بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی-پژوهشی

پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسؤول: دکتر هادی غفاری

سر دبیر: دکتر محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	موسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
۱	دکتر ابوالقاسم اثنی‌عشری	دانشگاه پیام‌نور مازندران	دانشیار	اقتصاد
۲	دکتر فرهاد خدادادکاشی	دانشگاه پیام‌نور سازمان مرکزی	دانشیار	اقتصاد
۳	دکتر سیدمحمدرضا سیدنورانی	دانشگاه علامه طباطبایی	دانشیار	اقتصاد
۴	دکتر اس‌پی سینگ	آی آی تی رورکی هندوستان	استاد	اقتصاد
۵	دکتر مهدی صادقی‌شاهدانی	دانشگاه علوم اقتصادی	دانشیار	اقتصاد
۶	دکتر محمدحسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	دانشیار	اقتصاد
۷	دکتر محمدرضا لطفعلی‌پور	دانشگاه فردوسی مشهد	استاد	اقتصاد
۸	دکتر غلامرضا مصباحی‌مقدم	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
۹	دکتر محمدعلی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	استادیار	اقتصاد
۱۰	دکتر محمود یحیی‌زاده‌فر	دانشگاه مازندران	دانشیار	مدیریت

ویراستار فارسی: دکتر محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: دکتر مژگان عیوضی

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

شمارگان چاپ: ۵۰۰ نسخه

قیمت: ۲۰۰۰۰ ریال

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

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

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

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

همکاران علمی‌فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر سیدعزیز آرمن	دکتر یداله دادگر	دکتر زین‌العابدین صادقی	دکتر پرویز محمدزاده
دکتر اسماعیل ابونوری	دکتر سهراب دل‌انگیزان	دکتر لطفعلی عاقلی	دکتر یوسف محنت‌فر
دکتر محمدطاهر احمدی	دکتر سعید راسخی	دکتر حجت‌اله عبدالملکی	دکتر سیدنظام‌الدین مکیان
شادمهری	دکتر مصطفی رجبی	دکتر قهرمان عبدلی	دکتر عبدالعلی منصف
دکتر رضا اکبریان	دکتر محمدجواد رزمی	دکتر علیرضا عرفانی	دکتر داوود منظور
دکتر حسین اکبری‌فرد	دکتر رضا رنج پور	دکتر مرتضی عزتی	دکتر فرشاد مؤمنی
دکتر مینو امینی‌میلانی	دکتر منصور زراءنژاد	دکتر علی عسگری	دکتر رزیتا مؤیدفر
دکتر محمد ایمانی‌برندق	دکتر بهرام سحابی	دکتر صدیقه عطرکارروشن	دکتر محسن مهرآرا
دکتر صادق بافنده‌ایمان‌دوست	دکتر مصطفی سلیمی‌فر	دکتر مصطفی عمادزاده	دکتر نادر مهرگان
دکتر جهانگیر بیابانی	دکتر کیومرث سهیلی	دکتر محمدحسن فطرس	دکتر میرناصر میرباقری‌هیر
دکتر مهدی پدرام	دکتر اله‌مراد سیف	دکتر علی فلاحتی	دکتر زهرا علمی
دکتر علیرضا پورفرج	دکتر ابوالفضل شاه‌آبادی	دکتر محمدعلی فلاحی	دکتر رضا نجارزاده
دکتر فتح‌اله تاری	دکتر ناصر شاهنوشی	دکتر محمدعلی فیض‌پور	دکتر سیدعباس نجفی‌زاده
دکتر احمد جعفری‌صمیمی	دکتر حسین شریفی‌رنانی	دکتر زهرا کریمی‌تکانلو	دکتر زهرا نصرالهی
دکتر سیدعبدالمجید جلائی	دکتر احمد شعبانی	دکتر علی کارشناسان	دکتر خدیجه نصرالهی
دکتر سیدابراهیم حسینی‌نسب	دکتر علیرضا شکیبایی	دکتر مصطفی کریم‌زاده	دکتر محمد واعظ‌برزانی
دکتر مسعود خداپناه	دکتر محمدنبی شهیکی‌تاش	دکتر اکبر کمیجانی	دکتر مسعود همایونی‌فر
دکتر اکبر خدابخشی	دکتر حسین صادقی	دکتر محمد لشکری	دکتر کاظم یاوری
دکتر منصور خلیلی‌عراقی			

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

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

۱. محورهای پذیرش مقاله

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

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

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

٤- نظریه‌پردازی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران

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

٦- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

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

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

۲. شرایط پذیرش مقاله

الف – محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

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

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

ب – شکل ظاهری

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

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

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

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

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

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

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

نام خانوادگی نویسنده، تاریخ انتشار: شماره جلد، شماره صفحه (مظفر، ۱۳۷۵: ج ۱، ص۱۱). در صورت تکرار بلافاصله همان منبع کلمه همان با شماره جلد و صفحه آورده شود.

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

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

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

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

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

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

نحوه ارسال مقاله

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

۲- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

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

۴- ثبت نام در سامانه.

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

۶- ارسال مقاله.

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

سایر نکات

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

فهرست مطالب

آثار سرریزهای تحقیق و توسعه و نوآوری شرکای بزرگ تجاری بر رشد اقتصادی ایران (۲۰۰۹-۲۰۰۰).....۹
دکتر احمد گوگردچیان، فاطمه رحیمی

بررسی مقایسه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی تحت اطلاعات نامتقارن (مورد مطالعه کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال توسعه).....۲۵
دکتر مرتضی سامتی، دکتر همایون رنجبر، منیره همت‌زاده

شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی و اندازه‌گیری آن برای منتخبی از کشورهای در حال توسعه.....٤١
دکتر صادق بختیاری، دکتر همایون رنجبر، سمیه قربانی

ریسک نرخ ارز و صادرات غیرنفتی در ایران.....۵۹
مهدی نوری، حامد نویدی

بررسی اثرات رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح اشتغال در ایران (مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL).....۷۱
مهدی فدائی، شایسته کاظمی

سنجش اثر اینترنت بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب: رهیافت همجمعی پانل ۸۵
دکتر رضا نجارزاده، فرزاد رحیم‌زاده

بررسی و پیش‌بینی بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی ایران با رویکرد شبکه عصبیGMDH.....۹۹
دکتر جهانگیر بیابانی، دکتر اصغر ابوالحسنی هستیانی، دکتر بیتا شایگانی، مهدی حقگو

سخن سردبیر:

از روزی که فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی افتخار حضور در بین فصلنامه‌های علمی پژوهشی را یافت، ۳ سال می‌گذرد. میهمان حسن نظر و اعتماد شما شدن در طول این روزها و ماه‌ها، دستاوردی نبود که به رایگان بدست آید، اما خداوند بزرگ آن را نصیب این فصلنامه نمود.

فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، فصلنامه‌ایست چابک، با مشی پژوهشی در زمینه رشد و توسعه اقتصادی که همه تلاش اعضاء هیئت تحریریه آن انتشار جدیدترین یافته‌های اقتصادی در کوتاه‌ترین زمان ممکن است. با نگاهی گذرا به ۹ شماره منتشر شده در طول سه سال گذشته، تحقق مطلوب اهداف اولیه فصلنامه به خوبی مشخص می گردد.

با انتشار شماره نهم فصلنامه، سال ۱۳۹۱ به پایان می‌رسد. حاصل اولیه انتشار این ۹ شماره در قریب به ۳ سال فعالیت، کسب ضریب تاثیر ۰/۶۳ بود که بالاترین رتبه در بین فصلنامه‌های علمی پژوهشی اقتصاد و رتبه چهارم در بین کلیه فصلنامه های علمی پژوهشی فارسی زبان کشور است.

با شروع سال جدید، برگ دیگری از حیات پرثمر این فصلنامه گشوده می‌شود و این فصلنامه دور جدید فعالیت خود را در شرایطی آغاز می‌کند که راه ناپیموده بسیاری پیش‌رو دارد. امیدواریم همچنان از حمایت شما محققان، اساتید و دانشجویان ارجمند برخوردار باشیم. افزایش ضریب تاثیر، افزایش سرعت انتشار مقالات و برخورداری از توان علمی اعضاء هیئت تحریریه از عمده اهدافی است که در این سال در پی آن هستیم.

با اینکه فصلنامه در عمر کوتاه خود به دستاوردهای ارزشمندی دست یافته است لیکن عوامل اجرایی این فصلنامه هرگز در خویشتن خویش به غرور نمی‌نگرند و نشر این همه، آنان را نمی‌فریبد و از بن جان بر این باورند که چنانچه فرهیختگان سخت‌کوش و ارجمند، فراخوان ما را لبیک نمی‌گفتند و با مقالات ارزشمند و نقدهای سودمند و پژوهش‌های کارآمد یار و مددکار ما نمی‌گشتند، هرگز و هرگز آنچه هست سامان نمی‌یافت.

آثار سرریزهای تحقیق و توسعه و نوآوری شرکای بزرگ تجاری بر رشد اقتصادی ایران (۲۰۰۹-۲۰۰۰)

The Effects of R&D Spillovers and Innovation of Iran's Trade Partners on Iran's Economic Growth (2000-2009)

دکتر احمد گوگردچیان [*]، فاطمه رحیمی [**]

Ahmad Googerdchian (Ph.D.)[*], Fatemeh Rahimi [**]

دریافت: ۱۳۹۱/٤/٥ پذیرش:۱۳۹۱/۸/۲٤

Received: 25/June/2012 Accepted: 14/Nov/2012

چکیده:

تلاش برای دست‌یابی به فناوری از طریق تحقیق و توسعه داخلی، برای کشورهای در حال توسعه، فرآیندی کند و هزینه بر است، در حالی که نقش فناوری در فرآیندهای تولید و صنعت، غیر قابل اغماض است. بنابراین کشورها و به خصوص کشورهای در حال توسعه از طریق تجارت با سایر کشورهای جهان به خصوص کشورهای پیشرفته، می‌توانند با بهره‌گیری از اثرات سرریز با هزینه کمتری به فناوری پیشرفته جهان دست یابند و رشد و بهره‌وری خود را بهبود بخشند. با این نگرش ارتقای رشد و بهره‌وری هر کشور علاوه بر اینکه تحت تاثیر سرمایه‌گذاری در R&D در داخل است، تحت تاثیر سرمایه‌گذاری R&D شرکای تجاری[1] نیز قرار می‌گیرد.

این مطالعه به بررسی سرریزهای تحقیق و توسعه و نوآوری شرکای عمده تجاری بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۰ می‌پردازد. بر اساس نتایج به دست آمده، کلیه متغیرهای در نظر گرفته شده از جمله، تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری، جمعیت، سرریزهای داخلی و خارجی تحقیق و توسعه، و نوآوری معنی‌دار بوده و بر رشد اقتصادی ایران تاثیرگذار هستند.

کلمات کلیدی: رشد اقتصادی، سرریزهای R&D، نوآوری، الگوی جاذبه.

طبقه‌بندی JEL: A20, E19, O47.

Abstract:

The process of technology growth through internal research and development (R&D) is slow and expensive in developing countries. Technology has an inevitable role in production and industry; therefore countries will be able to benefit from spillovers effects through bilateral trade. In other words, every country and to be more specific, developing countries can have access to high-tech followed by growth and productivity in less expense through trade with developed countries. In this respect, growth and productivity of any country can be affected by investment in domestic R&D as well as R&D of trade partners. This research is an investigation of the effect of R&D spillovers and innovation of Iran trade partners on the country's economic growth from 2000 to 2009. According to gravity model, the results show that all the included variables - GDP of partners, population, spillovers of domestic and foreign R&D as well as innovation - have significant influence on Iran's economic growth.

Keywords: Economic Growth, Spillovers of R&D, Innovation, Gravity Model.

JEL: A20, E19, O47.

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

Email: agoogerdchian@yahoo.com

** کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده علوم انسانی دانشگاه آزاد خمینی شهر (این مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد فاطمه رحیمی است)

Email: f.rahimi3236@yahoo.com

۱ . این کشورها شامل: آذربایجان، اوکراین، اسپانیا، آلمان، ایتالیا، فرانسه، کانادا، تایلند، ترکیه، چین، روسیه، ژاپن، سنگاپور، سوئیس، عربستان صعودی، قزاقستان، کره، هلند، هند، مالزی و کویت می‌باشند.

* Assistant Professor of Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran.
Email: agoogerdchian@yahoo.com

** M.A. in Economics, Islamic Azad University of Khomeini Shahr.
Email: f.rahimi3236@yahoo.com

۱- مقدمه

با گسترش پدیده‌ی جهانی شدن و تجارت بین‌الملل، وضعیت و جهت حرکت اقتصاد هر کشور علاوه بر این که تحت‌تاثیر شرایط داخلی آن کشور قرار دارد، از موقعیت و جهت حرکت کشورهای دیگر نیز تاثیر می‌پذیرد. در بررسی تاثیرپذیری اقتصاد یک کشور از موقعیت و جهت حرکت کشورهای دیگر، اثرات سرریز مطرح شود. از جمله مهم‌ترین مسیرهای بهره‌گیری از اثرات سرریز، تجارت و تشکیل گروه‌های یکپارچه و همگرایی منطقه‌ای است. زمانی که در یک کشور انباشت سرمایه صورت می‌گیرد سطح فناوری آن کشور بهبود می‌یابد، اما این سرمایه‌گذاری و فناوری از مرزها سرریز رفته و بازدهی و سطح فناوری کشورها یا مناطق دیگر را هم تحت‌تاثیر قرار می‌دهد. یکی از مهمترین این سرریزها، سرریز تحقیق و توسعه است (فرهمند، ۱۳۸٤: ص٤ و مطیعی، ۱۳۹۰: ص٤٦).

برای کشورهای کم تر توسعه یافته و در حال توسعه، بررسی راه‌های بهره‌گیری از اثرات سرریز و کسب منافع بالاتر از اهمیت بیشتری برخوردار است. این کشورها باید راه‌های دستیابی به نرخ رشد بالاتر را پیدا نموده و مسیر رشد و توسعه را سریع‌تر طی کنند تا بتوانند در کنار سایر کشورها در صحنه اقتصاد جهانی حضور یابند. برای یک کشور در حال توسعه بهبود فناوری از طریق واحدهای تحقیق و توسعه داخلی معمولا فرآیندی بسیار کند و در عین‌حال هزینه بر است، در صورتی که سرریز فناوری، فرآیند پیشرفت فناوری و افزایش بهره‌وری را تسریع می‌بخشد. اثرگذاری فناوری در فرآیند تولید و صنعت غیرقابل‌اغماض است و می‌تواند در ترکیب با سایر عوامل تولید منشا تولیدات جدید باشد. یک کشور در حال توسعه از طریق تجارت با یک کشور صنعتی که در نتیجه انباشت خلاقیت‌های R&D ذخیره دانش بالایی دارد بهره‌وری خود را بهبود می‌بخشد، این از طریق واردات واسطه‌ای و تجهیزات سرمایه‌ای که در برگیرنده‌ی دانش خارجی است و نیز به دست آوردن اطلاعاتی که کسب آن از طرق دیگر مستلزم صرف هزینه بالایی است، صورت می‌گیرد. وقتی گروه‌های تجاری تشکیل می‌شوند، اقتصاد کشورهای در حال توسعه در مقیاس بزرگتری شکل می‌گیرد و ظرفیت فناوری و تحقیق و توسعه را افزایش می‌دهد. به علاوه، این گروه‌ها زمینه‌ی انتقال در بخش فنی و سرریزهای مختلف بویژه R&D را فراهم می‌کند و طبعا بر گسترش جریان‌های تجاری تاثیر می‌گذارند.

نتایج مطالعات صورت گرفته در این زمینه نشان دهنده‌ی نقش قابل ملاحظه سرریزهای تحقیق و توسعه کشورهای پیشرفته در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه است (بایومی و دیگران[1]، ۱۹۹۱: ص۱۰۱). نرخ بازدهی تحقیق وتوسعه نه تنها در کشورهای انجام دهنده‌ی آن بالا است، بلکه منافع بسیاری برای شرکای این کشورها دارد (مولایی و دهقانی، ۱۳۹۰: ص ۵۷-۵٦). بنابراین طرف تجاری بودن با کشورهایی که دارای موجودی سرمایه و دانش بالاتری هستند برای یک کشور در حال توسعه هم به لحاظ محصولاتی که می‌تواند وارد کند و هم بر حسب دانش مستقیمی که می‌تواند کسب نماید دارای منافع بیشتری است. از این رو نظریه‌های اخیر رشد اقتصادی از تجارت به عنوان زمینه بسیار مناسب برای بهره‌گیری از اثرات سرریز برای کشورهای توسعه یافته یاد می‌کنند (کمیجانی،۱۳۸۰: ص۳۱).

بر این اساس، این مقاله که به دنبال تحلیل آثار سرریزهای تحقیق و توسعه و نوآوری شرکای بزرگ تجاری ایران بر رشد اقتصادی ایران است در شش بخش تدوین شده است. بخش دوم به تبیین مبانی نظری موضوع می‌پردازد و در بخش سوم نتایج مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه آورده شده است، همچنین در بخش چهارم به ارائه الگو پرداخته شده است. بخش پنجم نیز نتایج ارائه می‌شود و بخش پایانی مقاله به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص دارد.

1. Baiomi et al. (1995)

۲- مبانی نظری

۲-۱-R&D و رشد اقتصادی

کوشش‌های انجام شده در راستای تبیین رابطه کمی بین تغییرات R&D و افزایش تولید را می‌توان به دو گروه تقسیم کرد:

الف- R&D به عنوان متغیر توضیحی

یک گروه از تحقیقات انجام شده در زمینه فوق (عمدتاً مربوط به دهه ۵۰ و ٦۰ میلادی)، ارتباط بین دو متغیر R&D وGNP را در نظر می‌گیرند. بدین ترتیب که در الگوهای ارائه شده توسط این محققان، محصول ناخالص ملی به عنوان متغیر وابسته وهزینه R&D به عنوان متغیر توضیحی الگو در نظر گرفته می‌شوند.

ب-R&D به عنوان یکی از متغیرهای تابع تولید

بخش دیگری از مطالعات انجام گرفته توسط اقتصاددانان (از اواسط دهه ٦۰ تا کنون)، در زمینه ارتباط دو متغیر مذکور، R&D را به عنوان یکی از عوامل تولید (در تابع تولید کل) در نظر گرفته و اثر آن را در رشد محصول مورد محاسبه قرار داده‌اند.

این گروه از اقتصاددانان نظیر گریلیشه[1] (۱۹۸٦-۱۹۸۰-۱۹۷۳)، لینک[2] (۱۹۸۱) و شرر[3] (۱۹۸۲) تابع تولیدی همانند تابع زیر را در نظر می‌گیرند:

$$Q_1 = A_0 C^{\lambda 1} K_t^{\alpha} Lt^{\beta} Ct^{e} \qquad (۱)$$

که در آن Q میزان محصول، A مقدار ثابت تکنولوژی، λ نرخ تغییر فنون، K سرمایه فیزیکی،L نیروی کار و C عبارت از هزینه (سرمایه) R&D می باشد.

بااستفاده از الگوی فوق، معادله رشد محصول بصورت زیر خواهد بود:

$$Y = ak + \beta L + ec + \lambda \qquad (۲)$$

که در آن C,L,K,Y، λ بترتیب عبارت از نرخ رشد محصول، سرمایه فیزیکی، نیروی کار، سرمایه‌گذاری R&D و تحول تکنولوژی می‌باشند. e نیزکشش تولید نسبت به سرمایه R&D است. از آن جا که $e = \frac{\Delta Y}{\Delta C}.\frac{C}{Y}$ و $C = \frac{\Delta C}{\Delta T}.\frac{1}{C}$ است، عبارت ec را می توان ساده کرد و در نتیجه معادله (۲) را به صورت زیر نوشت:

$$Y = ak + \beta L + P(\frac{C}{Y}) + \lambda \qquad (۳)$$

که در آن $\rho = \frac{\Delta Y}{\Delta C}$ بهره‌وری نهائی سرمایه R&D یا نرخ بازدهی ناخالص R&D است و $R = \frac{\Delta C}{\Delta T}$ سرمایه‌گذاری خالص درسرمایه R&D می‌باشد. معادله (۳) رشد تولید را بر اساس تابعی از شدت R&D نشان می‌دهد.

معادله (۲) توسط گریلیشه (۱۹۸٦) با استفاده از اطلاعات سری‌های زمانی دوره (۷۷-۱۹٦٦) برای واحدهای تولیدی خصوصی آمریکا و با استفاده از اطلاعات در سطح صنعت، به وسیله گریلیشه و دیگران (۱۹۷۳و۱۹۸۰) تخمین زده شد. نتیجه بررسی‌های انجام شده نشان داد که ارتباط بین R&D و رشد تولید از نظر آماری دارای اهمیت است (حدود ۰/۱ تخمین زده شده). همچنین بررسی‌های فوق گویای این واقعیت است که میزان رشد حاصل از R&D دولتی و یا خصوصی تقریباً یکسان می‌باشد. معادله (۳) توسط لینک (۱۹۸۱) و شرر (۱۹۸۲) در سطح اطلاعات مربوط به واحدهای تولیدی در مورد کشور آمریکا تخمین زده شد. در اینجا نیز یک ارتباط بین شدت R&D و رشد تولید ملاحظه گردید (نرخ بازدهی R&D حدود ۰/۵ تخمین زده شد).

با توجه به بررسی‌های انجام شده در زمینه فوق، می توان نتیجه گرفت که:

- عواید حاصل از سرمایه‌گذاری در R&D، چه شخصی و چه اجتماعی از سطح بالایی برخوردار است، به طوری که از عواید حاصل از سرمایه‌گذاری درسرمایه ثابت بیشتر می‌باشد (ترلکی[4]، ۱۹۸۰: ص۵۷).

- مطالعات انجام شده در زمینه آثار R&D در رشد واقعی

1. Griliches
2. Link (1981)
3. Scherer (1982)

4 . Terleckyi (1980)

صنایعی که عوامل تولید خود را از تولید کننده‌های دارای تشکیلات R&D خریداری می‌کنند، نشان می‌دهد که آثار غیرمستقیم (خارجی) سرمایه‌گذاریهای R&D می‌تواند چشمگیر باشد.

– R&D همانند سرمایه فیزیکی عمل می‌کند. وقتی هزینه‌های R&D به عنوان سرمایه‌گذاری محسوب شوند و یک ذخیره سرمایه R&D به عنوان مقیاس این فعالیت‌ها در الگوهای رشد وارد شود، تخمین‌های بهتری از آثار واقعی R&D در رشد اقتصادی بدست می‌آید.

۲-۲- سرریزهای تحقیق و توسعه

نظریه‌های اخیر رشد اقتصادی گویای این مطلب است که فعالیت‌های نوآورانه و ابتکاری، از جمله عوامل اصلی پیشرفت فناوری و رشد بهره‌وری هر کشوری محسوب می‌شود. فعالیت‌های تحقیق و توسعه از عوامل اصلی در فرآیند تولید علم است که از منابعی مانند دانشمندان، مهندسان، تکنسین‌ها، تجهیزات تحقیقاتی و... نشات می‌گیرد. فعالیت‌های نوآورانه بنگاه و موسسه‌های تولیدی نه تنها منجر به تولیدات جدید می‌شود و بنگاه‌ها از مزایای آن بهره می‌برند، بلکه بستری جهت ایجاد نوآوری‌های بعدی فراهم می‌کند. از این رو مزیت فعالیتی نوآور و ابتکاری نه تنها باعث افزایش موجودی نوآوری‌ها می‌شود، بلکه سرریز آن به دیگر بنگاه‌ها و موسسه‌های تولیدی می‌تواند پایه و اساس نوآوری‌های جدید گردد. این همان مفهومی است که به عنوان سرریز دانش از آن یاد می‌شود. در دنیای امروز که تجارت بین‌الملل کالاها و خدمات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، جابه‌جایی بین‌المللی اطلاعات و انتشار دانش جزء جدا نشدنی آن است، رشد بهره‌وری هر کشوری علاوه بر تحقیق و توسعه خود به اثرهای تحقیق و توسعه سایر کشورها بستگی دارد. همان طور که رومر (۱۹۹۰) استدلال می‌کند، ایده‌ها محصولات غیررقابتی هستند و می‌توانند علاوه بر نهاده نیروی کار در نهاده سرمایه و کالاهای واسطه‌ای نیز نهفته باشند.

پس می‌توان نتیجه گرفت که فعالیت‌های تحقیق و توسعه در هر کشور عامل اصلی رشد و شکوفایی اقتصادی است که موجب نوآوری و در نتیجه سبب توسعه آن کشور خواهد شد.

در اکثر مطالعات تجربی برای نشان دادن اثرهای سرریز تحقیق و توسعه بر اقتصاد از الگوی کو و هلپمن (۱۹۹۵) استفاده می‌شود. این محققان در الگوی خویش با استفاده از اطلاعات تحقیق و توسعه داخلی و بین‌المللی سعی کردند اثر سرریز تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی که با بهره‌وری کل عوامل تولید مورد سنجش قرار می‌گیرد را بررسی کنند. آنها در الگوی خود، تحقیق و توسعه داخلی و سرریز تحقیق و توسعه بین‌المللی را به عنوان دو عنصر مهم در ارتقای بهره‌وری هر کشوری می‌دانند و استدلال می کنند که مزایای حاصل از تحقیق و توسعه خارجی می‌تواند به دو روش مستقیم و غیرمستقیم انتقال یابد. مزیت مستقیم آن می‌تواند ناشی از یادگیری فناوری‌ها و فرآیندهای تولید یا روش‌های سازمانی جدید بوده و مزیت دوم آن می‌تواند ناشی از واردات کالاها و خدمات باشد.

پیشرفت‌های اخیر در نظریه‌های تجارت بین‌المللی و رشد اقتصادی مسیرهایی را مشخص ساخته که از طریق آنها کارایی کشورها به یکدیگر ارتباط می‌یابد. چهار مسیر مشخص شده توسط گروسمن و هلپمن که می‌تواند سرریزهای فناوری را به دنبال داشته باشد عبارت است از:

۱) تجارت بین‌الملل امکان استفاده از گونه‌های بیشتری از محصولات واسطه‌ای و تجهیزات سرمایه‌ای را برای کشورهای درحال توسعه فراهم می‌کند که با استفاده از آنها این کشورها می توانند کارایی منابع خود را افزایش دهند.

۲)تجارت بین المللی ارتباطی را ایجاد می‌کند که انگیزه فراگیری شیوه‌های تولید، طراحی و سازماندهی کشورهای خارجی را افزایش می‌دهد. بهبود هر یک از این عوامل باعث استفاده کاراتر از منابع داخلی می‌شود یا با استفاده از آنها می‌توان ترکیب محصولات را به نحوی اصلاح کرد که از هر واحد نهاده ارزش افزوده بیشتری حاصل شود.

۳)ارتباطات بین‌المللی کشور امکان مشابه سازی فناوری خارجی و تبدیل آن با توجه به شرایط داخلی را فراهم می‌سازد. این عمل نقش اساسی و مهم در پیشرفت اقتصادی ژاپن و کشورهای تازه صنعتی شرق آسیا داشته است.

٤) تجارت بین‌المللی می تواند با توسعه فناوری جدید یا تقلید فناوری خارجی، کارایی را به طور غیر مستقیم افزایش دهد .

همان‌طور که در ابتدای مقاله بحث شد یکی از عوامل موثر بر افزایش رشد اقتصادی، در کنار تحقیق و توسعه، نوآوری نیز می‌تواند باشد و در این مطالعه به بررسی آن پرداخته شده است. لذا لازم است به جنبه‌های نظری این مقوله نیز پرداخته شود که در بخش بعدی ارائه شده است.

۲-۳- نوآوری

۲-۳-۱-نظام ملی نوآوری و چارچوب نهادی لازم برای کارکرد آن:

پس از جنگ جهانی دوم، اقتصاد کشورهایی نظیرآلمان و ژاپن به طور کامل تخریب شده ولی پس از جنگ، در مدت زمان نه چندان طولانی به سرعت سرمایه فیزیکی و انسانی خود را بازسازی کرده و به اقتصادهای پیشرو مبدل شدند. در حالی که کشورهایی نظیر فرانسه، انگلیس و آمریکا به رغم این که صدمات چندانی از جنگ ندیده بودند، امروزه از لحاظ پیشرفت اقتصادی تفاوت زیادی با اقتصادهای یاد شده ندارند. شاید یک فرضیه برای توجیه، این باشد که کمک آمریکا و کشورهای دیگر به این دو اقتصاد در آن زمان، عامل پیشرفت آنها شده است؛ ولی پیشرفت‌های کشورهایی همچون کره، سنگاپور، تایوان، فنلاند، ایرلند، چین و جز این‌ها در سال‌های پایانی قرن بیستم را چگونه می‌توان توجیه کرد؟ در کنار این، اقتصادهایی قرار دارند که به رغم آن که در سال‌های پایانی دهه ۱۹۸۰ میزان نوآوری آنها با کشورهای تازه صنعتی شده برابر و حتی بیشتر بوده، ولی در سال‌های پایانی دهه ۱۹۹۰ تفاوت‌های آنها بسیار شدید شده است. ابداعات در کشورهای پیشرو (همانند کشورهای قبلاً توسعه یافته نظیر آمریکا، انگلستان و جز اینها) متمرکز به اختراعات و ابداعات در تولید، فرآوری، دانش و به طور عمده متمرکز به نو و جدید بودن آن ابداعات و اختراعات برای جهانیان است. ولی برای کشورهای دیر آمده یا به عبارتی تازه صنعتی شده به طور عمده مسئله جهش و سبقت مطرح است و ابداعات برای این نوع کشورها عبارت از مدیریت انتقال و انباشت ابداعات از کشورهای پیشرو به کشورهای در حال جهش است. بنابراین، در این کشورها حرکت، از تقلید به سمت نوآوری به صورت پیوسته و پایدار بوده و از آن جایی که ارائه ابداعات جدید برای جهانیان سخت‌تر از ارائه ابداعات برای کشور است، بدین روی امکان جهش اقتصادی برای کشورهای اخیر ممکن است.

در واقع، ظرفیت نظام ملی نوآوری این اقتصادهاست که اولاً، ابداعات و اختراعات را شکل داده و ثانیاً، نوع جدید بودن آن را معرفی می‌کند. بهره‌وری بالای ظرفیت ملی نوآوری تعیین کننده اصلی سبقت و جهش در رشد اقتصادی است (رومر[1]، ۱۹۹۰) .

"ظرفیت نظام ملی نوآوری" عبارت است از توانایی بالقوه اقتصاد در ایجاد مستمر و به هم پیوسته اختراعات قابل تجاری شدن که اجزای آن بر اساس نظریه فاریمن[2] (۱۹۷٤) شامل موارد زیر است:

۱.زیر ساخت‌ها و زیر بناهای عمومی برای ایجاد اختراع‌ها و ابداعات در بر گیرنده دانش و پیچیدگی آن، منابع مالی و انسانی، سرمایه‌گذاری در آموزش، حمایت از اختراعات و ابداعات، درجه آزاد ورود علم و دانش و اختراعات و ابداعات به کشور و سیاست‌های تشویقی است. تقویت هماهنگ هر کدام از اجزا منجر به زیر ساخت‌های محکم برای بروز ابداعات و اختراعات در همه زمینه‌ها می‌شود؛ ولی وجود زیر ساخت‌ها شرط لازم برای بروز اختراعات است، ولی شرط کافی آن به دو عامل دیگر مربوط است. ۲. فعالیت‌های پژوهش و توسعه در سطح بنگاه و بین بنگاه‌ها (صنایع). ۳. عاملی که می تواند فعالیت‌های نوآوری و اختراع را در کل

1. Romer (1990)
2. Faryman (1974)

اقتصاد منتشرکند، پیوند میان زیرساخت‌های عمومی، ابداعات، نوآوری و تحقیقات در سطح بنگاه و بین بنگاه‌هاست و برآیند این‌ها رشد مبتنی بر دانش و ایده خواهد بود (رومر،۱۹۹۰)، که به اقتصاد توان جهش در رشد می‌دهد. بنابراین، نظام ملی نوآوری در کشورهای دیر آمده به گونه‌ای آرایش و انسجام پیدا کرده است که سرعت ابداعات و اختراعات و به کارگیری آن درونزا شده و توان جهش اقتصادی را در این کشورها فراهم کرده است.

پرسشی که ممکن است مطرح شود این است که چه موانع نهادی از درون زا شدن ابداعات و اختراعات در کشورهای جهان سوم و در حال توسعه جلوگیری می‌کند و به دنبال آن، مانع جهش اقتصادی و حتی کندی رشد اقتصادی می‌شود؟ ابداعات و اختراعات در کشورهای جهان سوم نیز از نوع ابداعات و اختراعات جدید برای کشور (نه برای جهانیان یعنی کشورهای پیشرو) است. مصداق‌های عینی زیادی را می‌توان از ابداعات و اختراعات ثبت شده از سوی کشورهای جهان سوم در uspto[1] یافت.

گسیختگی و پراکندگی زیادی در الگوی ابداعات و اختراعات کشورهای جهان سوم مشاهده می‌شود. عدم ارتباط بین ابداعات و اختراعات با هم و مجموع آنها با اقتصاد و نداشتن یک الگوی پایدار و منظم از دیگر ویژگی‌های ابداعات در کشورهای جهان سوم است. بررسی داده‌ها نشان می‌دهد که الگوی منظمی از ارتباط نظام یافته بین ابداعات و اختراعات بخش خصوصی و دولتی وجود ندارد. در حالی که در کشورهای تازه صنعتی شده بخش اصلی ظرفیت ابداعات و اختراعات از طریق سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها و شرکت‌های بخش خصوصی ایجاد شده است و در این کشورها در توسعه ظرفیت ملی نوآوری تمرکز به توسعه بنیان‌های نهادی نوآوری است و در ابداعات تمرکز و اتکای بیشتر به صنایع مشخص (نظیر الکترونیک و IT) است، لذا پراکندگی در الگوی ابداعات و اختراعات ملاحظه نمی‌شود. پیگیری مستمر این دو هدف منجر شده که آنها در این زمینه مزیت بالا پیدا کنند. متاسفانه در کشورهای جهان سوم ساختارهای نهادی برای زمینه‌سازی نوآوری‌های جدید در حد تاثیرگذاری ملموس بر اقتصاد فراهم نیست. برای بروز خلاقیت‌ها و اختراعات در کشورهای جهان سوم ضروری است اقدام‌های اساسی در سه بخش زیر انجام شود.

اول: تقویت زیر ساخت‌های لازم برای بروز اختراعات؛ برای این کار لازم است انباشت دانش در کشور از طریق سرمایه‌گذاری در آموزش و تحقیقات افزایش پیدا کرده و زمینه‌های لازم برای ورود دانش جدید و حاملان آن (منابع نیروی انسانی) تسهیل شود. منابع مالی و سرمایه انسانی لازم برای بخش تحقیقات و توسعه فراهم شده و انگیزه‌های لازم برای انجام ابداعات و اختراعات از طریق مشوق‌های مالی (مالیات و سوبسید) و قانون حمایت از حقوق مخترعان فراهم شود.

دوم: ایجاد فضای رقابت برای به کارگیری ابداعات و اختراعات در بخش تولید. برای این کار لازم است در بخش اقتصاد اصلاحات ساختاری برای روی آوردن کارآفرینان خصوصی به بخش تولید فراهم شود و نقش دولت در اداره بنگاه‌های اقتصادی کاهش پیدا کند.

سوم: پیوند میان صنعت و دانشگاه و بخش تحقیقات و توسعه هر روز بیشتر شود، به طوری که رابطه میان بخش تحقیق و توسعه بنگاه‌های خصوصی و دانشگاه‌ها یک رابطه منظم و نظام یافته شده تا امکان برون زا شدن ابداعات فراهم شود»(عبدلی، ۱۳۸٤: صص۱۰۷-۱۰۵).

۳-مطالعات تجربی

ربیعی (۱۳۸۸) در مقاله‌ای با عنوان "اثر نوآوری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران"، با استفاده از الگوی رشد درونزای رومر، اثر متغیرهای نیروی کار، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه و واردات ماشین آلات به کل واردات به عنوان سرریز فن‌آوری را بر رشد اقتصادی ایران

1. United States Patent and Trademark Office

مورد بررسی قرار داده است. وی با استفاده از آمار سری زمانی اقتصاد ایران طی دوره ی ۸۳-۱۳٤۷ الگوی زیر را تخمین زده است:

(٤)

$$vadd = c(1)*labor + c(2)*r\ \&\ d + c(3)*hc + c(4)*k + c(5)*\lim p + c(6)*vas + dum5960$$

به طوری که در این تابع متغیر وابسته ($vadd$)، ارزش افزوده اقتصاد بوده است. همچنین ($labor$) نیروی کار، (hc) نیروی انسانی دارای تحصیلات دانشگاهی، (k) موجودی سرمایه، ($\lim p$) نسبت واردات ماشین آلات به کل واردات، (vas) کالاهای واسطه‌ای، ($r\ \&\ d$) هزینه تحقیق و توسعه و ($dum5960$) نشانگر انقلاب فرهنگی پس از انقلاب است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که دو متغیر نیروی کار (labor) و سرمایه انسانی (hc) بیشترین اثر را پس از کالاهای سرمایه‌ای بر تولید دارند و از طرفی نوآوری و کارآفرینی نقش به سزایی در توسعه سرمایه انسانی و نیروی کار دارد.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد کشش عامل کار از دیگر عوامل تولید بیشتر است و حاکی از کار بر بودن تولید در کشور است. کشش سرمایه انسانی در رتبه بعدی قرار می‌گیرد و بیانگر اهمیت سرمایه انسانی در تولید کشور است. کشش واردات کوچک است و نشان دهنده تاثیر اندک این متغیر بر رشد اقتصادی می‌باشد. همچنین با توجه به اهمیت نیروی انسانی و سرمایه انسانی در رشد اقتصادی کشور، مدیریت نوآوری و کار آفرینی، باعث افزایش بهره‌وری و کارایی و تخصیص بهینه منابع و عوامل تولید در اقتصاد شده و بدین ترتیب بر رشد اقتصادی اثر مثبت دارد.

اکبری و فرهمند (۱۳۸٤) در مقاله‌ای تحت عنوان "همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تاکید بر نقش منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس"، به همگرایی بین این کشورها پرداخته و بدین منظور از روش اقتصاد سنجی فضایی بهره گرفته‌اند.

در تحلیل نظری مربوط به اثر سرریزهای منطقه‌ای ، معادله‌ی رشد به صورت زیر بیان شده است:

$$\ln y_{it} - \ln_{yio} = \eta - (1-e^{-Bt})\ln y_{i0} + \gamma(\ln k_{pit} - \ln k_{pio}) + \gamma(1-e^{-Bt})\ln_{pio} \quad (٥)$$

با توجه به فرض یکسان بودن بازدهی‌ها می توان گفت:

$$\ln k_{pit} = \frac{\ln y_{pit} - \ln \alpha}{\theta} \quad (٦)$$

با جایگذاری رابطه (٥) در رابطه (٦) معادله ی زیر برای رشد، برحسب در آمد سرانه اولیه ونرخ رشد آن در نواحی همسایه، حاصل می‌گردد.

$$(\ln y_{it} - \ln y_{io}) = \eta - (1-e^{-Bt})\ln yio + \varphi(\ln y_{pit} - \ln_{pio}) + \varphi(1-e^{-bt})(\ln y_{pi0}) \quad (٧)$$

که در آن y درآمد سرانه، $\ln y_{it} - \ln yio$ نرخ رشد درآمد سرانه، θ بازدهی داخلی، γ اثر سرریزهای منطقه‌ای و بازدهی‌های داخل کشورها، α سطح برون زای فناوری، s نرخ پس‌انداز و (n+d) نرخ موثر استهلاک است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که وابستگی فضایی مثبت میان نرخ رشد کشورهای اسلامی وجود دارد، بنابراین با توجه به اثرات سرریز مثبت منطقه‌ای رشد کشورهای هر منطقه از جمله کشورهای واقع در حوزه خلیج فارس، اثرات مثبتی را بر رشد کشورهای مجاور داشته و یک چرخه‌ی رشد اقتصادی مثبت ایجاد می‌نماید.

کمیجانی (۱۳۸۰) درمقاله ای با عنوان" اثر فعالیت‌های R&D داخلی و خارجی (از طریق تجارت خارجی) بر بهره‌وری کل عوامل تولید"، در ابتدا فرم کلی تابع بهره‌وری کل عوامل تولید را به صورت زیر بیان نموده است:

$$TFP = (s^d, s^f, e_t, H) \quad (٨)$$

بنابراین بهره‌وری کل عوامل تولید به انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی S_d، انباشت سرمایه تحقیق و توسعه شرکای تجاری S_f، درجه باز بودن تجارت با کشورهای صنعتی (E) و سرمایه انسانی (H) بستگی دارد.

در این مطالعه جامعه آماری آمارهای کلان مربوط به تولید ناخالص داخلی، سرمایه فیزیکی، نیروی کار شاغل تحصیل کرده، هزینه‌های تحقیق و توسعه کشور، هزینه تحقیق و توسعه شرکای تجاری، واردات کالا از کشورهای توسعه یافته عضو

OECD است. نتایج مطالعه بیانگر آن است که بهره‌وری کل عوامل تولید، تابع انباشت تحقیق و توسعه داخلی و خارجی و سرمایه انسانی می‌باشد. انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی و خارجی نقش قابل‌توجهی بر بهره‌وری کل عوامل کشورهای توسعه یافته دارد، ولی با توجه به اینکه انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی در کشورهای در حال توسعه اندک یا هیچ می‌باشد، بنابراین نقش انباشت سرمایه تحقیق و توسعه خارجی در این کشورها بیش از انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی است.

