطا (Error Correction Model) انجام دهیم (Enders, 2004: 358-359).

گرنجر (Granger, 1969) با استفاده از این واقعیت که آینده نمی تواند علت حال یا گذشته باشد، بیان می کند که چنانچه مقادیر جاری Y_t با استفاده از مقادیر گذشته X_t با دقت پیش بینی شود، در این صورت X_t را علت گرنجری Y_t می گویند. در آزمون علیت گرنجری برای این که فرضیه «X_t علت گرنجری Y_t نیست» آزمون شود، یک مدل خود توضیح برداری (VAR) به شکل زیر تشکیل داده می شود:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i X_{t-i} + u_t \qquad (3)$$

اگر $\beta_i = 0$, i=1,2,…,k باشد، در آن صورت X_t علت گرنجری Y_t نیست. البته در این آزمون طول وقفه k تا حدودی انتخابی است. گرنجر (1986) بیان می کند که این آزمون زمانی معتبر است که متغیرها هم‌جمع نباشند. پس در ابتدا، باید پایایی و ناپایایی متغیرها را بررسی کنیم؛ در صورتی که متغیرها ناپایا از درجه یک بوده می توان یک مدل خودتوضیح برداری روی تفاضل اول متغیرها تشکیل داد و سپس آزمون را انجام داد. از طرف دیگر، نتایج آزمون علیت گرنجری نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است. اگر طول وقفه انتخابی، کمتر از طول وقفه واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل خودتوضیح برداری باعث می شوند که برآوردها ناکارا باشند (Cheng and Lai, 1997: 435-444).

باید خاطر نشان کرد که آزمون علیت گرنجری نسبت به انتخاب طول وقفه بهینه حساس می‌باشد و عدم انتخاب طول وقفه مناسب و صحیح، موجب بروز مشکلات غیر قابل اغماض در مدل خواهد شد و می باید از آزمون علیت جدیدتری استفاده کرد. به

همین جهت استفاده از این آزمون جهت تعیین روابط علّی غیر قابل استناد خواهد شد. جهت برطرف شدن این مشکل، در سال 1981 هشیائو (Hsiao) یک روش خود رگرسیونی سیستماتیک جهت انتخاب طول وقفه بهینه برای متغیرهای یک معادله رگرسیونی ارائه داد؛ که در واقع تعدیل یا اصلاح شده آزمون علیت گرنجری می باشد و ایرادات علیت گرنجری را ندارد. این روش در واقع ترکیب دو روش علیت گرنجری و خطای پیش بینی نهایی آکائیک [Akaike's Final Prediction Error (AFPE)] می‌باشد که به عنوان میانگین مربعات خطای پیش‌بینی [Mean Square Prediction Error (MSPE)] نامیده می شود. در این روش وقفه‌های بهینه بر اساس معیار حداقل خطای پیش‌بینی نهایی FPE (Final Prediction Error) تعیین، و سپس معادلات رگرسیونی بر اساس وقفه‌های بهینه محاسباتی برآورد می شوند. اما در آزمون‌های مشابه، پس از تعیین تعداد وقفه‌های متغیرهای توضیحی در سمت راست معادلات رگرسیون به صورت دلخواه، نتایج بدون توجه به ماهیت و تعداد بهینه وقفه به دست می آید (Hsiao, 1981:86).

2-4 آزمون علیت هشیائو

در سال‌های دهه 1980 میلادی، بسیاری از مطالعات همانند تورنتون و باتن (Thornton and Baten, 1985)، با استفاده از روش علیت گرنجری تصحیح شده (هشیائو) به نتایج قوی و معتبری در خصوص انتخاب طول وقفه بهینه دست یافتند. روش آزمون علیت گرنجری تصحیح شده (هشیائو) دو مرحله ای است. در مرحله اول، مدلهای خود رگرسیونی متغیر وابسته تخمین زده می‌شوند به طوری که ابتدا متغیر وابسته بر روی همان متغیر با یک وقفه رگرس می‌شود. سپس رگرسیون با استفاده از دو وقفه متغیر وابسته برازش شده و همین طور ادامه پیدا می‌کند و در رگرسیون‌های بعدی به ترتیب یک وقفه اضافه خواهد شد.

آزمون علیت هشیائو با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دو متغیر Y_t و X_t به صورت روابط زیر است:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{J} \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{I} \beta_i X_{t-i} + U_t \quad (4)$$

$$X_t = \alpha'_0 + \sum_{j=1}^{J} \alpha'_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^{I} \beta'_i Y_{t-i} + V_t \quad (5)$$

در روابط فوق U_t و V_t دارای میانگین صفر و واریانس ثابت و جملات توزیع ناهمبسته هستند. برای آزمون فرضیه‌های صفر، روابط زیر با کمک آماره F معمولی و معادلات رگرسیونی (4) و (5) استفاده شده است.

$$i = 1,2,3,\ldots,I \quad , \quad \beta_i = 0 \quad (a)$$

$$i = 1,2,3,\ldots,I \quad , \quad \beta'_i = 0 \quad (b)$$

نتایج آزمون فرضیه‌های صفر به شرح زیر است:

الف) پذیرش هر دو فرضیه صفر a و b نشان دهنده عدم وجود علیت از X به Y یا برعکس است.