لیو و باک[1] (۲۰۰۷) در مقاله‌ای تحت عنوان "نوآوری و راه‌هایی برای سرریز بین‌المللی فناوری"، به طور تجربی تاثیر سرریز بین‌المللی فناوری بر نوآوری صنایع دارای فناوری بالا در چین را بررسی نموده‌اند. در این مطالعه بیان می‌شود که یادگیری و دانش ناشی از صادرات و واردات، نوآوری در صنایع چین را افزایش می‌دهد. فعالیت‌های R&D خارجی توسط شرکت‌های چند ملیتی در کشور میزبان به طور قابل ملاحظه‌ای نوآوری بنگاه‌های داخلی را تنها وقتی توانایی جذب وجود دارد، تحت تاثیر قرار می‌دهد. نتایج بیان می‌کند که شرکت‌های چند ملیتی به طور خودکار فناوری را به بنگاه‌های داخل منتقل نمی‌کنند و اگر آنها در صنایع مشابه با بنگاه‌های داخلی رقابت نمایند، ممکن است انگیزه‌ای برای جلوگیری از انتقال فناوری و سرریز داشته باشند. بنابراین تنها بنگاه‌هایی که قدرت جذب بالایی دارند و برای یادگیری تلاش می‌کنند قادر به دریافت فناوری شرکت‌های چند ملیتی هستند. تحقیق و توسعه داخلی و اندازه‌ی بنگاه‌ها، مهم‌ترین عامل تاثیرگذار بر نوآوری بنگاههای داخلی می‌باشند. بزرگترین اقتصاد در حال گذار جهان، دانش فناوری را یکی از طریق شدت جذب فناوری از شرکت‌های چند ملیتی و جلب توجه در بازارهای بین‌المللی و دیگر آن که از طریق واردات و صادرات به دست آورده است که مستلزم سطح معینی از توانایی جذب داخلی است. پیشرفت یادگیری به موارد سازمان یافته، ممکن است راه موثری برای بالا بردن نوآوری و بالا رفتن از پله‌های ترقی برای کشورهای در حال توسعه باشد. به طور کلی منابع سرریز بین‌المللی فناوری وتلاش‌های داخلی به طور مشترک تعیین کننده‌ی نوآوری بخش‌های دارای فناوری بالا در چین هستند. همان طور که مشاهده شد، در این مطالعه به تجارت و تشکیل گروههای یکپارچگی که یکی از مهم‌ترین مسیرهای سرریز فناوری است پرداخته شده است.

دیو و همکاران[2] (۲۰۰۵) در مقاله‌ای تحت عنوان"سرریزهای بین‌المللی، رشد بهره‌وری و آزادی در تایلند"، با یک تحلیل تعادل عمومی موقت به بررسی رشد اقتصادی تایلند از سال ۱۹۶۰ تابحران اخیر پرداخته‌اند. در واقع عملکرد متقابل تعادل عمومی را بین بهره‌وری و سرمایه‌گذاری در الگوی رشد موقت تحلیل می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که رشد بالا از طریق طولانی کردن مسیر گذر با کاهش تدریجی تعرفه و بهره‌وری درون زا، از طریق سرریزهای خارجی که سرمایه لازم را فراهم کرده‌اند، به دست می‌آید و افزایش سرمایه‌گذاری و بهره‌وری منجربه رشد بالا می‌شود. در این مقاله به نقش تجارت اشاره‌ای نشده است.

لومنگاسو و همکاران[3] (۲۰۰۵) در مقاله‌ای تحت عنوان"سرریزهای تحقیق و توسعه مربوط به تجارت‌های غیر مستقیم"، تاثیر تجارت بر پیشرفت جریان‌های دانش و انتقال فناوری میان شرکای تجاری را مورد مطالعه و بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه بر سرریزهای مستقیم R&D تمرکز شده و بیان می‌شود که سرریزهای غیر مستقیم درمیان کشورهایی که حتی تجارت با هم نداشته باشند، وجود دارد و در رابطه با وجود اثرات غیر مستقیم، الگوهای تجارت دو جانبه عامل کم اهمیت مراحل سرریز R&D خارجی هستند. در این مقاله ایده‌ی اصلی به این صورت بیان می‌شود که کالاها در برگیرنده‌ی دانش و فناوری هستند و کشورها می‌توانند با واردات کالاهای واسطه‌ای به دانش خارجی که از طریق تحقیق و توسعه به دست آمده، دست یابند.

1. Lui & Buck (2007)

2. Diao & et al. (2005)
3. Lumengaso & et al. (2005)

لوئینتل و خان[1] (۲۰۰۱) در مقاله‌ای تحت عنوان "آیا سرریزهای R&D برای ایالات متحده هزینه‌بر است؟"، کارکو و هلپمن (۱۹۹۵) را مورد بررسی قرار می‌دهند. آنها برای بررسی نقش سرریزهای R&D و سهم R&D داخلی از دو شاخص به صورت زیر استفاده می‌کنند:

$$S_{it}^{d} = \frac{E_{it}^{R}}{g_{it} + \delta_i} \qquad (۹)$$

که درآن، δ_i نرخ استهلاک کشور i، g_{it} متوسط نرخ رشد سالانه E^{RD} در زمان t، E^{RD} کل مخارج R&D که در هر کشور انجام می‌شود را پوشش می‌دهد، E^{R}_{0} ارزش ابتدایی E^{RD} است.

$$S_{ijt}^{f} = \sum_{i \neq j} \frac{m_{ijt} s_{jt}}{y_{it}} \qquad (۱۰)$$

لوئینتل و خان با استفاده از این دو شاخص، اثر سهم R&D و سرریزهای R&D را بر بهره‌وری اندازه‌گیری می‌کنند. کو و هلپمن (۱۹۹۵) سرریزهای برابر و مثبتی را بین کشورهای G7 گزارش می‌کنند. در صورتی که نتایج آنها توسط اطلاعات این مقاله رد می‌شود. با به کار بردن مجموعه اطلاعات وسیع‌تر (۱۹۹۹-۱۹۶۵) و رویکردهای تجربی جدید به این نتایج می‌رسند که: ۱) سرریزهای تحقیق و توسعه به طور گسترده‌ای بین کشورهای G7 ناهمگن است. ۲) تخمین‌های پانل اهمیت تفاوت در پراکندگی دانش بین کشورها را نشان نمی‌دهد. ۲) ایالات متحده با توجه به سرریزهای بین‌المللی R&D ضررکننده‌ی خالص است.

٤- ارائه الگو و روش تحقیق

براساس مطالعه گریلیشه برای ارزیابی فرایند تاثیرگذاری تحقیق و توسعه بر تولید، بهره‌وری و رشد اقتصادی، می‌توان تابع تولید کل را در چارچوب یک الگوی رشد درون زا به صورت زیر نوشت:

$$Q_t = A_0 e^{\lambda} K_t^{\alpha} L_t^{\beta} C_t^{e} \qquad (۱۱)$$

که در آن Q میزان محصول، A مقدار ثابت فنون، λ نرخ تغییر فنون، K سرمایه فیزیکی، L نیروی کار، C هزینه (سرمایه) R&D است.

بااستفاده از الگوی فوق، معادله رشد محصول را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\overset{0}{y} = \alpha \overset{0}{k} + \beta \overset{0}{l} + e \overset{0}{c} + \lambda \qquad (۱۲)$$

که در آن C,L,K,Y، λ به ترتیب نرخ رشد محصول، سرمایه فیزیکی، نیروی کار، سرمایه‌گذاری R&D و تحول فنونی می‌باشند. e نیزکشش تولید نسبت به سرمایه R&D است.

در الگوی فوق، سرمایه‌گذاری در R&D، به عنوان یکی از عوامل توضیح‌دهنده رشد اقتصادی وارد تابع تولید شده است. اما با توجه به اینکه در روش یاد شده تنها آثار مستقیم نهاده‌ها بر تولید وارد می‌شود، تمام آثار غیر مستقیم نهاده‌ها به ویژه اثر سرریز R&D در باقیمانده‌ها مستتر خواهد شد. از این رو برآورد رابطه رشد بدون در نظر گرفتن اثر سرریز R&D، این اثر را کمتر از اثر کل آن برآورد کرده، در نتیجه برآورد تورش‌داری به دست خواهد آمد. بنابراین متغیر سرریز به صورت آشکار در الگوی رشد وارد می‌شود و الگوی رشد به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$Y = ak + \beta L + ec + \lambda + SR\&D \qquad (۱۳)$$

همان‌طور که قبلاً بیان شد، سرریز R&D از طریق تجارت بین‌الملل، یک کشور را قادر می‌سازد تا کالاهای واسطه‌ای متنوع‌تر و تجهیزات سرمایه‌ای بیشتری استخدام کند و وسیله‌های ارتباطی را فراهم می‌کند تا با یادگیری روش‌های تولید از کشورهای دیگر، طراحی محصولات و روش‌های سازمانی را تحریک کند. در نهایت می‌تواند با فراهم کردن شرایط تقلید از فناوری‌های دیگران، امکان توسعه فناوری‌ها و محصولات جدید را ایجاد کند. بنابراین تجارت بین‌الملل را می توان مسیری برای انتقال R&D دانست.

از آن جا که هدف از این مطالعه، بررسی سرریزهای R&D دو جانبه بین ایران و شرکای بزرگ تجاری آن می‌باشد و با توجه به اینکه سرریزهای R&D از طریق تجارت با سایر

1. Lunintel & Khan (2001)

کشورها، بین آنها انتقال می‌یابد، از مدل جاذبه استفاده می‌شود. این مدل‌ها ابزارهای مناسبی هستند و به طور گسترده برای توضیح جریان‌های تجاری دو جانبه به کار می‌روند. در اقتصاد بین‌الملل، این مدل‌ها امکان برآورد پتانسیل تجاری دو جانبه در یک مقطع زمانی خاص و به طور همزمان را از دیدگاه کشور صادر کننده و وارد کننده فراهم می‌آورد. در واقع، برآورد پتانسیل تجاری بین دو کشور در یک مدل خاص جاذبه با استفاده از عواملی که می‌توانند تعیین کننده آن باشند، صورت می‌گیرد. این عوامل، ویژگی‌های اقتصادی دو کشور و موانع و مشوق‌هایی هستند که برای تجارت بین دو کشور وجود دارند. به عبارت دیگر در چارچوب این مدل می‌توان موانع و تشویق‌های موجود را به صورت متغیر کمی وارد مدل کرده و تاثیر آن را بر تجارت دو جانبه بررسی نمود (طیبی، ۱۳۸٤: ص ۷۲).

در اساسی‌ترین فرم، الگوی جاذبه میزان صادرات از کشورi به کشورj را به وسیله GDP کشور صادرکننده و GDP کشور واردکننده و فاصله بین آنها توضیح می‌دهد. الگوی جاذبه نه تنها برای تحلیل الگوهای تجاری به کار می‌رود، بلکه به موضوع منطقه گرایی نیز می‌پردازد. در واقع این الگو، می‌تواند به منظور شبیه سازی قرینه‌های بالقوه تجاری، برای هر نوع برنامه یکپارچه‌سازی بین گروهی به کار گرفته شود.

در الگوی استاندارد جاذبه، تجارت بین دو کشور از حجم اقتصاد تاثیر مثبت و از فاصله بین آنها تاثیر منفی می‌پذیرد. از آن جا که الگوی جاذبه از انعطاف پذیری بالایی برخوردار است، سایر متغیرها مانند فاصله تجاری، جمعیت، شاخص‌های نزدیکی ارتباط فرهنگی و مرز متعارف نیز بعضاً به الگو اضافه می‌شود.

الگوی جاذبه در حالت کلی به صورت زیر است:

$$x_{ij} = A Y_i^{\beta_i} Y_j^{\beta_j} H_i^{\mu_i} H_j^{\mu_j} N_i^{\gamma_i} N_j^{\gamma_j} D_{ij}^{\alpha} \varepsilon_{ij} \qquad (۱٤)$$

$$\mu, \beta \succ 0 \ , \ \alpha, \gamma, \delta \prec 0$$

که در آن X_{ij} : صادرات کشورi به کشورj

y_i :تولید ناخالص داخلی کشورi

H_i :اندازه جغرافیایی کشورi

N_i :جمعیت کشورi

$\hat{D}_i$: متوسط فاصله بین کشور i ودیگر بازارهای صادراتی آن در سایر کشورها

A :مقدار ثابت

ε_{ij} :جمله اخلال

D_{ij} :فاصله بین کشورi وj

با گرفتن لگاریتم از معادله فوق می‌توان نوشت:

$$\log x_{ij} = \log A + \beta_i \log y_i + \beta_j \log y_j + \mu_i \log H_i + \mu_j \log H_j + \gamma_i \log N_i + \gamma_j \log N_j + \alpha \log D_{ij} + \log \varepsilon_{ij} \qquad (۱۵)$$

از آن جا که کارآفرینان جهت حداکثر سازی سود خود، منابع‌شان را در توسعه نهاده‌های واسطه‌ای جدید سرمایه‌گذاری می‌کنند، بنابراین نهاده‌های قابل حصول(n) تابع فعالیت‌های R&D انباشته شده یک کشور می‌باشد، زیرا فعالیت‌های R&D داخلی به دلیل استفاده موثرتر از منابع موجود موجب بهبود رشد اقتصادی می‌شود. با وجود تجارت بین‌الملل در کالاها و خدمات، رشد اقتصادی یک کشور به انباشت سرمایه R&D شرکای تجاری همانند انباشت سرمایه R&D داخلی نیز بستگی دارد. بنابراین می‌توان گفت که تغییرات درتولید ناخالص داخلی در صورت نبود تجارت بین‌الملل فقط توسط تغییرات انباشت R&D سرمایه داخلی شرح داده می‌شود، اما در صورت وجود تجارت بین‌الملل در نهاده‌های واسطه‌ای تغییرات در تولید ناخالص توسط انباشت سرمایه R&D داخلی و انباشت سرمایهR&D شرکای تجاری شرح داده می‌شود. زیرا در صورت وجود تجارت بین‌الملل، کشور می‌تواند از نهاده‌های تولید شده توسط شرکای تجاری نیز استفاده نماید، به عبارت دیگر بازرگانی بین‌الملل دسترسی به کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای مختلف را افزایش می‌دهد، این در حالی است که تئوری‌های اخیر رشد اقتصادی و تجارت بین‌الملل پیشنهاد می‌کنند که رشد اقتصاد یک کشور وقتی بیشتر است که امکان استفاده کشور از انباشت سرمایه R&D

شرکای تجاری از طریق تجارت بیشتر باشد (لیچنبرگ و دیگران[1]، ۲۰۰٤: ص۱٦).

با توجه به نکات فوق می توان فرم کلی الگوی رشد را بر اساس مدل جاذبه به صورت زیر نمایش داد:

(۱٦)

$$\ln y_{it} = \alpha_{ijt} + \alpha_1 \ln y_{jt} + \alpha_2 \ln p_{it} + \alpha_3 \ln p_{jt} + \alpha_4 \ln D_{ijt} + \alpha_5 \ln SD_{it} + \alpha_6 \ln SF_{jt} + \alpha_7 \ln pat_{it} + e_{ijt}$$

$\ln y_i$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشور i

$\ln y_j$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشور j

$\ln D_{ij}$: فاصله جغرافیایی دو کشور j و i

$\ln p_i$: جمعیت کشور i

$\ln p_j$: جمعیت کشور j

$\ln SD_i$: سهم سرریز تحقیق و توسعه داخلی (مستقیم) کشور i

$\ln SF_j$: سهم سرریز تحقیق و توسعه خارجی (غیر مستقیم) کشور j

$\ln pat_i$: نوآوری در کشور i

e_{ij} :جمله اخلال

i در تمام حالات کشور ایران است و j شرکای تجاری ایران هستند.

قلمرو مکانی این مطالعه منتخبی از بزرگترین شرکای تجاری ایران هستند که این کشورها شامل: آذربایجان، اوکراین، اسپانیا، آلمان، ایتالیا، فرانسه، کانادا، تایلند، ترکیه، چین، روسیه، ژاپن، سنگاپور، سوئیس، عربستان سعودی، قزاقستان، کره، هلند، هند، مالزی و کویت هستند و قلمرو زمانی سالهای (۲۰۰۰-۲۰۰۹) می‌باشند.

٤-۱-روش تحقیق

برخی الگوهای جاذبه برای تعیین عوامل موثر بر متغیر وابسته درالگو، از داده‌های مقطعی استفاده می‌کنند، ولی استفاده از داده‌های تابلویی برای چند سال متوالی نتایج بهتر و قابل اعتمادتری را در بر دارد (هاریس[2]،۱۹۹۸: ص٦۷). الگویی که برای توضیح رفتار متغیرها در این نوع داده‌ها می‌توان ساخت در حالت کلی به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it} \qquad (۱۷)$$

دو شیوه مختلف برای تخمین این معادله وجود دارد. نخست الگوی اثرات ثابت که در آن α_iها،N پارامتر نامعلوم ولی ثابت هستند و دیگری الگوی اثرات تصادفی است که در آن عرض از مبدا ثابت نبوده و تصادفی است و همچنین مستقل از متغیرهای توضیحی می‌باشد.

برای انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و روش ترکیبی (OLS) از آماره F لیمر استفاده می‌شود. به عبارت دیگر برای تعیین وجود (و یا عدم وجود) عرض از مبدا جداگانه برای هر یک از مقاطع، از آماره F لیمر استفاده می‌شود. در صورتی که در بین مشاهدات، ناهمگنی یاتفاوت‌های فردی وجود داشته باشد، از داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. در غیر این صورت، از روش حداقل مربعات استفاده خواهد شد. در این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدا است، بدین معنی که اختلافات درون گروهی خیلی شدید نبوده و نیازی به استفاده از داده‌های تابلویی نمی‌باشد. در مقابل فرضیه یک یکسان نبودن عرض از مبدا را نشان می‌دهد و الگو را به استفاده از روش تابلویی توصیه می‌کند. فرضیه‌ها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_i = \alpha \\ H_1 : \alpha_i \neq \alpha \end{cases} \qquad (۱۸)$$

بنابراین، هرگاه F محاسبه شده از F جدول بزرگتر باشد، فرضیه H_0 مبنی بر پذیرش داده‌های تلفیقی را نمی‌توان پذیرفت و بنابراین روش داده‌های تابلویی ارجحیت دارد (مجید پور، ۱۳۸۸: ص۱۰۰).

با توجه به مقدار محاسبه شده برای آمارهF لیمر، فرضیه صفر مبنی براینکه داده‌ها به صورت حداقل مربعات معمولی هستند به نفع فرضیه مقابل، یعنی وجود قابلیت در روش داده‌های تابلویی رد می‌شود.

1. Lichtenberg et al. (2004)
2. Hariss (1998)

جدول(۱): آزمون F لیمر

آماره F لیمر	مقداراحتمال
۷۵/۰۵	۰ ۰۰۰

منبع: یافته های تحقیق

از سوی دیگربا توجه بـه دو روش اثـرات ثابـت و اثـرات تصادفی، برای آنکه بتوان از نظر قدرت توضیح‌دهنـدگی متغیـر وابسته مقایسه‌ای انجام داد وبـه عبـارتی بتـوان بـین دو روش، انتخابی قایل شد و بر اساس نتایج آن قضاوت نمود، از آزمـون هاسمن استفاده می‌شود. از آن جا که برای انجـام مقایسـه بـین این دو الگو باید وجود همبستگی بـین اثـرات تصـادفی α_i و برازش کننده‌ها را مورد آزمون قرار دهیم، لذا در آزمون هاسمن فرضیه صفر این است کـه هـیچ‌گونـه همبسـتگی میـان اثـرات تصادفی وجود ندارد. تحت این فرضیه، تخمین‌زن‌های OLS و GLS هر دو سازگار هستند، ولی تخمینOLS ناکارا است. در حالی که تحت فرضیه مقابل، تخمین زن OLS کارا و سازگار، ولی تخمین زنGLS ناسازگار است. نتایج مربـوط بـه آزمـون هاسمن در جدول شماره ۲ آمده است.

جدول (۲): آزمون هاسمن

آماره هاسمن	مقداراحتمال
۱۳۳/۰٤	۰ ۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول نشان می‌دهد روش مورد استفاده در ایـن مطالعـه روش اثرات ثابت است که در جدول (۳) آمده است.

جدول (۳): نتایج تخمین مدل به روش اثرات ثابت

متغیرها	برآورد ضرایب	آماره t	prob
y_j	۳/۲۵٥٤۰	۸/٥۰	۰ ۰۰۰
p_i	۹/۲٥٥۲۰	۲٥/۲۰	.۰ ۰۰۰
p_j	۱/٤۲۱۰۰	٤/۳٥	۰ ۰۰۰
D_{ij}	-./٤٥٦۰	-/۱٥	۰ ۸۱۲
SD_i	۱/۸٥٤٥۲	٤/۲٤	۰ ۰۰۰
SF_j	۱/۲٤٤٥۰	٤/۰۱	۰ ۰۰۰
pat_i	۲/٤٥٦۹۸	۷/٥۰	۰ ۰۰۰
Constant	-۱۹/۱۸۸٦	-۱٥/۳۰	۰ ۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-تفسیر نتایج تحقیق

همانطور که در جدول (۳) نشان داده شده است، نتایج حاصـل از برآورد الگو به شرح زیراست:

ضریب سهم داخلی تحقیق و توسعه و سرریزهای تحقیق و توسعه که در سطح بـالایی معنـی دارنـد، مثبـت و بیـانگر اثـر مستقیمی است که بر تجـارت دارنـد. پـس هرچـه قـدر سـهم داخلی تحقیق و توسعه یک کشور بـالا باشـد و از سـرریزهای تحقیق و توسعه هم بهره مند شود، رشـد اقتصـادی آن کشـور بهبود خواهد یافت.

هرچند بررسی وجود سرریزها از قرن ۱۹ توسط مارشـال[1] وارد اقتصاد شد، اما وجود سرریزها به ویژه بـا مطـرح شـدن سرریز تکنولوژی و به دنبال آن سرریز تحقیق و توسـعه ناشـی از تجارت به طور جدی توسط اقتصاددانان مـورد توجـه قـرار گرفت. به عنوان مثال مـی‌تـوان از جافـه[2]، گریلچیـز[3]، کلـر[4] و گروسمن و هلپمن[5] نام برد.

سرریز را می توان به سه نوع تقسیم بنـدی کـرد: سـرریز دانش، سرریز بازار و سرریز شبکه‌ای. سرریز دانش مربوط بـه دانشی است که برای اولین بار تولید می‌شود و می‌تواند توسـط سایرین استفاده شود، بدون اینکه جبرانی برای آن صورت گیرد و یا اگر هم جبران شـود، کمتـر از ارزش خـود دانـش اسـت. سرریز بازار زمانی ظاهر می‌شود که عملکرد بـازار بـرای یـک محصول جدید و یا یک فرایند جدید به گونه‌ای باشد که باعث شود برخی منافع ایجاد شده به سمت واحدهایی از بازار به غیر از تولیدکنندگان آن جاری شود. به طور مثال، مصرف کننـدگان بـه دلیـل عملکـرد طبیعـی نیروهـای بـازار از منـافع ناشـی از محصولات جدید بدون مشارکت در هزینـه‌هـای آن بهـره‌منـد می‌شوند. این منفعت اجتماعی در بیشـتر مـوارد نصـیب ابـداع کنندگان روش‌ها و یـا محصـولات جدیـد نمـی‌شـود. سـرریز شبکه‌ای زمانی ظاهر می‌شود که ارزش اقتصادی و تجاری یک

1. Marchal
2. Jaffe
3. Grilieches
4. Keller
5. Grossman & Helpman

فناوری جدید وابستگی شدیدی به توسعه مجموعه‌ای از فناوری‌های مرتبط داشته باشد. در این حالت، ارزش یک شبکه از محصولات یا فناوری‌های مرتبط با هم برای هریک از کاربران، تابع فزاینده‌ای از تعداد کاربران خواهد بود.

سرریز تحقیق و توسعه از طریق تجارت بین‌الملل بین کشورها جریان می‌یابد. تجارت بین‌الملل یک کشور را قادر می‌سازد تا کالاهای واسطه‌ای متنوع‌تر و تجهیزات سرمایه‌ای بیشتری در اختیار داشته باشد و مسیرهای ارتباطی را فراهم می‌کند که یادگیری روش‌های تولید از کشورهای دیگر، طراحی محصولات، روش‌های سازمانی و شرایط بازار را تحریک کند و در نهایت، می‌تواند با فراهم کردن شرایط تقلید از فناوری‌های دیگران امکان توسعه فناوری‌ها و محصولات جدید را ایجاد نماید (مشیری، ۱۳۸٦: ص۸۸). براساس نظریه‌های رشد جدید، پیشرفت اقتصادی هرکشور متکی به پیشرفت فنی و صنعتی است و این امر نیز در سایه فعالیت تحقیق و توسعه داخلی و سرریزهای آن صورت می‌پذیرد. به همین جهت نگرش توسعه‌ای مبتنی بر توسعه لزوماً بر مرکزیت تحقیق و توسعه تأکید می‌کند و تحقیق و توسعه را به عنوان عامل محرکه رشد تلقی می‌کند و آن را هسته اصلی قابلیت‌های فناوری یک ملت می‌داند، زیرا فعالیت‌های تحقیق و توسعه موجب بهبود نهاده‌های جدید می‌گردد و این امر سبب افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید می‌شود و در نتیجه رشد اقتصادی کشور بهبود می‌یابد (کمیجانی، ۱۳۸۰: ص٤۲).

با توضیحات فوق باید انتظار داشت علامت سرریزها مثبت و اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشور داشته باشد.این مطلب در جدول (۳) مورد تایید قرار گرفته است.

جدول (۳) همچنین نشان می‌دهد، رشد تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری، تاثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران ایجاد کرده است، به طوری که ۱ درصد افزایش در متغیر مذکور می‌تواند رشد اقتصادی ایران را ۳ درصد افزایش دهد. در میان شاخص‌های عملکردی اقتصاد کلان، میزان تولید ناخالص داخلی یکی از مهم‌ترین شاخص‌هاست؛ چرا که این شاخص اندازه اقتصاد یک کشور و ظرفیت‌های تولیدی آن را نشان می‌دهد. تولید ناخالص داخلی بنا به تعریف، ارزش مجموع کالاها و خدماتی است که طی یک سال در یک کشور تولید می‌شود. البته باید توجه داشت که میزان رفاه و برخورداری مردم یک کشور، صرفا به واسطه تولید ناخالص داخلی تعیین نمی‌شود، بلکه شاخص بهتر، تولید ناخالص داخلی سرانه است که میزان تولید به وسیله هر نفر را به صورت سرانه نشان می‌دهد. در واقع، رفاه مردم یک کشور متاثر از تولید ناخالص داخلی و میزان جمعیت آن کشور است که در تولید ناخالص داخلی سرانه منعکس می‌شود. به عبارت دیگر هر چه اندازه اقتصادی کشورهای طرف تجاری بیشتر باشد، یعنی ظرفیت‌های تولیدی این کشورها بیشتر و امکان تولید بیشتر با هزینه کمتر برای آنها فراهم باشد، باعث افزایش صادرات و واردات کشورهای مزبور شده و در نتیجه امکان مبادله برای آنها زیادتر است و همین مسئله می‌تواند باعث افزایش تجارت دو جانبه بین آنها شود، در نتیجه رشد اقتصادی ایران نیز افزایش می‌یابد. بنابراین ما انتظار داریم که این ضریب مثبت باشد.

با تمرکز جمعیت، تمرکز فضایی صنایع انجام می‌شود و تمرکز صنایع، زیرساخت‌های اقتصادی از جمله سرمایه‌گذاری‌های زیر بنایی فیزیکی (حمل و نقل و ارتباطات) و منابع مدیریتی را ایجاد می‌کند و باعث افزایش سرریز اطلاعات و انباشت دانش در اقتصاد می‌گردد (اکبری و فرهمند، ۱۳۸٤: ص۲۵).

از طرفی تغییرات تکنولوژی وابسته به جمعیت است. زیرا افزایش جمعیت، ارتباطات و مبادله را تسهیل می‌کند و اندازه بازار و امکان تخصصی شدن را افزایش می‌دهد و موجب افزایش تقاضا برای ابداعات می‌گردد. همچنین تراکم جمعیت بالا هزینه ثابت ایجاد زیر ساخت‌های لازم برای پیشرفت تکنولوژی را کاهش می‌دهد. همه این اثرات موجب ترغیب فعالان اقتصادی و انتشار تکنولوژی‌های جدید می‌شود و در نتیجه با افزایش و پیشرفت تکنولوژی، به دنبال آن رشد

اقتصادی افزایش می‌یابد.

در مدل مورد بررسی متغیر جمعیت کشورها بیانگر قدرت جذب بازارهای داخلی هستند، هرچه جمعیت کشورها افزایش یابد، بازار داخلی آنها قدرت جذب محصولات بیشتری را از خارج از کشور دارد. از طرف دیگر جمعیت بالاتر منجر به تولید بیشتر شده، در نتیجه این متغیر می‌تواند باعث رشد اقتصادی شود.

نتایج جدول فوق نیز تایید کننده همین مطلب است، به طوری که تغییرات جمعیت هر دو طرف تجاری می‌تواند رشد اقتصادی ایران را تحت تاثیر قرار دهد.

متغیر فاصله جغرافیایی اشاره به سهولت و سختی انتقال کالا، خدمات نیروی کار، سرمایه، اطلاعات وایده بین مناطق دارد. همان‌گونه که اشاره شد در بررسی تاثیرپذیری اقتصاد یک منطقه از موقعیت و جهت حرکت مناطق دیگر بحث اثرات سرریز[1] مطرح می‌گردد. مجاورت یکی از راه‌های ایجاد اثرات سرریز است.

مدل‌های اخیر رشد اقتصادی علاوه بر تاکید بر تحقیق و توسعه، بر نقش سرریزهای آن هم در مناطق دیگر تاکید کرده‌اند. در این مدل‌ها انتشار تحقیق و توسعه در منطقه، سطح تکنولوژی هر بنگاه را تحت تاثیر قرار می‌دهد. دانش تکنولوژی ماهیتاً ضمنی و تدوین نشده است. به عبارت دیگر تفاوت‌هایی میان دانش و اطلاعات وجود دارد. اطلاعات اغلب به صورت تدوین شده در دسترس است ولی دانش را باید کسب کرد. اگرچه هزینه پراکندن اطلاعات نسبت به فاصله ثابت است، ولی هزینه انتشار دانش همراه با افزایش فاصله جغرافیایی افزایش می‌یابد و این فرایند اثر منفی بر رشد و توسعه اقتصاد یک کشور دارد.

متغیر فاصله جغرافیایی در الگوی فوق در واقع بیانگر موانع بازرگانی بر سر راه تجارت است. برخی از این موانع عبارتند از هزینه‌های حمل ونقل، زمان، تضادهای فرهنگی و موانع دسترسی به بازار. متغیر فاصله جغرافیایی که در الگوی فوق استفاده شده است، بیانگر فاصله جغرافیایی بین تهران و پایتخت کشورهای دیگر است. بنابراین انتظار می‌رود ضریب این متغیر منفی باشد. زیرا هر چه فاصله جغرافیایی بین دو کشور بیشتر باشد، موانع مذکور بیشتر شده، امکان مبادله کاهش می‌یابد و در نهایت منجر به کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. همچنین از آنجایی که فاصله جغرافیایی بین کشورها در طول زمان ثابت است، معناداری این متغیر با مشکل مواجه می‌شود، که این موضوع در نتیجه برآورد تحقیق حاضر نیز مشاهده شده است.

به طور معمول، رشد، توسعه و رفاه یک کشور را به رشد اقتصادی و تغییر اجتماعی (و سیاسی و فرهنگی) را به نوآوری در اقتصاد و نوآوری را بیش از هر چیز دیگر به اختراع و اکتشاف نسبت می‌دهند. نوآوری یک منبع کلیدی برای ایجاد مزیت نسبی محسوب می‌شود و یکی از عوامل مهم و تاثیرگذار بر رشد اقتصادی هرکشور است. از طرفی نوآوری و تحقیق و توسعه به شکل دو سویه با هم در ارتباط هستند، نوآوری سبب ایجاد تحقیق و توسعه می‌شود و تحقیق و توسعه زمینه‌ساز نوآوری است. این الگو در یک بنگاه باعث کاهش هزینه‌های تولید و رشد بهره‌وری در بنگاه و انتقال فناوری از یک بنگاه به بنگاه دیگر و در نتیجه رشد ارزش افزوده در کل اقتصاد خواهد شد. به دلیل همین ارتباط تنگاتنگ بین تحقیق و توسعه و نوآوری در این مطالعه نوآوری به عنوان یکی از متغیرهای تاثیرگذار بر رشد اقتصادی سنجیده شده است.

به عبارت دیگر بر اساس رگرسیون اثرات ثابت، یک درصد تغییر در انباشت اختراعات ثبت شده، می‌تواند میزان رشد اقتصادی ایران را به میزان ۲ درصد افزایش دهد.

٦-نتایج و پیشنهادات

در این مقاله، آثار سرریزهای تحقیق و توسعه و نوآوری شرکای عمده تجاری بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۲۰۰۹-

---

۱. زمانی که یک منطقه سرمایه‌گذاری می‌نماید و تکنولوژی خود را بهبود می‌بخشد، بازدهی حاصل از این سرمایه‌گذاری بیشتر از منافع داخلی است که نصیب خود آن منطقه می‌گردد و مناطق مجاور نیز از آن منفعت منتفع می‌گردند و در نتیجه بازدهی آن ها هم افزایش می‌یابد.

۲۰۰۰، مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس نتایج به دست آمده، کلیه متغیرهای در نظر گرفته شده از جمله تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری، جمعیت، سرریزهای داخلی و خارجی تحقیق و توسعه و نوآوری معنی‌دار هستند و بر رشد اقتصادی ایران تاثیرگذارند.

به عبارت دیگر بر اساس نتایج به دست آمده، نقش تولید ناخالص داخلی کشورها در خلق مثبت تجارت به اثبات رسید. بنابراین، برای بهبود و افزایش تجارت و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی، باید ظرفیت تولیدی کشورها افزایش یابد. یکی از روش‌های افزایش ظرفیت های تولیدی، استفاده از تکنولوژی‌ها و ابداعات و اختراعات جدید است. اثر تکنولوژی در فرآیند تولید غیر قابل اغماض است و می‌تواند در ترکیب با سایر عوامل تولید، منشأ تولیدات جدید باشد. بنابراین، می‌توان پیشنهاد نمود که کشور جهت ایجاد رشد و توسعه پایدار اقتصادی و کاهش شکاف تکنولوژی بر اساس برنامه‌ای تنظیم شده، به فعالیت‌های تحقیق و توسعه در داخل کشور بهای بیش از پیش داده شود و جهت استفاده بیشتر از فعالیت‌های تحقیق وتوسعه داخلی و فعالیت‌های تحقیق وتوسعه شرکای تجاری، توجه جدی و اساسی به تجارت خارجی نموده و در انتخاب شرکای تجاری به سمت کشورهای با دانش انباشته شده بالا، دارای تکنولوژی و سازماندهی بالا در راستای جذب و بومی نمودن تحقیق و توسعه خارجی اقدام گردد.

منابع:

Abdoli, Gh. (2005), "National Innovation System, Innovation and Economic Takeoff", Journal of Economic Research, in ninth, No. 31, pp. 126-103.

Akbari, N. and Farahmand, Sh. (2005), "Islamic Economic Convergence & Overflows of Regional with Emphasis on the Selection of the Persian Gulf Littoral States": Journal of Commerce, No. 34, pp. 1-32.

Baiomi, A. and Benhabib, R. (1991), "Externalities and Growth Accounting", American Economic Review, No. 14, PP.82-113.

Borras, B. and Lomingo, G. (2007), "Innovantion and R&D Spillover in Spanish Regions: A Spatia Approach", Research Policy, No. 36, pp.1357-1371.

Coe, D. and Helpman, E. (1995), "International R&D Spillovers and Institutions", Economic Review, No. 39, pp. 859-887.

Diao, X., Rattso, J. and Stokke, E. (2005), "International Spillovers, Productive Growth and Openness in Thiland: an Intertemporal Equilibrium Analysis", Journal of Development Economics, No. 76, pp.429-450.

Eshraghi, F. (2008), "Overflows, Research and Development and Business Integration in Selected Countries in Asia Pacific and West", Master's thesis, University of Isfahan.

Farahmand, Sh. (2005), "Impact on Per Capita Income Growth and Regional Economic Integration Overflows", (Item: Countries OIC), M.A Thesis, Isfahan University.

Griffith, R. (2001), "Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a panel of OECD Countries", working paper, No. 02, the Institute for Fiscal Studies.

Griliches, A. (1995), "North-South R&D Spillovers", Economic Journal, No.107, PP.49-143.

Grilliches, Zvi. (1973), "Research Expenditures and Growth Accounting", in Science and Technology in Economic Growth, ed. B.R. Williams, I.E.A.

Harris, M.N. (1998), "The Econometrics of Gravity Models", Melbourne Institute Working paper, No.5/98.

Hsiao, Ch. (1986), "Analysis of Panel Data", New York, Combridge University Press.

Johnson, S. and Stiner, N. (1992), "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Liner Trend", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, PP.54-99.

Jonec, C. (1995), "R&D Based Models of Economic Growth", Journal of Political Economy, 24(40), pp.1063-1111.

Keller, W. (1998), "Are International R&D Spillovers Trade-Related? Analyzing Spillovers among Randomly Matched Trade Partners", European Economic Review, No.42, pp. 1469-81.

Komeyjani, A. and Shahabadi, A. (2001),

"Internal and External R & D Activities (via trade), the Total Productivity of Factors of Production", Journal of Commerce, No.23, pp. 30-65.

Kubo, Y. (1995), "Scale Economies, Regional Externalities and the Possibility of Uneven Regional development", journal of Regional Science, No. 35, pp. 318-328.

Lee, G. (2005), "Direct versus Indirect International R&D Spillovers", Information Economics and Policy, No.17, pp. 583-603.

Lichenberg and Potterie (2004), "International R&D Spillovers, IMF Working paper No.93/94.

Link, A.N. (1981), "Basic Research and Productivity Increase in Manufacturing: Additional Evidence", A.E.R. Vol.71. pp. 18-26.

Lui, X. and Buck T. (2007), "Innovation Preference & Channels for International Technology Spillovers: Evidence from Chinese High-Tech Industries", Research Policy, No.36, pp. 355-365.

Luintel, K. and Khan, M. (2001), "Are International R&D Spillovers Costly for the US?", South Bank University, London.

Lumengaso, O. and Olareaga, M. (2005), "On Indirect Trade – Related R&D Spillovers", European Economic Review, No.49, pp.1785-98.

Majidpur, Z. (2009), "Role of R & D on Economic Growth in Selected Countries", M.A Thesis, Azad Khomeyni shahr University.

Maxim, E. and Mitchell, K. (2006), "R&D Policy with Layers of Economic Integration", European Economic Review, No.50, pp.1800-1815.

Molaei, M.A. and Dehghani, A. (2011), "The Impact of Research and Development Expenditures on the Market Share in Iranian Industry Sector", Quarterly Journal of Economic Growth and Development, 1(4), pp. 55-74.

Moshiri, S. and Nikpur, S. (2007), "Impact of Information Technology and Communications and Overflows on the World Economy", Journal of Commerce, No. 33, pp75-103.

Motiei, M. (2011), "Spillover effects of FDI on innovation in Developing Countries", Quarterly Journal of Economic Growth and Development, 1(2), pp. 41-70.

Nadiri, M.L. (1980), "Sectoral Productivity Slowdown", AEA, No.2, pp.349-56.

Park W.G. (1995), "International R&D Spillovers and OECD Economic Growth", Economic Inquiry, No. 33, pp. 571-591.

Pessoa, A. (2010), "R&D and Economic Growth: How strong is the link", Economic Letters, 43(107), pp.152-154.

Porter, M., Stern, S. and Furman, J. (2002), "The Determinants of National Innovation Capacity", Research Policy, No. 31, pp. 983-1011.

Rabiey, M. (2009), "The Effect of Human Capital on Innovation and Economic Growth in Iran", Journal of Development, No.26, pp.122-142.

Romer, P.M. (1990), "Endogenous Technological Change", Jornal of Political Economy, 5(2), pp.25-36.

Sala-i-Martin, X. (1990), "Lecture Notes of Economic Growth", NBER Working paper, No.3564.

Soderbom, M. and Teal, F. (2005), "Trade and Human Capital as Determinants of Growth", Department of Economics, University of Oxford.

Tayebi, K. (2005), "Feasibility of Forming Business Groups: India and Selected Countries", Journal of Economic and Policy Research, No.37-38, pp .69-84.

Terlecky, J, N, E. (1980), "What do R&D Numbers us About Technological Change", AER paper,Vol. 70,No. 2,PP.55-61.