ب) پذیرش فرضیه صفر a و رد فرضیه b نشان دهنده علیت یک طرفه از Y به X است.

ج) رد فرضیه صفر a و پذیرش فرضیه b نشان دهنده علیت یک طرفه از X به Y است.

د) رد هر دو فرضیه صفر a و b نشان دهنده وجود یک رابطه علی دوطرفه از X به Y است.

آزمون علیت بر اساس رگرسیون‌های (4) و (5) دارای دو اشکال فنی زیر است:

الف) امکان ناپایایی داده‌های سری زمانی در تجزیه و تحلیل رگرسیون وجود دارد (با تفاضل گیری این مشکل رفع شدنی است).

ب) با انتخاب تعداد وقفه رگرسیون‌ها و تأثیر آماره F از ساختار وقفه‌ها، انتخاب آزمون‌های متناظر نیز اختیاری خواهند بود.

مطابق نظر هشیائو (1981) در این حالت وقفه بهینه در معادلات رگرسیون به وسیله شاخص حداقل خطای پیش بینی نهایی قابل تعیین است.

در این روش، ابتدا معادلات رگرسیونی (4) و (5) در نظر گرفته شده است. سپس

مقادیر بهینه I و J با محاسبه خطای پیش بینی نهایی Y مطابق رابطه زیر و طی چند مرحله تعیین شده است.

$$FPE_y(J,I)=\left(\frac{T+J+I+1}{T-J-I-1}\right)\left(\frac{\sum(Y_t-\bar{Y}_t)^2}{T}\right) \quad (6)$$

در رابطه فوق، Tتعداد مشاهدات، FPEy (J, I) خطای پیش بینی نهایی Y برای وقفه‌هایJ از Y و وقفه‌های I ازX و $\sum(Y_t-\bar{Y}_t)^2$ مجموع مربعات پسماند است.

برای محاسبه FPE_y مطابق رابطه (6) ابتدا معادله رگرسیونی رابطه (4) با وقفه j=I برای متغیر Y و وقفه i=0 برای متغیر X محاسبه می شود. سپس مقادیر وقفه j یکی یکی اضافه می شود. در صورت برابریFPE محاسبه شده با استفاده از رابطه (6) و شرط I=0 ، J حداقل کننده FPE یعنی j^* انتخاب می شود. در مرحله بعد با فرض این که j^*، تعداد وقفه بهینه j باشد، معادله رگرسیونی رابطه (4) را با فرض وقفه $J=j^*$ برای Y و وقفه X (مقادیر این وقفه با شروع از I=1 یکی یکی اضافه می گردد) برآورد می شود. این برآورد تا حداقل قرار گرفتن FPE_y محاسبه شده با استفاده از رابطه (6) و وقفه j^* برایY و وقفه $I=I^*$ برای X انجام می شود. در این صورت فرض یاد شده جهت تعیین رابطه علیت آزمون می شود.

به همین ترتیب، ساختار تعیین وقفه بهینه برای رابطه (5) و با در نظر گرفتن وقفه‌های بهینه j^{**} و I^{**} انجام می شود.

لذا معادلات (4) و (5) را می توان با لحاظ نمودن وقفه‌های بهینه به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$Y_t=\alpha_0+\sum_{j=1}^{J^*}\alpha_j Y_{t-j}+\sum_{i=1}^{I^*}\beta_i X_{t-i}+U_t \quad (7)$$

در رابطه فوق $i=1,2,\ldots I^*$ و $j=1,2,\ldots J^*$ است.

$$X_t=\alpha'_0+\sum_{j=1}^{J^{**}}\alpha_j X_{t-j}+\sum_{i=1}^{I^{**}}\beta_i Y_{t-i}+U_t \quad (8)$$

در رابطه فوق $i=1,2,...I^{**}$ و $j=1,2,...J^{**}$ است.

بنابراین با توجه به روابط (7) و (8) شرایط پذیرش یا رد فرضیه صفر (a) به شرح زیر است:

پذیرش فرضیه صفر (a) $FPEy\ (J^*, 0) < FPEy\ (J^*, I^*)$

عدم پذیرش فرضیه صفر (a) $FPE_y\ (J^*, 0) > FPE_y\ (J^*, I^*)$

و به طور مشابه برای خطای پیش بینی نهایی حداقل X شرایط زیر برقرار است:

پذیرش فرضیه صفر(b) $FPE_x\ (J^{**}, 0) < FPE_x\ (J^{**}, I^{**})$

عدم پذیرش فرضیه صفر(b) $FPE_x\ (J^{**}, 0) > FPE_x\ (J^{**}, I^{**)}$

لازم به ذکر است که در آزمون علیت هشیائو لازم است تمام متغیرها پایا باشند و در صورت ناپایایی متغیرها باید از آنها تفاضل گیری نمود تا پایا شوند و سپس از تفاضل پایای آنها برای انجام آزمون استفاده کرد (Hsiao, 1981:95 -106).

5 نتایج آزمون

5-1نتایج آزمون علیت گرنجری

در اینجا جهت آزمون نمودن فرضیه‌های تحقیق از روش علیت گرنجری استفاده می شود. نتایج آزمون علیت و شرح آن، در کشورهای مورد بحث در جدول زیر آمده است. بر اساس این آزمون به منظور بررسی وجود رابطه علّی بین دو متغیر، فرضیه زیر آزمون می‌شود که رد شدن فرض صفر به معنی وجود رابطه علیت گرنجری است.

در جدول (1) نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجری آورده شده است. نتایج به دست آمده بیان می دارد که در خصوص رابطه علیت از تغییر نرخ بهره به طرف تغییر نرخ تورم، در کشورهای اردن، الجزایر، ایران، بحرین، تونس، جیبوتی، سوریه، عربستان، قطر، لبنان، لیبی، مراکش، مصر و یمن، مقدار احتمال آماره محاسباتی بزرگ‌تر از 0/05 است که در این صورت فرض صفر رد نمی شود. بنابراین رابطه علیت از طرف تغییر نرخ بهره به طرف تغییر نرخ تورم تأیید نمی گردد.

هم‌چنین در رابطه علیت از تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره، در کشورهای الجزایر، ایران، بحرین، تونس، سوریه، لبنان، لیبی، مراکش و یمن، مقدار احتمال آماره محاسباتی بزرگ‌تر از 0/05 است که در این صورت فرض صفر رد نمی شود؛ بنابراین رابطه علیت از طرف تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره در این کشورها وجود ندارد. اما در کشورهای اردن، عربستان و مصر، مقدار احتمال آماره محاسباتی کوچک‌تر از 0/05 و در کشور قطر با در نظر گرفتن سطح احتمال 10%، مقدار آماره محاسباتی کوچک‌تر از 0/1 است که در این صورت فرض صفر رد می شود. بنابراین رابطه علیت از طرف تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره در این کشورها وجود دارد.

جدول 1: نتایج آزمون علیت گرنجری

نام کشور	متغیر مورد آزمون	متغیر تحت فرض	مقدار آماره	احتمال آماره
اردن	DINR	DCPI	0/69944	0/403
	DCPI	DINR	7/1020	0/008
الجزایر	DINR	DCPI	0/049041	0/825
	DCPI	DINR	0/094673	0/758
ایران	DINR	DCPI	0/21756	0/641
	DCPI	DINR	0/0029238	0/957
بحرین	DINR	DCPI	0/033534	0/855
	DCPI	DINR	0/13678	0/712
تونس	DINR	DCPI	0/361	0/548
	DCPI	DINR	0/466	0/495
جیبوتی	DINR	DCPI	0/14749	0/701
	DCPI	DINR	3/1345	0/077
سوریه	DINR	DCPI	0/45235	0/832
	DCPI	DINR	0/74202	0/389
عربستان	DINR	DCPI	1/3697	0/242
	DCPI	DINR	5/1575	0/023
عمان	DDINR	DDCPI	5/1483	0/023
	DDCPI	DDINR	0/70947	0/400
قطر	DINR	DCPI	1/12806	0/258
	DCPI	DINR	3/4816	0/062
کویت	DDINR	DDCPI	0/65813	0/417
	DDCPI	DDINR	0/025009	0/874
لبنان	DINR	DCPI	0/051539	0/820
	DCPI	DINR	0/26578	0/606
لیبی	DINR	DCPI	0/053756	0/817

	DCPI	DINR	0/028681	0/866
مراکش	DINR	DCPI	0/97615	0/323
	DCPI	DINR	0/063123	0/802
مصر	DINR	DCPI	0/22748	0/633
	DCPI	DINR	5/4581	0/019
یمن	DINR	DCPI	0/13903	0/709
	DCPI	DINR	0/22390	0/636