Ulku, H. (2007), "R&D Invention and Growth: An Empirical Analysis", Oxford Economic Paper, 34(196), pp. 18-31.

Vaya, E. (1999), "Growth and Externalities across Economics: an Empirical Analysis using Spatial Econometrics", University of Barcelona.

بررسی مقایسه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی تحت اطلاعات نامتقارن

(مورد مطالعه کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال توسعه)

A Comparative Survey of Financial Development Effect on Economic Growth at Asymmetric Information Situation (Case Study of Selected Developed and Developing Countries)

دکتر مرتضی سامتی [*]، دکتر همایون رنجبر [**]،
منیره همت‌زاده [***]

دریافت: ۱۳۹۱/۲/۱ پذیرش:۱۳۹۱/۹/۲۲

چکیده:

در این مقاله ارتباط بین توسعه بخش مالی و رشد واقعی یک اقتصاد تحت اطلاعات نامتقارن مورد بررسی قرار گرفته است، زیرا رشد واقعی مدیون توسعه ساختار مالی است به گونه‌ای که کشورهایی با ساختار مالی توسعه یافته‌تر از سرعت رشد بالاتری نسبت به دیگر کشورها برخوردارند. در این بررسی میزان رشد اقتصادی معیار توسعه بخش واقعی و متغیرهایی همچون ارزش بازار سهام نسبت به تولید ناخالص داخلی به عنوان معیارهای توسعه بخش مالی معرفی گردیده‌اند. همچنین لگاریتم انحراف معیار شاخص کل قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار و شاخص اعتبارات بانکی به بخش خصوصی به عنوان معیارهای اطلاعات نامتقارن در بازارهای مالی و پولی استفاده شده است. مدل مورد نظر با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۳ برآورد شده است. نتایج دال بر اثر بخشی بالاتر بازار مالی نسبت به بازارپولی درکشورهای توسعه یافته است که ساختار مالی کشورهای توسعه یافته نیزمتفاوت از کشورهای در حال توسعه می‌باشد و این به خاطر وجود درجه‌ی تقارن اطلاعاتی بالا و تکامل یافته در این کشورها بوده است ولی در کشورهای در حال توسعه بازار پولی در مقایسه با بازار مالی قدرتمندتر عمل می‌کند.

کلمات کلیدی: توسعه مالی، رشد اقتصادی، اطلاعات نامتقارن، روش داده‌های تابلویی.

طبقه‌بندی JEL : O16, O40, D82, C23.

* استاد گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان
Email: msameti@gmail.com

** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان
Email: hranjbar@khuisf.ac.ir

*** کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان (نویسنده مسئول)
Email: monireh.hematzadeh@yahoo.com

Morteza Sameti (Ph.D.)[*], Homayoun Ranjbar (Ph.D.)[**], Monireh Hematzadeh [***]

Received: 20/Apr/2012 Accepted: 12/Dec/2012

Abstract:

This study seeks to investigate the relationship between the development of financial sector and real sector in an economy under the asymmetric information because true growth is conditioned to the development of the financial structure, so that, countries with more developed financial sector, enjoy a higher rate of growth than the other countries. In this study the economic growth criterion denotes the development of the real sector, and variables such as ratio of the value of the stock exchange to GDP has been introduced as a criterion of development of financial sector. Also, logarithm of variance of the stock exchange price index and bank credits of the private sector index have been applied as a criterion of asymmetric information in the fiscal and money market. This model is estimated by applying panel data method for selected developed and developing countries in 1993-2008. The results depict the higher effectiveness level of financial market in comparison with money market in the developed countries, also financial structure of the developed countries differs from the developing ones because of a high level and evolved information symmetry in the developed countries, while in the developing countries, the money market is stronger than the stock exchange.

Keywords: Financial Development, Economic Growth, Asymmetric Information, Panel Data Method.

JEL: O16, O40, D82, C23.

* Professor of Economics, Islamic Azad University, Khorasgan, Isfahan, Iran. Email: msameti@gmail.com

** Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, Khorasgan, Isfahan, Iran. Email: hranjbar@khuisf.ac.ir

*** M.A. in Economics, Islamic Azad University, Khorasgan, Isfahan, Iran (Corresponding Author).
Email: monireh.hematzadeh@yahoo.com

۱- مقدمه

در حال حاضر بخش بزرگی از ادبیات اقتصادی، تاییدکننده این مطلب هستند که رشد اقتصادی بلندمدت و رفاه یک کشور، علاوه بر سایر عوامل مهم دیگر، به درجه توسعه‌یافتگی مالی آن کشور مربوط است. توسعه مالی به طور کلی از طریق تجمیع و تجهیز منابع سرمایه‌ای و نیز تخصیص بهینه این منابع بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. به عبارت دیگر شاخص‌های توسعه مالی بر شاخص‌های تجمیع سرمایه و بهره‌وری آن تاثیر می‌گذارند و این شاخص‌ها نیز رشد اقتصادی را متأثر می‌سازند. توسعه سیستم‌های مالی، از طریق گسترش و همچنین متنوع‌سازی بازارهای مالی کشور، منجر به تخصیص مناسب‌تر منابع و نهایتاً رشد اقتصادی سریع‌تر می‌گردد.

مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که سطح توسعه بازارهای مالی به ویژه بازار سهام و بانک‌ها و تأثیری که آنها بر تأمین مالی شرکت‌ها و انتخاب روش تأمین مالی شرکت‌ها دارد، در نهایت تأثیر شگرفی بر رشد اقتصادی به جای می‌گذارد (تقوی و همکاران، ۱۳۹۰: ص ۳۹-۳۸). بازارهای مالی پیشرفته نظیر بازارهای مالی کشورهای پیشرفته صنعتی، حجم قابل ملاحظه‌ای از سرمایه مالی اقتصاد مربوطه را در کنترل دارند. چرا که رشد واقعی مدیون توسعه ساختار مالی است، به گونه‌ای که کشورهایی با ساختار مالی توسعه یافته از سرعت رشد بالاتری نسبت به دیگران برخوردارند. پایه‌های این نظریه در دهه ۱۹۷۰ توسط سه محقق بزرگ اقتصادی شامل جرج آکرلوف[1]، مایکل اسپنس[2] و جوزف استیگلیتز[3] بنا نهاده شد. آنان به این نتیجه رسیدند که توسعه ساختار مالی در محیط شفاف اقتصادی با عنایت کامل به این فرض بازار رقابتی یعنی متقارن بودن اطلاعات رخ خواهد داد. این فرض بر این مبنا است که تمام شرکت‌کنندگان در بازار، از تمام قیمت‌ها و تمام اطلاعات کاملاً آگاهند، اما اگر به علت عدم تقارن اطلاعات طرفین معامله، بازار از وظیفه اصلی خود عاجز بماند و در نتیجه ناکارا عمل کند «شکست بازار» اتفاق خواهد افتاد.

اطلاعات در دنیای امروز و معاملات بورس، هسته کارایی بازار می‌باشد. از طرفی سرعت انتشار و تقارن اطلاعات نقش عمده و حساسی در کارایی بازار دارد. بنابراین هرچه بازار کاراتر باشد و تقارن اطلاعات بیشتر باشد امنیت بازار بیشتر بوده و با هدایت سرمایه‌گذاری‌ها به سمت تولید می‌توان به رشد اقتصادی بالاتری دست یافت. مسأله اطلاعات نامتقارن زمانی اتفاق می‌افتد که عاملان بازار از اطلاعات یکسانی برخوردار نباشند و یکی از عاملان، اطلاعات بیشتری نسبت به دیگری داشته باشد. در بازار پول این مسأله زمانی اتفاق می‌افتد که بانک به طور کامل در مورد ریسک اعتباری مشتریان خود (درخواست کنندگان وام) اطلاعات کافی نداشته باشد. پس در این حالت اختصاص منابع تسهیلات بانکی به طور واضح کارا نیست، هر چه در یک بازار قیمت به مقدار تعادلی عرضه و تقاضا نزدیک‌تر باشد، تخصیص کارایی بالاتری دارد و افراد با صلاحیت، وام دریافت می‌کنند. بدیهی است، برای غلبه بر مسأله عدم تقارن اطلاعات، گردآوری و افشای اطلاعات امری ضروری است، بنابراین افزایش تعداد عاملان بازار (بانک‌ها) در صورتی به تصحیح نرخ تسهیلات بانکی و ممانعت از انتخاب نامساعد منجر می‌شود که با آزادسازی اطلاعات و در نتیجه کاهش عدم تقارن اطلاعات همراه باشد. لذا می‌توان گفت: توسعه مالی در محیط اطلاعات متقارن، به صورت کامل و کافی اتفاق می‌افتد و این امر می‌تواند منجر به بروز پدیده توسعه‌ی اقتصادی گردد.

بسیاری از مطالعات تجربی نشان داده‌اند رابطه‌ای قوی بین بازارهای مالی و سطح سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه وجود دارد. بازارهای مالی فعال در شرایط عدم‌تقارن اطلاعاتی نه تنها می‌توانند نوسانات تجاری القا نمایند بلکه به گسترش آنها هم کمک می‌کنند. پس می توان گفت: یک رابطه مثبت مستقیم بین متقارن بودن اطلاعات و نرخ رشد اقتصادی حاکم است (زیکنو، ۲۰۰۲: ص۲۳). تجربه کشورها حاکی از آن است که در کشورهای پیشرفته صنعتی، توسعه مالی عمدتاً در خارج از بخش بانکی رخ می‌دهد بنابراین پایه توسعه مالی در بخش غیربانکی است. اما در کشورهای در حال توسعه؛ توسعه مالی عمدتاً بر اساس اصلاح عملکرد بانک‌ها بوده و در بخش بانکی رخ می دهد (نظیفی،۱۳۸۳: ص۱۰٤). در این مطالعه برای

1. George Akherlof
2. Michael Spence
3. Joseph Stiglitz

بررسی رابطه بین توسعه مالی با رشد اقتصادی تحت وجود اطلاعات نامتقارن، محقق به دنبال جستجوی پاسخی برای این پرسش است که آیا توسعه مالی در محیط اطلاعات نامتقارن بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد؟ جهت رسیدن به پاسخی برای این پرسش، سه فرضیه زیر مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد.

۱- متقارن بودن اطلاعات بر رشد اقتصادی بی‌تأثیر است.

۲- توسعه ساختار مالی بر رشد اقتصادی بی‌اثر است.

۳- ساختار مالی در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه یکسان است.

در ادامه تحقیق حاضر ابتدا به بررسی مطالعات تجربی انجام شده و مبانی نظری و ادبیات موضوع پرداخته و سپس به تصریح الگوی تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی با توجه به اطلاعات نامتقارن برای دو گروه کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه می‌پردازیم. در قسمت بعد نتایج حاصل از برآورد این الگو ارائه می‌شود و در نهایت دربخش پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق آورده می‌شود.

۲- پیشینه تحقیق

طی چند سال گذشته، مطالعات بسیاری در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته صورت گرفته و همگی آنها تلاش کرده‌اند که تأثیرات توسعه مالی بر رشد و توسعه اقتصادی را اندازه‌گیری کنند. فرضیه در نظر گرفته شده در بیشتر مطالعات این بوده که پیشرفت در شاخص‌های توسعه مالی شرط ضروری برای رشد اقتصادی و توسعه اقتصادی است. در زیر به بررسی چند مورد از این مطالعات در داخل کشور و خارج کشور می‌پردازیم:

۲-۱- مطالعات خارجی

بارنی‌بک و همکاران[1] (۲۰۰۳) در مقاله‌ای تحت عنوان "آزادسازی مالی، توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای کمتر توسعه یافته" به بررسی رابطه این سه با استفاده از تکنیک روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) داده‌های تابلویی برای ۹۵ کشور در طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۶۰ پرداخته‌اند. آنها این موضوع را بررسی کرده‌اند که بازارهایی با عدم تقارن اطلاعات به‌طورکلی بازارهای کارای پارتویی مقید نیستند؛ و افزایش رقابت بانکی پس از آزادسازی مالی به دلیل وجود زیرساخت‌های نامناسب و ناپایدار موجود، لزوماً کارایی واسطه‌گری مالی را بوجود نمی‌آورد. با مراجعه به شواهد تجربی، نشان داده می‌شود تأثیر اولیه ادعا شده مبنی بر رشد به علّت توسعه مالی به اندازه کافی با کارهای اقتصادسنجی پشتیبانی نمی‌شود. از نظر این مطالعه آزادسازی مالی لزوماً تخصیص منابع را بهبود نمی‌دهد. مشکلات ناشی از عدم تقارن اطلاعات ادامه می‌یابد و آزادسازی مالی احتمال بحران‌های سیستماتیک پرهزینه را افزایش می‌دهد.

سولی من و هوولز[2] (۲۰۰۳) رابطه بین توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی را در کشورهای شیلی، کره، مالزی و فیلیپین با استفاده از مدل‌های VAR مورد بررسی قرار داده‌اند. در این تحقیق این فرضیه که در مدل‌های رشد درونزا، توسعه مالی با تأثیر بر سطح سرمایه‌گذاری و بالابردن بهره‌وری سرمایه‌گذاری سبب رشد اقتصادی بالاتر می‌شود، مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که گسترش بازار سهام با بالابردن کارایی و بهره‌وری سرمایه‌گذاری سبب افزایش رشد اقتصادی در این چهار کشورگردیده است.

کاپاسو[3] (۲۰۰٤) در تحقیق خود با عنوان " بازارهای مالی، توسعه و رشد اقتصادی، واقعیت‌هایی درباره عدم تقارن اطلاعات" به تبیین سیستم مالی در نظام اقتصادی بر اساس مبانی تئوریک اقتصاد خرد می‌پردازد. او به بررسی پیشرفت‌های اخیر در زمینه این ادبیات جدید پرداخته است و نشان می‌دهد که مقدار عدم‌تقارن اطلاعات در بازار اعتبارات و درجه ناهمگنی قرض‌گیرندگان (نوعاً بنگاه‌ها) و قرض‌دهندگان (نوعاً کارگران یا پس‌اندازکنندگان) ماهیت سیستم مالی را تعیین می‌کنند. اختلافات در مقدار کسب شده و سطح توزیع اطلاعات، قراردادهای مالی مختلفی را بوجود می‌آورد که بر انباشت سرمایه و رشد تأثیر می‌گذارد و از آن تأثیر می‌پذیرد. او به این نتیجه رسیده است که انتخاب

1. Barnebeck et al. (2003)

2. Soliman and Hoowells (2003)

3. Capasso (2004)

ناسازگار می‌تواند سبب سهمیه‌بندی اعتبار و کاهش مقدار وجوه تخصیص‌یافته به سرمایه‌گذاری‌ها گردد یا می‌تواند پایش را افزایش دهد و بنابراین مقدار سرمایه‌گذاری را از طریق هزینه‌های پایش کاهش دهد. همچنین معلوم شده است که شکل‌های ساده یا پیچیده‌تر خطرات اخلاقی می‌تواند سبب انگیزش عوامل برای ایجاد شکل‌های جدیدی از قراردادها و تضمین‌ها گردد؛ توسعه بازارهای سهام یکی از مثال‌های مهم است. مقاله او نشان می‌دهد توسعه بازارهای مالی فرایندی چندبُعدی وپیچیده است که تبیین کامل آن بسیار دشوار می‌باشد. به منظور تعیین ویژگی‌های ارتباطات میان توسعه مالی و توسعه اقتصادی به تحقیقات بیشتری نیاز است.

زیکنو[1] (۲۰۰۲) در مقاله خود تحت عنوان "ساختار مالی و فعالیت اقتصادی بر اساس اطلاعات نامتقارن"، تحلیلی درباره‌ی رابطه پویا (دینامیک) بین شرایط مالی بنگاه‌ها و سطح سرمایه‌گذاری با استفاده از داده‌های پانل سطح بنگاه از ۳۶ کشور در فاصله زمانی ۱۹۹۸-۱۹۸۸ ارائه کرده است تا تأییدی تجربی برای این ادعا را نشان دهد که میزان دسترسی به منابع نقدی داخلی در تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه‌های فعال در کشورهای توسعه نیافته از لحاظ مالی اهمیت دارد. او به این نتیجه رسیده است که تأثیر شوک مثبت به موجودی نقدی یا جریان نقدینگی در کشورهای توسعه نیافته و توسعه یافته از لحاظ مالی به طور معنی‌داری متفاوت است. این نتیجه رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را روشن می‌سازد. ازآن جایی که سطح سرمایه‌گذاری بنگاه‌های دارای محدویت در دسترسی به تأمین مالی بیرونی، متأثر از شوک به منابع داخلی است، انباشت سرمایه در کشورهای توسعه نیافته از لحاظ مالی کمتر است که بدین‌ترتیب به رشد اقتصادی کُندتری منجر می‌شود.

گیسو و همکاران[2] (۲۰۰٤) با استفاده از روش علیت گرنجر و متغیرهای ابزاری در دوره زمانی ۱۹۹۱-۱۹۸۱ به بررسی ارتباط "یکپارچه سازی بازار مالی و رشد اقتصادی در اتحادیه اروپا (EU) " پرداختند. آنها بیان می‌کنند که از نظر شاخص‌های کیفی دسترسی به وام و بازار اوراق بهادار و کیفیت خدمات بانکداری، کشورهای نزدیک به اتحادیه اروپا، رتبه‌ای معادل یا پایین‌تر از توسعه نیافته‌ترین کشورهای عضو اتحادیه اروپا از لحاظ سیستم مالی دارند. به طور کلی تأثیر یکپارچه سازی مالی بر رشد صنایع تولیدی اروپا بین ٦/. تا۷/. درصد است (۱/. تا ۲/. درصد از رشد GDP و فرض عدم تأثیر بر ستاده بخش غیر تولید صنعتی). تفاوت این تأثیر کلی بر رشد در کشورها و بخش‌های مختلف، انعکاسی از ناهمگنی کشورهای اتحادیه اروپا از لحاظ ترکیب بخش‌های اقتصادی و سطح توسعه مالی است. پیش‌بینی می‌شود کشورهایی با ساختار مالی نسبتاً ضعیف‌تر (مانند بلژیک، دانمارک، یونان و ایتالیا) بیشترین منفعت را به دست آورند و کشورهایی (مانند انگلستان، سوئد و هلند) که قبلاً به سطح بالایی از توسعه مالی دست یافته‌اند کمترین منفعت را به دست آورند. کشورهایی مانند اتریش، بلژیک، یونان، ایتالیا، اسپانیا و سوئد از توسعه مالی داخلی بیشتر نفع می‌برند.

چین چانگ و همکاران[3] (۲۰۰۹) در مقاله‌ای تحت عنوان" تاثیر عدم تقارنی توسعه واسطه‌گری‌های مالی بر رشد اقتصادی" تاثیر عدم تقارنی واسطه‌گری مالی بر دامنه توزیع رشد را با مدل رگرسیون کوانتیل و متغیرهای ابزاری تحلیل نموده است. نتایج او بر نمونه‌ای از هفتاد و یک کشور در دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹٦۰ مبتنی است که نشان می‌دهد تفاوت‌ها در توسعه واسطه‌گری مالی موجب تفاوت‌هایی در کوانتیل‌های توزیع رشد می‌گردد لذا توسعه مالی تاثیر مثبتی بر کل توزیع رشد دارد، اما درجه تاثیر در کشورهایی با سطوح رشد بالاتر، بیشتر است.

۲-۲ - مطالعات داخلی

کلاهی (۱۳۸۰) در مقاله ای با عنوان " پیرامون جایزه نوبل اقتصادی ۲۰۰۱ نظریه اطلاعات نامتقارن " به بررسی پایه‌های این نظریه در دهه ۱۹۷۰ که توسط سه محقق بزرگ اقتصادی به نام‌های جرج آکرلوف، مایکل اسپنس و جوزف استیگلیتز به شیوه کیفی بنا نهاده شد، پرداخته است. او در این مقاله سؤالات متعددی مطرح کرده است از جمله چرا در کشورهای

1. Zicchino (2002)
2. Guiso et al. (2004)
3. Chien-Chung et al. (2009)

جهان سوم نرخ بهره برای اعطای وام بالاست، یا چرا خریداران اتومبیل‌های دست دوم برای خرید ترجیح می‌دهند به دلالان رجوع کنند تا خود فروشندگان، یا چرا بنگاه‌ها تمایل دارند هرچه زودتر سود سهامداران را پرداخت نمایند، حتی اگر مشمول مالیات سنگین نسبت به افزایش سرمایه باشند و نهایتاً اینکه چرا در قراردادهای منعقده میان ثروتمندان با کشاورزان فقیر، آنها کل ریسک برداشت محصول را برنمی‌تابند؟ پرسش‌های پیش گفته، نمونه‌هایی از پدیده‌های آشنا ولی به نظر غریبه می‌باشند که هر یک چالشی جداگانه در تئوری اقتصاد را می‌طلبد. برندگان جایزه نوبل اقتصادی با توجه به بحث گذاردن تئوری اقتصاد با طرح فرض واقعی اطلاعات نامتقارن، تئوری اقتصاد را بسط دادند. او در مقاله‌ی خود به این نتیجه می‌رسد که تحلیل آکرلوف، اسپنس و استیگلیتز از بازارهای با اطلاعات نامتقارن، موضوعی بنیادی در تئوری مدرن اقتصاد خرد را تشکیل می‌دهد.

موتمنی (۱۳۸۷) در مقاله ای تحت عنوان "بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران" کوشیده است تا این رابطه را بر اساس شیوه علیت گرینجر مورد بررسی قرار دهد. داده‌های استفاده شده در این مطالعه تولید ناخالص داخلی و بدهی بخش غیر دولتی به بانک ها در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳٤۰ بوده است. هر چند داده‌ها حاکی از بهبود توسعه مالی در سال‌های اخیر می‌باشند؛ اما وضعیت توسعه مالی ایران در مقایسه با سایر کشورهای منطقه مطلوب نمی‌باشد. نتیجه این تحقیق نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، رشد اقتصادی موجب بهبود توسعه مالی می‌شود. در حالی که شواهد آماری، رابطه علّی عکس را تأیید نمی‌کند.

شیرزور (۱۳۸۹) در مقاله خود باعنوان " بررسی کارایی اطلاعاتی بازار بورس به روش آزمون نسبت واریانس" به بررسی کارایی اطلاعاتی بازار سهام پرداخته و این که سازمان بورس چقدر در ایفای نقش خود موفق بوده است. او این تحقیق را برای ۲٦۹ هفته انجام داده است. در این تحقیق کارایی در سطح ضعیف با آزمون فرضیه گام تصادفی مورد ارزیابی واقع شده است، با این تفاوت که برای انجام این آزمون از آزمون نسبت واریانس استفاده شده است که در زمره قوی‌ترین آزمون ها می‌باشد. علت استفاده از این آزمون، به روز بودن و قدرت انعطاف پذیری آن نسبت به سایر آزمون‌ها است. او با استفاده از این آزمون نتیجه گرفت که در بازار سهام تهران اثرات روزهای هفته آن چنان مطرح نیست و می‌توان یک روز خاص را به عنوان شاخص مناسبی برای انعکاس بازدهی هفتگی قیمت سهام در نظر گرفت. در تحقیق حاضر از نرخ‌های بازدهی روز چهارشنبه هر هفته به عنوان تقریبی برای بازدهی هفتگی استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بازار سرمایه تهران دارای کارایی اطلاعاتی ضعیف می‌باشد و لذا بازاری با بازدهی‌های غیرمتعارف نمی‌باشد.

۳- ادبیات موضوع

توسعه مالی به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن ارائه خدمات مالی توسط مؤسسات مالی افزایش می‌یابد و همه‌ی افراد جامعه از یک انتخاب وسیعی از خدمات بهره‌مند می‌شوند. رشد اقتصادی نیز، دلالت بر افزایش تولید یا درآمد سرانه ملی دارد. اگر تولید کالاها یا خدمات به هر وسیله ممکن در یک کشور افزایش پیدا کند، می‌توان گفت که در آن کشور، رشد اقتصادی اتفاق افتاده است. رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی، بیش از دو دهه‌ی گذشته به وسیله گلداسمیت[1] (۱۹٦۹)، مکینون[2] (۱۹۷۳)، شاو[3] (۱۹۷۳) و دیگر پژوهشگران تحلیل شده است.

توسعه مالی یکی از سیاست‌هایی است که بسیاری از اقتصاددانان در جهت رسیدن به توسعه اقتصادی، توصیه می‌کنند. جون رابینسون[4] می‌گوید که نظام مالی دنباله‌روی بخش حقیقی اقتصاد است، رشد اقتصادی موجب تقاضا برای انواع خاصی از ترکیبات مالی می‌شود و نظام مالی به طور خودکار این تقاضا را برآورده می‌کند. طبق نظریه‌های اقتصاد کلان، انباشت سرمایه فیزیکی یکی از شروط لازم برای رشد اقتصاد ملی به حساب می‌آید. لذا به کارگیری مطلوب نیروی کار در فرایند تولید تا حد زیادی به میزان سرمایه موجود

1. Goldsmith (1969)
2. Mckinnon (1973)
3. Show (1973)
4. Robinson

بستگی دارد و انباشت سرمایه، در تعیین میزان افزایش ستانده کل و ستانده سرانه نیروی کار نقش اساسی ایفا می‌نماید. به طریق اولی، همراه با گسترش زمینه‌های افزایش تولید و بهره‌وری در اقتصاد ملی، میزان پیشرفت جامعه با میزان سرمایه‌گذاری انجام شده در آن رابطه همسو و متناسب دارد. به عبارت دیگر می‌توان گفت توسعه مالی هر کشور دارای نقش کلیدی و مهم در توسعه اقتصادی آن کشور به حساب می‌آید. از آنجا که انباشت سرمایه یکی از مهم‌ترین منابع رشد مداوم اقتصادی یک کشور به شمار می‌رود، از طریق بازارهای مالی می‌توان فرآیند تشکیل سرمایه و به تبع آن توسعه مالی را تسریع نمود (کینگ و راس، ۱۹۹۳: صص۵۴۲-۵۱۳)[1].

بازارهای مالی پیشرفته نظیر بازارهای مالی کشورهای توسعه یافته حجم قابل ملاحظه‌ای از سرمایه مالی اقتصاد مربوطه را کنترل می‌کنند. این بازارها انگیزه پس‌انداز کردن و تبدیل پس‌انداز به سرمایه‌گذاری را با هدف تشکیل سرمایه به عهده دارند واز این رو نقش مهمی در تسریع رشد اقتصادی بر عهده می‌گیرند.

بازارهای مالی که در آنها سرمایه‌ها امکان حضور و رشد موثر را می‌یابند، به دو بخش بازار پول (شامل بخش بانکی یا به عبارتی توسعه مالی پایه بانک) و بازار سرمایه (شامل بازار سهام و اوراق قرضه یا به عبارتی توسعه مالی پایه اوراق بهادار) تقسیم می‌شوند.

بازار پول، بنا به تعریف، بازاری برای داد و ستد پول و دیگر دارایی‌های مالی جانشین نزدیک پول است که سررسید کمتر از یک سال دارند. همچنین می‌توان از بازار پول به عنوان بازار ابزارهای مالی کوتاه مدت با ویژگی اندک بودن ریسک عدم پرداخت، نقد شوندگی و ارزش اسمی زیاد نام برد.

برپایه طبقه‌بندی بازار مالی با نگرش به سررسید دارایی‌ها، بازار سرمایه به بازار داد و ستد ابزارهای مالی با سررسید بیشتر از یک سال و دارایی‌های بدون سررسید اطلاق می‌شود. این بخش از بازار مالی نقش مهم تری درگردآوری منابع پس‌اندازی و تأمین نیازهای سرمایه‌گذاری واحدهای تولیدی دارد. بازار سرمایه نسبت به بازار پول بسیار گسترده‌تر است و از تنوع ابزاری بیشتری برخوردار است.

یکی از مفروضات بازار رقابت کامل، وجود اطلاعات کامل است. به این معنا که تمام شرکت‌کنندگان در بازار، به تمام قیمت‌ها و اطلاعات مربوطه دسترسی کامل دارند و بنگاه‌ها، قیمت‌های تمام کالاهایی را که احتمالاً می‌توانند تولید کنند و فناوری تولید این کالاها و نیز قیمتی که در آن می‌توانند نهاده‌های لازم را خریداری کنند، می‌دانند. از سوی دیگر، تمام افراد هم از قیمت‌های خرید تمام کالاها و قیمت‌هایی که می‌توانند منابع و به خصوص نیروی کارشان را بفروشند، آگاه هستند. در این شرایط، قیمت‌ها براساس عرضه و تقاضا مشخص شده و در نهایت تفاوت قیمت‌ها به سرعت از بین می‌رود و در سراسر بازار برای هر کالا تنها یک قیمت مطرح می‌شود که این همان نقطه تعادل بازار است و در این قیمت وضعیت مصرف‌کننده و تولیدکننده بهتر است.

تقارن اطلاعات بدین معناست که طرفین مبادله‌کننده به یک اندازه از کیفیت کالای مورد مبادله و شرایط مبادله در بازار اطلاع داشته باشند. عدم تقارن اطلاعات به حالتی اطلاق می‌شود که یکی از طرفین مبادله کننده کمتر از طرف دیگر در مورد کالا یا وضعیت بازار، اطلاعات داشته باشد، به عبارت دیگر توزیع اطلاعات بین کلیه استفاده‌کنندگان از اطلاعات، ناهمسان باشد. طبق نظر نرس (۱۹۹۰)[2] هر قدر از جامعه سنتی به طرف جامعه مدرن حرکت می‌کنیم، میزان تقارن اطلاعات افزایش می‌یابد، زیرا هر قدر یک جامعه پیشرفته‌تر باشد، تقسیم کار و تخصص نیز بیشتر خواهد بود. به عبارت دیگر هرچه بازار کاراتر باشد، قیمت‌ها منعکس کننده کامل اطلاعات موجود خواهند بود. در نتیجه امنیت بازار بیشتر و اطمینان مردم به بازار بیشترخواهد شد. این موضوع منجر به جذب سرمایه‌های سرگردان وهدایت آنها به سوی تولید و افزایش تولید ودرآمد ملی می‌شود ودر نهایت منجر به بهبود شرایط اقتصادی کشور خواهد شد.

درادبیات اقتصادی مسأله عدم تقارن اطلاعات معمولاً در دو گروه عمده (انتخاب نامساعد و خطر رفتاری) تقسیم‌بندی می‌شود. دسته اول مسائلی است که در آن یک طرف مبادله از

1. King and Ross (1993)

2. North (1990)

اطلاعات طرف دیگر بی‌خبر است درحالی که آن اطلاعات می‌توانست بر تصمیم وی اثر بگذارد. این دسته با عنوان اطلاعات پنهان شناخته می‌شود که منجر به بروز پدیده انتخاب نامساعد می‌گردد(زیکنو، ۲۰۰۲: ص٦). دسته دوم مربوط به حالاتی است که یک طرف مبادله اعمالی را انجام می دهد که بر طرف دیگر پوشیده است اما بر رفاه طرف دوم نیز تأثیرگذار است. از این دسته به عنوان عمل پنهان نام برده می شود که سبب بروز خطر رفتاری خواهد شد (زیکنو، ۲۰۰۲: ص۳۰).

به طور کلی اطلاعات نامتقارن در دو بخش بازار سرمایه (بازار سهام) و بازار پول (سیستم بانکی) مطرح می‌باشد: در بازار سرمایه، هنگامی که سرمایه‌گذاران اطلاعات متفاوتی درباره اوراق بهادار یا سازوکارهای بازار دارند، شناخت آنها از یک وضعیت متفاوت خواهد بود و به عبارت دیگر عدم تقارن اطلاعات وجود دارد. وجود عدم تقارن قابل ملاحظه موجب می‌شود تا متخصصین دامنه بازار را وسعت بخشیده به گونه‌ای که معاملات سهام رونق خود را از دست داده تا جایی که ممکن است همه دست از معامله بردارند.

بر اساس تحلیل‌های نظری و شواهد تجربی، افزایش عدم تقارن یا نابرابری اطلاعات، با کاهش تعدادمعامله گران، هزینه‌های زیاد معاملات، نقدینگی پائین اوراق بهادار و حجم کم معاملات رابطه دارد و در مجموع منجر به کاهش سودهای اجتماعی ناشی از معامله می‌شود. موفقیت بازار به این معنی است که قیمت‌ها به طور پیوسته منعکس کننده اطلاعات جدید ناشی از معامله می‌شود. بنابراین بازاری را می توان کارا نامید که توان لازم برای پردازش اطلاعات را داشته باشد. در یک بازار کارا قیمت‌ها در هر زمان نشان‌دهنده ارزیابی صحیحی از اطلاعات موجود است (بی ور، ۱۹۸۱: صص۲۵۲-۲۴۳)[1].

در بازار وام بانکی عدم تقارن اطلاعات زمانی اتفاق می‌افتد که بانک به طور کامل در مورد ریسک اعتباری مشتریان خود (درخواست‌کنندگان وام) اطلاعات کافی نداشته باشد. در این سیستم بانک‌ها ارائه کننده تسهیلات هستند و متقاضیان در طرف مقابل قرار دارند. در حالت عدم تقارن اطلاعات بانک‌ها نمی‌توانند بین متقاضیانی که خوش حسابند و تسهیلات را به موقع بازپرداخت می‌کنند و آن دسته دیگر که بد حسابند، تفکیک قائل شوند. فقدان اطلاعات کافی از متقاضیان سبب می‌شود که هیچ‌گونه سیستم تمایزی بین افراد وجود نداشته باشد و معمولاً بدحسابان به خوش‌حساب‌ها ترجیح داده می‌شوند. به این ترتیب نیازها برآورده نشده و از طرفی مطالبات معوق بانک نیز زیادتر خواهد بود. بنابراین عدم تقارن اطلاعات دو پیامد دارد: الف-تفکیک قائل نشدن بین خوش‌حساب‌ها و بدحساب‌ها که بسیاری از متقاضیان خوش‌حساب از دریافت تسهیلات محروم شده و به جای آنها بخشی از متقاضیان بدحساب موفق به دریافت تسهیلات می‌شوند. ب- با عدم بازپرداخت تسهیلات دریافتی در موقع خود، به مطالبات معوق دامن زده و حجم انبوهی از تقاضاهای دریافت تسهیلات که به علت ترس بانک‌ها از بدحسابی آنها، اجابت نشده‌اند باقی می‌مانند. لذا زیان افرادی که موفق به دریافت تسهیلات نشده‌اند از مطالبات معوق برای یک اقتصاد بیشتر است. چه بسا این افراد این وام‌های (تسهیلات) دریافتی را در تولید کالاها و خدمات به کار می‌برده و از آن جایی که موفق به دریافت تسهیلات نشده‌اند سیستم اقتصاد کشور راکد مانده و منجر به رشد اقتصادی نشده است.

٤- روش تحقیق

٤-١- متدولوژی تحقیق (مدل داده‌های تابلویی)

روش داده‌های تابلویی، یکی از موضوعات جدید و کاربردی در اقتصادسنجی است، زیرا این روش، یک محیط بسیار غنی از اطلاعات را برای گسترش دادن تکنیک های برآورد و نتایج نظری در اختیار محقق قرار می‌دهد (عباسی‌نژاد و حبیبی، ۱۳۸٤: ص۱۰۱). در روش داده‌های تابلویی، واحد اقتصادی برای یک مقطع (برای مثال یک خانواده، یک بنگاه یا یک کشور) طی زمان، بررسی و سنجش می‌شود. به عبارت دیگر، داده‌های تابلویی دارای ابعاد فضایی (مکانی) و زمانی است (گجراتی،۱۳۸۵ :ص۱۱٤۱). در حقیقت، این روش تخمین، ترکیبی از روش‌های سری زمانی و داده‌های مقطعی است. صورت کلّی مدل داده‌های تابلویی به صورت زیر می‌باشد.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it} \qquad (1)$$

1. Beaver (1981)

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 متغیرمستقل غیرتصادفی برای i امین واحد مقطعی در سال t و u_{it} جزء اخلال الگو است.

٤-٢- آزمون نسبت درستنمایی

این آزمون در واقع لگاریتم مقدار حداکثر درستنمایی الگوهای مقید و نامقید را با یکدیگر مقایسه می‌کند. در مدل مقید فرض همسانی واریانس یا فرض توزیع یکسان و مستقل جملات اختلال در نظر گرفته می‌شود، درحالیکه در مدل نامقید فرض بر یکسان نبودن واریانس جملات اختلال بین واحدهای مقطعی (ناهمسانی واریانس) می‌باشد. نسبت درستنمایی به صورت $\lambda = \frac{L(H_0)}{L(H_1)}$ تعریف می‌شود، که $L(H_0)$ مقدار تابع حداکثر درستنمایی مقید و $L(H_1)$ مقدار تابع حداکثر درستنمایی نامقید می‌باشد. آماره آزمون LR با تبدیل λ به شکل زیر حاصل می‌شود.

(۲)
$$LR = -2\ln\lambda = -2[\ln L(H_1) - \ln L(H_0)] \sim (J)$$

آماره‌ی LR به صورت مجانبی دارای توزیع x^2 با درجه آزادی تعداد قیود (J) می‌باشد، بنابراین اگر مقدار آماره ی LR از مقدار بحرانی x^2 (J) بزرگتر شود، فرضیه H_0 در سطح معنی داری ۱۰۰٪ رد خواهد شد.

٤-٣- تصریح الگو

مدل مورد نظر در این تحقیق با تعمیم الگوی زیکنو (۲۰۰۲) در چارچوب روش داده‌های تابلویی برای دو گروه کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه به شکل زیر معرفی می‌گردد. در این راستا سعی بر آن است که تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در شرایط عدم تقارن اطلاعات بررسی شود و از این رهگذر به تفاوت ساختار مالی کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه دست یابیم

$$\text{Ln}\, GGDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SMS_{it} + \alpha_2 VOT_{it} + \alpha_3 CTP_{it} + \alpha_4 \ln SQRT_{it} + e_{it} \quad (۳)$$

i به معنای کشور مورد بررسی می باشد و t دوره زمانی محسوب می‌شود.

٤-٤- متغیرها و داده‌های آماری مورد استفاده در تحقیق

کشورهای مورد بررسی به گونه ای انتخاب شده‌اند که شامل گروه‌های مختلف از نظر سطح توسعه یافتگی باشند. این کشورها منتخبی از گروه کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی (OECD)[1] و سازمان کنفرانس اسلامی[2] (OIC) هستند که این کشورهای منتخب، عضو فدراسیون جهانی بورس‌ها[3] (WFE) می‌باشند. از این رو کشورهای توسعه یافته شامل استرالیا، آمریکا، اتریش، آلمان، اسراییل، ایتالیا، انگلستان، ژاپن، کره‌جنوبی، سوییس، کانادا، یونان، لگزامبورگ و نیوزلند هستند و کشورهای در حال توسعه عبارتند از اندونزی، ایران، ترکیه، مالزی، لهستان ومکزیک. با توجه به اینکه ایران نیز از سال ۱۹۹۲ میلادی به عضویت کامل این فدراسیون در آمده و همواره در مجامع و نشست‌ها حضوری فعال داشته و با این کار سعی کرده ضمن کسب معیارهای مورد نظر، امکان آشنایی بیشتر با اعضای این فدراسیون، که عمده‌ترین فعالان بازار سرمایه جهانی را در بر می‌گیرند، فراهم آورده و راه را برای بین‌المللی شدن بازار بورس ایران هموار سازد. از این رو، تاکنون تفاهم نامه‌هایی میان بورس ایران و بورس‌های اندونزی، مالزی، لهستان، مکزیک، ترکیه، بحرین، کره‌جنوبی، تایوان و قبرس به امضاء رسیده است. همچنین به دلیل عدم عضویت گروهی از

1. Organisation for Economic Co- operation and Development
2. Organisation of Islamic Conference
3. World Federation Of Exchanges

فدراسیون جهانی بورس‌های اوراق بهادار با عنوان FIBV در سال ۱۹۶۱ تاسیس شد و به تدریج ابعاد خود را گسترده‌تر کرد . طی چندین سال فعالیت این نهاد، اعضای جدیدی، از جمله بازارهای مشتقه، مراکز تسویه وپایاپای و دیگر ارائه دهندگان خدمات مالی به آن پیوستند. از این رو، در نشست مجمع عمومی سال ۲۰۰۱ با اکثریت آراء، این نهاد به فدراسیون جهانی بورس‌ها تغییر نام یافت. فدراسیون جهانی بورس ها به عنوان معتبرترین نهاد قانونی صنعت بورس، تمامی جنبه‌های داد و ستد اوراق بهادار را از لحاظ فنی، تجاری، حقوقی و اقتصادی مد نظر قرار می‌دهد و رسالت این سازمان ارتقای استانداردهای بازار و آمارهای قابل اتکا، حمایت از قانونگذاران، سیاست‌گزاران و سازمان‌های دولتی جهت ایجاد بازار شفاف و منصفانه، گردهم آوردن کارشناسان بورس و کمک به توسعه بورس‌های جدید و کوچک می‌باشد.

کشورهای در حال توسعه در WFE ویا فقدان آمار سری زمانی کامل برای گروهی از این کشورها در دوره مورد بررسی این دسته از کشورها انتخاب شده است.

داده‌های متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه از آمارهای منتشر شده از سوی بانک جهانی[1] (WDI) و فدراسیون جهانی بورس ها (WFE) اخذ گردیده است.