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در بررسی آزمون علیت گرنجری همان طور که اشاره شد همه متغیرهای مورد بررسی باید پایا باشند. اما در مورد کشور عمان و کویت تغییر تغییرات متغیرها (به علت بحث پایایی) مورد آزمون قرار گرفته است. حال آن که طبق فرضیه تحقیق، تغییرات متغیرها باید مورد آزمون قرار بگیرند. بنابراین طبق فرض تحقیق بررسی آزمون علیت گرنجری ممکن نیست. اما اگر فرضیه تحقیق را به تغییر تغییرات متغیرها تعمیم دهیم، می توان گفت در کشور عمان در رابطه علیت از تغییرِ تغییرات نرخ بهره به طرف تغییرِ تغییرات نرخ تورم، احتمال آماره محاسباتی 0/023 است که مقدار آن کوچک تر از 0/05 است و در این صورت فرض صفر رد می شود؛ بنابراین رابطه علیت از طرف تغییرِ تغییرات نرخ بهره به طرف تغییرِ تغییرات نرخ تورم تأیید می گردد. در کشور کویت نیز احتمال آماره محاسباتی 0/417 است که مقدار آن بزرگ‌تر از 0/05 است و در این صورت فرض صفر رد نمی شود. بنابراین رابطه علیت از طرف تغییرِ تغییرات نرخ بهره به طرف تغییرِ تغییرات نرخ تورم تأیید نمی گردد.

در رابطه علیت از تغییرِ تغییرات نرخ تورم به طرف تغییرِ تغییرات نرخ بهره در کشور عمان، احتمال آماره محاسباتی 0/40 و در کشور کویت احتمال آماره محاسباتی 0/874 است که مقدار آنها بزرگ‌تر از 0/05 است که در این صورت فرض صفر رد نمی شود. بنابراین رابطه علیت از طرف تغییرِ تغییرات نرخ تورم به طرف تغییرِ تغییرات نرخ بهره وجود ندارد.

مقایسه نتایج آزمون با فرضیه تحقیق که تغییرات نرخ بهره علت تغییرات نرخ تورم

است، نشان می دهد که از بین کشورهای مورد بررسی، در مورد هیچ کشوری فرضیه تحقیق اثبات نمی شود. فقط در مورد کشور عمان آن هم در صورت تعمیم فرضیه تحقیق به بررسی تغییرِ تغییرات متغیرها، در این کشور رابطه علیت از طرف تغییرِ تغییرات نرخ بهره به طرف تغییرِ تغییرات نرخ تورم تأیید می شود. اما در بررسی علیت از طرف تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره، این رابطه علیت تنها در مورد کشورهای اردن، جیبوتی، عربستان، قطر و مصر تأیید می شود.

2-5 نتایج آزمون علیت هشیائو

روش علیت گرنجری تصحیح شده (هشیائو) روشی است که با تعیین وقفه‌های بهینه بر اساس معیار حداقل خطای پیش بینی نهایی و برآورد معادلات رگرسیونی صورت می گیرد. نتایج آزمون علیت هشیائو در جداول (2) و (3) آمده است. مجموع مربعات پسماند وقفه بهینه با RSS، طول وقفه بهینه با J^* و I^* و حداقل معیار خطای پیش بینی نهایی با FPE در مورد کشورهای منتخب نشان داده شده است. در جدول (2) نتایج حاصل از برآوردها، با ساختار وقفه‌های بهینه روش هشیائو بین تغییرات نرخ تورم و نرخ بهره نشان داده شده است. در جدول (3) نیز نتایج حاصل از آزمون علیت، براساس معیار خطای پیش بینی هشیائو (مطابق روابط ذکر شده در توضیح این آزمون) برای تعیین وجود رابطه علیت بین تغییرات نرخ بهره و نرخ تورم نشان داده شده است.

جدول 2: نتایج آزمون علیت هشیائو بین تغییرات نرخ تورم و نرخ بهره

نام کشور	RSS (J^*)	(J^*,0)	FPE (J^*, 0)	RSS (J^*,I^*)	I^*	FPE (J^*,I^*)
اردن	1/7226	3	0/042	1/5972	1	0/041
الجزایر	10/629	1	0/241	10/596	1	0/250
ایران	13/347	1	0/302	13/346	1	0/315
بحرین	5/221	1	0/118	5/211	1	0/123
تونس	1/662	2	0/037	1/439	2	0/035
جیبوتی	2/599	2	0/061	2/238	3	0/054
سوریه	5/962	1	0/135	5/876	1	0/139
عربستان	15/450	1	0/350	14/580	1	0/344
عمان	0/202	1	0/004	0/204	1	0/005
قطر	16/731	1	0/379	15/593	1	0/368

کویت	0/335	2	0/0079	0/339	1	0/0081
لبنان	7/311	1	0/165	5/175	4	0/139
لیبی	0/853	1	0/019	0/852	1	0/020
مراکش	4/153	1	0/094	4/145	1	0/098
مصر	1/794	4	0/046	1/492	3	0/043
یمن	330/535	2	7/804	328/813	1	8/096

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول 3: نتایج آزمون علیت هشیائو بین تغییرات نرخ بهره و نرخ تورم

نام کشور	RSS (J^{**})	(J^{**}, 0)	FPE (J^{**}, 0)	RSS (J^{**}, I^{**})	I^{**}	FPE (J^{**}, I^{**})
اردن	191/066	1	4/326	188/157	1	4/442
الجزایر	131/444	1	2/976	131/298	1	3/100
ایران	116/726	4	2/997	113/688	1	3/045
بحرین	41/375	2	0/999	41/370	1	1/018
تونس	8/618	5	0/231	8/609	1	0/241
جیبوتی	95/268	1	2/157	87/001	2	2/142
سوریه	455/597	1	10/317	421/901	2	10/388
عربستان	18/306	1	0/414	17/876	1	0/422
عمان	0/57385	1	0/013	0/51171	2	0/0125
قطر	111/703	1	2/529	101/776	2	2/506
کویت	1/1587	1	0/026	1/1661	1	0/027
لبنان	124/864	1	2/827	124/777	1	2/946
لیبی	196/636	1	4/453	196/573	1	4/641
مراکش	57/881	2	1/367	56/529	1	1/392
مصر	73/498	5	1/969	73/438	1	2/052
یمن	944/226	1	21/382	942/688	1	22/258

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با استفاده از آمار و اطلاعات بدست آمده در دوره زمانی 2008- 1997 و کسب اطمینان از پایایی تفاضل متغیرها[1] آزمون علیت انجام شده است. در ادامه به تجزیه و تحلیل جداول فوق، به تفکیک کشورهای مورد آزمون می پردازیم.

در جدول (2) نتایج حاصل از آزمون علیت، براساس معیار خطای پیش بینی هشیائو برای تعیین وجود رابطه علیت بین متغیر نرخ تورم و نرخ بهره نشان داده شده است. نتایج

1- نتایج آزمون، پایایی تفاضل داده های سری زمانی را تأیید کرد.

این رابطه نشان می دهد در مورد کشورهای اردن، تونس، جیبوتی، عربستان، قطر، لبنان و مصر $FPE_y (J^*, 0) > FPE_y (J^*, I^*)$ و به معنی عدم پذیرش فرضیه صفر (a) است؛ که بیان می‌کند تغییر نرخ تورم علت تغییر نرخ بهره است. لازم به ذکر است که در بقیه کشورها رابطه ای بین نرخ تورم و نرخ بهره وجود ندارد.

جدول(3) نیز نتایج حاصل از آزمون علیت، براساس معیار خطای پیش بینی هشیائو برای تعیین وجود رابطه علیت بین متغیر نرخ بهره و نرخ تورم نشان داده شده است. مقایسه نتایج آزمون با فرضیه تحقیق نشان می دهد که از بین کشورهای مورد بررسی، تنها در مورد کشورهای جیبوتی و قطر فرضیه تحقیق اثبات می شود. بدین ترتیب که در مورد کشور جیبوتی و قطر نشان می دهد($FPE_x (J^{**}, 0) > FPE_x (J^{**}, I^{**})$ و به معنی عدم پذیرش فرضیه صفر (b) است؛ که بیان می‌کند تغییر نرخ بهره علت تغییر نرخ تورم است.

در نهایت رد هر دو فرضیه صفر a و b نشان دهنده وجود یک رابطه علّی دو طرفه از تغییر نرخ تورم به تغییر نرخ بهره است. که این نتیجه بیان کننده اثبات فرضیه تحقیق می‌باشد.

در بررسی آزمون علیت هشیائو همان طور که اشاره شد همه متغیرهای مورد بررسی باید پایا باشند. اما در مورد کشور عمان تغییر تغییرات متغیرها (به علت بحث پایایی) مورد آزمون قرار گرفته است؛ حال آن که طبق فرضیه تحقیق، تغییرات متغیرها باید مورد آزمون قرار بگیرند. بنابراین طبق فرض تحقیق، بررسی آزمون علیت هشیائو ممکن نیست. اما اگر فرضیه تحقیق را به تغییر تغییرات متغیرها تعمیم دهیم، می توان گفت در کشور عمان و کویت، نتایج جدول (2) نشان دهنده رابطه $FPE_y (J^*, 0) < FPE_y (J^*, I^*)$ می باشد که این رابطه به معنی پذیرش فرضیه صفر (a) است و بیان می‌کند تغییرِ تغییرات نرخ تورم علت تغییرِ تغییرات نرخ بهره نیست.

هم‌چنین نتایج جدول (3) در کشور عمان نشان دهنده رابطه $FPE_x (J^{**}, 0) > FPE_x (J^{**}, I^{**})$ می باشد که به معنی عدم پذیرش فرضیه صفر (b) است و بیان می‌کند تغییرِ

تغییرات نرخ بهره علت تغییرِ تغییرات نرخ تورم است.