متغیرهای مدل عبارتند از:

$\ln GGDP$: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به عنوان شاخصی برای رشد اقتصادی است و می‌توان گفت که تولید ناخالص داخلی عبارت است از ارزش کلیه کالاها و خدمات نهایی که در داخل یک کشور در یک دوره زمانی معلوم تولید شده است (ختایی، ۱۳۷۸: ص۴۵۲).

SMS: نسبت ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی یا به عبارتی شاخص ارزش کل سهام یا حجم بازار بورس اوراق بهادار[2] یکی از معیارهای عمده معرفی شده توسط بانک جهانی برای اندازه گیری توسعه بازار سهام هر کشور می‌باشد و عبارت است از کل سهام منتشره در بازار بورس یک کشور در یک سال معین. این شاخص نسبت به تولید ناخالص داخلی بیان می شود و نشان دهنده اندازه بازار سهام یک کشور در برابر کل اقتصاد آن می‌باشد (ختایی، ۱۳۸۷: ص۴۵۵).

به بیان دیگر تعداد کل سهام هر شرکت در قیمت پایانی" روز معاملاتی" سهم ضرب می‌شود تا ارزش بازاری هر سهم بدست آید. در صورتی که ارزش کل بازار سهام مد نظر باشد، مجموع ارزش بازاری هر شرکت بیانگر ارزش کل بازار سهام خواهد بود.

P_{il} :قیمت پایانی سهم هر شرکت "در هر روز معاملاتی" در بازار بورس

q_{ij}: کل تعداد سهام شرکت که از تقسیم سرمایه شرکت بر ارزش اسمی هر سهم بدست می آید.

$P_{il} * q_{ij}$:ارزش بازار سهام هر شرکت

$\sum_{i,j=1}^{n} P_{il} * q_{ij}$: ارزش کل بازار سهام

l: معرف شرکت می‌باشد

j : معرف تعداد کل سهام شرکت می‌باشد

t : معرف زمان می‌باشد

VOT: نسبت ارزش سهام مبادله شده در بازار سهام به تولید ناخالص داخلی یا به عبارتی شاخص ارزش سهام مبادله شده در بازار سهام[3] می‌باشد که این شاخص نیز نسبت به تولید ناخالص داخلی بیان می‌شود و توانایی خرید و فروش آسان اوراق بهادار را نشان می‌دهد و بیان دیگری ازعمق بازار مالی مبتنی بر اوراق بهادار(سهام) در کشور می‌باشد. هر قدر این نسبت بزرگتر، به همان نسبت مبادله اوراق بهادار آسان‌تر انجام می‌گیرد. برای محاسبه این شاخص تعداد سهام مبادله شده هر شرکت در هر روز معاملاتی در قیمت آخرین معامله ضرب می‌شود تا ارزش سهام مبادله شده هر شرکت بدست آید. در صورتی که مجموع ارزش سهام مبادله شده هر شرکت را بدست بیاوریم، در واقع ارزش سهام مبادله شده کل بازار سهام بدست خواهد آمد.

P_{it}: قیمت آخرین معامله سهم هر شرکت " در هر روز معاملاتی " در بازار بورس

q_{it}:تعداد سهام هر شرکت که در هر روز معاملاتی مورد داد و ستد سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد

$P_{it} * q_{it}$:ارزش سهام مبادله شده هر شرکت

$\sum_{i=1}^{n} P_{it} * q_{it}$:ارزش کل سهام مبادله شده در بازار سهام

i : معرف سهام هر شرکت می‌باشد

t : معرف زمان می‌باشد

قیمت پایانی به صورت لحظه‌ای در هر زمان معاملاتی محاسبه می‌شود که در واقع بر اساس میانگین قیمت هر سهم نسبت به حجم مبنا محاسبه می‌شود که این قیمت می‌تواند از قیمت آخرین معامله بالاتر یا پایین‌تر باشد.

CTP : برابر است با نسبت اعتبار بخش بانکی به بخش خصوصی به GDP[4]. در این شاخص این اعتبارات در مقایسه با اندازه کل اقتصاد، سنجیده می‌شود. این شاخص تحت این فرضیه شکل می‌گیرد که سیستم‌های مالی که اعتبارات بیشتری را در اختیار شرکت‌های خصوصی قرار می‌دهند، اصرار

1. World Development Indicators
2. Market Capitalization to GDP Ratio
3. Value-traded Ratio
4. Domestic Credit to Private Sector (% of GDP)

بیشتری به تحقیق و بازرسی از شرکت ها، اعمال کردن کنترل شرکتی، ارایهٔ خدمات مدیریت ریسک، تجهیز پس‌اندازها و تسهیل معاملات دارند تا سیستم‌های مالی که اعتبارات متمرکز خود را به دولت یا شرکت‌های تحت مالکیت دولت می‌پردازند. بالا بودن اعتبارات بانکی می‌تواند نشان دهنده توسعه‌یافتگی سیستم بانکی یک کشور باشد و این منجر به رشد اقتصادی می‌شود.

در این پژوهش از دو دید به متغیر CTP نگاه می‌کنیم؛ یکی به عنوان شاخص توسعه مالی و دیگری تقریبی برای نشان دادن سطح تقارن اطلاعاتی در سیستم بانکی. علت این انتخاب این است که در دنیای واقعی چون بانک‌ها اطلاعات کافی از میزان ریسک مشتریان خود برای پرداخت تسهیلات و اعتبارات به آنها ندارند، پس در چنین فضایی، تخصیص اعتبار به دلیل عدم وجود اطلاعات متقارن از عدالت و هماهنگی لازم برخوردار نخواهد بود و لذا متقاضیان دریافت تسهیلات به دلیل عدم توانایی بانک‌ها در تفکیک اطلاعات مربوط به آنها تمایز داده نمی‌شوند و در نتیجه نه تنها تسهیلات لازم به افراد ذی‌صلاح تعلق نمی‌گیرد بلکه خود عاملی در جهت افزایش مطالبات معوق بانک‌ها خواهد شد. بنابراین بررسی این عامل می‌تواند به عنوان تقریبی برای سطح تقارن اطلاعاتی در مطالعات اقتصادی استفاده گردد.

در این مطالعه از میان شاخص‌های توسعه مالی، دو شاخص SMS و VOT به عنوان شاخص‌های بیانگر رفتار حوزه بورس و شاخص CTP جهت نمایش عملگرد بانک به کار گرفته شده‌اند. همچنین با توجه به اینکه این سه شاخص توسعه مالی نسبت به تولید ناخالص داخلی سنجیده شده‌اند لذا به صورت لگاریتم بیان نشده‌اند.

$\ln SQRT_I$: لگاریتم انحراف معیارشاخص کل قیمت سهام. در مدل مورد نظر این متغیر در کشورهای مورد مطالعه به عنوان یک تقریب برای نشان دادن سطح تقارن اطلاعاتی در بازار مالی استفاده می‌شود. شاخص کل قیمت سهام نمایانگر تغییرات قیمت کل بازار است که به صورت میانگین وزنی محاسبه می‌شود. برای محاسبه آن عوامل زیر استفاده می‌شوند.

Pi_t: قیمت شرکت i ام در زمان t

qi_t : تعداد سهام منتشره شرکت i ام در زمان t

D_t : عدد پایه در زمان t که در زمان مبداء برابر $\sum pi_o qi_o$ بوده است

Pi_o : قیمت شرکت i ام در زمان مبدأ

qi_o : تعداد سهام منتشره شرکت i ام در زمان مبدأ

n : تعداد شرکت‌های مشمول شاخص

فرمولی که بر اساس آن این شاخص محاسبه می‌شود به قرار زیر است:

$$\text{شاخص کل قیمت سهام} = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_{it} q_{it}}{D_t} * 100 = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_{it} q_{it}}{\sum P_{io} q_{io}} * 100 \quad (٤)$$

همان گونه که مشاهده می‌شود شاخص کل قیمت سهام، تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس را در برمی‌گیرد. هر چه قدر تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس بیشتر شود به طور مثبت در شاخص کل قیمت سهام اثرگذار هستند و از آن‌جایی که شرکت‌ها برای ورود به بازار مالی ملزم به ارائه اطلاعات شفاف در فواصل زمانی کوتاه مدت (ماهیانه، فصلی و...) هستند پس با ورود تعداد بیشتری از شرکت‌ها به بورس حجم اطلاعات موجود در بورس به میزان قابل توجهی افزایش می‌یابد و با افزایش این اطلاعات، قیمت‌های مورد معامله به حالت واقعی خود نزدیک‌تر می‌شوند و شفافیت اقتصادی بدین ترتیب افزایش می‌یابد. پس می‌توان گفت محاسبه انحراف معیار شاخص کل قیمت سهام که پراکندگی شاخص قیمت را در یک بازه زمانی نشان می‌دهد می‌تواند به عنوان یک معیار نسبی برای تقارن اطلاعات موجود در بازار مالی مورد استفاده قرار گیرد وبه لحاظ آماری هر قدر n افزایش می‌یابد انحراف معیار شاخص کل قیمت سهام کمتر می‌شود یعنی پراکندگی اطلاعات کمتر شده و لذا در رشد اقتصادی اثر مثبت به جای می‌گذارد. در این پژوهش برای بدست آوردن انحراف معیار شاخص کل قیمت سهام از فرمول انحراف معیارمتحرک ٤ساله استفاده شده که به صورت زیر می‌باشد:

(٥)

$$\text{انحراف معیار متحرک} = \sqrt{1/4 \sum_{j=0}^{3} (X_{i,t-j} - \sum_{k=0}^{3} X_{i,t-j}/4)^2}$$

X = شاخص کل قیمت سهام

۵- تجزیه و تحلیل نتایج

۵-۱- آزمون تشخیص مانایی بر روی داده ها

پیش از برآورد تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی با توجه به اطلاعات نامتقارن لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها در دو گروه کشورها آزمون گردد. زیرا نامانایی متغیرها چه در مورد سری زمانی و چه داده‌های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. اما برخلاف آن چه در مورد داده‌های سری زمانی مرسوم است، در مورد داده‌های تابلویی نمی‌توان 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 قرارگیرد. برای این منظور از آزمون لوین، لین وچو (LLC) مختص داده‌های تابلویی استفاده می‌شود که نتایج آن برای کلیه متغیرهای مدل در جدول (۱) و جدول (۲) آمده است. این جداول نتایج آزمون ریشه واحد جمعی شامل روند را بر روی متغیرهای مورد استفاده درتخمین نشان می‌دهد.

جدول(۱): نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مدل در کشورهای منتخب توسعه یافته

نام متغیر	آماره	احتمال
Lnggdp	-۳/۲۳۵٦	۰/۰۰۰٦
Sms	-۳/۵٤۰۸	۰/۰۰۰۲
Vot	-۳/۱٦۰٦	۰/۰۰۰۸
Ctp	-۲/۱۸٤۸	۰/۰۱٤۵
Lnsqrti	-۲/۵۰٤۸	۰/۰٦

منبع: محاسبات محقق

جدول(۲): نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مدل درکشورهای منتخب در حال توسعه

نام متغیر	آماره	احتمال
Lnggdp	-۲/۹۸۵۰	۰/۰۰۱٤
Sms	-۲/۳۹۰۷	۰/۰۰۸
Vot	-۲/۱٤۸۹	۰/۰۱۵
Ctp	-۲/٦٤۹۸	۰/۰۰٤
Lnsqrti	-۱/۲۷۰۱	۰/۰۹

منبع: محاسبات محقق

فرضیه صفر آزمون لوین، لین وچوبیانگر نامانایی متغیرهاست. لذا چنان چه مقدار آماره محاسبه شده بزرگ‌تر از مقدار مربوط به سطح اطمینان رایج باشد، فرضیه صفر مبتنی بر نامانایی رد خواهد شد. نتایج جدول (۱) بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آنها نشان می‌دهد که فرضیه صفر برای کشورهای منتخب توسعه یافته مبتنی بر نامانایی متغیرها برای متغیرهای رشد اقتصادی، نسبت ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی و نسبت ارزش سهام مبادله شده در بازار سهام به تولید ناخالص داخلی در سطح ۹۹ درصد و متغیر نسبت اعتبارات بخش بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی وانحراف معیار شاخص کل قیمت سهام در سطح ۹۵ درصد رد می‌شود و تمامی متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی مانا هستند. همچنین نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که فرضیه صفر برای کشورهای منتخب در حال توسعه مبتنی بر نامانایی متغیرها برای متغیرهای رشد اقتصادی، نسبت ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی و نسبت اعتبارات بخش بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی در سطح ۹۹ درصد و متغیرهای انحراف معیار شاخص کل قیمت سهام و نسبت ارزش سهام مبادله شده در بازار سهام به تولید ناخالص داخلی در سطح ۹۵ درصد رد می‌شود. بنابراین متغیرها مانا هستند.

۵-۲- تجزیه و تحلیل تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در محیط اطلاعات نامتقارن

ابتدا برای انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و داده‌های جمعی، متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای این تلفیقی از آماره‌ی F لیمراستفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر یکسان بودن عرض از مبدأها (داده های تلفیقی) در مقابل فرضیه مخالف ناهمسانی عرض از مبدأها (روش داده‌های تابلویی) قرار می‌گیرد. با توجه به مقدار F گزارش شده درجدول (۳) ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F مربوطه در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه به ترتیب از مقادیر بحرانی F(13,206)=1/80 و F(5,82)=2/29 بزرگ‌تر بوده و لذا فرضیه صفر با حداکثر پنج درصد خطا رد می‌شود؛ بنابراین می‌توان جهت برآورد در هر دوگروه کشورهای نام برده از روش داده‌های تابلویی استفاده کرد.

پس از حصول اطمینان از برآورد مدل به صورت داده‌های تابلویی، مهم‌ترین سؤالی که مطرح می‌شود این است که اثرات مقطعی به صورت ثابت (وجود اثرات ثابت) هستند یا تصادفی(وجود اثرات تصادفی)؟ بطور کلی برای تخمین مدل‌های داده‌های تابلویی، دو روش وجود دارد که عبارتند از: روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی. تعیین آنکه در مورد یک نمونه از داده‌ها، کدام یک از این دو روش باید مورد استفاده قرار گیرد از طریق آزمون‌های خاص خود انجام می‌گیرد. یکی از رایج‌ترین این آزمون‌ها آزمون هاسمن است. فرضیه صفر آزمون هاسمن آن است که مدل دارای اثرات تصادفی است. آماره این آزمون نیز آماره کای دو $\chi^2(4)$ است. با توجه به نتایج آزمون هاسمن در جدول(۳)، مقدار آماره این آزمون در دوگروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه از مقدار بحرانی $\chi^2(4) = 9/487$ بزرگ‌تر بوده بنابراین فرضیه صفر با حداکثر پنج درصد خطارد شده و روش اثرات ثابت پذیرفته می شود.

جدول(۳) :آماره F لیمر و آزمون هاسمن برای مدل رشد اقتصادی در محیط اطلاعات نامتقارن

آزمون	آماره
آزمون F (کشورهای توسعه یافته)	F(۱۳,۲۰٦) = ٦٥٧٤/ ٤٧
آزمون F (کشورهای در حال توسعه)	F(٥, ٨٢) = ٥٠٤٧/ ٣٩
آزمون هاسمن (کشورهای توسعه یافته)	$\chi^2(4)$ =۱۰۳/۳۸
آزمون هاسمن (کشورهای در حال توسعه)	χ^2 (4) =۱۱۲/٥۰۰۷

منبع: محاسبات محقق

با توجه به نتایج آزمون هاسمن، وآماره F لیمر، الگوی(۳) در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه جهت بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در شرایط اطلاعات نامتقارن با استفاده از روش اثرات ثابت تخمین زده شد. برای اطمینان از رفع هر گونه ناهمسانی واریانس، مدل اثرات ثابت با استفاده ازروش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) برآورد شده است.

در دو گروه کشورهای مورد بررسی اگر چه به دلیل منفی شدن مقدار آماره درستنمایی نمی‌توان از این آزمون جهت انتخاب بین دو الگوی همسانی و ناهمسانی واریانس استفاده نمود اما از آن جایی که آماره آزمون LR منفی شده در واقع الگوی نامقید، درستنمایی کمتری از الگوی مقید دارد پس بنابراین همسان بودن واریانس بر ناهمسانی مزیت دارد و این دال بر تایید الگوی واریانس همسان می‌باشد. بر همین اساس الگوی اثرات ثابت حاصل از آزمون هاسمن انجام شده، به عنوان الگوی مناسب مورد انتخاب قرار می‌گیرد.

جدول(٤): نتیجه تأییدالگوی واریانس همسان در کشورهای مورد بررسی

کشورها	لگاریتم تابع درستنمایی		آماره نسبت درست نمایی
	مقید	نامقید	
توسعه یافته	-٥١٥/٠١١٧	-٢٥٤/٢٩٩٤	-٥٢١/٤٢
درحال توسعه	-٢١٨/٩٣٦٥	-١٤٧/٣٨٥٣	-١٤٣/١٠٢٣

منبع: محاسبات محقق

با توجه به اینکه در تخمین الگوی (۳) برای هر دو گروه کشورهای منتخب مورد مطالعه مشکل خود همبستگی وجود داشت و از آنجایی که این آزمون بر روی خطای الگوی اثرات ثابت تایید شده توسط آزمون هاسمن برای کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه منتخب به ترتیب با مقادیر آماره $F(1,13)=5/805$ و $F(1,5)=125/75$ از مقدار آماره بحرانی جدول در سطح خطای ۵ درصد $F(1,13)=4/67$ و $F(1,5)=6/61$ بزرگ‌تر است لذا فرضیه صفر این آزمون دال بر فقدان وجود خود همبستگی مرتبه اول بین خطای الگو رد می‌شود. بنابراین جهت رفع خود همبستگی مرتبه اول موجود بین خطاها از آزمون خودهمبستگی مرتبه اول وولد ریج استفاده شده که نتایج برآوردی حاصل در جدول (۵) و جدول (٦) ارائه گردیده است.

جدول(۵): نتیجه تخمین رابطه‌ی مربوط به رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته

متغیرهای مستقل	الگوی(۳)		
	ضریب	آمارهt	احتمال
Sms	۰/۰۸۳	٤/۰۷	۰/۰۰۰
Vot	۰/۰ ٦١٤	۳/۸٥	۰/۰۰۰
Ctp	۰/۱۲۹	۲	۰/۰٤۸
Lnsqrti	-۰/۰۱۲	-۲/۰٤	۰/۰٤۲
R^2=۰,۷۱۳			

منبع: محاسبات محقق

جدول(٦): نتیجه تخمین رابطه‌ی مربوط به رشد اقتصادی در کشورهای درحال توسعه

متغیرهای مستقل	الگوی(۳)		
	ضریب	آماره t	احتمال
Sms	-۰/۰٤۸۰	-۱/٦۲	۰/۱۱۰
Vot	۰/۱۰۳٥	۳/٥۷	۰/۰۰۱
Ctp	۰/۱٤۳۸	۳/٦۳	۰/۰۰۱
Lnsqrti	-۰/۰۰۹	-۰/۳۹	۰/۰٦
R^2=۰,٥٤			

منبع: محاسبات محقق

نتایج برآوردها به تفکیک متغیرهای موجود در مدل ابتدا درکشورهای توسعه یافته وسپس در کشورهای درحال توسعه بررسی می‌شود.

۵-۳- تحلیل نتایج

نسبت ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی(sms): این شاخص به عنوان متغیر توسعه مالی معرف بازار سهام یا حجم بازار بورس اوراق بهادار، در کشورهای توسعه یافته مثبت و معنادار است. مقدار عددی این ضریب نشان‌دهنده‌ی آن است که یک واحد افزایش در ارزش بازار سهام منجر به (۰/۰۸۳) درصد افزایش در رشد اقتصادی کشورهای منتخب توسعه یافته در دوره مورد بررسی شده و نتیجه به دست آمده مطابق با انتظارات نظریه‌ها و نتایج تجربی و اهداف تحقیق است. رابطه مثبت بین شاخص ارزش سهام و رشد اقتصادی نشان می‌دهد که این کشورها از یک بازار سهام توسعه یافته برخوردارند. بازار سهام توسعه یافته به معنای نقدینگی و نقد شوندگی بیشتر است و تأمین کننده نیازهای مالی بلند مدت طرح ها وفعالیت‌های اقتصادی می‌باشد که ارتباط قدرتمندی با رشد اقتصادی دارد و این، هزینه سرمایه (اعم از خارجی و داخلی) را که برای سرمایه‌گذاری حیاتی است، کاهش می‌دهد. به طوری که ملاحظه می‌گردد بین نسبت ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی در کشورهای درحال توسعه، رابطه‌ای منفی وجود دارد که از نظر آماری نیزمعنادار نیست. لذا به نظر می‌رسد که بازار سهام در کشورهای در حال توسعه از گستردگی چندانی برخوردار نبوده و نتوانسته به صورت فعال عمل نماید .

نسبت ارزش سهام مبادله شده در بازار سهام به تولید ناخالص داخلی(vot): رابطه‌ی این معیار با رشد اقتصادی در دو گروه کشورهای مورد مطالعه در دوره مورد بررسی مثبت و معنادار است، به طوری که یک واحد افزایش در شاخص ارزش سهام مبادله شده در کشورهای توسعه یافته، منجربه افزایش (۰/۰٦۱) درصد و در کشورهای درحال توسعه باعث افزایش(۰/۱) درصد در رشد اقتصادی می‌شود. در کشورهای توسعه یافته بدین معناست که بازار سهام بسیار فعال و پویا عمل می‌کند. از آن جایی که ارزش سهام مبادله شده متأثر از قیمت‌های سهام و حجم سهام مبادله شده می‌باشد، قیمت‌ها نه تنها چراغ سبزی از تخصیص بهینه عوامل تولید را نشان می‌دهد که میزان تعداد سهام مبادله شده نیز بالا بوده و این به ورود یک بازار سهام موفق و نهایتاً مؤثر در رشد اقتصادی منجر می‌شود. اما همان گونه که نتایج نشان می‌دهند اندازه این ضریب در کشورهای در حال توسعه بیشتر است، این به خاطر افزایش چشمگیر شمار شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سهام در سال‌های اخیر دوره مورد بررسی می‌باشد که منجر به افزایش حجم مبادلات سهام در بازار سهام شده است.

نسبت اعتبارات بخش بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی(ctp): یکی دیگر از معیارهای توسعه مالی نسبت اعتبارات بخش بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی و یا به عبارت دیگر رتبه بندی اعتباری مشتریان می باشد که از این منظر به عنوان معیاری برای بررسی سطح تقارن اطلاعاتی در سیستم بانکی استفاده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده بین نسبت اعتبارات پرداختی بخش بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته رابطه‌ای مثبت و معناداری وجود دارد به گونه‌ای که یک واحد افزایش در اندازه این شاخص منجر به (۰/۱۲) درصد افزایش در رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی شده است. این بدین معناست که یک ارتباط هم جهت بین اعتبارات پرداختی بخش بانکی به بخش خصوصی و رشد اقتصادی وجود دارد و این امر به عنوان یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار در رشد اقتصادی این کشورها مطرح

می‌باشد و از آن جایی که این معیار تقریب اطلاعات نامتقارن در سیستم بانکی می‌باشد، می‌توان گفت: متقارن بودن اطلاعات در بخش بانکی این کشورها نیز به رشد اقتصادی این کشورها کمک کرده است. در کشورهای منتخب در حال توسعه این متغیرنیز تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد که با افزایش یک واحدی این شاخص، رشد اقتصادی به اندازه (۰/۱٤) درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه را می توان این گونه بیان نمود که از آن جایی که اقتصاد کشورهای در حال توسعه با حجم بزرگی از بخش دولتی روبه روست لذا تقویت بخش خصوصی از طریق این شاخص اثرگذاری بیشتری را بر رشد اقتصادی خواهد داشت. از طرف دیگر نیز چون این معیار به عنوان تقریبی از سطح تقارن اطلاعاتی در سیستم بانکی مورد توجه قرارگرفته، نشان می‌دهد که افزایش سطح تقارن اطلاعات در بخش بانکی با رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه ارتباط مثبت و معنادار دارد، یعنی هر چه سطح تقارن اطلاعات در بازار پول و مخصوصاً در قسمت تسهیلات به عنوان یکی از عمده‌ترین قسمت های سیستم بانکی بیشتر می‌شود بانک‌ها موفق‌تر بوده و منابع اعتباری به صورت بهینه و کامل تخصیص می‌یابند.

انحراف معیار شاخص کل قیمت سهام (lnsqrti): ضریب انحراف معیار شاخص کل قیمت سهام که به عنوان یک تقریب برای نشان دادن سطح تقارن اطلاعاتی (به منظور کمی کردن متغیر اطلاعات نامتقارن) در بازار مالی استفاده می‌شود، در دو گروه کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه منفی و معنادار است. یعنی یک واحد افزایش در میزان تقارن اطلاعات به ترتیب باعث (۰/۰۱۲-) و(۰/۰۰۹-) درصد کاهش در رشد اقتصادی می‌شود. این امر به این معناست که با افزایش انحراف معیار شاخص کل قیمت سهام، رشد اقتصادی کمتر می‌شود که با مطالعات تجربی و نظریه‌های موجود در اقتصاد سازگار بوده است. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد انحراف معیار شاخص کل قیمت سهام در کشورهای توسعه یافته نسبت به کشورهای در حال توسعه کمتر است، این امر به این معناست که از آن جایی که بازارهای مالی در کشورهای توسعه یافته شباهت ونزدیکی زیادتری با ویژگی‌های بازار رقابت کامل دارا هستند لذا از تقارن اطلاعاتی بالاتری برخوردار می‌باشند و شرکت‌کنندگان در این بازارها با اطلاعات همگن آزادانه به آنها وارد یا از آنها خارج می‌شوند.

بر اساس ضرائب کلیه متغیرها و معناداری آنها و با توجه به ضریب تعیین مدل، متغیرهای توضیحی ملحوظ در مدل در کشورهای توسعه یافته توانسته‌اند در حدود (۰,۷۱) درصد و در کشورهای در حال توسعه در حدود (۰,٥٤) درصد تغییرات رشد اقتصادی را توضیح و تبیین کنند.

٦- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

هدف تحقیق حاضر بررسی ارتباط بین توسعه بخش مالی و واقعی اقتصاد تحت اطلاعات نامتقارن در دو گروه کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه طی سال های۱۹۹۳ تا ۲۰۰۸ مبتنی برروش داده‌های تابلویی است. با توجه به نتایج تحقیق، کلیه متغیرها دارای علامت منطبق با انتظارات نظری می‌باشند.

بر اساس نتایج به دست آمده، در کشورهای توسعه یافته انحراف معیار شاخص کل قیمت سهام که به عنوان یک تقریب برای نشان دادن سطح تقارن اطلاعاتی در بازار مالی استفاده شده از لحاظ آماری در سطح اطمینان (۹۵٪) درصد بر رشد اقتصادی اثر بخش خواهد بود که درجه این تقارن (۰/۰۱۲-) می‌باشد و می‌توان گفت انحراف معیار شاخص کل قیمت سهام با روند منفی افزایش می‌یابد و لذا در رشد اقتصادی اثر مثبت به جای می‌گذارد. بدین معنا که در این بازار اطلاعات تخصصی شده و کلیه‌ی عاملین اقتصادی بطور همگن از این اطلاعات تخصصی بهره‌مند هستند. بنابراین افراد با دستیابی به اطلاعات بیشتر، تخصیص منابع و زمان را بهتر انجام داده و به بازدهی بالاتری در بازار کاراتری دست می‌یابند. همچنین بر اساس نتایج اثر این شاخص بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه منفی و معنادار است ولی با توجه به اینکه مقدار ضریب (۰/۰۰۹-) بوده، در این گروه کشورها نسبت به کشورهای توسعه یافته میزان ضریب بیشتر می‌باشد که نشان می‌دهد تقارن اطلاعات در کشورهای در حال توسعه در بازار مالی کمتر بوده چرا که در این کشورها

بازارهای مالی در تولید، گردآوری و پردازش اطلاعات رشد چندانی نداشته‌اند. در کشورهای توسعه یافته، جمع آوری و پردازش اطلاعات جهت کانالیزه کردن وجوه قابل سرمایه‌گذاری به سرمایه‌گذاران بیشتر بوده که زمینه لازم را جهت افزایش بازدهی بالاتر فراهم ساخته است واز این طریق، منجربه افزایش بیشتر در رشد اقتصادی می‌گردد.

همچنین با توجه به نتایج شاخص نسبت اعتبارات بخش بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی که تقریب اطلاعات نامتقارن در سیستم بانکی(بازار پول) است در دو گروه کشورهای مورد مطالعه از لحاظ آماری معنادار بوده و اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد، اما باتوجه به اینکه اندازه این ضریب در کشورهای منتخب در حال توسعه (۰/۱٤) ودر کشورهای توسعه یافته مورد بررسی (۰/۱۲) می‌باشد نشان می‌دهد که در کشورهای درحال توسعه متقارن بودن اطلاعات در بازار پول نسبت به بازار مالی تأثیر قابل توجه‌تری در رشد اقتصادی داشته است. با توجه به نتایج، توسعه بازار مالی (بازار سهام) و بازار پولی (سیستم بانکی) بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب توسعه یافته مؤثر بوده که می‌توان گفت در کشورهای توسعه یافته دو بخش مالی و پولی با کاهش هزینه‌های مبادلاتی و دسترسی به اطلاعات باعث تجهیز پس‌انداز و تسهیل تأمین‌مالی شده که این امر باعث سرمایه‌گذاری هر چه بیشتر و در نهایت رشد اقتصادی سریع‌تری شده است. اما در کشورهای در حال توسعه با توجه به اینکه بازار مالی توسعه چندانی نداشته، لذا سیستم‌های مالی مبتنی بر عملکرد بازارمالی (بازار سهام) نقش کم‌رنگ‌تری در تنوع سازی ومدیریت ریسک و انتشار اطلاعات دارند. بنابراین بازار پول در تداوم رشد اقتصادی بر بازار مالی رجحان دارد. با توجه به نتایج، اندازه ضریب vot در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته بیشتر است چرا که در دوره مورد بررسی به خاطر وقوع بحران‌های مالی در کشورهای توسعه یافته، این کشورها سرمایه‌های خود را به بازار سهام کشورهای در حال توسعه سوق داده‌اند و این حجم سهام‌های مبادله شده را بالا برده است.

٦-١- پیشنهادات

۱- هر چند توسعه مالی معمولاً با هدف گسترش بازار سهام در مقابل نظام بانکی همراه است اما با توجه به ضعف‌های موجود در بازار سهام در کشورهای در حال توسعه از یک طرف و گسترده بودن نظام بانکی در این کشورها از طرف دیگر پیشنهاد می‌گردد که ابتدا جهت افزایش عملکرد کارآمدی بانک‌ها اقدام به جهت‌دهی تسهیلات بانکی به سمت جریان‌ها و یا پروژه‌های کارآفرین و دانش بنیان گردد تا با توجه به بازدهی بالای سرمایه‌گذاری در این حوزه نه تنها رشد اقتصادی افزایش یابد بلکه زمینه رشد و شکل‌گیری هر چه سریع‌تر بازار سهام فراهم گردد.

۲- با توجه به اینکه تقارن اطلاعات از طریق ایجاد همگرایی در قیمت سهام و بازار منجر به افزایش کارایی سرمایه می‌گردد لذا توصیه می‌شود با ایجاد فضای تقارن اطلاعاتی چه در سیستم بانکی و چه در بخش بازار سرمایه، در مورد تمام کشورها خصوصاً کشورهای در حال توسعه، توسعه ساختار مالی از تک محوری به دو محوری (مبتنی بر هر دو بازار پولی و مالی) تغییر یابد؛ چرا که گسترش ساختار مالی یک کشور در صورت عمل متقابل این دو محور به نحو صحیحی محقق می‌گردد و لذا نگاه تک بعدی به این دو سیستم خصوصاً به عنوان جایگزین هم، اصولی و منطقی نخواهد بود.

باید توجه و اهتمام بیش‌تری در کشورها به خصوص در کشورهای در حال توسعه، برای توسعه و کارآمد کردن بازارهای مالی و در نتیجه تخصیص کاراتر منابع و افزایش کارایی سرمایه‌گذاری انجام گیرد. چرا که توسعه مالی در صورتی می تواند منجر به افزایش رشد اقتصادی و به دنبال آن افزایش تقارن اطلاعاتی شود که بتواند زمینه مناسب جهت تخصیص بهینه منابع را فراهم ساخته و سبب افزایش کارایی سرمایه گردد.

منابع:

Abbassinejad, H. and Habibi, F. (2005), "Specification and Estimating of the Demand Function of Tourism in Iran Using Time Series and Sectional Data", Economic Researche Journal, 70, pp.91-115.

Akerlof, G. (1970), "The Market for Lemons: Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism", Quarterly Journal of Economics, 89, pp.488-500.

Barnebeck, Th.A. and Tarp, F. (2003), "Financial Liberalization, Financial Development and Economic Growth in LDCs", Journal of International Development, 15, pp. 189–209.

Beaver, W. (1981), "Financial Reporting: an Accounting Revolution", 3rd edition, Prentice Hall, pp.243-252.

Capasso, S. (2004), "Financial Markets, Development and Economic Growth: Tales of Informational Asymmetries", University of Manchester.

Chien-Chung, N. and Ya-Kai, C. (2009), "The Asymmetric Impact of Financial Intermediaries Development on Economic Growth", The International Journal of Finance, 2(21), pp.6036-6079.

Goldsmith, R. (1996), "Financial Structure and Development", Yale University Press, New Haven, CT.

Guiso, L., Jappelli, T., Padula, M., Pagano, M., Philippe, M., and Gourinchas, P.O. (2004), "Financial Market Integration and Economic Growth in the EU", Economic Policy, 40(19), pp. 523-577.

Gujarati, D. (2006), "Basic Econometrics", translated by Hamid Abrishami, fourth Edition, Vol. 2. Tehran University Press.

Howless P. and Soliman A. (2003), "Endogenous Growth Models and Stock Market Development: Evidence from Four Countries", Explorations of Economic History, 42, pp. 1-26.

Jalili, M. (2008), "The Theoretical Foundations of the Measurement of Credit: the Theory of Asymmetric Information", Iran Credit Rating Consultant Company.

Khataie, M, (2000), "The Development of Financial Markets and Economic Growth", Tehran, the Central Bank of Islamic Republic of Iran, Monetary and Banking Research Institute.

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

Kolahi, F. (2002), "About Nobel Prize in Economics of 2001 for the Theory of Asymmetric Information", Commercial Research Journal, 20, pp. 241-268.

McKinnon, R. (1973), "Money and Capital in Economic Development", Brookings Institution, Washington.

Motameni, M. (2008), "Studying the Relationship between Financial Development and Economic Development in Iran", Commercial Research, 34, pp. 59-66.

Nazifi, F. (2004), "Financial Development and Economic Growth in Iran", Economic Research, 14, pp.97-129.

North, D. C. (1990), "Institutions, Institutional Change, and Economic Performance", Cambridge University Press, New York.

Rothschild, M. and Stiglitz, J.E. (1970), "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay in the Economics of Imperfect Information", Quarterly Journal of Economics, 90, pp. 629-650.

Shaw, E. (1973), "Financial Deepening in Economic Development", Oxford University Press, NY.

Shirzour, Z. (2010), "Studying the Information Efficiency of Stock Exchange by Variance Test Method", PhD. Thesis, Mashhad University.

Stiglitz, J.E. (1994), "The Role of the State in Financial Market", Supplement to World Bank Economic Review and World Bank Research Observer, pp. 19-27.

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

Zicchino, L. (2002), "Financial Structure and Economic Activity under Asymmetric Information", Colombia University.

شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی و اندازه‌گیری آن برای منتخبی از کشورهای در حال توسعه

Composite Index of Economic Well Being and its Measurement for Selected Developing Countries

دکتر صادق بختیاری*، دکتر همایون رنجبر**، سمیه قربانی***

دریافت: ۱۳۹۱/۲/۱۰ پذیرش:۱۳۹۱/۱۰/۳

چکیده:

امروزه در مطالعات انجام شده، بیشتر از شاخص‌های ترکیبی برای اندازه‌گیری رفاه اقتصادی استفاده می‌شود. یکی از جامع‌ترین شاخص‌های ترکیبی موجود برای سنجش میزان رفاه اقتصادی شاخص ارائه شده توسط اوزبرگ می‌باشد که مرکز مطالعات استاندارد زندگی آن را توسعه داده است. این شاخص از بین متغیرهای اقتصادی، بیشترین اهمیت را به اجزاء مرتبط با ابعاد چهار متغیر مصرف، ثروت، توزیع درآمد و امنیت اقتصادی می‌دهد و در این مطالعه نیز از این شاخص به عنوان معیار جامع رفاه اقتصادی استفاده می‌گردد.

بر این اساس در مطالعه حاضر، پس از معرفی الگوی شاخص رفاه اقتصادی، برای اولین بار مقدار آن برای منتخبی از کشورهای در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۲ مورد محاسبه و مقایسه قرار گرفته است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی به طور متوسط مراکش بیشترین مقدار و بنگلادش کمترین میزان این شاخص را دارا بوده، در حالی که حداکثر رشد در شاخص را ترکیه و حداقل آن را نیز با رشد منفی، بنگلادش به خود اختصاص داده است. ایران نیز جایگاه مطلوبی نداشته و در بین کشورهای مورد مطالعه در رده هشتم قرار دارد.

کلمات کلیدی: رفاه، شاخص رفاه اقتصادی، مصرف، ثروت، توزیع درآمد، امنیت اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: P46, I31, D63.

* استاد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان، اصفهان
Email: bakhtiari_sadegh@yahoo.com
** استادیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان، اصفهان
Email: homayounr@yahoo.com
*** کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان، اصفهان (نویسنده مسئول)
Email: ghs3338@yahoo.com

Sadegh Bakhtiari (Ph.D.), Homayoun Ranjbar (Ph.D.)**, Somayeh Ghorbani ****

Received: 29/Apr/2012 Accepted: 23/Dec/2012

Abstract:

Today in economic studies, the composite index is often used for measuring economic welfare. One of the current and most comprehensive composite index for measuring level of economic well being is the one introduced by osberg (IEWB) and later have developed by the Centre for the Study of Living Standards (CSLS). In this index, among the different economic variables that affect economic welfare, the most importance is given to the components related to four dimensions, namely consumption, wealth, income distribution and economic security. So in this study the IEWB as a comprehensive index of economic welfare has been chosen.

This paper, for the first time, tries to introduce IEWB and applies it to the data for selected developing countries during the 2002 to 2007 period and results have been analyzed. The findings of this study indicate that during the period under consideration on average Morocco has the highest value of the IEWB index, and Bangladesh has the lowest one. In terms of rate of growth, Turkey has the highest and Bangladesh has the lowest rate of growth. Iran did not have a good position and ranked 8 among the countries under consideration.

Keywords: Well-being, Welfare, Index of Economic Well-Being, Consumption, Wealth, Income Distribution, Economic Security.

JEL: D63, I31, P46.

* Professor of Economics, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran. Email: bakhtiari_sadegh@yahoo.com
** Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran.
Email: homayounr@yahoo.com
*** M.A. in Economics, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran (Corresponding Author).
Email: ghs3338@yahoo.com

۱- مقدمه

برای سنجش رفاه اقتصادی از شاخص‌های مختلفی استفاده می‌شود، تولید ناخالص داخلی[1] سرانه واقعی یکی از این شاخص‌هاست که به گونه‌های متفاوت از آن برای این منظور استفاده می‌گردد. به دلایل مختلف و از جمله عدم توجه به وضعیت توزیع درآمد و امنیت اقتصادی و اینکه مصرف می‌تواند نقش مهم‌تری نسبت به درآمد در ایجاد رفاه داشته باشد، اوزبرگ و شارپ[2] (۲۰۰۱:ص۱) با یک نگاه سیستمی تلاش نمودند تا با در نظر گرفتن متغیرهایی که دربرگیرنده چهار بعد مصرف، ثروت، توزیع درآمد و امنیت اقتصادی است یک شاخص جامع ارائه دهند به گونه‌ای که این معیار بتواند تمامی ابعاد رفاه اقتصادی افراد در جامعه را پوشش دهد. از آنجا که هدف دولت‌ها از سیاستگزاری‌ها و اجرای برنامه‌های اقتصادی، تامین نیازهای جامعه و فراهم کردن حداکثر رفاه برای شهروندان می‌باشد، این شاخص که در برگیرنده ابعاد چهارگانه است می‌تواند به اندازه‌گیری و تحلیل واقعی‌تر رفاه در اقتصاد جوامع کمک نماید. شاخص[3] برای اولین بار توسط اوزبرگ[4] (۱۹۸۵) معرفی و بعدها توسط خود نامبرده و دیگران تکمیل گردیده است. این شاخص تا به حال بیشتر برای کشورهای توسعه یافته همچون کانادا، امریکا و برخی از کشورهای عضو سازمان توسعه همکاری‌های اقتصادی[5] توسط مرکز مطالعات استاندارد زندگی[6] اندازه‌گیری شده است. این مطالعه برای اولین بار این شاخص را برای منتخبی از کشورهای در حال توسعه از جمله ایران مورد محاسبه قرار داده است. نتایج حاصل از این تحقیق می‌تواند به عنوان تابلویی از وضعیت کنونی رفاه اقتصادی جوامع مورد بررسی و معیاری برای اتخاذ تصمیمات مناسب در جهت ارتقاء رفاه اقتصادی آن جوامع باشد. مطالعه حاضر در پنج بخش انجام گرفته است. پس از ارائه مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری پژوهش مورد بحث قرار می‌گیرد و برای این منظور به تحلیل رفاه اقتصادی و مبانی نظری شاخص رفاه اقتصادی پرداخته می‌شود. در بخش سوم الگوی مورد نظر برای محاسبه شاخص، مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد و الگوی مورد استفاده با برخی از مطالعات مشابه مقایسه می‌گردد. بخش چهارم، تحلیل نتایج حاصل از مطالعه را دربرداشته و در بخش پایانی به جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات پرداخته می‌شود.