نتایج جدول (3) در کشور کویت نیز نشان دهنده رابطه $FPE_x (J^{**}, 0) < FPE_x (J^{**}, I^{**})$ است که به معنی پذیرش فرضیه صفر (b) می باشد و بیان می‌کند تغییرِ تغییرات نرخ بهره علت تغییرِ تغییرات نرخ تورم نیست. در نهایت پذیرش هر دو فرضیه صفر a و b در کشور کویت نشان دهنده عدم وجود علیت از تغییرِ تغییرات نرخ تورم به تغییرِ تغییرات نرخ بهره یا برعکس است.

6- خلاصه و نتیجه گیری

در این مقاله با توجه به ارتباط نزدیک بین نرخ بهره و تورم، به بررسی رابطه علت و معلولی بین تغییرات نرخ وام دهی (به عنوان جانشینی برای نرخ بهره اسمی) و تورم برای گروه کشورهای منا طی دوره زمانی 2008-1998، با استفاده از روش‌های علیت گرنجری و علیت هشیائو پرداخته شده است. برای صحت این آزمون‌های علیت، از آزمون‌های ریشه واحد و آزمون شکست ساختاری فیلیپس استفاده شده است. متغیرهای نرخ بهره و تورم، البته به غیر از کشورهای عمان و کویت پس از یک بار تفاضل گیری پایا شدند، لذا آزمون علیت می تواند برقرار باشد.

تحلیل‌های مربوط به الگوی علیت گرنجری نشان داد که تمامی کشورهای مورد بررسی، فرضیه تحقیق مبنی بر این که تغییرات نرخ بهره علت تغییرات نرخ تورم می باشد را رد کردند و تنها در مورد کشورهای اردن، جیبوتی، عربستان، قطر و مصر رابطه علیت از طرف تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره وجود دارد.

تحلیل‌های انجام گرفته با الگوی علیت هشیائو نیز نشان داد که رابطه علّی تغییرات نرخ بهره و نرخ تورم فقط در مورد کشورهای جیبوتی و قطر وجود دارد، و در مورد دیگر کشورها این رابطه برقرار نیست. بنابراین نتیجه این آزمون نشان می دهد که تغییرات نرخ بهره باعث تغییرات تورم در طول سال‌های 2008- 1998 در کشورهای جیبوتی و قطر شده است. و نتایج موجود از بررسی عکس این رابطه علیت، نشان داد که علاوه بر کشورهای

جیبوتی و قطر، رابطه علیت از طرف تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره در کشورهای اردن، تونس، عربستان، لبنان و مصر نیز وجود داشت. این نتیجه نشان دهنده آن است که در این کشورها تغییرات نرخ تورم می‌تواند تغییرات نرخ بهره اسمی را توضیح دهد. این بدان معناست که تصمیم گیری برای پس انداز و سرمایه گذاری در نزد عاملان اقتصادی، متأثر از نرخ بهره واقعی است و نه نرخ بهره اسمی. در نتیجه، تغییرات نرخ بهره اسمی باید با نرخ تورم هماهنگ باشد.

با توجه به مطالعات انجام گرفته گذشته و با اتکا به پشتوانه نظری تحقیق و تأیید فرضیه تحقیق در مورد کشورهای جیبوتی و قطر، می توان گفت که با وجود رابطه نرخ بهره اسمی و نرخ تورم که برای سال‌های 2008- 1998 بررسی شده است، و هم‌چنین رابطه فیشر که در جهت تبیین نرخ بهره بیان شد، به روشنی ملاحظه می‌گردد که نتایج حاصله بسیار شبیه یافته‌های تجربی در کشورهای توسعه یافته است. لذا همانند اغلب این کشورها، در اقتصاد کشورهای جیبوتی و قطر نیز، تغییرات نرخ بهره می‌تواند تغییرات نرخ تورم را توضیح دهد. طبق اطلاعات موجود بانک مرکزی کشور قطر، باید گفت که اثبات فرضیه تحقیق در مورد این کشور، به نوع تعیین نرخ بهره کشور قطر بر می گردد که همانند اقتصادهای پیشرفته کنونی نرخی تقریباً طبیعی یا رقابتی است. در مورد کشور جیبوتی نیز با توجه به آمارهای نرخ بهره این کشور، که در 12 سال اخیر بین 11 تا 12 درصد نوسان داشته است کاملاً مشخص است که تعیین نرخ بهره در این کشور دستوری می باشد اما به دلیل ساختارهای ساده اقتصادی و هم‌چنین حجم مبادلات بسیار اندک در این کشور، فاکتورهای زیادی برای کنترل تورمِ بسیار کم این کشور وجود ندارد.

در ایران فرضیه تحقیق تأیید نشده است و بررسی نحوه تعیین نرخ بهره ضروری به نظر می رسد. این نکته بسیار قابل تامل است که به دلیل دستوری بودن تعیین نرخ بهره بانک‌ها در ایران، بانکها به خوبی نمی توانند نوسانات بازار را منعکس کنند. اعمال سیاست‌های دستوری بر روی نرخ بهره موجب به وجود آمدن دوگانگی در نرخ بهره شده است به

طوری که نرخ‌های بهره در داخل نظام بانکی ایران به طور متوسط از مقدار آن در خارج از نظام بانکی بسیار کمتر است. در این بین دریافت کنندگان تسهیلات از نظام بانکی، صاحب امتیاز و رانت‌هایی شده اند که آنها را از فعالیت‌های اقتصادی و تولیدی بی نیاز ساخته و با انحراف وجوه وام گرفته شده به سمت فعالیتهای سوداگرانه، تأثیر واقعی ناشی از تغییر نرخ بهره را خنثی نموده و با بروز آثار منفی ناشی از فعالیتهای سوداگرانه در اقتصاد، روند کلی فعالیتهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده‌اند. بنابراین اجرای هر گونه سیاست پولی از طریق کانال نرخ بهره نمی تواند منجر به تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها شود. رهنمود سیاستی مقاله در مورد ایران این است که با توجه به ارتباط نزدیک و مثبت بین نرخ بهره و تورم و با توجه به اهمیت نرخ تورم در کلیه بخش‌های اقتصادی؛ تعیین نرخ بهره، در راستای اصلاح بسیاری از محدودیت‌های اقتصادی باید تغییر کند.

هم‌چنین نتایج کشور عربستان در این تحقیق، که به دلیل محدودیت اطلاعات از نرخ سپرده گذاری به عنوان جانشینی برای نرخ بهره اسمی استفاده شده است؛ باید با یک حساسیت و احتیاط بیشتری بررسی گردد.

هر چند ادبیات موضوع تحقیق در چهارچوب اثر فیشر بیان شده است، لیکن تأیید نشدن فرضیه تحقیق برای اکثر کشورها و یا حتی تأیید فرضیه تحقیق در کشورهای جیبوتی و قطر به تنهایی نمی‌تواند صحت این اثر را مورد رد و یا تأیید قرار دهد. چرا که به دلیل تنگناهای ساختار اقتصادی این کشورها مانند کسری بودجه‌های متوالی و محدودیت‌های مالی دولتی، و بالا بودن ریسک اقتصادی در آنها، سیاست‌های پولی در این کشورها غالباً با اراده دولت، به افزایش نقدینگی در اقتصاد منجر می‌شوند و بدین ترتیب انبساط پولی در این کشورها معمولاً نه تنها تأثیری بر تولید ندارد، بلکه به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و تورم در جامعه منجر می‌شود.

منابع

منابع انگلیسی

1- Asgharpour Hossein, (2005), "Asymetric Effects of Monetary Shocks on Prices and Productions in Iran" PhD Thesis, Tarbiyat Modarres University, Tehran, Iran.

2- Aziznejad Samad, (1386), "Decrease of Profit Rtae of Bank Facilities" Project Report, Center for Research of Islamic Concil Parlement, PP. 1-8

3-Bai J. and Perron P. (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", Econometrica, No. 66, pp. 47-78 .

4- Bai J. and Perron, P. (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", Journal of Applied Econometrics, No. 18, pp. 1-22 .

5- Booth, G. and Ciner, Cetin, (2001), "The Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: International Evidence"; Journal of Multinational Financial Management, Vol. 11, pp. 269-280

6- Branson, Wiliam H. , (1993), " Macroeconomic Theory and Policy" Translated by: Shakeri Abbas (2007), 11th edition, Ney Publisher, Tehran.

7- Brzoza Brzezina Michal, (2001) "The Relationship between Real Interest Rates and Inflation", National Bank of Poland and Warsaw School of Economics, pp. 1-26.

8 -Bullock Michele and Rider Mark, (1991), "The Cross-country Relationship between Interest Rates and Inflation over Three Decades", Reserve Bank of Australia .

9- Carneiro F. G. , Divino J. A. and Henrique R. C. , (2004), "Rethinking the Fisher Effect: A Co-integration Analysis Between Interest Rates and Inflation" Nova Economia, Vol. 13, No. 1, pp. 81-100.

10- Cheng B. S. and Lai T. W. , (1997), "An Investigation of Co-integration and Causality Between Energy Consumption and

Economic Activity in Taiwan", Energy Economics, No. 19, pp. 435-444.

11- Clark J. B. , (1895), "The Gold Standard of Currency in the Light of Recent Theory", Political Science Quarterly, pp. 383-397.