۲- مبانی پژوهش

۲-۱ رفاه و بعد اقتصادی آن

گرچه رفاه مفهومی است که در تمامی علوم اجتماعی مورد استفاده قرار می‌گیرد اما با توجه به وسعت دامنه این مفهوم، افراد درک واحدی از آن نداشته و در خصوص اینکه منظور از رفاه چیست، سردرگمی‌هایی وجود دارد. بنابراین روشن شدن مفهوم رفاه، ما را به درک درستی از آن و نحوه اندازه‌گیری آن نزدیک‌تر خواهد کرد. از رفاه[7] معمولا معانی خوشبختی، شادی، سلامتی، موفقیت و کامیابی استنباط می‌شود. در گذشته این کلمه در ارتباط با مفاهیمی چون شادی و کامیابی مورد استفاده قرار می‌گرفته و استنباط رایج فعلی از آن به قرن بیست بر می‌گردد (گریو، ۲۰۰۸:ص۵۰)[8]. ون پراگ (۱۹۹۳)[9] رفاه را به عنوان بیان دیگری از مطلوبیت در نظر می‌گیرد. پیگو(۱۹۵۰)[10] عناصر و اصول رفاه را در ارتباط با یکدیگر می‌داند و تنها راه اندازه‌گیری رفاه را پول می‌داند (گریو،۲۰۰۸: ص۵۱). مک گریگور[11] (۲۰۰۷: ص۲) معتقد است که این عبارت در مطالعات توسعه‌ای و به صورت عمومی‌تر در فلسفه و علوم اجتماعی، مفهوم جدیدی نیست و بسیاری از کسانی که پیرامون رفاه بحث می‌کنند، مفهوم ارائه شده توسط ارسطو را برای آن به‌کار می‌گیرند اما پیروان مذاهب، اندیشه‌های خود که مربوط به رفاه است را از دستورات موجود در مذاهب خود، استنباط می‌کنند.

1. Gross Domestic Product (GDP)
2. Osberg and Sharpe (2001)
3. The Index of Economic Well-Being(IEWB)
4. Osberg (1985)
5. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)
6. Centre for the Study of Living Standards (CSLS)

۷. در زبان فارسی، رفاه را بیشتر معادل welfare درزبان انگلیسی به‌کار می‌برند. ریشه این کلمه از دو مفهوم Well به معنای خوب و fare به معنای سرو و عرضه غذا است (Oxford Dictionary).

8. Greve (2008)
9. Van Praag (1993)
10. Pigou (1950)
11. Mc Gregor (2007)

در دیدگاه پانیک[1] (۲۰۰۷) که برگرفته از عقاید ارسطو است، ثروت به خودی خود هدف رفاه نیست بلکه ابزاری است برای رسیدن به منافعی که رفاه را دربردارند. از آن گذشته از دیدگاه برخی اقتصاددانان مثل ریکاردو آنچه اهمیت دارد، نحوه توزیع منافع حاصل از رشد اقتصادی است. گروه مطالعاتی ود[2] (۲۰۰۱) به مفهومی از رفاه اشاره می‌کند که در ارتباط با بهبود وضعیت دیگران و شرایط اجتماعی است، از نظر این گروه، رفاه "... در نحوه ارتباط با دیگران در جایگاه رفع نیازهای طرفین معنا پیدا می‌کند. به طور عموم مفهومی از رفاه مد نظر است که در آن، فرد قادر است در جهت نیل به اهداف دیگران، خود نیز از کیفیت مناسبی از زندگی لذت ببرد" (مک گریگور، ۲۰۰۷: ص۲). بنابراین نمی‌توان رفاه افراد را بدون در نظر گرفتن زمینه اجتماعی جامعه مورد مطالعه قرار داد.

در ساختار شاخص‌های رفاه اجتماعی به جنبه اقتصادی رفاه کمتر توجه شده است و این در حالی است که اقتصاد و به صورت جزئی‌تر، منابع سرمایه‌ای از جمله عناصر کلیدی در ایجاد رفاه کل جامعه به حساب می‌آید. هرچند تمرکز بر جنبه اقتصادی رفاه به معنای کم اهمیت بودن موضوعات غیراقتصادی نیست، اما این ایده وجود دارد که در اندازه‌گیری میزان رفاه اقتصادی جامعه نوعی تجمیع شاخص‌های رفاه اجتماعی و اقتصادی صورت می‌گیرد زیرا اگر بخواهیم به‌صورت هم‌زمان روندهای اجتماعی و اقتصادی در یک شاخص رفاه عنوان شود و عناصر دخیل در این روندها در کنار یکدیگر دیده شود، ارزیابی و اندازه‌گیری میزان رفاه اقتصادی جامعه ضروری به نظر می‌رسد، چراکه بعد اقتصادی رفاه، دربرگیرنده تمامی مسائل مادی، معیشتی و زیرساختی برای داشتن رفاه و آرامش خاطر روانی برای نسل کنونی و آتی است. از دیدگاه شارپ (۱۹۹۹:ص۸)[3] سه سوال اساسی که در یک جامعه پیرامون سطح رفاه مطرح می‌گردد عبارت است از: ۱. جایگاه ما کجاست؟ ۲. می خواهیم به کجا برسیم و هدفمان در کجا است؟ ۳. چگونه به هدف مورد نظر برسیم؟

و اندازه‌گیری سطح جاری یا روند رفاه اقتصادی، نوعی پاسخ به سوال اول است. در مقاله او سه هدف برای استفاده از شاخص‌های رفاه اجتماعی بیان می‌شود: ۱. نظارت و کنترل تغییرات در شرایط اقتصادی و اجتماعی، ۲. ارائه گزارش‌هایی از رویدادهای اجتماعی جهت روشنگری عموم مردم و ۳. پیش‌بینی‌های رویدادهای اجتماعی در آینده. همچنین اوزبرگ و شارپ (۲۰۰۳: ص٦) هدف هر نوع شاخص رفاه اجتماعی را کمک به تصمیم‌گیران اقتصادی و اجتماعی و داشتن اطلاعات بهتر از وضعیت موجود و بر اساس آن، تفکر سیستماتیک پیرامون سیاست‌های عمومی و بهبود در تصمیمات می‌دانند. دلیل دیگری که اوزبرگ و شارپ برای رو آوردن به جنبه اقتصادی رفاه ذکر می‌کنند این است که براساس اهداف سیاسی جامعه، تنها کم و زیاد شدن رفاه، بدون دانستن این که کدام جنبه از رفاه بهبود یا تنزل پیدا کرده است کافی و مثمر ثمر نیست. همچنین از طرفی برای دانستن عملکرد کشورها، مقایسه بین‌المللی روند رفاه اقتصادی می‌تواند بسیار حائز اهمیت باشد و از طرف دیگر نتایج آماره‌های اقتصادی و اجتماعی که توسط بنگاه‌های آماری به رای‌دهندگان و تصمیم‌گیران سیاسی و اجتماعی ارائه می‌شود واغلب نشان دهنده میزان موفقیت یا عدم موفقیت سیاست‌های عمومی است، در توزیع مجدد منابع یا جایگزینی دولت‌ها دارای نقش بسزایی است. بنابراین محاسبه میزان رفاه اقتصادی موضوعی مهم قلمداد می‌شود.

۲-۲ شاخص رفاه اقتصادی

از جمله کارهای مهمی که قبل از دهه ۱۹٦۰ در خصوص شرایط رفاه اجتماعی انجام شد و شاید موثرترین آنها کار ویلیام اوگبرن[4]، جامعه شناس دانشگاه شیکاگو از بررسی روند شاخص‌های رفاه اجتماعی بود (شارپ،۱۹۹۹: ص٦). در دهه ۱۹۷۰، روند شاخص‌های رفاه اجتماعی در امریکا به شکوفایی خود رسید و اقداماتی نظیر راه‌اندازی مرکز مشاوره تحقیقات علمی اجتماعی برای هماهنگی تحقیقات پیرامون شاخص‌های اجتماعی صورت گرفت. در دهه ۱۹۸۰، فعالیت‌های مربوط به

1. Panich (2007)
2. Western Economic Diversification (WED) (2001)
3. Sharp (1999)
4. William Ogburn

این شاخص‌ها روند کندی را دنبال کرد. این امر به جهت محدود شدن پشتیبانی مالی دولت، گسترش ایدئولوژی‌های محافظه کاری در بین تعدادی از دولت‌ها و ملاحظه عدم اثر بخشی شاخص‌ها در امر سیاست‌گزاری‌ها بود.

اما در همین دهه، اوزبرگ (۱۹۸۵) با اشاره به ویژگی‌های یک شاخص رفاه و جامع نبودن شاخص‌هایی که تاکنون مورد استفاده قرار گرفته است، شاخص رفاه اقتصادی را برای کانادا پیشنهاد کرد و اجزاء کلی آن را میانگین سطح جریان مصرف، انباشت متوسط موجودی منابع مولد، عدم تعادل در توزیع درآمدهای فردی و عدم اطمینان نسبت به انتظار درآمدها در آینده معرفی نمود و وزن هر کدام را بسته به ارزش‌گذاری جامعه مورد بررسی، متفاوت در نظر گرفت. او در مطالعه خود به صورت مشروح، نحوه محاسبه این چهار جزء و متغیرهای مورد نیاز جهت اندازه‌گیری آنها را توضیح داد و در مقالات بعدی خود برای کشورهای توسعه‌یافته به محاسبه این شاخص اهتمام ورزید.

در دهه ۱۹۹۰ شاخص‌های رفاه اجتماعی با توسعه شاخص‌های ترکیبی، وارد مرحله جدیدی شد. در سال ۱۹۹۸، مرکز مطالعات استانداردهای زندگی روند شاخص رفاه اقتصادی را برای کانادا محاسبه و پس از آن شروع به گسترش این شاخص و اندازه‌گیری آن برای کشورهای دیگری چون آمریکا و کشورهای عضو سازمان توسعه همکاری‌های اقتصادی کرد. لند[1] (۱۹۹۹) کاربرد این شاخص‌ها را بیشتر برای نشان دادن وضعیت اجتماعی، کمک به شناسایی تغییرات و راهنمایی جهت مداخله به موقع و همچنین کمک به اصلاح مسیر تغییرات اجتماعی عنوان کرد. او مطالعات مفصلی پیرامون شاخص‌های اجتماعی انجام داده است (شارپ، ۱۹۹۹: ص ٦).

در همین زمان شارپ(۱۹۹۹) نیز مقاله‌ای پیرامون شاخص‌های عمده رفاه اقتصادی و اجتماعی در سطوح ملی و بین‌المللی ارائه و پنج شاخص مذکور در ذیل را که از نظر تاریخی روند رفاه را تحت تأثیر قرار می‌دهند، مورد بررسی قرار داد. این شاخص‌ها عبارتنداز:

- معیار رفاه اقتصادی[2] که توسط ویلیام نورد هوس و جیمز توبین[3] در اوایل دهه ۱۹۷۰ ارائه شده است.
- شاخص پیشرفت واقعی[4] که موسسه تعریف مجدد پیشرفت سانفرانسیسکو[5] آن را ارائه کرده است.
- شاخص رفاه اقتصادی[6] که توسط مرکز مطالعات استانداردهای زندگی[7]، توسعه یافته است.
- شاخص سلامتی جامعه[8] که مارک میرینگوف[9] از موسسه نوآوری سیاست اجتماعی وابسته به دانشگاه فوردهام[10] آن را توسعه داده است.
- شاخص استانداردهای زندگی[11] که کریستوفر سارلو(۱۹۹۸)[12] برای موسسه فریزر[13] آن را ارائه کرده است.

شارپ، به منظور نشان دادن ابعادی که هر یک از این شاخص‌ها در بردارند جدول (۱) را تنظیم کرد. به‌طوری که ملاحظه می‌شود، شاخص رفاه اقتصادی دربرگیرنده بیشترین دامنه متغیرها با ١٦ متغیر از کل ۲۲ متغیری که در مجموع این پنج شاخص مورد استفاده قرار گرفته‌اند، بوده و شاخصی جامع به منظور سنجش و اندازه‌گیری رفاه، حداقل در مقایسه بین این پنج شاخص می‌باشد.امروزه ارگان‌های بین‌المللی چون سازمان ملل متحد و بانک جهانی نیز به شاخص‌های ترکیبی هم‌چون شاخص توسعه انسانی[14] که به نوعی شاخص ترکیبی و میانگین میانگین موزونی از آموزش، کیفیت زندگی و درآمد می‌باشد، توجه زیادی مبذول داشته‌اند و برخی نیز آن را به عنوان شاخص رفاه اجتماعی به‌کار می‌برند. البته گرچه شاخص توسعه انسانی، در جدول فوق منظور نشده ولی از منظر رفاه اجتماعی، شاخص رفاه اقتصادی قطعا کامل‌تر و جامع‌تر از شاخص توسعه انسانی می‌باشد.

1. Land (1999)

2. Measure of Economic Welfare (MEW)
3. William Nordhaus and James Tobin
4. Genuine Progress Indicator (GPI)
5. San Francisco-based Think Tank Redefining Progress
6. IEWB
7. CSLS
8. Index of Social Health (ISH)
9. Marc Miringoff
10. the Institute for Innovation in Social Policy of Fordham University
11. Index of Living Standards (ILS)
12. Christopher Sarlo (1998)
13. The Fraser Institute
14. Human Development Index (HDI)

جدول (۱): متغیرهای موجود در هر یک از شاخص‌ها

	MEW	GPI	IEWB	ISH	ILS
درآمد/دستمزد	•	•	•	✓	✓
مصرف شخصی	✓	✓	✓	•	✓
فعالیت‌های غیر بازاری	✓	✓	✓	•	•
فراغت	✓	✓	•	•	•
پرداخت دولتی	•	•	✓	•	•
امکانات خانوار	•	•	•	•	✓
پرداخت‌های جبرانی	✓	✓	✓	•	•
موجودی سرمایه	✓	✓	✓	•	•
دارایی‌های مالی	•	•	•	•	✓
تحقیق و توسعه	•	•	✓	•	•
منابع طبیعی	✓	✓	✓	•	•
نیل به تحصیلات	✓	•	✓	•	✓
آلودگی	✓	✓	✓	•	•
بدهی خارجی	✓	✓	✓	•	•
توزیع درآمد	•	✓	✓	✓	•
فقر	•	•	✓	✓	•
بیکاری	•	•	✓	✓	✓
پوشش‌برنامه‌های‌اجتماعی	•	•	✓	✓	•
پرداخت برای سلامتی	✓	•	✓	•	•
جرائم	•	•	•	✓	•
امید به زندگی	•	•	✓	•	✓
شاخص‌های اجتماعی	•	•	•	•	✓

منبع: مقاله شارپ (۱۹۹۹)

گروه تحقیقاتی مرکز مطالعات استانداردهای زندگی، روند شاخص رفاه اقتصادی را در سال ۲۰۰۱ برای کانادا و ایالات متحده، در سال ۲۰۰۲ برای کشورهای عضو سازمان توسعه همکاری‌های اقتصادی و در سال ۲۰۰۳ برای منتخبی از کشورهای مزبور اندازه‌گیری نمود. در این مطالعات، مقدار و روند این شاخص برای جامعه آماری مورد نظر در دوره‌های زمانی مختلف تعیین و میزان آن در دوره‌های بعدی به روز شد و در مواردی که چند کشور مورد مطالعه بود به مقایسه روند این شاخص در این کشورها پرداخته شد. اوزبرگ و شارپ هدف خود از این مطالعات و تعیین مقدار این شاخص را شناخت وضعیت موجود و جایگاه کنونی جامعه آماری مورد نظر و ارائه تابلویی جهت اجرای سیاست‌ها در جهت بهبود وضعیت کشورها عنوان کرده‌اند.

سالزمن[1] (۲۰۰۳: ص٦) نیز در مقاله خود به انتخاب روشمند متغیرها برای ساختار شاخص‌های رفاه اقتصادی و اجتماعی پرداخت و شاخص رفاه اقتصادی را یک شاخص جامع که متغیرهای بیشتری را تحت پوشش قرار می‌دهد، عنوان و به نحوه اندازه‌گیری و اجزاء ساختار آن اشاره نمود. رامز[2] (۲۰۰۵: ص۱) بدون انجام کار تجربی و محاسباتی، اجزاء چهارگانه شاخص رفاه اقتصادی را تبیین و تشریح کرد و نحوه محاسبه این شاخص را به صورت مشروح ارائه داد. در این مقاله در خصوص مفهوم هر یک از متغیرها و علت به‌کارگیری آن‌ها در مدل، توضیحات لازم ارائه شده است.

حسینی و جعفری‌صمیمی[3] (۲۰۰۹: ص۱۷۳۲) نیز برای اولین بار برای ایران به محاسبه و ارزیابی روند این شاخص در طول

1. Salzman (2003)
2. Rahmes (2005)
3. Hosseini and Samimi (2009)

سه برنامه توسعه (۲۰۰٤-۱۹۸۵) با استفاده از الگوی اوزبرگ در ارائه شاخص رفاه اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که در تعیین مقدار شاخص رفاه اقتصادی، عناصر سطح امنیت اقتصادی و میزان مصرف در مقایسه با ثروت و نحوه توزیع درآمدها، نقش برجسته‌تری را ایفا می‌کنند.

۳- معرفی الگو

در این مطالعه با توجه به مطالب ارائه شده در بخش گذشته، از بین شاخص‌های رفاه مطرح شده با توجه به تکیه این مطالعه بر جنبه اقتصادی رفاه و ویژگی‌های خاص شاخص رفاه اقتصادی، این شاخص به عنوان معیاری برای سنجش میزان رفاه اقتصادی مورد توجه واقع شده است. در مطالعه حاضر سعی گردیده است در صورت وجود محدودیت آماری، جهت محاسبه شاخص رفاه اقتصادی برای کشورهای منتخب، متغیرهای جایگزین تشکیل‌دهنده هر جزء به مدل پایه نزدیک باشد. شکل کلی فرمول این شاخص به صورت زیر است:

$$IEWB = CF + WS + ID + ES \quad (۱)$$

اجزاء چهارگانه‌ای که مقدار شاخص رفاه اقتصادی را اندازه‌گیری می‌کنند عبارتنداز: CF[1]: جریان مصرف، WS[2]: موجودی دارایی مولد، ID[3]: توزیع درآمدهای فردی و ES[4]: سطح امنیت اقتصادی. الگوی مورد استفاده در این پژوهش بدین شرح می‌باشد:

(۲)

$$\begin{aligned} IEWB = {} & \alpha_1[(C + G + WT - RE)(LE)] \\ & + \alpha_2[K + RD + HC + NR + FDI \\ & - ED] + \alpha_3[\beta(PHR) \\ & + (1 - \beta)(Gini)] + \alpha_4[WWR \\ & + b(RHP) + c(PHR) + d(PHR)] \end{aligned}$$

اجزاء رابطه ارائه شده در این مطالعه به ترتیب عبارتند از:

• جریان مصرف

رابطه مورد نظر برای محاسبه جریان مصرف، جهت منظور داشتن آن در شاخص عبارتست از:

$$CF = \alpha_1[(C + G + WT - RE)(LE)] \quad (۳)$$

که در آن:

C[5]: مخارج مصرفی نهایی خانوار (دلار ثابت ۲۰۰۰).

G[6]: مخارج مصرفی نهایی عمومی دولت (دلار ثابت ۲۰۰۰).

WT[7]: ارزش واقعی سرانه تغییرات در مدت زمان کار.

RE[8]: ارزش واقعی سرانه مخارج جبرانی (جبران خدمات کارکنان، ارزش واقعی سرانه تولید یک ساعت).

LE[9]: امید به زندگی در زمان تولد نسبت به سال و کشور پایه. (ایران به عنوان کشور پایه و سال پایه، ۱۹۹٦ در نظر گرفته شده است).

مقدار متغیر ارزش واقعی سرانه تغییرات در مدت زمان کار، از رابطه زیر به دست آمده است:

$$WT = \left[\left(\frac{WAP}{POP}\right).100\right].VL_{WAP} \quad (٤)$$

$$VL_{WAP} = \left[1 - \frac{TR}{GDP}\right].S \quad (٥)$$

$$S = \frac{WR}{WAP} \quad (٦)$$

WR[10]: جبران خدمات کارکنان.WAP[11]: جمعیت فعال (۱۵سال به بالا).

Pop[12]: کل جمعیت.

VL_{WAP}[13]: ارزش افزوده فراغت یک نفر در سن کار.

TR[14]: درآمد مالیاتی.

S[15]: متوسط جبران خدمات هر فرد.

GDP[16]: تولید ناخالص داخلی.

ارزش واقعی سرانه مخارج جبرانی نیز از فرمول زیر به‌دست می‌آید:

$$RE = \frac{GDP}{WAP} \quad (۷)$$

1. Consumption Flows
2. Wealth Stocks
3. Income Distribution
4. Economic Security

5. Real per capita household final consumption expenditure, etc. (constant 2000 US$)
6. Real per capita general government final consumption expenditure (constant 2000 US$)
7. Real per capita value of variations in working time
8. Real per capita value of regrettable expenditures
9. Index of life expectancy relative to the base year and country
10. Worker's Remitances and Compensation of Employees, received
11. Working age population (15+)
12. Total population(all ages)
13. Imputed value of leisure per person aged 16-65, adjusted for unemployment
14. Tax Revenue
15. Average compensation per employed person per hour
16. Gross Domestic Product

لازم به توضیح است، مصرف در جامعه از دو جنبه قابل ملاحظه می‌باشد، از یک طرف میزان مصرف کل در یک سال دارای اهمیت است و از طرف دیگر تعداد سال‌های مصرف. بنابراین باید ارزش اقتصادی سال‌های مصرف نیز در جریان مصرف در نظر گرفته شود که این مهم در اضافه کردن جزء شاخص امید به زندگی دیده شده است. جزء ارزش واقعی سرانه مخارج جبرانی که از نسبت تولید ناخالص داخلی به جمعیت فعال به دست می‌آید، برای خارج کردن میزان احتساب مضاعف از رابطه کسر می‌شود.

• انباشت ثروت

فرمول محاسبه مقدار این متغیر و اجزاء آن در شاخص بدین شرح است:

$$WS = \alpha_2[K + RD + HC + NR + FDI - ED] \quad (۸)$$

K[1]: سرمایه ثابت ناخالص واقعی سرانه (مصرف سرانه سرمایه ثابت).

RD[2]: مخارج تحقیق و توسعه واقعی سرانه.

HC[3]: موجودی سرمایه انسانی واقعی سرانه.

NR[4]: موجودی ثروت منابع طبیعی واقعی سرانه.

FDI[5]: سرانه واقعی خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی.

ED[6]: سرانه هزینه اجتماعی واقعی فرسایش محیط زیست (آلودگی ناشی از انتشار گاز دی اکسید کربن).

• توزیع درآمد

فرمول استفاده شده در شاخص برای توزیع درآمد به قرار زیر می‌باشد:

$$ID = \alpha_3[\beta(PHR) + (1 - \beta)(Gini)] \quad (۹)$$

در این فرمول،

β: وزن نسبی است که از میانگین وزنی شدت فقر و ضریب جینی به دست می‌آید.

PHR[7]: نسبت فقر سرپرست خانوار در حداقل درآمد ۱/۲۵ دلار در روز

Gini[8]: ضریب جینی

برای سنجش نحوه توزیع درآمد، شدت فقر و نابرابری، شاخص‌های متعددی وجود دارد. از بین تمامی شاخص‌ها به علت محدودیت آماری و داده در کشورهای منتخب و در دسترس نبودن اطلاعات از متغیر نسبت فقر سرپرست خانوار(نسبت فقر خانوار در حداقل درآمد ۱/۲۵ دلار در روز) به کل جمعیت به عنوان معیاری برای سنجش شدت فقر برای این بعد استفاده شده‌است. با استناد به مطالعات اوزبرگ و شارپ(۲۰۰۲:ص۳٦۳) و حسینی و جعفری‌صمیمی(۲۰۰۹: ص۱۷۳٦)، ضریب β با مقدار (۰/۷۵) استفاده شده است.

• امنیت اقتصادی

رابطه مورد استفاده برای امنیت اقتصادی در شاخص رفاه به شرح ذیل است:

$$ES = \alpha_4[WWR + b(RHP) + c(PHR) + d(PHR)] \quad (۱۰)$$

که در آن،b: سهم جمعیتی که در معرض ریسک بیماری واقع‌اند که ۱۰۰٪ در نظر گرفته می‌شود، بدین معنی که ۱۰۰٪ افراد یک جامعه در معرض خطر بیماری‌اند.

c[9]: نسبت زنان بیکار به کل جمعیت.

d: نسبت جمعیت بالای ٦۵ سال به کل جمعیت.

جزء اول، نسبت جمعیت ٦۵-۱۵ سال به کل جمعیت را نیز دربرمی‌گیرد و نشان دهنده ریسک بیکاری است.

$$WWR = \frac{WR}{52} \quad (۱۱)$$

جزء دوم[10]، نشان دهنده سهم مخارج شخصی کل برای در درآمد قابل تصرف است که ریسک امنیت اقتصادی در مقابل بیماری را نشان می‌دهد و از نسبت مخارج شخصی کل برای سلامتی به درآمد قابل تصرف به دست می‌آید:

$$RHP = \frac{HP}{Disp} \quad (۱۲)$$

1. Real per capita capital stock(Adjusted savings: real per capita consumption of fixed capital (constant US$))
2. Real per capita stock of research and development
3. Real per capita stock of human capital (Adjusted savings: real per capita education expenditure (constant US$))
4. Real per capita stock of natural resource wealth
5. Real per capita foreign direct investment, net inflows
6. Real per capita social costs of environmental degradation (Adjusted savings: real per capita carbon dioxide damage (constant US$)
7. Poverty headcount ratio at $1.25 a day (PPP)
8. Gini Index
9. Unemployment, female (%of total population)
10. The Ratio of Total private expenditures on health care in Disposable Incom(RHP)

HP[1]: مخارج شخصی کل برای سلامتی و Disp[2]: درآمد قابل قابل تصرف (تولید ناخالص داخلی منهای مالیات) می‌باشد.

عبارت سوم بیانگر میزان امنیت اقتصادی زنانی است که تحت پوشش تامین اجتماعی نیستند و جزء چهارم بیانگر احتمال فقر افراد مسن است و میزان امنیت اقتصادی آنان در جامعه را نشان می‌دهد.

برای محاسبه شاخص رفاه اقتصادی لازم است نکاتی را متذکر شد:

الف- جهت محاسبه شاخص رفاه اقتصادی، به هر کدام از ابعاد آن به ترتیب، ضرایب مختلفی تعلق می‌گیرد. علت اختصاص ضرایب متفاوت، به نسبت اهمیت هر جزء در تاثیر بر شاخص رفاه اقتصادی برمی‌گردد. در مطالعات انجام شده، تعیین ضرایب بر اساس دیدگاه افرادی همچون سالزمن (۲۰۰۳: ۱٤) و اوزبرگ(۱۹۸۵) است که خود از صاحبنظران در ارائه این شاخص می‌باشند. در این مطالعه نیز به پیروی از روش اوزبرگ و شارپ (۲۰۰۹:ص٤۸) ، ضرایب اجزاء چهارگانه در محاسبه شاخص رفاه اقتصادی به ترتیب،(۰/٤) به مصرف، (۰/۱) به موجودی منابع مولد و ضریب یکسان(۰/۲۵) به دو جزء توزیع درآمد و امنیت اقتصادی اختصاص داده شده است.

ب- متغیرها در شاخص، با توجه به مقادیر و واحد هر یک، به صورت عادی قابل جمع‌زدن نیستند. نحوه تجمیع و استانداردسازی متغیرها و همچنین تعدیل جهت حرکت متغیرهایی چون آلودگی زیست محیطی در جزء موجودی منابع مولد و اجزاء دیگر، از مواردی است که برای داشتن حداقل خطا در محاسبه و بهره‌گیری از نتایج واقعی و سطح اطمینان بالا باید به آنها توجه کرد. موارد ذیل جهت تحقق این اهداف استفاده شده است:

- در شاخص رفاه اقتصادی، بیشتر متغیرها بر حسب نیاز، به قیمت ثابت و به صورت سرانه مورد استفاده قرار گرفته است.
- با استفاده از روش استانداردسازی خطی[3]، استانداردسازی متغیرها انجام گرفته است. این روش، متغیرها را در فاصله (۰،۱) رتبه‌بندی می‌کند و اوزبرگ و شارپ(۲۰۰۹: ص۸) و رامز (۲۰۰۵: ص۲) نیز به این روش اشاره کرده‌اند.
- با توجه به اثر منفی ابعاد توزیع درآمد و امنیت اقتصادی بر شاخص رفاه اقتصادی، برای هم راستا کردن جهت حرکت متغیرها در مدل، این مقادیر ابتدا در (۱-) ضرب و سپس با عدد (۲) جمع شده‌اند. در نتیجه در این رابطه، افزایش تمامی ابعاد به منزله بهبود وضعیت رفاه اقتصادی خواهد بود. به همین جهت با توجه به ضرایب هر جزء و مقدار آن، مقدار شاخص در فاصله(۰،۲) به دست خواهد آمد.
- نظر به اینکه اوزبرگ در مقالات خود، مفهوم متغیرهای آورده شده در الگو و توجیه اقتصادی هر یک را در محاسبه شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی به طور مفصل توضیح داده است، لذا در این مطالعه سعی گردیده مبنای نظری الگو منطبق بر الگوی پایه بوده و از آن تبعیت شود. گرچه به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات برخی از متغیرها به‌ناچار از نزدیک‌ترین و مشابه‌ترین جایگزین به مفهوم ارائه شده در الگوی پایه استفاده شده است.

در ادامه با مقایسه اجمالی مطالعات مشابه به ارائه تفاوت‌های آنها با مطالعه حاضر پرداخته می‌شود. همان‌گونه که در بخش گذشته اشاره شد، رامز(۲۰۰۵:ص۲) به تشریح الگوی اوزبرگ(۱۹۸۵) پرداخته است. او فرم جبری شاخص رفاه اقتصادی ارائه شده توسط اوزبرگ را به شکل ذیل معرفی کرده است:

(۱۳)

$$\begin{aligned}\mathrm{IEWB} = {} & \alpha_1\{[\mathrm{C(HS)} + \mathrm{UP} + \mathrm{G} + \mathrm{WT} - \mathrm{RE}].(\mathrm{LE})\} \\ & + \alpha_2[\mathrm{K} + \mathrm{RD} + \mathrm{HC} + \mathrm{NR} - \mathrm{D} - \mathrm{ED}] \\ & + \alpha_3[\beta(\mathrm{LIM}) + (1-\beta)(\mathrm{Gini})] \\ & + \alpha_4[\mathrm{a(UR)} + \mathrm{b(ILL)} + \mathrm{c(SPP)} \\ & + \mathrm{d(Old)}]\end{aligned}$$

حسینی و جعفری‌صمیمی(۲۰۰۹) نیز برای ایران، شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی را با تغییراتی در متغیرهای به‌کار رفته به ترتیب زیر مورد محاسبه قرار داده‌اند:

(۱٤)

$$\begin{aligned}\mathrm{IEWB} = {} & \alpha_1[\mathrm{C} + \mathrm{G}] + \alpha_2[\mathrm{K} + \mathrm{R\&}D - D - ED + FDI \\ & + HC] + \alpha_3[\mathrm{b(LIM)} + (1-\mathrm{b})\mathrm{G}] \\ & + \alpha_4[(\mathrm{c})\mathrm{U} + (\mathrm{d})\mathrm{I} + (\mathrm{e})\mathrm{S} + (\mathrm{f})\mathrm{P}]\end{aligned}$$

1. Total private expenditures on health care
2. Disposable Income
3. Linear Scaling Technique (LST)

در جدول(۵) در پیوست، متغیرهای به‌کار رفته در این دو مطالعه و پژوهش حاضر مورد مقایسه قرار گرفته‌است.

می‌توان تفاوت شاخص مورد مطالعه حاضر و شاخص اوزبرگ را بیشتر به تفاوت متغیرها نسبت داد چراکه سعی گردیده مطالعه حاضر منطبق بر مبنای نظری و مفهومی اجزاء ارائه شده در مدل پایه باشد. به عنوان مثال، در بعد مصرف، به جای حاصل ضرب مصرف سرانه شخصی واقعی در شاخص متوسط اندازه خانوار از مخارج مصرفی نهایی خانوار استفاده شده است که در نهایت نیز در مدل اوزبرگ، کل مصرف خانوار، هدف بوده است. همچنین برای داده‌های لازم برای جزء G، از مخارج مصرفی نهایی عمومی دولت استفاده شده است که نزدیک‌ترین متغیر به متغیر مورد نظر در مدل اصلی است. در الگوی حاضر از متغیرهای دیگر این بعد برای محاسبه شاخص استفاده شده است در حالی که در اندازه‌گیری شاخص توسط حسینی و جعفری‌صمیمی تنها از داده‌های دو جزء مصرف سرانه شخصی واقعی و مصرف سرانه دولت در بعد مصرف استفاده شده است.

در بعد موجودی ثروت به جهت محدودیت آماری در داده‌های کشورهای مورد مطالعه در خصوص بدهی خارجی خالص سرانه واقعی، متغیر سرانه واقعی خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وارد شده است. همچنین متغیر سرمایه ثابت ناخالص واقعی سرانه به جای موجودی سرمایه سرانه استفاده شده است. دیگر متغیرها در این بعد عینا همانند الگوی پایه منظور گردیده است. در بعد توزیع درآمد، تنها تفاوت بین سه مدل به استفاده از شاخص فقر برمی‌گردد که در مطالعه حاضر از نسبت فقر سرپرست خانوار در حداقل درآمد ۱/۲۵ دلار در روز استفاده شده است. در بعد امنیت اقتصادی، هر چند جزء سوم و چهارم مدل مورد استفاده از الگوی پایه متفاوت می‌باشد اما همان مفهوم ارائه شده است. جزء اول نیز به طور یک‌جا محاسبه شده است. در مطالعه حسینی و جعفری‌صمیمی از متغیر تورم برای این منظور استفاده شده است.

٤- نتایج حاصل از اندازه‌گیری شاخص و تجزیه و تحلیل

نتایج حاصل از اندازه‌گیری شاخص رفاه اقتصادی برای کشورهای الجزایر، بنگلادش، مصر، اندونزی، ایران، اردن، پاکستان، مراکش، مالزی، سوریه، ترکیه و تونس در دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۲ در جدول (۳) ارائه شده است. دوره زمانی انتخاب شده در این مطالعه به دلیل در اختیار نبودن اطلاعات لازم برای سال‌های بعد از ۲۰۰۷ به همین دوره محدود شده است.

گرچه کشورهای منتخب، همگی کشورهای مسلمانی هستند که عضویت در کنفرانس اسلامی را نیز دارند اما در سه گروه به لحاظ توسعه انسانی قرار گرفته‌اند که در جدول شماره (۲) این دسته‌بندی آورده شده است. این کشورها از بین کشورهای در حال توسعه دارای حداکثر اطلاعات لازم جهت محاسبه این شاخص در دوره زمانی مورد مطالعه بوده‌اند.

در جدول (۳) نتایج حاصل از اندازه‌گیری شاخص رفاه و همچنین نرخ رشد و متوسط میزان آن برای کشورهای منتخب در دوره مورد مطالعه آورده شده است.

جدول(۲): دسته بندی کشورهای منتخب در حال توسعه

نام کشورها	گروه بندی به لحاظ شاخص توسعه انسانی
مالزی، ایران، تونس، اردن، ترکیه، الجزایر	توسعه انسانی بالا
مصر، اندونزی، سوریه، مراکش، پاکستان	توسعه انسانی متوسط
بنگلادش	توسعه انسانی پایین

منبع: داده‌های گزارش توسعه انسانی[1]

1. Human Development Report

جدول(۳): مقدار شاخص رفاه اقتصادی، نرخ رشد و متوسط آن برای کشورهای منتخب در دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۲

IEWB	2002	2003	2004	2005	2006	2007	نرخ رشد	متوسط شاخص
الجزایر	0.858	0.790	0.936	0.742	0.87	0.979	0.026	0.863
بنگلادش	0.948	0.852	0.774	0.507	0.681	0.621	-0.079	0.730
مصر	0.841	0.87	0.862	0.571	1.003	0.951	0.025	0.850
اندونزی	0.687	0.769	0.857	0.764	1.164	1.498	0.168	0.957
ایران	0.882	0.817	0.913	0.692	1.032	0.98	0.021	0.886
اردن	0.723	0.685	0.729	0.42	1.081	1.499	0.157	0.856
مراکش	0.812	1.063	0.908	0.982	1.294	1.479	0.127	1.089
مالزی	0.795	0.793	0.879	0.966	1.112	1.262	0.097	0.968
پاکستان	0.689	0.88	0.891	0.364	1.262	1.407	0.153	0.916
سوریه	0.715	0.734	0.974	0.895	1.143	1.223	0.113	0.947
ترکیه	0.537	0.677	0.725	0.742	1.315	1.668	0.254	0.944
تونس	0.698	0.845	0.8749	0.756	1.305	1.196	0.113	0.946

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول (۳) و اندازه شاخص، ملاحظه می‌گردد که از بین کشورهای مورد بررسی به طور متوسط، مراکش بیشترین مقدار و بنگلادش کمترین میزان شاخص رفاه اقتصادی را داراست. در دوره مورد مطالعه، حداکثر رشد در شاخص را ترکیه و حداقل آن را نیز با رشد منفی، بنگلادش به خود اختصاص داده است. در انتهای دوره نیز در سال ۲۰۰۷، بیشترین مقدار این شاخص مربوط به ترکیه و کمترین آن به بنگلادش تعلق دارد. متوسط شاخص محاسبه شده، ایران را از بین ۱۲ کشور مورد مطالعه در رده هشتم جای داده است.

از طرف دیگر نتایج کلی حاصل از اندازه‌گیری شاخص رفاه اقتصادی و شاخص توسعه انسانی با یکدیگر بسیار مشابه است اما در تقسیم‌بندی برخی کشورها در سطوح توسعه انسانی بالا و متوسط بر مبنای شاخص رفاه اقتصادی، تفاوت‌هایی مشاهده می‌شود، به گونه‌ای که ایران و الجزایر در کنار مصر در رده متوسط، و به جز بنگلادش بقیه کشورها در رده بالا قرار می‌گیرند.

در ادامه به نتایج حاصل از اندازه‌گیری اجزاء چهارگانه شاخص و متغیرهای تشکیل دهنده آنها پرداخته می‌شود:

❖ جریان مصرف

به طور کلی، در برآورد جریان مصرف و با توجه به مقدار هر یک از اجزاء تشکیل دهنده این جزء، شاهد نوسان این متغیر در طی دوره مورد بررسی برای هر یک از کشورهای مورد مطالعه هستیم. بیشترین رشد متوسط این جزء، مربوط به کشور اندونزی و کمترین آن مربوط به کشور الجزایر است که رشد منفی را نشان می‌دهد. ایران با نرخ رشد متوسط مصرف (۰/٤٤) در رده نهم قرار دارد.

❖ موجودی منابع مولد

بر مبنای یافته‌های تحقیق، حداکثر رشد متوسط موجودی منابع مولد طی این دوره به ترکیه و کمترین آن به بنگلادش تعلق دارد. ایران نیز با نرخ رشد متوسط ۰/۱۷٤۳، در بین کشورهای مورد مطالعه در رده یازدهم است. این در حالی است که در سال ۲۰۰۲ ایران حداکثر مقدار این متغیر را دارد و در مقابل، ترکیه حداقل میزان را دارا است.

❖ توزیع درآمد

در توزیع درآمد، مالزی در دوره مورد بررسی، با روند کاهشی و نرخ ۰/۱۰۲۲- حداقل رشد و پاکستان با نرخ ۰/۰۵۰۳۲، حداکثر رشد را داراست. ایران نیز با نرخ ۰/۰۵۰۳٤-، افزایش در نابرابری درآمدها را تجربه کرده و رتبه هشتم را به خود اختصاص داده است. به جز کشورهای پاکستان، مراکش و تا حدی بنگلادش، بقیه کشورها در دوره مورد بررسی رشد منفی

را در جزء توزیع درآمد تجربه کرده‌اند.

❖ امنیت اقتصادی

مراکش با بیشترین کاهش در امنیت اقتصادی افراد مسن با نرخ ۰/۳۵۸۵- مواجه است و حداکثر رشد این متغیر مربوط به کشور اردن با نرخ ۰/٦٥٦٢ می‌باشد. در کل، حداکثر رشد امنیت اقتصادی مربوط به ترکیه و حداقل آن متعلق به بنگلادش است.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات

موضوع رفاه و مسئله شاخص‌سازی برای سنجش و اندازه‌گیری آن علی‌رغم اهمیت فراوان، از جمله موضوعاتی است که در مطالعات اقتصادی به‌ویژه در کشور ما مورد توجه جدی قرار نگرفته است. با توجه به ماهیت رفاه و عنایت به این مطلب که، عوامل مختلفی می‌توانند در ایجاد و یا بهبود رفاه نقش داشته باشند، استفاده از شاخص‌های ترکیبی به عنوان راه حلی برای منظور کردن این عوامل پیشنهاد شده است. اوزبرگ و شارپ از جمله اقتصاددانانی هستند که پیشکسوت استفاده از شاخص‌های ترکیبی برای سنجش رفاه می‌باشند. ایشان شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی را معرفی و درجهت تکامل بخشیدن آن اقدامات جدی مبذول داشته‌اند. این شاخص هم اکنون در بسیاری از کشورها و مراکز تحقیقاتی برای سنجش رفاه به کار گرفته می‌شود. در مطالعه حاضر، مبانی نظری و الگوی معرفی شده برای اندازه‌گیری شاخص رفاه به بحث و بررسی گذاشته شده و برای اولین بار شاخص مذکور برای منتخبی از کشورهای در حال توسعه مسلمان از جمله ایران مورد اندازه‌گیری و سنجش قرار گرفته است.

به طور کلی، در برآورد جریان مصرف، بیشترین رشد مربوط به کشور اندونزی و کمترین آن با رشد منفی مربوط به کشور الجزایر است و ایران در رده نهم قرار دارد. بر مبنای یافته‌های تحقیق، حداکثر رشد متوسط موجودی منابع مولد طی این دوره به ترکیه و کمترین آن به بنگلادش تعلق دارد. ایران نیز در رده یازدهم می‌باشد. به جز کشورهای پاکستان، مراکش و تا حدی بنگلادش، بقیه کشورها در دوره مورد بررسی رشد منفی را در جزء توزیع درآمد تجربه کرده‌اند. حداکثر رشد امنیت اقتصادی نیز مربوط به ترکیه و حداقل آن متعلق به بنگلادش است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی به طور متوسط مراکش بیشترین مقدار و بنگلادش کمترین میزان این شاخص را دارا بوده است. ایران نیز جایگاه مطلوبی نداشته و در بین کشورهای مورد مطالعه در رده هشتم قرار دارد. با توجه به نتایج حاصل از اندازه‌گیری رفاه برای کشورهای منتخب و عنایت به بالا بودن ضریب جزء جریان مصرف نسبت به دیگر اجزاء چهارگانه شاخص، به‌نظر می‌رسد که هدفمندکردن جریان مصرف از اهمیت بالایی برخوردار باشد. به علاوه با توجه به اینکه ثروت می‌تواند از طریق جزء موجودی سرمایه، در جهت افزایش تولید و ایجاد رفاه، نقش موثری داشته باشد، باید ضمن توجه به تحقیق و توسعه و مخارج مربوط به سرمایه انسانی، علاوه بر بهبود رفاه نسل کنونی، زمینه برای رفاه نسل آتی نیز فراهم گردد. علاوه بر این باید مسیرهایی هم‌چون گسترش بازارهای مالی مورد توجه قرار گیرد تا مردم از طریق سرمایه‌گذاری در این بازارها و کمک به جریان تولید به رفاه بهتری دست پیدا کنند. از طرف دیگر از آنجا که شدت فقر با اثر منفی خود بر شاخص رفاه، از طریق بعد توزیع درآمد و نیز در بعد امنیت اقتصادی در محاسبه شاخص رفاه اقتصادی وارد شده و از جمله متغیرهایی است که مستقیما در تغییر رفاه نقش دارد از این‌رو برای بهبود رفاه، سیاست‌های فقرزدایی و کمک به گروه‌های فقیر باید سرلوحه سیاست‌های کلان کشورها قرار گیرد.

با توجه به اهمیت در اختیار بودن آمار و اطلاعات مناسب جهت اندازه‌گیری دقیق رفاه، جای خالی بسیاری از آمار و اطلاعات لازم برای این منظور کاملا چشمگیر است. پیشنهاد می‌شود مرکز آمار ایران با ایجاد یک بخش ویژه برای تهیه آمار و اطلاعات مورد نیاز سنجش رفاه، همواره تغییرات رفاه کشور را رصد نموده و تصمیم‌گیران سطح عالی کشور را در جریان امر قرار دهد.

منابع:

Greve, B. (2008), "What is Welfare?", Central European Journal of Public Policy, 2(1), pp. 50–73.

Hosseini, M. and Jafari Samimi, A. (2009), "An Analysis of Economic Wellbeing Trend in Iran", Journal of Applied Sciences Research, 5(10), pp. 1732-1740.

Land, E.d. (1999), "Social Indicators", in Edgar F. Borgatta and Rhonda V. Montgomery(eds), Encyclopedia of Sociology, New York: McMillan.

McGregor, J. (2007), "Wellbeing and International Development: Promises and Pitfalls", Conference on Wellbeing and International Development, University of Bath.

Osberg, L. (1985), "The Measurement of Economic Well-Being", in Laider, Approaches To Economic Well-Being, Vol.26, Research Studies of the MacDonald Commission.

Osberg, L. and Sharpe, A. (1998), "An Index of Economic Well-Being for Canada", Research Paper, Applied research Branch, Human Resources Development Canada.

Osberg, L. and Sharpe, A. (2001), "The Index of Economic Well-being: Overview", Revised version of a paper presented at the National Conference on Sustainable Development Indicators organized by the National Round Table Environment and the Economy.

Osberg, L. and Sharpe, A. (2002), "International Comparisons of Trends in Economic Well-Being", Social Indicators Research, 58(1-3), pp. 349-382.

Osberg, L. and Sharpe, A. (2003), "Human Well-Being and Economic WellBeing:What Values Are Implicit in Current Indices?", CSLS Research Report, 2003-04.

Oxford University Press (1976), "Oxford English Dictionary", Oxford, U.K: Clarendon Press.

Panich, M. (2007), "Does Europe Need Liberal Reforms?" Cambridge Journal of Economics, 31, pp. 145–169.

Pigou, A.C. (1950), "The Economics of Welfare", Fourth edition, McMillan, London.

Rahmes, K. (2005), "What is the Index of Economic Well-Being", /http//:www.csls.com.

Salzman, J. (2003), "Methodological Issues Encountered in the Construction of Indices of Economic and Social Wellbeing", paper presented at the annual meeting of the Canadian Economics Association, Carleton University, Ottawa, Ontario.

Sharpe, A. (1999), "A Survey of Indicators of Economic and Social Well-being", Paper prepared for Canadian Policy Research Networks, Centre for the Study of Living Standards.

United Nations, (1994-2010), "The United Nations Human Development Report", 1994-2010.

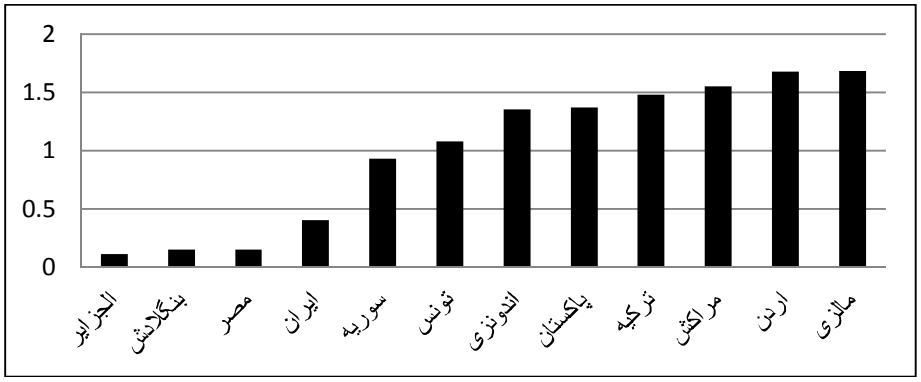
Van Praag, B.M.S. (1993), "The Relativity of the Welfare Concept", in The Quality of Life, ed. M. Nussbaun and A. Sen.Oxford: Oxford University Press.

پیوست:

جدول(۱) جریان مصرف کشورها و رشد آن طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۲

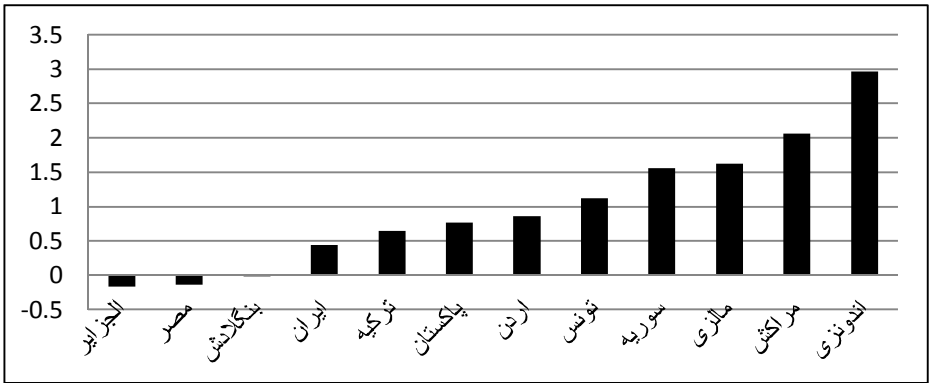
CF	2002	2003	2004	2005	2006	2007	نرخ رشد
الجزایر	0.275152	0.413745	0.793511	0.252906	0.10189	0.113898	-0.16172
بنگلادش	0.152749	0.224368	0.245847	0.23426	0.193355	0.15242	-0.00043
مصر	0.312961	0.343745	0.316365	0.426738	0.313378	0.153845	-0.1324
اندونزی	-0.04635	0.033452	0.168073	0.490867	0.891859	1.355672	-2.96437
ایران	0.065604	0.29089	0.342432	0.523223	0.802282	0.407789	0.441122
اردن	0.074456	0.065033	0.076518	0.137676	0.219151	1.678214	0.864619
مراکش	0.005757	0.129614	0.451704	0.980806	1.268713	1.551473	2.062728
مالزی	0.013569	0.157467	0.392922	0.776423	1.077308	1.68163	1.622038
پاکستان	0.080285	0.24496	0.110348	0.342124	1.161526	1.370609	0.763825
سوریه	0.008527	0.37225	0.861927	1.021857	1.054066	0.932434	1.557228
ترکیه	0.123376	0.058947	0.012218	0.239459	0.7709	1.478869	0.643388
تونس	0.02496	0.079289	0.164545	0.789485	0.985061	1.081579	1.125025

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار(۱) جریان مصرف کشورهای منتخب در سال ۲۰۰۷

منبع: محاسبات تحقیق



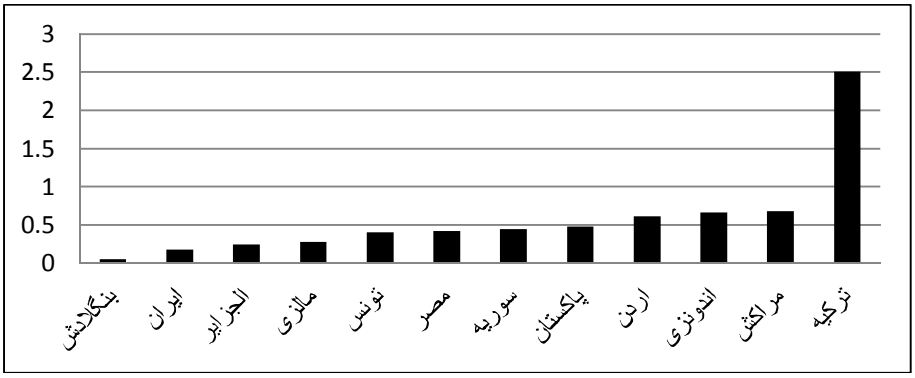
نمودار(۲) نرخ رشد جریان مصرف کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۲

منبع: محاسبات تحقیق

جدول(۲) موجودی منابع مولد کشورها و رشد آن در دوره زمانی۲۰۰۷-۲۰۰۲

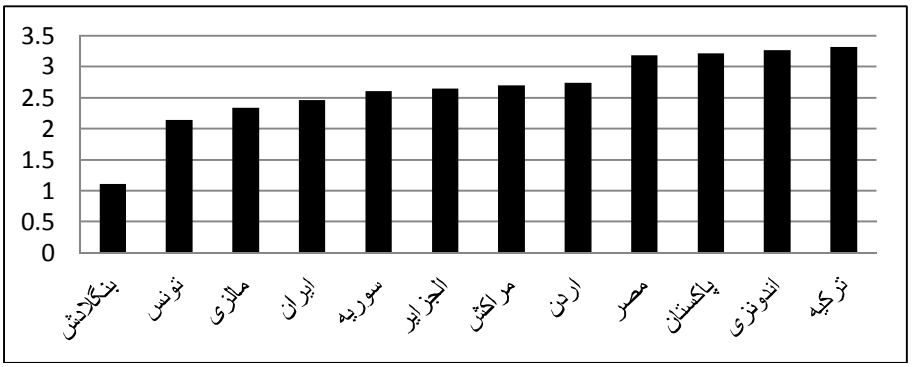
WT	2002	2003	2004	2005	2006	2007	نرخ رشد
الجزایر	0.882565	0.301755	1.84352	1.52696	2.343772	2.642372	0.24523
بنگلادش	0.847849	1.586925	1.48571	0.759819	0.764384	1.114346	0.056186
مصر	0.542869	0.468289	0.496913	0.392737	2.272079	3.182238	0.42432
اندونزی	0.255187	0.858633	0.689993	1.121116	2.438432	3.261366	0.664593
ایران	1.099976	0.752821	0.372028	1.099052	1.332881	2.456284	0.1743
اردن	0.248724	0.643512	1.346678	1.135575	2.531542	2.74041	0.615919
مراکش	0.199496	2.450147	2.088697	1.722742	2.270548	2.702537	0.684098
مالزی	0.682264	0.55182	1.11353	1.082665	1.140979	2.339076	0.279435
پاکستان	0.452244	1.276431	0.581706	0.969798	2.307356	3.216526	0.480481
سوریه	0.411501	0.473465	0.599187	0.324008	1.379302	2.605455	0.446447
ترکیه	-0.424	0.067185	1.399224	2.138612	2.471336	3.316974	-2.50895
تونس	0.390261	1.371357	1.999363	1.740503	2.78647	2.139444	0.405365

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار(۳) نرخ رشد موجودی منابع مولد کشورهای منتخب در دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۲

منبع: محاسبات تحقیق



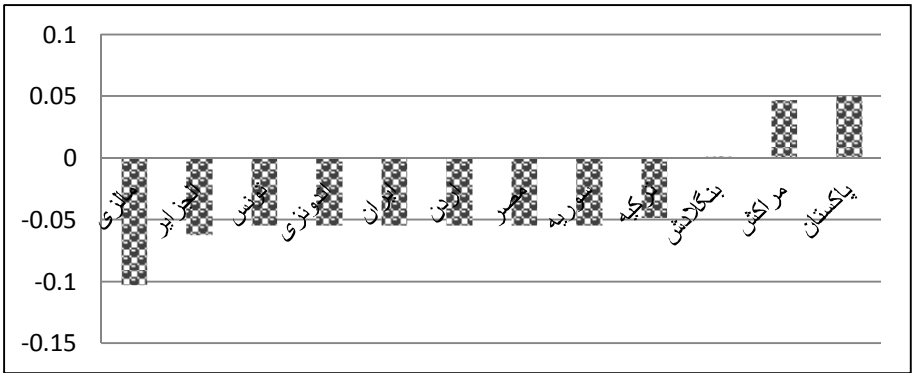
نمودار(٤) موجودی منابع مولد کشورهای منتخب در سال ۲۰۰۷

منبع: محاسبات تحقیق

جدول(۳) توزیع درآمد کشورها و نرخ رشد آن در دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۲

ID	2002	2003	2004	2005	2006	2007	نرخ رشد
الجزایر	1.708498	1.72323	1.601428	1.46377	1.463523	1.239328	-0.06219
بنگلادش	1.416011	1.265624	1.09712	1.916662	1.564418	1.429054	0.001835
مصر	1.708427	1.628069	1.545856	1.462288	1.377574	1.291788	-0.05437
اندونزی	1.708343	1.734029	1.75875	1.782603	1.540772	1.291681	-0.05438
ایران	1.708326	1.623364	1.538106	1.452669	1.36717	1.291671	-0.05438
اردن	1.708362	1.627243	1.545701	1.468155	1.381364	1.291709	-0.05438
مراکش	1.356882	1.306617	1.256047	1.204856	1.15292	1.708333	0.047143
مالزی	1.856813	1.761422	1.666243	1.478449	1.284137	1.083333	-0.10216
پاکستان	1.291641	1.570417	1.489696	1.792738	1.722359	1.651004	0.050319
سوریه	1.708427	1.62897	1.538467	1.436025	1.365365	1.291788	-0.05437
ترکیه	1.735016	1.430944	1.398133	1.083333	1.281573	1.357265	-0.04792
تونس	1.708331	1.670097	1.582098	1.487615	1.388779	1.291667	-0.05438

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار(۵) نرخ رشد توزیع درآمد کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۲

منبع: محاسبات تحقیق

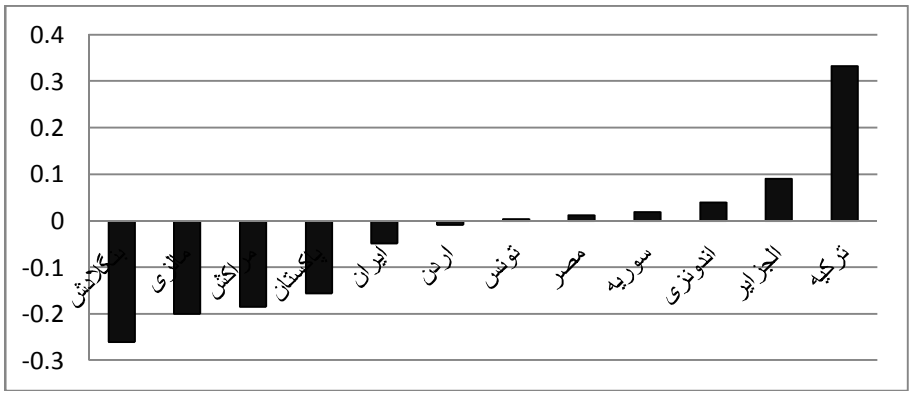
نمودار(٦) توزیع درآمد کشورهای منتخب در سال ۲۰۰۷

منبع: محاسبات تحقیق

جدول(٤) امنیت اقتصادی کشورها و نرخ رشد آن در دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۲

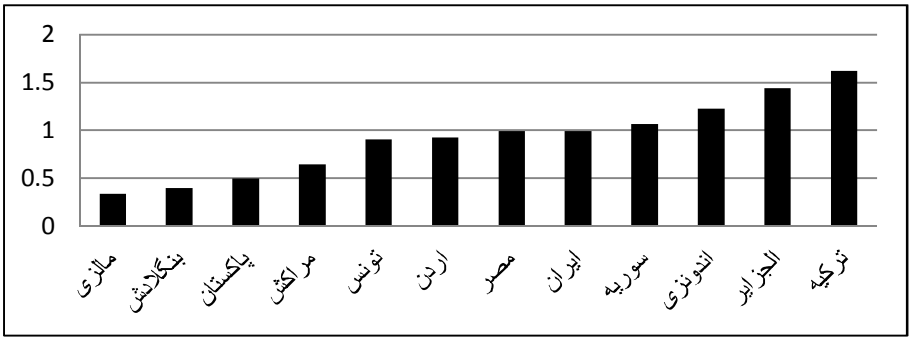
ES	2002	2003	2004	2005	2006	2007	نرخ رشد
الجزایر	0.933956	0.656454	0.135641	0.582797	0.917378	1.439203	0.090333
بنگلادش	1.793627	1.147077	1.011689	0.732955	0.543045	0.395837	-0.26081
مصر	0.938917	1.11651	1.198984	1.090889	1.224947	0.994587	0.011587
اندونزی	1.011988	0.945194	1.12349	0.394101	0.715914	1.227355	0.039343
ایران	1.277291	0.879494	1.418971	1.053507	0.943631	0.994888	-0.04875
اردن	0.966397	0.750488	0.709584	1.525226	1.582442	0.922985	-0.00915
مراکش	1.800925	1.758541	0.818577	1.127068	1.087132	0.64687	-0.18518
مالزی	1.030601	0.940191	0.775953	0.331781	0.983561	0.336736	-0.20046
پاکستان	1.155967	1.048872	1.664203	1.687484	0.54561	0.496978	-0.15535
سوریه	0.971795	0.521348	0.738489	0.748133	0.969692	1.065502	0.018582
ترکیه	0.38656	1.157703	0.920801	1.18665	1.756042	1.623015	0.332359
تونس	0.889779	1.034574	0.854706	1.448029	1.139259	0.905467	0.003502

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار(۷) نرخ رشد امنیت اقتصادی کشورهای منتخب در دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۲

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار(۸) امنیت اقتصادی کشورهای منتخب در سال ۲۰۰۷

منبع: محاسبات تحقیق

جدول(۵)، مقایسه متغیرهای موجود در مدل اوزبرگ، مدل ارائه شده در این مطالعه و مدل حسینی و جعفری‌صمیمی برای شاخص IEWB

مدل اوزبرگ و شارپ برای اندازه‌گیری شاخص رفاه اقتصادی	مدل ارائه شده در این مطالعه برای اندازه‌گیری شاخص رفاه اقتصادی برای کشورهای منتخب	مدل حسینی برای اندازه‌گیری شاخص رفاه اقتصادی در ایران
$CF = \alpha_1\{[C(HS) + UP + G + WT - RE].(LE)\}$ C: مصرف سرانه شخصی واقعی. HS: شاخص متوسط اندازه خانوار نسبت به سال پایه و کشور. UP: ارزش واقعی نیروی کار سرانه که پرداختی برای آن ها صورت نمی‌گیرد. G: پرداخت سرانه دولت بدون در نظر گرفتن بدهی‌ها. WT: ارزش واقعی سرانه تغییرات در مدت زمان کار RE: ارزش سرانه پرداخت‌های جبرانی. LE: شاخص امید به زندگی نسبت به سال پایه و کشور.	$CF = \alpha_1[(C + G + WT - RE)(LE)]$ C: مخارج مصرفی نهایی خانوار (ثابت دلار ۲۰۰۰) G: مخارج مصرفی نهایی عمومی دولت (ثابت دلار ۲۰۰۰) WT: ارزش واقعی سرانه تغییرات در مدت زمان کار RE: ارزش واقعی سرانه مخارج جبرانی(جبران خدمات کارکنان، ارزش واقعی سرانه تولید یک ساعت) LE: امید به زندگی در زمان تولد نسبت به سال و کشور پایه	$CF = \alpha_1[C + G]$ C: مصرف سرانه شخصی واقعی. G: مصرف سرانه دولت.
$WS = \alpha_2[K + RD + HC + NR + NR - D - ED]$ K: موجودی سرمایه سرانه. RD: موجودی سرانه واقعی تحقیق و توسعه. HC: موجودی سرانه واقعی سرمایه انسانی. NR: موجودی سرانه واقعی دارایی منابع طبیعی. D: بدهی خارجی خالص سرانه واقعی. ED: هزینه اجتماعی سرانه واقعی تحلیل طبیعت.	$WS = \alpha_2[K + RD + HC + NR + FDI - ED]$ K: سرمایه ثابت ناخالص واقعی سرانه(مصرف سرانه سرمایه ثابت) RD: مخارج تحقیق و توسعه واقعی سرانه HC: موجودی سرمایه انسانی واقعی سرانه NR: موجودی ثروت منابع طبیعی واقعی سرانه FDI: سرانه واقعی خالص جریان سرمایه گذاری مستقیم خارجی ED: سرانه هزینه اجتماعی واقعی فرسایش محیط زیست (آلودگی ناشی از انتشار گاز دی اکسید کربن) برای متغیر K از مصرف سرمایه ثابت که بیانگر ارزش سرمایه مصرفی در پروسه تولید است، استفاده می‌شود.	$WS = \alpha_2[K + RD - D - ED + FDI + HC]$ K: موجودی سرمایه سرانه. RD: موجودی تحقیق و توسعه سرانه. D: بدهی خارجی سرانه. ED: هزینه‌های محیط زیست. FDI: سرمایه‌گذاری خالص خارجی در داخل. HC: موجودی نیروی کار سرانه.
$ID = \alpha_3[\beta(LIM) + (1 - \beta)(Gini)]$ β: وزن نسبی است که از میانگین وزنی شدت فقر و ضریب جینی به دست می‌آید. LIM: شاخص Sen-Shorrocks-Thon برای سنجش میزان شدت فقر. Gini: ضریب جینی.	$ID = \alpha_3[\beta(PHR) + (1 - \beta)(Gini)]$ β: وزن نسبی است که از میانگین وزنی شدت فقر و ضریب جینی به دست می‌آید. PHR: نسبت فقر سرپرست خانوار در حداقل درآمد ۱/۲۵ دلار در روز Gini : ضریب جینی	$ID = \alpha_3[b(LIM) + (1 - b)G]$ β: وزن نسبی است که از میانگین وزنی شدت فقر و ضریب جینی به دست می‌آید. LIM: شاخص گرییر، توربوک و فاستر(G.T.F) برای سنجش میزان شدت فقر. G: شاخص عدم تعادل (ضریب جینی).

$ES = \alpha_4[a(UR) + b(ILL) + c(SPP) + d(Old)]$	$ES = \alpha_4[WWR + b(RHP) + c(PHR) + d(PHR)]$	$ES = \alpha_4[(c)U + (d)I + (e)S + (f)P]$
a : نسبت جمعیت ۱۵-۶۵ سال به کل جمعیت b:سهم جمعیتی که در معرض ریسک بیماری واقع‌اند که ۱۰۰٪ در نظر گرفته می‌شود، بدین معنی که ۱۰۰٪ افراد یک جامعه در معرض خطر بیماری‌اند. c: نرخ طلاق d: نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به کل جمعیت UR: نرخ اشتغال * سهم منافع بیمه بیکاری* نسبت دریافت‌های میانگین هفتگی. ILL: مخارج شخصی کل روی مراقبت‌های پزشکی / درآمد قابل تصرف کل. SPP: نرخ طلاق * شدت فقر برای خانوارها با سرپرستی خانم مجرد. Old: شدت فقر برای خانوارهای با سرپرستی مسن‌ها.	b:سهم جمعیتی که در معرض ریسک بیماری واقع‌اند که ۱۰۰٪ در نظر گرفته می‌شود، بدین معنی که ۱۰۰٪ افراد یک جامعه در معرض خطر بیماری‌اند. c: نسبت زنان بیکار به کل جمعیت. d: نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به کل جمعیت. WWR: عبارتست از جبران خدمات و دستمزد هفتگی سرانه شاغلین که از نسبت جبران خدمات و دستمزد سرانه شاغلین به ۵۲ هفته کار در سال به دست می‌آید. این متغیر، نسبت جمعیت ۱۵-۶۵ سال به کل جمعیت را نیز در بر می‌گیرد و نشان دهنده ریسک بیکاری است. RHP: نشان‌دهنده سهم مخارج شخصی کل برای سلامتی در درآمد قابل تصرف است که ریسک امنیت اقتصادی در مقابل بیماری را نشان می‌دهد و از نسبت مخارج شخصی کل برای سلامتی به درآمد قابل تصرف به دست می‌آید.	c : نسبت جمعیت ۱۵-۶۵ سال به کل جمعیت d:سهم جمعیتی که در معرض ریسک بیماری واقع‌اند که ۱۰۰٪ در نظر گرفته می‌شود، بدین معنی که ۱۰۰٪ افراد یک جامعه در معرض خطر بیماری‌اند. e: نرخ طلاق f: درصد تغییرات تورمی. U: اطمینان از ریسک بیکاری. I: ریسک اطمینان مالی در مقابل بیماری. S: ریسک فقر خانوار. P: ریسک تورم.

منبع: ستون اول از مقاله رامز(۲۰۰۵)[1]، ستون دوم از مطالعه حاضر و ستون سوم از مقاله حسینی و جعفری‌صمیمی(۲۰۰۹)[2]

1. Rahmes (2005)
2. Hosseini and Samimi (2009)

ریسک نرخ ارز و صادرات غیرنفتی در ایران

The Exchange Rate Risk and Non-Oil Export in Iran

مهدی نوری [*]، حامد نویدی [**]

Mahdi Nouri [*], Hamed Navidi [**]

دریافت: ۱۳۹۱/۷/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۲۸

Received: 10/Oct/2012 Accepted: 17/Jan/2013

چکیده:

در ایران گسترش صادرات غیرنفتی و رهایی از اقتصاد تک محصولی به عنوان راهکاری برای توسعه‌ی اقتصادی کشور شناخته شده است؛ از این رو بررسی عوامل موثر بر این متغیر اقتصادی ضرورت می‌یابد. از جمله عوامل موثر بر صادرات می‌توان به نرخ ارز و ریسک ناشی از نوسانات غیرمنتظره‌ی آن اشاره کرد. بر این اساس، هدف این پژوهش بررسی تاثیر ریسک نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران است. در این مطالعه با استفاده از داده‌های غیرجمعی مربوط به سیزده کشور طرف تجاری ایران در طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳٦٤ و همچنین کاربرد رهیافت داده‌های پنل به بررسی این موضوع پرداخته شده است. علاوه بر این، به منظور افزایش دقت مطالعه از هفت معیار متفاوت جهت سنجش نوسانات نرخ ارز استفاده شده و نتایج هر یک در مدل‌های کوتاه‌مدت، مورد مقایسه قرار گرفته است. نتایج این مطالعه حاکی از این است که ریسک نرخ ارز در کوتاه‌مدت دارای تاثیری مثبت و معنی‌دار بر صادرات غیرنفتی در ایران است. این نتیجه را می‌توان به ماهیت مثبت نوسانات نرخ ارز در ایران نسبت داد به طوری که این امر باعث تغییر انتظارات کارگزاران اقتصادی به خصوص صادرکنندگان در رابطه با بهبود هرچند اندک روند کلی نرخ ارز واقعی در آینده می‌گردد.

کلمات کلیدی: صادرات، ریسک نرخ ارز، داده‌های پنل، DOLS.

طبقه‌بندی JEL: C23، F10، F31.

* دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تهران

Email: M.Nouri.7@gmail.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

Email: Navidi_hamed@yahoo.com

Abstract:

Expanding non-oil export to get rid of one-product economy has been known as a solution for economic development in Iran. Hence, it is necessary to study factors affecting this economic variable. The exchange rate and risk associated with its unexpected volatilities can be noted as the factors affecting export. On this basis, this research aims to investigate the effect of real exchange rate risk on Iran's non-oil export. To do this, the disaggregate data belonging to 13 Iran's trading partners over the period of 1985-2010 was used. The panel data approach was also utilized in the analysis process. Furthermore, to more accurate investigate of this subject, 7 alternative criteria were used to assess the volatility of real exchange rate. The results indicated that the exchange rate risk has a positive and significant effect on Iran's non-oil export in the short-run. This result could be attributed to the positive nature of exchange rate volatility in Iran so that this matter could change the expectations of economic agents, especially exporters, to improve the general trend of real exchange rate.

Keywords: Export, Exchange Rate Risk, Panel Data, DOLS.

JEL: C23, F10, F31.

* Ph.D. Student in Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.

Email: M.Nouri.7@gmail.com

** MSc. Student in Agricultural Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Email: Navidi_hamed@yahoo.com

۱. مقدمه

تجارت خارجی اهمیت ویژه‌ای برای کشورهای جهان دارد، به‌طوری که اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک از آن به مثابه موتور رشد اقتصادی نام می‌برند. تجارت خارجی می‌تواند نیاز به صنعتی شدن، دانش و تجربه لازم برای توسعه اقتصادی را فراهم آورد و ابزارهای دسترسی به آن را در اختیار کشورها قرار دهد (قره‌باغیان، ۱۳۷۳: صص۷۲۳-۷۲۲). در رابطه با ایران، تجارت خارجی با صادرات نفت پیوند خورده به‌طوری که مشکلات ناشی از اقتصاد تک محصولی و اتکای بیش از حد به درآمدهای نفتی موجب شده است تا اقتصاد کشور به شدت تحت تاثیر عوامل موثر بر درآمدهای نفتی قرار گیرد. از این رو در حال حاضر یکی از مهمترین راهکارهای توسعه‌ی اقتصادی کشور، رهایی از اقتصاد تک محصولی و افزایش صادرات غیرنفتی است که در برنامه‌های توسعه‌ی اقتصادی نیز، توجه ویژه‌ای به آن شده است. حال با توجه به عدم ثبات درآمدهای ارزی حاصل از صدور نفت و همچنین اهمیتی که صادرات در رشد و توسعه اقتصادی کشور دارد، امروزه توجه به صادرات غیرنفتی در ایران و بررسی عوامل موثر بر آن اهمیت بیشتری یافته است.

از جمله عوامل موثر بر صادرات می‌توان به نرخ ارز و ریسک ناشی از نوسانات غیرمنتظره‌ی آن اشاره کرد. نوسانات نرخ ارز می‌تواند هم بر صادرات و هم بر واردات اثر گذاشته و میزان جریان‌های تجاری را تحت تاثیر قرار دهد (راسخی و همکاران، ۱۳۹۱: ص ۸۲). در رابطه با نوع اثرگذاری ریسک نرخ ارز بر تجارت و به‌طور خاص صادرات، چه در متون نظری و چه در متون تجربی اتفاق نظری وجود ندارد. در برخی از مطالعات، نوسانات نرخ ارز را عاملی می‌دانند که با ایجاد نااطمینانی در مورد قیمت کالاهای تجاری و میزان پرداخت‌ها بابت خرید و فروش آن کالاها در آینده، منجر به افزایش هزینه برای بازرگانان ریسک‌گریز شده و آن‌ها را به سمت کاهش تجارت خارجی سوق می‌دهد (هوپر و کولاگن[1]، ۱۹۷۸: ص۵۰۵). از طرف دیگر، بازرگانانی که تمایل به حداکثرسازی درآمد دارند، ممکن است به منظور اجتناب از کاهش درآمدی که به واسطه‌ی نوسانات نرخ ارز در آینده رخ می‌دهد، در حال حاضر به تجارت حجم بیشتری از کالاها بپردازند (بهمنی‌اسکوئی و هاروی[2]، ۲۰۱۱: صص۱۲۸-۱۲۷). علاوه بر این، بیان می‌شود که درجه ریسک‌گریزی بازرگانان نیز در تعیین میزان و نحوه‌ی اثر ریسک نرخ ارز بر تجارت اهمیت به‌سزایی دارد. بدین معنی که امکان دارد بر اساس ریسک‌گریزی و یا ریسک‌پذیری افراد، نوسانات نرخ ارز تاثیرات متفاوت و متضادی را بر تجارت خارجی کشورها داشته باشد (دی‌گراو[3]، ۱۹۸۸: ص٦٦). در مرور مباحث نظری و مطالعات تجربی نیز که توسط مک‌کنزی[4] (۱۹۹۹) و بهمنی اسکوئی و هگرتی[5] (۲۰۰۷) صورت پذیرفت، شواهد حاکی از این است که هر سه حالت کاهش، افزایش و عدم تغییر در حجم تجارت می‌تواند به عنوان نتیجه‌ای از افزایش ریسک نرخ ارز، مورد تایید قرار گیرد. به بیان دیگر، ریسک نرخ ارز بر تجارت دارای اثری متفاوت و در نتیجه مبهم است. بر اساس مطالب ذکر شده، می‌توان به این نکته پی‌برد که تجارت خارجی ایران نیز از این امر (تاثیرپذیری از نوسانات نرخ ارز) مستثنی نبوده و لذا بررسی نوع اثرگذاری ریسک نرخ ارز بر صادرات ایران جهت برنامه‌ریزی‌های کلان اقتصادی، ضرورت می‌یابد.

پس از فروپاشی نظام نرخ ارز ثابت در سال ۱۹۷۳ تاکنون، مطالعات متعددی در زمینه‌ی بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات صورت گرفته است (جداول ۱ و ۲). بر اساس مرور ادبیات صورت گرفته در این تحقیق، می‌توان به این نکته پی‌برد که در مطالعات مختلف، بر حسب تفاوت‌های موجود در عواملی همچون، نوع معیارهای سنجش نوسانات، نوع نرخ ارز، طول دوره مورد بررسی و تواتر آن، استفاده از داده‌های جمعی و غیرجمعی[6] و همچنین رهیافت برآورد مدل، نتایج متفاوت و متضادی در زمینه نوع تاثیرگذاری ریسک نرخ ارز بر صادرات حاصل شده است.

در بین مطالعات صورت گرفته پیرامون صادرات در ایران،

1. Hooper & Kohlhagen (1978)

2. Harvey (2011)
3. De Grauwe (1988)
4. McKenzie (1999)
5. Hegerty (2007)
6. Aggregate and disaggregate data

پـژوهش‌هـای مـانی و زیـرک (۱۳۸۳)، احسـانی و همکـاران (۱۳۸۸)، کازرونی و فشاری (۲۰۱۰)، حسـینی‌پـور و مقدسـی (۲۰۱۰) و جعفری‌صمیمی و همکاران (۲۰۱۲)، به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیر نفتی ایران تمرکز پیدا کـرده است. در تمامی این پژوهش‌ها از داده‌هـای جمعـی صـادرات ایران استفاده شده است و نتایج این مطالعات، به جز پـژوهش حسینی‌پور و مقدسی (۲۰۱۰)، حاکی از تاثیر منفـی نوسـانات نرخ ارز بر صادرات غیر نفتی ایران است.

جدول (۱): برخی مطالعات خارجی پیرامون تاثیر ریسک نرخ ارز بر صادرات

ردیف	نویسنده و سال مطالعه	دوره مورد بررسی*	روش	نوع اثر
۱	اختر و هیلتن[1] (۱۹۸٤)	Q۱۹۷٤-۱۹۸۱	OLS	منفی
۲	بایلی و همکاران[2] (۱۹۸۷)	Q۱۹۷۳-۱۹۸٤	OLS	متفاوت
۳	پری و اشتاینر[3] (۱۹۸۹)	A۱۹٦۰-۱۹۸۵	OLS	منفی
٤	اسری و پیل[4] (۱۹۹۱)	Q۱۹۷۲-۱۹۸۷	هم‌انباشتگی و تصحیح خطا	عموماً مثبت
۵	گروبار[5] (۱۹۹۳)	A۱۹٦۳-۱۹۸۵	پنل OLS	منفی
٦	ارایز[6] (۱۹۹٦)	Q۱۹۷۳-۱۹۹۲	هم‌انباشتگی و تصحیح خطا	منفی
۷	مک‌کنزی و بروکس[7] (۱۹۹۷)	M۱۹۷۳-۱۹۹۲	OLS	مثبت
۸	مک‌کنزی (۱۹۹۸)	Q۱۹٦۹-۱۹۹۵	ARCH	عموماً مثبت
۹	ساکار و حسن[8] (۲۰۰۱)	Q۱۹۷۵-۱۹۹۳	هم‌انباشتگی و تصحیح خطا	منفی
۱۰	چو و همکاران[9] (۲۰۰۲)	A۱۹۷٤-۱۹۹۵	پنل OLS	منفی
۱۱	دویتا و ابوت[10] (۲۰۰٤)	M۱۹۹۳-۲۰۰۱	ARDL	متفاوت
۱۲	آووکاس و یوان[11] (۲۰۰٦)	A۱۹۷٦ -۲۰۰۰	پنل OLS	مثبت
۱۳	وونگ و تانگ[12] (۲۰۰۷)	Q۱۹۹۰-۲۰۰۱	ARDL	منفی
۱٤	بیرن و همکاران[13] (۲۰۰۸)	A۱۹۸۹-۲۰۰۱	پنل OLS	منفی
۱۵	ارایز و همکاران (۲۰۰۸)	Q۱۹۷۳-۲۰۰٤	هم‌انباشتگی و تصحیح خطا	منفی
۱٦	اوزتورک و کالیونسو[14] (۲۰۰۹)	Q۱۹۸۰-۲۰۰۵	هم‌انباشتگی و تصحیح خطا	عموما منفی
۱۷	چیت و همکاران[15] (۲۰۱۰)	Q۱۹۸۲-۲۰۰٦	هم‌انباشتگی پنل	منفی
۱۸	اردم و همکاران[16] (۲۰۱۰)	A۱۹۸۰-۲۰۰۵	هم‌انباشتگی پنل	منفی
۱۹	بهمنی‌اسکوئی و هاروی (۲۰۱۱)	A۱۹۷۱-۲۰۰٦	ARDL	متفاوت
۲۰	ورهین[17] (۲۰۱۲)	M۱۹۹۵-۲۰۱۰	ARDL	عموما منفی

*** A، Q و M به ترتیب بیانگر تواتر سالیانه، فصلی و ماهیانه داده‌های سری زمانی مورد استفاده است.**

1. Akhtar & Hilton (1984)
2. Bailey et al. (1987)
3. Peree & Steinherr (1989)
4. Asseery & Peel (1991)
5. Grobar (1993)
6. Arize (1996)
7. McKenzie & Brooks (1997)
8. Sukar & Hassan (2001)
9. Cho et al. (2002)
10. De Vita & Abbott (2004)
11. Awokuse & Yuan (2006)
12. Wong & Tang (2007)
13. Byrne et al. (2008)
14. Ozturk & Kalyoncu (2009)
15. Chit et al. (2010)
16. Erdem et al. (2010)
17. Verheyen (2012)

جدول (۲): برخی مطالعات پیرامون تاثیر ریسک نرخ ارز بر صادرات در ایران

ردیف	نویسنده و سال مطالعه	دوره مورد بررسی*	روش	نوع اثر
۱	هژبرکیانی و نیک‌اقبالی (۱۳۷۹)	۱۳٤٥-۱۳۷٦	OLS	منفی
۲	مانی و زیرک (۱۳۸۳)	۱۳۳۸-۱۳۷۹	ARDL	منفی
۳	کرمی و زیبایی (۱۳۸۷)	۱۳٥۰-۱۳۸۰	ARDL	متفاوت
٤	احسانی و همکاران (۱۳۸۸)	۱۳۳۸-۱۳۸۳	ARDL	منفی
٥	مرتضوی و همکاران (۱۳۹۰)	۱۳۳۸-۱۳۸٦	VECM	منفی
٦	اصغرپور و همکاران (۱۳۹۱)	۱۹۷٤-۲۰۰۷	FMOLS	منفی
۷	کازرونی و فشاری (۲۰۱۰)	۱۹۷۱-۲۰۰۷	VECM	منفی
۸	حسینی‌پور و مقدسی (۲۰۱۰)	۱۹۷۰-۲۰۰٦	ARDL	مثبت
۹	جعفری‌صمیمی و همکاران (۲۰۱۲)	۱۹۷۸-۲۰۰۸	VECM	منفی
۱۰	مولائی و همکاران (۲۰۱۲)	۱۹۸۰-۲۰۰۹	VECM	مثبت

*** تواتر داده‌های سری زمانی مورد استفاده در این مطالعات به صورت سالیانه است**

هدف مطالعه‌ی حاضر نیز، بررسی تاثیر ریسک نرخ ارز بر صادرات کالاهای غیرنفتی ایران به سیزده کشور طرف تجاری[۱] در طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹-۱۳٦٤ است. نوآوری‌های این پژوهش نسبت به سایر مطالعات داخلی عبارت است از؛ کاربرد داده‌های غیرجمعی مربوط به کشورهای طرف تجاری و رهیافت داده‌های پنل برای جلوگیری از اریب تجمیع[۲]، استفاده از هفت معیار سنجش نوسانات نرخ ارز به منظور افزایش دقت نتایج و استفاده از نرخ ارز دوطرفه برای هر کشور طرف تجاری. این پژوهش در چهار بخش مقدمه، مواد و روش‌ها، نتایج، و نتیجه‌گیری و بحث تنظیم شده است. در بخش بعدی (مواد و روش‌ها) به تشریح مدل و رهیافت برآورد روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت در این مطالعه، پرداخته خواهد شد.