12- Clemente J. , Monta?és A. and Reyes M. , (2004), "Structural Breaks, Inflation and Interest Rates: Evidence for the G7 Countries", University of Zaragoza, Gran V?a 2, Zaragoza (Spain), pp. 1-7 .

13- De Haas and Jacob A. , (1889), "A Third Element in the Rate of Interest". Journal of the Royal Statistical Society, Series A (52). pp. 99-116 .

14- Edward Sebastian, V Khan, Mohsin S. (1985), "Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework", NBER Working Paper, No. 15310. pp. 1-36 .

15- Fisher Irving, (1896), "Appreciation and Interest", New York: A. M. Kelly.

16- Fisher Irving, (1930), "The Theory of Interest", New York: A. M. Kelly .

17- Ghazali N. A. and S.Ramlee, (2003), "A Long Memory Test of the Long-run Fisher Effect in the G7 Countries", Applied Financial Economics, Vol. 13, pp. 763-769 .

18- Hsiao, C. (1981), "Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection". Journal of Monetary Economics, pp. 85-106 .

19- Humphery T. M. , (1983), "The Early History of the Real/Nominal Interest Rate Relationship". Economic Review, pp. 2-10 .

20- Kahzadi Nowroz and Noferesti Abolfazl (2006), "Investigating of Effect of Interest Rate Changes on Inflation", Working Paper Series No. 5314H, Center for Banking and Monetary Research, Central Bank of Islamic Republic of Iran .

21- Kandel S. , Ofer A. R. and Sarig O. , (1996), "Real Interest Rates and Inflation: An Ex-Ante Empirical Analysis", Journal of Finance,

Vol. 51, pp. 205-25 .

22- Kasman K. S. , Kasman A. and Turgutlu E. , (2005), "Fisher Hypothesis Revisited: A Fractional Cointegration Analysis", EconPapers. pp. 1−27 .

23- Khavari Mahmoudreza, keshavarzian Akbar, Azimi Ali, (2005), "Interest Rate Liberalization and it's Effect on Macroeconomic Variables in Iran's Economy", Bank of Sepah Series, PP. 11-35

24-Koustas Z. and Serletis A. , (1999), "On the Fisher Effect", Journal of Monetary Economics, No. 44:105-130 .

25- Lardic S. and V. Mignon, (2003), "Fractional Cointegration between Nominal Interest Rates and Inflation: A Re−Examination of the Fisher Relationship in the G7 Countries". Economics Bulletin, Vol. 3, pp. 1−10 .

26- Lutz Friedrish. , (1974), "Inflation and the Rate of Interest" Quarterly Review, No. 109: 99-117 .

27- Mankiw N. G. (2006), "Macroeconomics", New York: Worth Publishers.

28- Marshall Alfred, (1887). "Remedies for Fluctuations in General Prices", Contemporary Review, March .Reprinted In: Memorials of Alfred Marshall, pp. 188-211 .

29- Mccallum B. T. , (1989), "Monetary Economics: Theory and Policy", Prentice Hall Business Publishing.

30- Mehregan Nader, Ezati Morteza and Asgharpour Hossein, (2006), "Investigating of Casuality Relation between Interest Rate and Inflation Using Panel Data" Economic Research Quarterly, Vol. 6, No. 3, PP.12-36.

31- Mundell Robert A. , (1963). "Inflation and Real Interest", Journal of Political Economy, No. 71: 280-83 .

32- Selahmanesh Ahmad and Goudarzi Atusa, (2004), Interaction between Central Bank and Bank Network for Determining of Interest Rate", A Paper Presented at the 14th Annual Conference on Exchange and Monetary Policies" Tehran, pp. 391-433

33- Tillmann P. (2007), “Do Interest Rates Drive Inflation Dynamics? An Analysis of the Cost Channel of Monetary Transmission”, Journal of Economic Dynamics & Control, Vol. 31, pp. 825-847 .

34- Walter Enders. (1993), “Macroeconomic Theory and Policy” Translated by: Shakeri Abbas (2007), 11th Edition, Ney Publisher, Tehran, Iran.

35- Wicksell Knut, (1965), “Interest and Prices”, Routledge and Kegan Paul: London .

Filename: safhearayi final persian 3.docx
Directory: C:\Documents and Settings\User\Desktop
Template: C:\Documents and Settings\User\Application Data\Microsoft\Templates\Normal.dotm
Title:
Subject:
Author: Ahmadi
Keywords:
Comments:
Creation Date: ق.ظ 09:01:00 14/11/2011
Change Number: 17
Last Saved On: ب.ظ 05:57:00 15/11/2011
Last Saved By: Sorena
Total Editing Time: 380 Minutes
Last Printed On: ب.ظ 06:01:00 15/11/2011
As of Last Complete Printing
Number of Pages: 235
Number of Words: 49,130 (approx.)
Number of Characters: 280,045 (approx.)