۲. مواد و روش‌ها

مدل بلندمدتی که در این مطالعه در نظر گرفته شد به صورت رابطه (۱) است. از آنجا که به لحاظ نظری انتظار بر این است که در بلندمدت، بازرگانان صادرات خود را بر اساس سطح و روند نرخ ارز شکل دهند و نوسانات نرخ ارز تجارت کوتاه‌مدت آن‌ها را متاثر سازد، از این‌رو تاثیر سطح متغیر نرخ ارز واقعی در رابطه بلندمدت و اثر نوسانات آن بر صادرات در روابط کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار خواهد گرفت[۳].

$$lnEX_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ln\, Y_{it} + \alpha_2 ln\, REX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

در رابطه فوق i و t به ترتیب بیانگر کشور شریک تجاری و زمان است. همچنین توضیح متغیرهای موجود در مدل مذکور و منبع آمار و داده‌های مورد استفاده در ذیل آمده است:

- $ln\, EX$ صادرات واقعی ایران است که توسط لگاریتم طبیعی ارزش ریالی آن بیان می‌گردد. مقادیر جاری این متغیر، با استفاده از شاخص قیمت عمده فروشی کالاهای صادراتی نسبت به سال پایه ۱۳۸٤ تعدیل گردیده است. آمار و اطلاعات مربوط به ارزش اسمی صادرات و شاخص قیمت عمده فروشی کالاهای صادراتی به ترتیب از سالنامه‌های آماری گمرک جمهوری اسلامی ایران (سال‌های مختلف) و پایگاه آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است.
- $ln\, Y$ درآمد واقعی کشورهای طرف تجاری نیز بر اساس

۱. سیزده کشوری که به عنوان شرکای تجاری ایران در این مطالعه در نظر گرفته شده‌اند، عبارتند از؛ چین، آلمان، ایتالیا، فرانسه، کره جنوبی، انگلستان، برزیل، استرالیا، هند، ژاپن، سوئیس، ترکیه و امارات متحده عربی.

2. Aggregation bias

۳. از طرف دیگر از آنجا که متغیر نوسانات نرخ ارز عموماً I(0) و سایر متغیرها I(1) هستند، لذا قرار دادن همزمان آنها در مدل بلندمدت به لحاظ آماری صحیح به نظر نمی‌رسد، از این‌رو متغیر سطح نرخ ارز در مدل بلندمدت و متغیر نوسانات نرخ ارز در مدل‌های کوتاه‌مدت مورد استفاده قرار گرفته است (متاسفانه در بسیاری از مطالعات صورت گرفته پیرامون تاثیر نوسانات نرخ ارز بر تجارت خارجی، به این مهم توجه نشده است).

لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی (GDP) بیان می‌شود. مقادیر جاری این متغیر با استفاده از شاخص تعدیل کننده‌ی GDP، نسبت به سال پایه ۱۳۸٤ (۲۰۰۵)، تعدیل شده است. انتظار می‌رود که علامت ضریب برآوردی این متغیر (α_1) مثبت باشد، زیرا افزایش درآمد کشورهای طرف تجاری، به افزایش تقاضا برای کالاهای صادراتی ایران منجر خواهد شد. آمار و داده‌های مورد نیاز برای این متغیر از پایگاه آماری بانک جهانی (WDI) بدست آمده است.

- نرخ ارز واقعی دوطرفه[1] بین ریال ایران و پول رایج شرکای تجاری ($ln\,REX$)[2]، نیز بر اساس لگاریتم طبیعی مقادیر $(P_j^* \cdot E_j)/P$ بدست آمده است. در اینجا P_j^* شاخص قیمت مصرف کننده‌ی (CPI) کشور طرف تجاری و P نیز شاخص قیمت مصرف کننده در ایران است. E_j در رابطه‌ی مذکور، از نسبت نرخ ارز اسمی ایران به نرخ ارز اسمی کشور طرف تجاری بدست می‌آید. شایان ذکر است هر افزایشی در نرخ ارز واقعی دوطرفه، نشان‌دهنده‌ی کاهشی در ارزش ریال ایران است. انتظار بر این است که ضریب این متغیر (α_2) دارای علامت مثبت باشد و هر کاهش واقعی در ارزش پول ملی (افزایش نرخ ارز واقعی)، به افزایش صادرات منجر شود. آمار و اطلاعات مربوط به متغیر نرخ ارز اسمی ایران از پایگاه آماری بانک مرکزی ایران و داده‌های مربوط به سایر متغیرهای موجود در نرخ ارز واقعی دوطرفه، از پایگاه آماری بانک جهانی (WDI) بدست آمده است.

همچنین بر اساس مرور ادبیات تحقیق و بررسی برخی مطالعات همچون؛ بایلی و همکاران (۱۹۸۷: ص۲۳۳)، ترزبی و ترزبی[3] (۱۹۸۷: ص٤۹۱)، پری و اشتاینر (۱۹۸۹: ص۱۲٤۸)، اسری و پیل (۱۹۹۱: ص۱۷٤)، برودا و رومالیس[4] (۲۰۰٤:ص۱۵)، دویتا و ابوت (۲۰۰٤: ص٦۵) و ارایز و همکاران (۲۰۰۵: ص٦)، هشت معیار مختلف جهت برآورد متغیر نااطمینانی نرخ ارز ($REXU$) استخراج گردیده و از هفت مورد از آن‌ها برای ایجاد متغیر نوسانات نرخ ارز در این مطالعه استفاده شده است (جدول ۳). اثر متغیر نوسانات نرخ ارز (بدست آمده از این معیارها) بر صادرات ایران، در الگوهای کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار می‌گیرند و از آنجا که تاثیر ریسک نرخ ارز بر تجارت مبهم[5] است، از این رو ضریب برآوردی متغیر نوسانات نرخ ارز واقعی می‌تواند دارای علامت انتظاری منفی و یا مثبت باشد.

گام اول جهت بررسی و برآورد روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای تابع صادرات، بررسی مانایی متغیرهای موجود در این روابط است و برای این منظور از آزمون‌های ریشه واحد استفاده می‌شود. اولین آزمون مورد استفاده در این زمینه، آزمون ریشه واحد پنل لوین و همکاران[6] (۲۰۰۲) است که شامل تخمین مدل پنل ذیل می‌شود:

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \rho y_{it-1} + \sum_{j=1}^{k} \alpha_j \Delta y_{it-j} + \delta_i t + \theta_t + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

در اینجا Δ بیانگر تفاضل مرتبه اول متغیر مورد نظر، k بیانگر طول وقفه، μ_i و θ_t نیز به ترتیب نشان دهنده‌ی واحد اختصاصی اثرات ثابت و تصادفی هستند. بر این اساس، فرضیه صفر ($\rho = 0$) برای تمامی i ها در برابر فرضیه‌ی مقابل ($\rho < 0$) مورد آزمون قرار می‌گیرد. رد فرضیه‌ی صفر، وجود یک فرایند مانا را تصدیق می‌نماید. آزمون‌های دیگر مورد استفاده در این تحقیق به منظور بررسی مانایی متغیرها، عبارتند از آزمون‌های ریشه واحد پنل دیکی-فولر تعمیم یافته[7] فیشر[8] و فیلیپس-پرون[9] فیشر که ایده‌ی آن توسط مدلا و وو[10] (۱۹۹۹) چوی[11] (۲۰۰۱) ارائه شده است. فرض صفر در این دو آزمون نیز بر وجود ریشه واحد دلالت دارد و رد فرضیه صفر به معنی مانا بودن متغیر مورد نظر است.

1. Bilateral exchange rate

۲. از مزایای استفاده از نرخ ارز دوطرفه به جای سایر انواع نرخ ارز، لحاظ نمودن اختلافات موجود در قدرت پول داخلی نسبت به پول هر یک از شرکای تجاری در مدل است. این تفاوت‌ها می‌تواند بر میزان تقاضای هر کشور از کالاهای ایرانی تاثیرگذار بوده و لذا استفاده از این متغیر می‌تواند به افزایش دقت مطالعه کمک نماید.

3. Thursby & Thursby (1987)
4. Broda & Romalis (2004)
5. Ambiguous
6. Levin et al. (LLC)
7. Augmented Dickey Fuller (ADF)
8. Fisher
9. Phillips-Perron (PP)
10. Maddala & Wu (1999)
11. Choi (2011)

به منظور تحلیل وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای رابطه‌ی (۱)، باید آزمون هم‌انباشتگی پنل که توسط پدرونی[1] (۱۹۹۹) توسعه یافته، صورت گیرد. در آزمون هم‌انباشتگی پدرونی، نیاز است که معادله‌ی (۱) برای تمامی واحدهای مقطعی برآورد گردیده و سپس مدل رگرسیونی $\varepsilon_{it} = \emptyset_i \varepsilon_{it-1} + \sum_{k=1}^{k_i} \emptyset_{ik} \Delta\varepsilon_{it-k} + v_{it}$ تخمین زده شود. برای آزمودن فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی در برابر فرض وجود هم‌انباشتگی، پدرونی هفت آماره را معرفی کرده است، که در بخش نتایج به آن‌ها اشاره خواهد شد. پس از تایید وجود شرط همگرایی بین متغیرهای مدل، به برآورد مدل بلندمدت پرداخته می‌شود. برای بدست آوردن بردارهای هم‌انباشتگی بر اساس برآوردگر DOLS پنل، مدل زیر برآورد می‌گردد:

(۳)

$$lnEX_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} lnY_t + \beta_{2i} lnREX_t + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \alpha_{ik} \Delta lnY_t + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta lnREX_t + \varepsilon_{it}$$

در رابطه‌ی مذکور، $-K_i$ و K_i به ترتیب پیش‌برنده[2] و وقفه‌ها[3] ها[3] هستند. برآوردگر DOLS پنل، می‌تواند به صورت $\hat{\beta}^*_{GD} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \beta^*_{Di}$ بیان شود که در اینجا β^*_{Di}، از برآورد انفرادی معادله‌ی (۳) به روش OLS بدست می‌آید. آماره‌ی t مربوطه نیز به صورت $t_{\hat{\beta}^*_{GD}} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} t_{\hat{\beta}^*_{Di}}$ بیان می‌شود.

در مرحله‌ی آخر، به‌منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت بین متغیرها و همچنین بررسی تاثیر ریسک نرخ ارز بر صادرات، الگوی کوتاه‌مدت (ECM) زیر (رابطه‌ی ٤) برای هر یک از ۷ معیار سنجش نوسانات، به صورت جداگانه برآورد می‌گردد:

(٤)

$$\Delta lnEX_{it} = \delta_{1i} + \sum_{p=1}^{k} \delta_{2ip} \Delta lnY_{t-p} + \sum_{p=1}^{k} \delta_{3ip} \Delta lnREX_{t-p} + \varphi_i REXU_{it-1} + \theta_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + v_{it}$$

۳. نتایج

همانطور که در بخش قبلی نیز اشاره گردید، گام نخست در تحلیل‌های هم‌انباشتگی، بررسی مانایی و تعیین مرتبه‌ی انباشتگی متغیرهای موجود در الگوی مورد نظر است. از این‌رو ابتدا در این تحقیق با استفاده از سه آزمون LLC، ADF-Fisher و PP-Fisher به بررسی مانایی متغیرهای موجود در مدل‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت پرداخته شد (جدول ٤).

بر طبق نتایج جدول (٤) تمام متغیرهای مدل بلندمدت (صادرات واقعی، تولید ناخالص داخلی کشورهای طرف تجاری و نرخ ارز واقعی) در سطح مانا نبوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا شدند و بنابراین I(1) هستند. همچنین متغیرهای نوسانات نرخ ارز بدست آمده از هفت معیار مختلف در سطح مانا بوده و در نتیجه I(0) می‌باشند.

مرحله‌ی بعدی تحلیل، بررسی رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین متغیرهای موجود در مدل بلندمدت است. بدین منظور با استفاده از آزمون‌های مرسوم هم‌انباشتگی پنل به بررسی این موضوع پرداخته شد (جدول۵). بر طبق نتایج جدول مذکور می‌توان وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین متغیرهای تابع صادرات غیرنفتی ایران را تایید نمود. در این حالت می‌توان با اطمینان کافی از کاذب نبودن رگرسیون، به برآورد الگوی بلندمدت صادرات پرداخت.

نتایج برآورد تابع صادرات غیرنفتی ایران، در جدول (٦) گزارش شده است. بر طبق نتایج این جدول ملاحظه می‌شود که متغیرهای درآمد کشورهای طرف تجاری و نرخ ارز دوطرفه واقعی مطابق مباحث نظری دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات غیرنفتی ایران هستند. به‌طوری که با افزایش یک درصدی درآمد کشورهای طرف تجاری، صادرات واقعی ایران در حدود ۳ درصد افزایش می‌یابد. همچنین یک درصد افزایش در نرخ ارز واقعی ایران، به افزایشی ۰/۷۸ درصدی در صادرات غیرنفتی منجر خواهد شد.

1. Pedroni (1999)
2. Leads
3. Lags

جدول (۳): معیارهای سنجش نااطمینانی نرخ ارز

نام متغیر	شاخص	توضیحات
REXU1	$\left\|\frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}}\right\|$	مقدار مطلق درصد تغییرات نرخ ارز
REXU2	$\sqrt{\sum_{l=1}^{m}(x_{t-l} - \bar{x}_t)^2/m - 1}$	انحراف معیار (SD)؛ x_t برابر است با تفاضل مرتبه اول لگاریتم نرخ ارز (x_t=dlog e_t)
REXU3	$\sqrt{\left[\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}(e_{t+i-1} - e_{t+i-2})^2\right]}$	انحراف معیار میانگین متحرک نرخ ارز (MASD).
REXU4	$\frac{max\, e_{t-k}^{t} - min\, e_{t-k}^{t}}{min\, e_{t-k}^{t}} + \left[1 + \frac{\left\|e_t - e_t^p\right\|}{e^p}\right]^2$	مدل بلند مدت مقادیر حداکثر و حداقل نرخ ارز.
REXU5	ARIMA residuals	مجذور باقیمانده‌های بدست آمده از تخمین یک مدل ARIMA برای متغیر نرخ ارز.
REXU6	$ln\, e_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \varepsilon_t$	مجذور باقیمانده‌های بدست آمده از تخمین مدل روند.
REXU7	Hodrick Prescott filter	انحراف معیار سیکل‌های بدست آمده از فیلتر هدریک- پرسکات.
REXU8	ARCH *	ناهمسانی واریانس شرطی خود رگرسیونی.

* با توجه به اینکه بر اساس برآورد و آزمون صورت گرفته، اثر ARCH در رابطه با متغیر نرخ ارز واقعی مشاهده نگردید، از این‌رو در این مطالعه از معیار هشتم جهت برآورد نوسانات نرخ ارز استفاده نشده است.

جدول (٤): نتایج آزمون ریشه واحد پنل

متغیر	آماره LLC	آماره ADF-Fisher	آماره PP- Fisher	مرتبه انباشتگی
ln EX	-۰/٦۳۸۷ (۰/۲٦۱۵)	۲٦/۰۸٤۵ (۰/٤۵۸۵)	۲۵/۷٦٤۷ (۰/٤۷٦۱)	I(1)
ln Y	-۰/۵۵۷۹ (۰/۲۸۸۵)	۳٤/۵۳۵۸ (۰/۱۲۲۱)	٦۲/۷۷۳۵*** (۰/۰۰۰۱)	I(1)
ln REX	٤/۷۸۲۳ (۱/۰۰۰۰)	٦/٤۷۲۳ (۱/۰۰۰۰)	٦/۹٤۸۷ (۰/۹۹۹۹)	I(1)
Δln EX	-۱۹/۰۵۹۱*** (۰/۰۰۰۰)	۲٤۱/۸۱۳*** (۰/۰۰۰۰)	۲۵۱/۲۱۹*** (۰/۰۰۰۰)	I(0)
Δln Y	-۱۰/۳۱۳۹*** (۰/۰۰۰۰)	۱۲۷/۸۵۰*** (۰/۰۰۰۰)	۱۳۲/٦۱۱*** (۰/۰۰۰۰)	I(0)
Δln REX	-۱۵/۳۵۲۹*** (۰/۰۰۰۰)	۲۰٦/۲٦٤*** (۰/۰۰۰۰)	۱۸۸/۹۹۵*** (۰/۰۰۰۰)	I(0)
REXU1	-۱۰/۸۹۹۹*** (۰/۰۰۰۰)	۱٤۳/۰۰۸*** (۰/۰۰۰۰)	۱۵۳/٦۵٦*** (۰/۰۰۰۰)	I(0)
REXU2	-۳/٤۳۳۷*** (۰/۰۰۰۳)	۳٤/۰٦۹۳ (۰/۱۳۳۳)	۳۷/۵۵۲۵* (۰/۰٦٦٦)	I(0)
REXU3	-۳/۹۷۹۹*** (۰/۰۰۰۰)	٤۲/٦۳۸۱** (۰/۰۲۱۱)	٤٤/٤۵۲۰** (۰/۰۱۳۵)	I(0)
REXU4	-۸/۵۸۰۵*** (۰/۰۰۰۰)	۱۱۱/٦۸۹*** (۰/۰۰۰۰)	۱۱۳/۷۲۷*** (۰/۰۰۰۰)	I(0)
REXU5	-۹/۲۵۵۱*** (۰/۰۰۰۰)	۱۳٤/۱٤۳*** (۰/۰۰۰۰)	۱۷۷/٦۳۲*** (۰/۰۰۰۰)	I(0)

متغیر	آماره LLC	آماره ADF-Fisher	آماره PP- Fisher	مرتبه انباشتگی
REXU6	-۸/۷۷۵۷*** (۰/۰۰۰۰)	۱۱۷/۹۹٦*** (۰/۰۰۰۰)	۱۳۹/۱۵۱*** (۰/۰۰۰۰)	I(0)
REXU7	-۳/۷٦۲۵*** (۰/۰۰۰۱)	۳٦/۹٤۰* (۰/۰۷۵۷)	۳۹/۲۸۷** (۰/۰٤۵۸)	I(0)

توجه: علامت Δ قبل از نماد متغیر، بیانگر تفاضل مرتبه اول متغیر مورد نظر و مقادیر داخل پرانتز p-value آماره مورد نظر است.

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵): نتایج آزمون هم‌انباشتگی پنل

آزمون	آماره محاسباتی	P-value
Panel v- statistic	۲/۹۹۷۸***	۰/۰۰۱٤
Panel rho- statistic	-۳/۵٤۸۹***	۰/۰۰۰۲
Panel PP-statistic	-۵/۱٦۳٤***	۰/۰۰۰۰
Panel ADF- statistic	-۳/۱۹۲۷***	۰/۰۰۰۷
Group rho- statistic	-۱/۷۰٤۸**	۰/۰٤٤۱
Group PP- statistic (non-parametric)	-٤/۵۹٦٦***	۰/۰۰۰۰
Group ADF-statistic (non-parametric)	-۲/۸۱٤٤***	۰/۰۰۲٤

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (٦): نتایج تخمین رابطه بلندمدت

متغیر	ln Y	ln REX	C
ضریب	۲/۹۹۸۰*** (۳۳/۵۳۵۰)	۰/۷۷۷۱*** (٤/۲۲۰۲)	-۵/۹۷۹۲ (-۳/۲۷۱۳)

توجه: مقادیر داخل پرانتز آماره t پارامتر برآوردی است.

*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۷): نتایج تخمین روابط کوتاه مدت بر اساس معیارهای مختلف سنجش نوسانات

متغیر	۱	۲	۳	٤	۵	٦	۷
REXU	۰/۸٤۰۰*** (۲/۹۸۵٤)	۰/۵۲۰۹ (۰/۵۰٦۸)	۰/۰۰۰۱*** (۳/۸۹۰۲)	۰/۱۳۵۵ (۱/٦٤۸٦)	۲/۳۹۵۵*** (۲/۹٦۳۲)	۰/٦۷۲۳ (۰/۷۳۳۰)	۰/۰۰۰۲*** (۵/٦٤٦۵)
EC_{t-1}	-۰/۳۸۲۵*** (-۸/۵۸۸۰)	-۰/٤۸۱۷*** (-۱۱/۱٦۳۲)	-۰/۳۹۸۵*** (-۸/۸۲۵۲)	-۰/۳۷۹۲*** (-۸/٤۰۰۰)	-۰/۳۷۸۳*** (-۸/۵۱۸٤)	-۰/۳۷٦۰*** (-۸/۳۲۸۸)	-۰/٤٦۱۳*** (-۱٤/۵۱٦٦)

توجه: مقادیر داخل پرانتز، آماره‌ی t مربوط به پارامترهای برآوردی است.

*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در بخش پایانی نیز به بررسی تاثیر ریسک نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران در مدل‌های کوتاه‌مدت پرداخته شده است. بدین صورت که هفت متغیر نوسانات نرخ ارز، هر کدام به صورت جداگانه در مدل‌های تصحیح خطا (ECM) لحاظ شده و ضرایب مربوط به هر یک برآورد گردید (جدول ۷). نتایج برآورد این مدل‌ها حاکی از این است که بر اساس معیارهای ۲، ٤ و ٦ علیرغم اینکه ضریب متغیر نوسانات نرخ ارز مثبت است ولی این متغیر تاثیر معنی‌داری بر صادرات غیر نفتی ایران در کوتاه‌مدت ندارد. همچنین بر اساس معیارهای ۱، ۳، ۵ و ۷ می‌توان دریافت که نوسانات نرخ ارز تاثیری مثبت و معنی‌دار بر صادرات ایران دارد[1]. بنابراین، تاثیر مثبت و معنی‌دار ریسک نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران در اکثر روابط مورد تایید قرار می‌گیرد. این نتیجه را می‌توان به ماهیت مثبت نوسانات نرخ ارز در ایران نسبت داد به طوریکه این امر باعث تغییر انتظارات کارگزاران اقتصادی به خصوص صادرکنندگان در جهت بهبود هرچند اندک روند کلی نرخ ارز واقعی می‌گردد. به بیان دیگر نوسانات نرخ ارز واقعی شامل نوسانات ناشی از نرخ ارز اسمی، نوسانات شاخص قیمت مصرف‌کننده شریک تجاری و نوسانات شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی خواهد بود. با توجه به اینکه نوسانات نرخ ارز اسمی عامل مسلط در تعیین نوسانات نرخ ارز واقعی است و شوک‌های موجود در این متغیر اکثراً از نوع مثبت است، لذا می‌توان بیان داشت که ماهیت نوسانات نرخ ارز واقعی در کشور نیز به طور کلی مثبت خواهد بود[2]. در این شرایط شوک‌های مثبت رابطه مستقیمی با صادرات خواهد داشت[3]. علاوه بر این، ضریب تصحیح خطا (EC_{t-1}) در مدل‌های کوتاه‌مدت در حدود ۰/٤ بوده و دارای علامتی منفی و معنی‌دار در سطح یک درصد است. این موضوع نشان می‌دهد که در هر دوره عدم تعادل‌های موجود در روابط کوتاه‌مدت به تدریج تصحیح شده و به بردار بلندمدت نزدیک می‌گردند.

٤. نتیجه‌گیری و بحث

با توجه به اهمیت صادرات غیرنفتی به دلیل نقشی که در رشد اقتصادی و تامین نیازهای ارزی کشور دارد و همچنین اهمیت نرخ ارز و نوسانات آن در تجارت خارجی، این پژوهش به بررسی تاثیر ریسک نرخ ارز، بر صادرات غیرنفتی ایران پرداخته است. در این مطالعه با استفاده از هفت معیار مختلف سنجش نااطمینانی نرخ ارز و بهره‌گیری از داده‌های غیرجمعی تجارت و نیز رهیافت هم‌انباشتگی پنل، به بررسی و مقایسه‌ی نوع اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی پرداخته شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی بلندمدت در این مطالعه حاکی از تاثیر مثبت و معنی‌دار دو متغیر درآمد کشورهای طرف تجاری و نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران است. همچنین از بررسی و مقایسه‌ی نتایج الگوهای کوتاه‌مدت، این نتیجه حاصل شد که به طور کلی ریسک نرخ ارز دارای تاثیری مثبت و معنی‌دار بر صادرت غیرنفتی ایران است. این موضوع را شاید بتوان به ماهیت شوک‌های وارد شده بر نرخ ارز در طی زمان نسبت داد. از آنجا که اغلب شوک‌های وارده بر نرخ ارز در ایران از نوع مثبت است، لذا این موضوع می‌تواند انتظارات صادرکنندگان را به این سمت سوق دهد، که روند کلی نرخ ارز واقعی ایران در آینده بهبود خواهد یافت. در نتیجه این امر آن‌ها را به افزایش صادرات ترغیب می‌نماید. علاوه بر این در مدل کوتاه‌مدت، ضریب تصحیح خطا دارای

---

۱. با توجه به مدل‌سازی خاص روش ARCH در برآورد ریسک نرخ ارز، این امکان وجود دارد که اثر این متغیر متفاوت از اثر سایر معیارهای سنجش نوسانات نرخ ارز باشد. به طوری که در برخی از مطالعات داخلی که از این معیار استفاده شده‌است اثر منفی بر صادرات بدست آمده‌است. همانطور که پیش‌تر نیز بیان شد، به دلیل عدم وجود اثرات ARCH در نرخ ارز امکان برآورد این معیار در این مطالعه امکان‌پذیر نبود.

۲. در رابطه با روند نرخ ارز واقعی در ایران، این نکته قابل ذکر است که نیرویی که باعث کاهش این متغیر در طی زمان می‌گردد از جانب شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی است، چراکه نیروی رو به بالای نرخ ارز اسمی و شاخص قیمت مصرف‌کننده خارجی به مراتب کمتر از متغیر مذکور است. اما شوک‌های بوجود آمده در نرخ ارز واقعی را می‌توان به شوک‌های موجود در نرخ ارز اسمی نسبت داد؛ چرا که شاخص قیمت مصرف کننده داخلی و خارجی روندی صعودی داشته، اما میزان شوک‌های بوجود آمده در آن‌ها کمتر از شوک‌های نرخ ارز اسمی است.

۳. در این شرایط که ماهیت نوسانات نرخ ارز مثبت است و همچنین تاثیر مثبتی که بر صادرات دارد، شاید استفاده از واژه ریسک برای نوسانات نرخ ارز مناسب نباشد، چراکه این واژه دارای بار معنایی منفی است. اما از آنجا که در ادبیات موضوع، استفاده از این واژه مرسوم است، لذا در مطالعه حاضر نیز این واژه به کارگرفته شده‌است.

علامت منفی و معنی‌داری در سطح یک درصد است، که این موضوع نشان‌دهنده‌ی تعدیل انحرافات کوتاه‌مدت به سمت مقادیر تعادلی در طی زمان است.

منابع:

Akhtar, M.A. and Spence-Hilton, R. (1984), "Effects of Exchange Rate Uncertainty on German and U.S. Trade", Quarterly Review, 12, 7-16.

Arize, A.C. (1996), "Real Exchange-Rate Volatility and Trade Flows: The Experience of Eight European Economies". International Review of Economics and Finance, 5(2), 187-205.

Arize, A.C., Osang, T., Slottje, D.J. (2000). "Exchange Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from thirteen LDC's". Journal of Business & Economic Statistics, vol. 18, NO. 1, 10-17.

Arize, A.C., Osang, T. and Slottje, D.J. (2008), "Exchange-Rate Volatility in Latin America and its Impact on Foreign Trade". International Review of Economics and Finance, 17, 33-44.

Asgharpour, H., Mohammadpour, S., Rezazadeh, A. and Jahangiri, Kh. (2012), "The Effect of Exchange Rate Volatility on Agricultural Export", Journal of Agricultural Economics Researches, 15, 121-137.

Asseery, A. and Peel, D.A. (1991), "The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Estimates", Economic Letters, 37, 173-177.

Awokuse, T.O. and Yuan, Y. (2006), "The Impact of Exchange Rate Volatility on U.S. Poultry Exports", Agribusiness, 22(2), 233-245.

Bahmani-Oskooee, M. and Harvey, H. (2011), "Exchange Rate Volatility and Industry Trade Between the U.S. and Malaysia", Research in International Business and Finance, 25, 127-155.

Bahmani-Oskooee, M. and Hegerty, S.W. (2007), "Exchange Rate Volatility and Trade Flows: a Review Article", Journal of Economic Studies, 34(3), 211-255.

Bahmani-Oskooee, M. and Hegerty, S.W. (2008), "Exchange Rate Risk and U.S.-Japan Trade: Evidence from Industry Level Data", Journal of The Japanese and International Economies, 22, 518-534.

Bailey, M.J., Tavlas, G.S. and Ulan, M. (1987), "The Impact of Exchange Rate Volatility on Export Growth: Some of the Theoretical Considerations and Empirical Results", Journal of Policy Modeling, 9(1), 5-59.

Broda, C. and Romalis, J. (2004), "Identifying the Relationship between Trade and Exchange Rate Volatility". Mimeo, FRBNY, Chicago GCB and NBER. IFM Conference NBER. http://www.nber.org/confer/2004/ifms04/broda.pdf.

Byrne, J.P., Darby, J. and McDonald, R. (2008), "US Trade and Exchange Rate Volatility: A Real Sectoral Bilateral Analysis", Journal of Macroeconomics, 30, 238-259.

Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2012), "Economic Time Series Database", www.tsd.cbi.ir

Chit, M.M., Rizov, R. and Willenbockel, D. (2010), "Exchange Rate Volatility and Exports: New Empirical Evidence from the Emerging East Asian Economies", The World Economy, 14, 239- 262.

Cho, G., Sheldon, I.M. and McCorriston, S. (2002), "Exchange Rate Uncertainty and Agricultural Trade", American Journal of Agricultural Economics, 84, 931- 942.

Choi, I. (2001), "Unit Root Tests for Panel Data", Journal of International Money and Finance, 20, 249-272.

De Grauwe, P. (1988), "Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade", International Monetary Fund, 35(1), 63-84.

De Vita, G. and Abbott, A. (2004), "The Impact of Exchange Rate Volatility on UK Exports to EU Countries", Scottish Journal of Political Economy, 51(1), 62- 81.

Ehsani, M.A., Khanalipour, A. and Abbasi,

J. (2009), "Exchange Rate Volatility and Non-oil Exports in Iranain Economy", Journal of Humanities and Social Sciences, 32, 13-34.

Erdem, E., Nazlioglu, S. and Erdem, C. (2010), "Exchange Rate Uncertainty and Agricultural Trade: Panel Cointegration Analysis for Turkey", Agricultural Economics, 41, 537-543.

Gharabaghian, M. (1994), "Economic Growth and Development", Ney Publication. 2th Edition.Tehran.

Grobar, L.M. (1993), "The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on LDCs Manufactured Exports", Journal of Development Economics, 41, 367-376.

Hooper, P. and Kohlhagen, S.W. (1978), "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade", Journal of International Economics, 8, pp. 483-511.

Hosseini Pour, M.R. and Moghaddasi, R. (2010), "Exchange Rate Volatility and Iranian Export", World Applied Sciences Journal, 9(5), pp. 499-508.

Hozhabrkiani, K. and Nikeghbali, S. (2000), "Study of Exchange Rate Disequilibrium Effect on Export Supply of Agricultural Products", Journal of Economic Research, 56, pp. 39-56.

Jafari Samimi, A., Heydarizadeh, N. and Madadi, M. (2012), "Exchange Rate Uncertainty and Non-Oil Exports: The Case of Iran", Middle-East Journal of Scientific Research, 11(2), pp.162-166.

Karami, A. and Zibaei, M. (2008), "The Effects of Exchange Rate Volatility on Agricultural Crops Export to Various Countries", The Economic Research, 3, pp. 59-71.

Kazerooni, A. and Feshari, M. (2010), "The Impact of the Real Exchange Rate Volatility on Non-Oil Exports: The case of Iran", International Economic Studies, 36(1), pp.9-18.

Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C.S.J. (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", Journal of Economics, 108, pp. 1-24.

Maddala, G.S. and Wu, S. (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61, pp. 631-652.

Mani, M.A. and Zirak, M. (2004), "The Effects of Exchange Rate Uncertainty on Non-Oil Export of Iran (over the period of 1959-2000)", Peyke Noor Journal, 8, pp.16-27.

McKenzie, M.D. (1998), "The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows", Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 8, pp. 21-38.

McKenzie, M.D. (1999), "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade", Journal of Economic Surveys, 13(1), pp. 71-106.

McKenzie, M.D. and Brooks, R.D. (1997), "The Impact of Exchange Rate Volatility on German-US Trade Flows", Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 7, pp. 73-87.

Molaei, I., Molaei, D., Yari, R. and Maleki, H. (2012), "Effect of Exchange Rate Volatility on Turkey-Iran Bilateral Trade", Journal of Basic and Applied Scientific Research, 2(3), pp. 2411-2414.

Mortazavi, S.A., Zamani, O., Nouri, M. and Nader, H. (2011), "Investigation of Effect of Exchange Rate Volatility on IRAN's Pistachio Export", Journal of Economics and Agricultural Development, 25, pp. 347-354.

Ozturk, I. and Kalyoncu, H. (2009), "Exchange Rate Volatility and Trade: An Empirical Investigation from Cross-Country Comparison", African Development Review, 21(3), pp. 499-513.

Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61, pp. 653-670.

Peree, E. and Steinherr, A. (1989), "Exchange Rate Uncertainty and Foreign Trade", European Economic Review, 33, pp. 1241-1264.

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

Sukar, A.H. and Hassan, S. (2001), "US Exports and Time-Varying Volatility of Real Exchange Rate", Global Finance Journal, 12, pp. 109-119.

Thursby, J.G. and Thursby, M.C. (1987), "Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis, and Exchange Risk", The Review of Economics and Statistics, 69(3), pp. 488-495.

Verheyen, F. (2012), "Bilateral Exports from Euro Zone Countries to the US- Does Exchange Rate Variability Play a Role?", International Review of Economics and Finance, 24, pp. 97-108.

Wong, K.N. and Tang, T.C. (2007), "The Effect of Exchange Rate Variability on Malaysia's Disaggregated Electrical Exports", Journal of Economic Studies, 35(2), pp. 154-169.

World Bank (2012), "World Development Indicators", www.data.worldbank.org.

بررسی اثرات رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح اشتغال در ایران (مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL)

Survey of Foreign Direct Investment Growth on Employment in Iran (ARDL Approach)

مهدی فدائی *، شایسته کاظمی **

دریافت: ۱۳۹۱/٦/٤ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۲۱

چکیده:

یکی از راه‌های ایجاد اشتغال، بالا بردن ظرفیت‌های شغلی در یک جامعه از طریق تشکیل سرمایه‌های جدید است. هدف از انجام تحقیق حاضر، تحلیل اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح اشتغال کشور می‌باشد. بر این اساس از داده‌های آماری دورهٔ ۱۳۸۹-۱۳٤۹ استفاده شده است تا رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال را در یک چارچوب نظری و تجربی اقتصادی در دوره اشاره شده مورد مطالعه و بررسی قرار دهد. همچنین با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرهای موجود برآورد و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هر دو دوره کوتاه‌مدت(۰/۱۲۸٦) و بلندمدت (۰/۱۲٦۱) به طور مستقیم و معنی‌داری برسطح اشتغال تأثیرگذار بوده، به طوری که جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فرایند ایجاد اشتغال را بهبود بخشیده است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) بدست آمده در این مدل، نشان می‌دهد که در هر دوره ۱۰/۲ درصد از عدم تعادل در اشتغال تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک شده است. آزمون‌های ثبات ساختاری CUSUM و CUSUMSQ نیز نشان می‌دهد که ضرایب تخمین در طول دوره مورد مطالعه با ثبات هستند.

کلمات کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اشتغال، رشد اقتصادی، مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL.

طبقه‌بندی JEL: E24, F43, J64, P33.

* عضو هیأت علمی گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور

Email: Fadaeemahdi@gmail.com

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان

Email: Mrs71832003@yahoo.com

Mahdi Fadaee, Shayesteh Kazemi***

Received: 25/Aug/2012 Accepted: 10/Jan/2013

Abstract:

One of the ways to create jobs is increasing the capacities of jobs through new investments. The aim of this research is to analyze the effects of foreign direct investment (FDI) on job creation in Iran. Thus, 1970-2010 statistical data have been used to survey the relationship between foreign direct investment and employment in a theoretical and experimental frame. By specifying an econometric model, the relations between the variables have been estimated by ARDL model. The results of research show that, foreign direct investment directly and meaningfully influences the economic growth to the extent that it improves the process of job creation opportunities in short run (0.1286) and long run (0.1261). Error correction coefficient (ECM) obtained in this model shows that in each period 10/2 percent of inequelibrium will justify and close to the long run imbalances. CUSUM and CUSUMSQ structural stability tests show that the estimated coefficients are stable over the period.

Keywords: Forign Direct Investment (FDI), Economic Growth, Employment, ARDL Model.

JEL: E24, F43, J64, P33.

* Faculty Member in Economics of Payeme Noor University, Iran.

Email: Fadaeemahdi@gmail.com

** M.A. in Economics, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran.

Email: Mrs71832003@yahoo.com

۱- مقدمه

با توجه به شرایط کنونی جمعیتی و اقتصادی ایران که در آن مسألهٔ بیکاری از جمله مشکلات حاد کشور محسوب می‌شود، و حتی با توجه به نتایج بحران ۲۰۰۸ کشورهای غربی در سالهای آتی انتظار موج‌های جدیدی از بیکاری وجود دارد (بی‌نیاز،۱۳۹۰: ص۵۹۱)، اجرای اقداماتی جهت تسریع رشد اقتصادی و افزایش ظرفیتهای تولیدی که منجر به ایجاد فرصتهای شغلی جدید و نتیجتاً کاهش بیکاری گردد، ضروری به نظر می‌رسد. از طرف دیگر، توجه به سرمایهٔ انسانی و تلقی انسان به منزلهٔ عامل اصلی و هدف توسعه یکی از مهمترین اصول اقتصاد توسعه در جهان امروز به شمار می‌رود. اما نکتهٔ قابل‌توجه این است که انسانها در صورتی به سرمایهٔ انسانی تبدیل خواهند شد که جامعه آموزشهای لازم، انگیزه کافی و سرمایه‌گذاریهای زیر ساختی مورد نیاز را فراهم کند تا زمینهٔ اشتغال فراهم گردد. بدین ترتیب، سرمایه‌گذاری خارجی به عنوان یکی از بخشهای مهم تأمین کنندهٔ منابع خارجی و مکمل منابع داخلی نقش مؤثری را در ظرفیت سازی تولیدی و ایجاد سرمایه فیزیکی، بهره‌وری سرمایهٔ انسانی و برقراری پیوند و ارتباط با اقتصاد بین‌المللی از طریق توسعهٔ بازارهای صادراتی، بهبودتراز پرداخت‌ها و پیشرفت در زمینه‌های تحقیق و توسعهٔ کشور میزبان ایفا می‌نماید.

از انواع سرمایه‌گذاری های خارجی می توان به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[1] (FDI) اشاره کرد که در آن سرمایه‌گذار خارجی با حضور فیزیکی در محل سرمایه‌گذاری (کشور میزبان) مسؤولیت مالی، کنترل و ادارهٔ واحد را مستقیماً به عهده می‌گیرد. با انجام سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید کشور میزبان افزایش می‌یابد و همچنین مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری داخلی نیز در آن کشور رشد پیدا کرده و موازنهٔ پرداخت‌ها بهبود می‌یابد (سیدنورانی،۱۳۷۳: ص۳۷). روند صعودی جذب FDI به کشورهای در حال توسعه در دههٔ ۹۰ و همزمان عملکرد خوب کشورهای در حال توسعه از لحاظ رشد اقتصادی به خصوص در کشورهایی نظیر چین، مالزی، کره، آرژانتین، پاکستان، اندونزی و... باعث شد که از سوی بعضی اقتصاددانان این طور عنوان شود که یکی از دلایل رشد اقتصادی، ورود FDI و افزایش آن در این کشورها بوده است (نظیفی،۱۳۷٤: ص۸۳). در نتیجهٔ تحقیقات صورت گرفته، مشخص شده است که عملیات شرکتهای فرا ملیتی و FDI می‌تواند بر رشد و توسعهٔ اقتصادی، اجتماعی و سیاسی و انتقال تکنولوژی در کشورهای میزبان به اشکال مختلف و در ابعاد گوناگون تأثیرگذار باشد، به گونه‌ای که این مسأله از نظر دولت‌های میزبان اهمیت زیادی دارد (مطیعی، ۱۳۹۰: ص ٤٥-٤٣). سیاست اشتغال‌زایی از طریق جریان ورودی FDI در کانون سیاست‌گزاری بخش خارجی اقتصادها قرار گرفته، به طوری که از آن به عنوان اهرم ایجاد فرصت‌های جدید شغلی یاد می‌کنند. تأثیرگذاری متغیر سرمایه‌گذاری خارجی بر توسعه ظرفیت‌های تولیدی و انگیزش تشکیل سرمایه در داخل کشور میزبان از بار مثبتی برخوردار است (همان،ص۸۵). لذا ضرورت شناخت اثرات FDI بر متغیرهای کلان اقتصادی خصوصاً اثرات اشتغال‌زائی آن، جهت اتخاذ تصمیمات آگاهانه و کاهش هزینه‌ها و افزایش منافع ناشی از عملیات فرا ملیتی ضروری به نظر می‌رسد.

در این مقاله تلاش می‌شود در چارچوب یک الگوی نظری– تجربی اقتصادی به تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در ایران پرداخته شود، تا بتوان به این سؤال پاسخ داد که جذب سرمایه‌گذاری خارجی از لحاظ انتقال تکنولوژی و ایجاد فرصت‌های شغلی در رشد و توسعه اقتصادی تا چه میزان تاثیرگذار است. بخش دوم این مقاله به ادبیات نظری اشتغال و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداخته و تجربیات سایر کشورها را در این خصوص مورد ارزیابی قرار می‌دهد. سپس یک چارچوب نظری و عملی در بخش سوم پی‌ریزی شده تا رابطه ارگانیک بین FDI، اشتغال و سایر متغیرها را شناسایی کند. بخش چهارم نیز به تخمین مدل و تحلیل نتایج بدست آمده اشاره داشته و در نهایت در بخش پنجم به نتیجه گیری و ارائه پیشنهادی کاربردی پرداخته است.

۲- ادبیات نظری تحقیق

امروزه بسیاری از کشورها به خصوص کشورهای در حال

1. Foreign Direct Investment (FDI)

توسعه تلاش می‌کنند تا با اتخاذ سیاست‌های اقتصادی مناسب، و از طریق سرمایه‌گذاری های داخلی و خارجی، زمینه افزایش سطح اشتغال و ایجاد رشد مستمر پایدار را فراهم کنند. چنین کشورهایی ابتدا از طریق پیگیری سیاستهای اشتغال و هماهنگ شده با سایر سیاست‌های اقتصادی، سرمایه‌گذاری داخلی را تشویق کرده و با اعطای امتیازات ویژه به پروژه‌های مهم صنعتی و تجاری حتی درصدد ایجاد فضایی مناسب برای جذب سرمایه‌گذاری خارجی نیز می‌باشند. این در حالی است که استفاده از امکانات سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی از طریق بکارگیری بهینهٔ منابع تولید از مهمترین عوامل دستیابی به پیشرفت اقتصاد داخلی و بین‌المللی است.

انواع سرمایه‌گذاری های خارجی، چه به صورت جریان ورودی سرمایه‌گذاری خارجی و چه به صورت جریان خروجی سرمایه‌گذاری خارجی، اثرات متعددی را بر اقتصاد کشورها بر جای می‌گذارد. این نوع سرمایه‌گذاری‌ها عمدتاً اثرات چشمگیری را در راستای ایجاد شغل‌های جدید روی سطح عمومی اشتغال داخلی به وجود می‌آورند و منجر به توزیع منطقه‌ای اشتغال جدید، تحول در سطح دستمزدها، توزیع درآمد و انتقال مهارت‌های محلی نیز می‌شوند. علاوه بر این، فرایند مذکور اثرات غیرمستقیم نیز در برخواهد داشت. تحرک نیروی آموزش دیده از بنگاه‌های خارجی به بخش‌های مختلف میزبان و ایجاد انگیزش در بهبود بهره‌وری ناشی از این نوع اثرات و استقرار پایدار FDI در اقتصاد محلی اغلب منجر به تغییرات اجتماعی می‌گردد. تحرک نیروی کار در ارتباط با بخش‌های داخلی نیز فرهنگ حرفه‌ای را انتقال می‌دهد که در آن حتی تجربه‌های جدید مدیریتی و تغییر در ساختارهای نهادی نیز ایجاد می‌گردد که علاوه بر این متضمن بهبود بهره‌وری و ظهور فرصت‌های جدید شغلی می‌گردد (میرزا، ۱۹۹۸: ص۶۸)[1]. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی FDI نه تنها به عنوان یک مولد اشتغال جدید از اهمیت خاصی برخوردار است، بلکه عاملی در جهت تغییر ساختار اشتغال نیز می‌باشد، به گونه‌ای که رشد پایدار اشتغال را به ویژه برای کشورهای در حال توسعه به ارمغان می‌آورد. به خصوص وقتی که هدف ایجاد تنوع محصول در FDI نیز مد نظر قرار گیرد (میکویچ و بل، ۲۰۰۰: ص۳۸)[2]. تنوع در FDI به ورود پروژه‌های سرمایه‌گذاری خارجی افقی به کشور میزبان می‌انجامد که در این حالت، موقعیت‌های ایجاد شده ابتدا منجر به بهبود شرایط توزیع استراتژی فروش می‌شود؛ سپس در زمانی طولانی‌تر دارایی‌های واقعی شکل می‌گیرند و تداوم در جریان اشتغال و جذب منابع خارجی منجر به شکل‌گیری FDI عمودی خواهد شد که در آن بازارهای صادراتی برای کشور میزبان گسترش یافته و فرصت‌های شغلی جدیدی را مجدداً فراهم می‌سازد. در این وضعیت FDI بیشتر جنبه صادراتی می‌یابد و باعث ایجاد تنوع و یکپارچگی در تولید و توزیع می‌شود (لانکس و ونابلز، ۱۹۹۷: ص ۱۱)[3]. جذب FDI در این شرایط، رشد نسبی با ثباتی را برای بازارهای داخلی ایجاد می‌کند (هونیا، ۱۹۹۸: ص۶۶)[4].

در مرحله اول FDI در کشورهای میزبان، بر بازارهای داخلی تاثیر گذاشته و اثرات آن در این بخش متمرکز می‌شود. این فرایند از طریق سرمایه‌گذاری هدفمند، عمدتاً در بخش بازرگانی و خدمات و کالاهای مصرفی، و در بازارهای محلی شکل می‌گیرد. اگر چه بی ثباتی نهادی و نامطمئن بازار و مخاطرات شغلی در گامهای اولیه امکان ظهور می‌یابند، اما آنها مانع عمده‌ای را برای جذب FDI در کشورهای میزبان (به ویژه کشورهای در حال توسعه) بوجود نمی‌آورند. با این حال باید بین مزایای کسب شده و نااطمینانی و ریسک اقتصادی توازن برقرار گردد؛ در غیر این صورت، عدم جذب تکنولوژی، سطح پایین سرمایه انسانی، ضعف ساختارهای نهادی، مدیریت ناکارا و مهارت‌های اندک بازاریابی باعث می‌شود تا تأثیرگذاری FDI بر سطح کل اشتغال کاملاً بی‌اهمیت شکل یابد. در مرحله دوم، شرایط برای عملیات FDI گسترش می‌یابد. مزیت‌های هزینه عامل[5] با توانایی مهارتی ترکیب می‌شود تا موقعیت مناسب را برای توسعه بازار داخلی فراهم سازد و این بدون شک بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار خارجی به

1. Mirza (1998)

2. Mickiewicz and Bell (2000)
3. Lankes and Venables (1997)
4. Hunya (1998)
5. Factor Cost Advantages

نفع بازار داخلی تاثیرگذار است. در این حالت علاوه بر افزایش پروژه‌های سرمایه‌گذاری، افق زمانی آن‌ها توسعه می‌یابد به طوری که بر ارتقاء سطح اشتغال و انتقال بیشتر تکنولوژی اثر می‌گذارد. این اثر خود منجر به تنوع مهارت در ساختار بازار داخلی نیز می‌شود. در مرحله سوم، اثرات ایجاد شده ناشی از جریان سرمایه‌گذاریهای خارجی بر بازار کار، نسبت به مرحله قبلی قویتر است؛ زیرا سرمایه‌گذاران خارجی، بکار گیری عوامل را بر اساس مزیت‌های اقتصاد میزبان شکل می‌دهند. جریان ورود تکنولوژی از غرب[1]، باعث ایجاد همکاری بیشتر با بنگاههای مادر[2]شده، دسترسی بیشتری را به شبکه بازارهای جهانی فراهم کرده و بهره‌وری صنعت داخلی را نیز افزایش می‌دهند (میکویچ و همکاران، ۲۰۰۰: ص٤٠)[3].

در تداوم سرمایه‌گذاری، زنجیره FDI در سرمایه‌گذاری‌های استراتژیک مثل انرژی و ارتباطات و سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر صادرات کامل می‌شود. گسترش FDI و ایجاد تنوع ساختار مهارتی، سهم آن را در اشتغال افزایش می‌دهد و در شرایطی که بنگاههای داخلی پیشنهاد دستمزدهای بالاتر را برای نیروی کار ماهر می‌دهند، اختلاف سطح دستمزدها کاهش می‌یابد. این اثر متعادل کننده منجر به تحرک نیروی کار به سمت بنگاه‌های داخلی و ایجاد اثرات سرریز متنوع می‌گردد. در عمل، این چارچوب بر محور رابطه بین FDI و اشتغال کشور، صنعت و یا یک بنگاه قرار دارد که در فرایند مرحله‌گذار اقتصادی نیز واقع می‌شود. هر چه انواع بیشتری از FDI وارد اقتصاد شود، سطوح دستمزدهای مربوطه بین بنگاههای داخلی و خارجی و همچنین ساختار مهارت نیروی کار استخدام شده توسط بنگاه خارجی تغییر می‌یابد، که این می‌تواند عکس‌العمل‌های رقابتی را حتی در بین بنگاه‌های داخلی به دنبال داشته باشد. بنابراین هر چه کشورهای در حال توسعه در جذب منابع خارجی موفق‌تر باشند، از تنوع بیشتری در FDI نیز برخوردار خواهند شد، به طوری که انواع سرمایه‌گذاریها با فراهم نمودن سرریزهای تکنولوژی، انتقال مهارتها، تحریک دستمزدها و ایجاد رقابت زمینه‌های رشد اشتغال را فراهم می‌سازند (کاظمی،۱۳۸۲: ص۱۲).

۳ – مروری بر مطالعات انجام شده

سرمایه‌گذاری خارجی اثرات متعدد و متفاوتی را بر سطح اشتغال و توسعهٔ نیروی انسانی می‌گذارد؛ به طوریکه تاثیر افزایش سرمایه‌گذاری خارجی بر نرخ رشد دارای ابعاد متفاوتی است و بررسی این ابعاد جهت روشن شدن عملکرد سرمایه‌گذاری خارجی در هر کشوری حائز اهمیت بوده و با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری خارجی می تواند زمینهٔ رشد اشتغال و بهبود سرمایه انسانی را فراهم نماید، توجه به این مساله، ابعاد آن و مطالعات و تجربیات کشورهای مختلف ضروری است. در این قسمت به بررسی مطالعات انجام شده در این زمینه پرداخته، ادبیات علمی و نظری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال تبین می‌گردد.

گیونهامو[4] (۲۰۰۹) طی یک آزمون تجربی به بررسی حقوق دارائی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در زیمبابوه در سال‌های ۱۹٦٤ الی ۲۰۰۵ و با تاکید بر عوامل درون سازمانی همچون کارائی سیستم قانونی پرداخته و نتایج این متغیرها را بر شاخص‌های رشد و اشتغال بررسی نموده است. نتیجه مطالعه وی نشانگر رابطه مستقیم و معنادار بین متغیرهای مذکور است.

میکویچ و همکاران[5] (۲۰۰۰) نقش FDI در ایجاد و توسعهٔ اشتغال را در کنار سایر عوامل ایجاد کنندهٔ اشتغال در چهار کشور اروپائی منتخب ارزیابی و بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که باوجود تفاوت زیاد در توزیع بخشی اشتغال FDI در کشورهای مورد بررسی رابطهٔ بسیار نزدیک و معناداری با جریان ورود FDI سرانه داشته است.

باجیو و سایمون[6] (۱۹۹٤) در مطالعه خود تحت عنوان تحلیل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اسپانیا، موضوع سرمایه‌گذاری خارجی را از جنبه‌های مختلف از جمله تأثیرگذاری آن بر متغیرهای اقتصادی و همچنین عوامل مؤثر بر جذب این گونه سرمایه‌گذاری‌ها، مورد بررسی قرارداده‌اند، آنها برای شرکت‌های چند ملیتی یک مدل سرمایه‌گذاری

1. Inflow of Western Technology
2. Parent Firms
3. Mickiewicz et al. (2000)
4. Gwenhamo, Farayi (2009)
5. Mickiewicz et al. (2000)
6. Bajio and Simon (1994)

خارجی معرفی کرده و همچنین برای عرضهٔ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور میزبان تابعی طراحی کردند و در اسپانیا با استفاده از داده‌های سالهای ۸۹-۱۹٦٤ رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و چند متغیر کلان از جمله، تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم، سطح محدودیت‌های تجاری و موجودی سرمایهٔ دورهٔ قبل، را مورد بررسی قرار دادند و در این راستا به این نتیجه رسیدند که تولید ناخالص داخلی واقعی و موجودی سرمایهٔ دورهٔ قبل رابطهٔ مثبت معنی‌داری با FDI داشته همچنین سطح محدودیتهای تجاری و نرخ تورم بر جذب این سرمایه‌ها تأثیر منفی داشته است.

کلاسنس(۱۹۹۳)[1] در مطالعه‌ی خود برای تعدادی از کشورهای در حال توسعه شکل‌های جایگزین تأمین مالی خارجی از جمله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را مورد بررسی قرار داده و از آنجائیکه در کشورهای در حال توسعه برای اجرای طرحهای عمرانی معمولاً با کمبود سرمایهٔ داخلی و خارجی مواجهند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به عنوان یکی از راههای تأمین مالی معرفی کرده است.

شهرستانی (۱۹۸٤)[2] تأثیرات رفاهی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را در دو کشور آمریکا وکانادا مورد بررسی قرار داد، که این آثار شامل، اثرات سرمایه‌گذاری داخلی، مصرف، موازنهٔ پرداخت‌ها، و اشتغال بوده؛ و با این فرض که FDI باعث افزایش تقاضای کل و اشتغال نیروی کار ماهر می‌شود، با استفاده از اطلاعات مربوط به سال های ۱۹۸۰-۱۹۵۰، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را در کشورهای آمریکا و کانادا مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه نشان داده که FDI اثر مثبتی بر اقتصاد کشور کانادا داشته و به همین دلیل پیشنهاد جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شده است.

آذربایجانی و همکاران (۱۳۸۸) در مقاله خود تحت عنوان بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت بر رشد اقتصادی کشور ایران پرداخته و از یک تابع تولید کل تعمیم یافته مدل رشد[3] (APF) استفاده نموده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تنها در کوتاه مدت بر رشد اثرگذار است که این اثر، منفی می باشد. همچنین متغیر تجارت هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت اثر معنادار و مثبتی را برروی رشد اقتصادی ایران داشته است. متغیرهای سرمایه و نیروی کار نیز عواملی بسیار مهم برای رشد اقتصادی کوتاه مدت و بلندمدت ایران به شمار می‌آیند.

نصابیان (۱۳۸۵) در مطالعه خود تحت عنوان نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال ایران با استفاده از روش داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال نیروی کار به صورت کلی در دورهٔ مورد مطالعه معنی دار نیست اما تأثیر این پدیده بر اشتغال نیروی کار ماهر در بخش خدمات مثبت و تأثیر آن بر اشتغال نیروی کار ماهر در بخش صنعت منفی می‌باشد.

هژبر کیانی و سبزی (۱۳۸۵) در مطالعه خود با عنوان تخمین تابع عرضه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اولاً رابطهٔ تعادلی بلندمدت برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وجود ندارد و فقط رابطه کوتاه مدت برقرار می‌باشد، ثانیاً سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با وقفه، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز واقعی و سرمایه انسانی رابطهٔ مستقیم و با سایر متغیرهای مورد بررسی مانند نرخ تورم، مالیات بر شرکتها و نرخ تعرفه، رابطه‌ی معکوس دارد.

نجارزاده و ملکی (۱۳۸٤) تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده اند که نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب از جمله ایران بوده است؛ ضمن این که در این تحقیق مشخص شده است که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد، تحت تأثیر سرمایه

1. Classens (1993)
2. Shahrestani (1984)
3. Aggregate Production Function

انسانی قرار دارد.

جعفری‌هرندی (۱۳۷۹) در مطالعه‌ی خود تحت عنوان صادرات غیرنفتی و اشتغال، به صادرات غیرنفتی به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر روی اشتغال اشاره کرده، با این فرضیه که با وجود سهم کوچک در آمدهای ارزی صادرات غیر نفتی از کل درآمدهای ارزی کشور، تغییرات این متغیر تأثیر معنی‌داری روی افزایش اشتغال دارد و جهت اثبات این فرضیه، با توجه به ساختار اقتصاد ایران از یک مدل که شامل سیستم معادلات همزمان است، استفاده کرده است و نهایتاً با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای ضرایب معادلات مورد نظر برآورد گردیده‌اند و نتایج بدست آمده از برآورد مدل، بر وجود رابطهٔ مثبت و معنی دار بین صادرات غیر نفتی و اشتغال دلالت دارد.

کازرونی (۱۳۷۹) در مطالعهٔ خود تحت عنوان آثار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و موانع بازدارندهٔ آن در ایران به این نتیجه رسیده که صادرات صنعتی تابعی از میزان مشارکت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است و همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با ایجاد واحدهای تولیدی بزرگ سبب افزایش اشتغال خواهد شد. از طرفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر معنی‌داری روی فعالیت تحقیق و توسعه نداشته است. از طرف دیگر، او به این مسأله نیز اشاره می‌کند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمدتاً به امنیت سرمایه‌گذاری و مشکلات برون سازمانی از قبیل بروکراسی اداری، فقدان زیر بناهای اقتصادی و قوانین کار حساسیت دارد.

سیدنورانی (۱۳۷۳) با استفاده از داده‌های مربوط به سال‌های ٥٤-۱۳٤۲ برای هر یک از متغیرهای تحت مطالعه‌ی خود مدل خاصی معرفی کرده است و با روش حداقل مربعات معمولی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر برخی متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسید که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر مصرف خصوصی تأثیر مثبت داشته و لذا ورود این سرمایه‌ها می توانند سطح رفاه اقتصادی را بالا ببرند، همچنین سرمایهٔ خارجی بر صادرات اثری مثبت و بر واردات اثری منفی دارد، از طرفی اثر سرمایه‌های خارجی بر نقدینگی مثبت بوده است.

آقازاده (۱۳۷۷) در مطالعه‌ی خود تحت عنوان نقش سرمایه‌گذاری خارجی در رشد اقتصادی و مطالعهٔ تطبیقی ایران با کشورهای منتخب به این نتیجه رسیده است که دسترسی به سرمایه خارجی باعث افزایش سرمایه‌گذاران خارجی شده و همچنین در صورتی که از سرمایه‌های خارجی برای فعالیت‌های مولد استفاده شود، تولید و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و ضمناً به این نکته نیز اشاره کرده است که اثر بخشی سرمایه‌های خارجی بستگی به سیاستگزاری کشورهای میزبان خواهد داشت.

سلیمیان (۱۳۷٦) در پایان نامهٔ خود به بررسی قدرت اشتغال‌زایی بخش‌های صنایع صادراتی و مقایسهٔ آن با بخش‌های صنایع جانشین واردات ایران با استفاده از الگوها و روش‌های برنامه‌ریزی اقتصادی در سال ۱۳۷۳ پرداخته و سپس با استفاده از آمار و ارقام رسمی منتشر شده توسط بانک مرکزی و سازمان برنامه و بودجه تأثیر افزایش یک میلیارد ریال تقاضاهای نهایی بر روی اشتغال ایجاد شده در بخش‌های صنایع فوق به صورت مستقیم و غیر مستقیم را مورد مطالعه قرار داده است.

نظیفی (۱۳۷٤) در پایان‌نامهٔ خود تحت عنوان اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد کشورهای در حال توسعه بعد از ارائهٔ تعاریف به این نکته اشاره دارد که اگر هدف جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است باید دو مسأله قبل از ورود این سرمایه‌ها به کشور مشخص شود. اول : تمرکز استراتژیهای توسعه و سیاستهای کلان اقتصادی و دوم چگونگی تجهیز منابع داخلی جهت انجام FDI، و در پایان هم به این نتیجه رسیده که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری داخلی و سرمایهٔ انسانی رابطهٔ مستقیم داشته است.

٤- متدولوژی و تصریح مدل

مطالعهٔ حاضر رویکرد مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL) را برای بررسی همجمعی متغیرها به کار گرفته است. بیشتر مطالعات اخیر بر این نکته اشاره دارند که رویکرد ARDL برای بررسی همجمعی بر دیگر روش‌های

1. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

مرسوم همچون روش انگـل و گرینجـر برتـری دارد. یکـی از دلایل برتر دانستن رویکرد ARDL این اسـت کـه ایـن روش صرف نظر از این که متغیرهای موجود در مـدل I(۰) یـا I (۱) هستند، قابل کاربرد است؛ دلیل دیگـر ایـن کـه ایـن روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارآیی نسبتا بیشتری در مقایسه با روشـهای دیگـر دارد، بنـابراین در ایـن مطالعـه از ایـن روش استفاده شده است. باید توجه داشت که تکنیـک ARDL را در صورت وجود سری‌های زمانی I (۲) در مدل نمی‌توان به کار برد. مدل خود توضـیح بـا وقفـه‌هـای گسـترده (ARDL) بـه صورت زیر می‌باشد :

(۱)

$$\alpha(L,P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,P)x_{it} + \lambda w_t + \varepsilon_t$$

جایی که:

$$\alpha(L,P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \ldots\ldots - \alpha_P L^P$$
$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{io} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \ldots\ldots + \beta_{iqi}L^{qi}$$
$$i = 1,2,\ldots\ldots,K$$

در معادله فوق y_t متغیر وابسته، α جزء ثابت، L عملگرد وقفـه (ماننـد $Ly_t = y_{t-1}$) و w_t بـردار (I.S) از متغیرهـای قطعـی، نظیر عبارت عرض از مبدا، روندهای زمانی یا متغیرهای بـرون زا با وقفه‌های ثابت می باشد. در معادله فوق، ضرایب بلندمدت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Pi = \frac{\lambda(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,\ldots,\hat{q}_k)}{1-\hat{\alpha}_1-\hat{\alpha}_2-\cdots-\hat{\alpha}_p}$$

کـه در رابطـه فـوق $\lambda(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,\ldots,\hat{q}_k)$، تخمـین‌هـای OLSبرای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر p را در معادله (۱) برای مدل ARDL انتخـابی معرفـی مـی‌کنـد. مـدل تصـحیح خطـا (ECM) مـرتبط بـا $ARDL(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,\ldots,\hat{q}_k)$ بـا نوشـتن معادله(۱) بر حسب سطوح وقفه داده شده و تفاضل مرتبه اول متغیرهای y_t،$x_{1t},x_{2t},\ldots,x_{kt}$ و w_t به دست می‌آید:

(۲)

$$\Delta y_t = \Delta\alpha_0 - \alpha(1,\hat{p})ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\beta_{i0}\Delta x_{it} + \lambda\Delta wt-j=1p-1\alpha0j\Delta yt-j-i=1kj=1q-1\beta ij\Delta xi,t-j+\varepsilon t$$

ECM، مدل تصحیح خطا[1] است و بـه صـورت زیـر تعریـف می‌شود:

$$ECM_t = y_t - \alpha - \sum\hat{\beta}_i x_{it} - \hat{\lambda}w_t \qquad (۳)$$

در معادله فوق، x_t برداری k بعدی از متغیرهای حرکـت[2] و ε_t بردار جزء خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس‌کواریانس ثابت می‌باشد.وجود یک عبارت تصحیح خطا در میان تعـدادی از متغیرهای همجمع شده، دلالت بر این دارد کـه تغییـرات در متغیر وابسته تابعی از سطوح غیر تعـادلی در رابطـه همجمعـی (معرفی شده بـه وسـیله ECM) و نیـز تـابعی از تغییـرات در متغیرهای توضیحی دیگر است و نشان می‌دهد که هر انحـراف از تعادل بلندمدت، منجر به تغییرات در متغیر وابسته به منظـور حرکت به سمت تعادل بلندمدت خواهد شد (مسیح و مسـیح، ۲۰۰۲)[3].

رویکرد ARDL شـامل دو مرحلـه بـرای تخمـین روابـط بلندمدت است. مرحله اول، بررسی وجود رابطه بلندمدت میان تمامی متغیرهای موجـود در معادلـه مـی‌باشـد. مـدل ARDL تعداد (P+1) رگرسیون را به منظور به دست آوردن طول وقفه بهینه برای هر متغیر، برآورد می‌کند (P ماکزیمم تعداد وقفه‌ها و K تعداد متغیرهای موجود در معادلـه مـی‌باشـد). مرحلـه دوم، تخمـین ضـرایب بلندمـدت و کوتـاه مـدت معادلـه یکسـان می‌باشد، مرحله دوم تنها زمانی انجام می‌شود که در مرحله اول به وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها پی بـرده شـود (شـهباز، ۲۰۰۷)[4].

این مقاله برای اجـرای مرحلـه اول، روش ARDL یـا بـه عبارتی بـرای پـی‌بـردن بـه وجـود رابطـه بلندمـدت در میـان متغیرهای مورد استفاده، روش آزمـون F متغیـر اضـافی را بـه وسیله مدل‌سازی معادله بلندمدت بـه عنـوان یـک مـدل خـود توضیح برداری عمومی (VAR) از مرتبه P بـه صـورت زیـر، مورد استفاده قرار می‌دهد:

(٤)

$$Z_t = C_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p}\emptyset_i Z_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$t = 1,2,3,\ldots\ldots,T$$

(۵)

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta t + \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\Gamma_i\Delta Z_{t-i} + \varepsilon_i \ , t = 1,2,\ldots..,T$$

1. Error Correction Model

2. K-dimensional forcing variables
3. Masih and Masih (2002)
4. Shahbaz Akmal (2007)

که در آن ماتریس‌های (K+1)x(K+1) برای

(٦)

$$\Pi = I_{k+1} + \sum_{i=1}^{p} \psi_i \quad ,\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} \psi_j \; i = 1, 2, \ldots, p-1$$

مربوط به ضرایب فزاینده بلندمدت و ضرایب پویای کوتاه مدت الگوی تصحیح خطای برداری VECM[1] هستند (پسران و همکاران، ۲۰۰۱)[2]. Z_t به ترتیب بردار متغیرهای y_t و x_t است. y_t متغیر وابسته $I(1)$ است که تحت عنوان LY_t تعریف شده است و $x_t = [GDP_t, DI_t, FDI_t, X_t]$ یک ماتریس برداری از رگرسورهای $I(0)$ و $I(1)$ است، بردار خطای $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon'_{2t})$ که دارای میانگین صفر و توزیع چند متغیره مستقل و یکسان (i.i.d) است (خان اشفق، ۱۹۹۷: ص۸٦٥)[3].

علاوه بر این با این فرض که یک رابطه منحصر به فرد بلندمدت در میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی(٤) به صورت زیر در می‌آید:

(۷)

$$\Delta L_t = C_{L0} + \beta t + \delta_{LL} L_{t-1} + \delta_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta L_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \xi \Delta x_{t-1} + \varepsilon L_t \quad t = 1, 2, \ldots, T$$

(۸)

$$\Delta LL_t = C_0 + \delta_1 LL_{t-1} + \delta_2 LGDP_{t-1} + \delta_3 LDI_{t-1} + \delta_4 FDI_{t-1} + \delta_5 LX_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i \Delta LL_{t-i} + j=1q\varpi j\Delta LGDPt-j+l=1q\varphi l\Delta LDIt-1+m=1q\gamma m\Delta FDIt-m+p=1q\eta P\Delta LXMPt-P+\psi DUt+\varepsilon t$$

که در آن δ_i ضرایب فزاینده بلند مدت است.در مرحله اول از معادله (۸) به منظور انجام آزمون F برای بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها استفاده می‌شود. آماره F، آزمون این مسأله است که همه ضرایب وقفه‌های سطح متغیرها برابر صفر هستند. به عبارت دیگر در این آزمون فرضیه صفر و مقابل به صورت زیر می‌باشد:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$
$$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$$

دو مقدار بحرانی F، وقتی که متغیرهای مستقل $I(d)(0 \leq d \leq 1)$ هستند، شرایط آزمون همجمعی را فراهم می‌کند.ارزش پایین‌تر فرض می‌کند رگرسورها $I(0)$ هستند، و ارزش بالاتر فرض می کند که رگرسورها $I(1)$ هستند. اگر آماره F محاسبه شده از حد بالای مقدار بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه صفر یعنی عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود. بر عکس اگر آماره آزمون کوچکتر از حد پایین مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر یا عدم وجود رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد. نهایتاً اگر آماره بین حد بالا و حد پایین ارزش‌های بحرانی قرار بگیرد، نتیجه غیرقطعی است. در مرحله دوم، چنانچه وجود همجمعی تأیید شود، مدل ARDL شرطی (p, q_1, q_2, q_3, q_4) بلند مدت برای L_t می‌تواند به صورت زیر برآورد شود:

(۹)

$$LL_t = C_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_1 LL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 LDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 FDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_5 LX_{t-i} + \psi DUt+\varepsilon t\ldots.$$

که در آن همه متغیرها همانند قبل می‌باشند و رتبه‌های مدل ARDL (p, q_1, q_2, q_3, q_4) برای پنج متغیر با استفاده از ضابطه شوارتز – بیزین (SBC) انتخاب می‌گردد. در مرحله سوم و مرحله آخر، پارامترهای پویای کوتاه مدت به وسیله برآورد یک مدل تصحیح خطای مرتبط با تخمین‌های بلندمدت به دست می‌آید، که این مدل تصحیح خطا برای متغیرهای این مطالعه به صورت زیر است؛ که در آن $\gamma, \varpi, \varphi, \emptyset$ و η و n ضرایب پویای کوتاه مدت همگرایی مدل به بلند مدت و v سرعت تعدیل است.

(۱۰)

$$\Delta LL_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i \Delta LL_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \varpi_j \Delta LGDP_{t-j} + l=0q\varphi l\Delta LDIt-l+m=0q\gamma m\Delta FDIt-m+p=0q\eta p\Delta LXt-p+\vartheta\ ecmt-1+\varepsilon t$$

۵- داده‌های تحقیق

داده‌های سری زمانی به کار گرفته شده در این مقاله برای دوره ۸۹-۱۳٤۹ می‌باشند و عبارتند از: تولید ناخالص داخلی (GDP)، جریان ورودی خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

1. Vector Error Correction Model (VECM)
2. Pesaran et al. (2001)
3. Khan, Ashfagh (1997)

واقعی[1](FDI)، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی (DI)، صادرات واقعی کالاها و خدمات (X)، حجم کل نیروی کار(L). تمامی متغیرها در شکل لگاریتم طبیعی به کار گرفته شده‌اند به استثنای FDI که به دلیل منفی بودن داده‌های FDI مربوط به برخی از سال‌ها برای ایران از آن لگاریتم گیری نشده است. داده‌های مورد استفاده در تحقیق از سایت بانک مرکزی ایران و آنکتاد گرفته شده است. داده‌های مربوط به نیروی کار بر حسب میلیون نفر، تولید ناخالص داخلی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی بر حسب میلیارد ریال، و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات بر حسب میلیون دلار می‌باشند.

٦- نتایج شبیه سازی مدل

قبل از پرداختن به آزمون، مانایی همه متغیرها بررسی شده تا این اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها جمعی از مرتبه دو یعنی I(2) نیستند و بدین وسیله از نتایج ساختگی اجتناب شود. بر طبق اوتارا[2] (۲۰۰٤) در هنگام وجود متغیرهای I(2) در مدل، آماره‌های F محاسبه شده، قابل اعتماد نیستند زیرا آزمون F مبتنی بر این فرض است که همه متغیرهای موجود در مدل I(0) یا I(1) هستند. لذا انجام آزمون ریشه واحد در مدل ARDL برای تعیین این که هیچ یک از متغیرها جمعی از رتبه دو یا بیشتر نیستند، ضروری است. در این مطالعه، آزمون ریشه واحد مدل خود توضیح، آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF) است. رگرسیون آزمون، هم یک ثابت و هم یک روند را برای سطوح لگاریتمی و یک ثابت، بدون روند را برای تفاضل مرتبه اول متغیرها، به حساب می‌آورد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای تمامی متغیرها که به وسیله نرم افزارEviews به دست آمده، حاکی از آن است که همه متغیرها در سطح اطمینان ۹۹ درصد جمعی از مرتبه صفر یعنی I(0) هستند. بنابراین هیچ یک از متغیرهای موجود در مدل دارای مرتبه جمعی دو یا بیشتر از آن نمی‌باشند.

آزمونF معناداری کلی رگرسیون را در بلندمدت نشان می‌دهد؛ آمارهF محاسبه شده F(5,35)=62.334. از حد بالای ارزش بحرانی در سطح معنی داری ۵ درصد، بیشتر است. از آنجایی که اگر آماره F بیشتر از حد بالای ارزش بحرانی به دست آید، وجود رابطه بلندمدت تایید می‌شود، می‌توان گفت فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را با اطمینان ۹۵ درصد نمی‌توان پذیرفت و این دلالت بر وجود رابطه همجمعی یا بلندمدت در میان متغیرهای مدل دارد. حال با توجه به وجود رابطه همجمعی بین متغیرها، مدل بر اساس روش ARDL تخمین زده می‌شود[3].

جدول (۱): آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مدل

Variable	Test critical values	Augmented Dickey-Fuller test statistic	Prob.*	I(0,1,2)
LL	0.9497	3.5654	0.9954	I(0)
LGDP	1.5558	3.5683	0.4974	I(0)
LDI	1.5761	3.5683	0.4872	I(0)
FDI	0.6608	3.5654	0.8471	I(0)
LX	1.2547	3.5654	0.6335	I(0)

Null Hypothesis: LL, LGDP, LDI, FDI, LX, has a unit root, Exogenous: Constant, Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10),

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

منبع: یافته‌های تحقیق

در این مرحله روش تصریح و دستیابی به مدل مطلوب روش مرحله‌ای خواهد بود، بدین معنی که مدل اولیه شامل و دربرگیرنده همه متغیرهای توضیحی خواهد بود که براساس مبانی نظری به دست آمده است. در مراحل بعدی به صورت مرحله به مرحله هر یک از متغیرهایی را که از نظر علامت و یا از نظر معنا داری یا مبانی نظری مغایرت داشته‌اند را از مدل حذف و نهایتاً بهترین مدل به دست خواهد آمد.

تجزیه و تحلیل از روشARDL، مبتنی بر تفسیر سه معادله پویا[4]، بلندمدت[5] و تصحیح خطا[6] می‌باشد. نتایج حاصل

1. Inward Forign Direct Investment Flow- Million $ at Current Price and Exchange Rates (UNCTAD)
2. Ouattara (2004)

۳. به دلیل تعداد زیاد متغیرهای توضیحی و کم بودن جمع مشاهدات نسبت به تعداد متغیرها (دوره ۱۳۸۹-۱۳٤۹) استفاده از روش جوهانس و مدل خود توضیح برداری (VAR) نتایج مطلوبی ارائه نمی‌کنند و برای رفع اشکال مزبور آزمون تجربی مورد استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده یا (ARDL) استفاده گردید.

4. Dynamic
5. Long-run
6. Error-Correction

از تخمین معادلهٔ پویا – معادله‌ای که در آن متغیر وابسته به شکل با وقفه سمت راست معادله ظاهر می‌شود– در جدول (۲) خلاصه شده است. برای انتخاب وقفه بهینه می‌توان از معیارهای آکائیک، شوارتز بیزین، حنان کوئین و ضریب تعیین تعدیل شده استفاده کرد که در این مطالعه برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی از معیار شوارتز بیزین استفاده شده است. نتایج تخمین کوتاه مدت نشان می‌دهد که افزایش سطح سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، طی دوره مورد بررسی در کوتاه‌مدت تاثیر مثبت و معناداری بر سطح اشتغال داخل داشته است. هر یک میلیون دلار جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باعث بهبود سطح اشتغال تا ۹۶,۲ نفر در کوتاه‌مدت شده است.

پس از تخمین معادله پویا باید با انجام آزمونی از وجود رابطه بلندمدت اطمینان حاصل کرد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرائب با وقفهٔ متغیر وابسته کم شده و بر مجموع انحراف معیار ضرائب مذکور تقسیم شود:

$$(t = \frac{\sum_{i=1}^{p}\alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} SE\alpha_i}) \qquad (۱۱)$$

اگر قدر مطلق t بدست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی[1]، دولادو[2] و مستر[3] (۱۹۹۲) بزرگتر باشد، فرضیه صفر را رد کرده و وجود یک رابطه بلندمدت را می‌پذیریم. با انجام این آزمون t محاسباتی برابر با مقدار ۵/۰۱۵ بدست می‌آید، که چون از نظر قدر مطلق از t متناظر با جدول بنرجی، دولادو و مستر یعنی ٤/٤۳– بیشتر است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود. آزمون ضریب لاگرانژ LM نیز در سطح معنا داری ۹۵٪ معنادار بوده (۲/۸۹۰۱) و نشان دهنده عدم وجود همبستگی سریالی بین پسماندها است. معناداری آزمون رمزی نیز درهمان سطح معناداری (٤/٥٤۰۸) تصریح خوب مدل را تبیین می‌کند. قبل از ادامه بحث در خصوص روابط بلند مدت می‌توان میزان ثبات مدل را با استفاده از معیارهای براون، دوربین و ایوانز(۱۹۷۵) بررسی نمود. نمودارهای ذیل بیانگر آزمون‌های مجموع انباشت پسماندهای عطفی CUSUM و مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی CUSUMQ است. نتایج نشان می‌دهد نه تنها درمدل رشد مورد بررسی، متغیرهای تصریح شده در مدل هم انباشته است بلکه روابط تخمین، باثبات نیز هستند.

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می‌توان، روابط بلندمدت را تفسیر نمود. نتایج حاصل از این رابطه بلندمدت در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که رشد سطح FDI در بلندمدت تاثیر مثبت و معناداری بر سطح اشتغال داخل داشته است. هر یک میلیون دلار رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باعث بهبود سطح اشتغال تا ۱۲٦,۱ نفر در بلندمدت شده است.

در ادامه برای بررسی اینکه تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه مدت در تولید به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از مدل تصحیح – خطا (ECM) استفاده شده است. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت تولید جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد و به عبارتی چند دوره طول می‌کشد تا اشتغال به روند بلندمدت خویش باز گردد. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح– خطا در جدول (٤) ارائه شده است. ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل، ۰/۱۰۲ بدست آمده است. یعنی در هر دوره ۱۰/۲ درصد از عدم تعادل در تولید تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

۷– جمع‌بندی و بحث

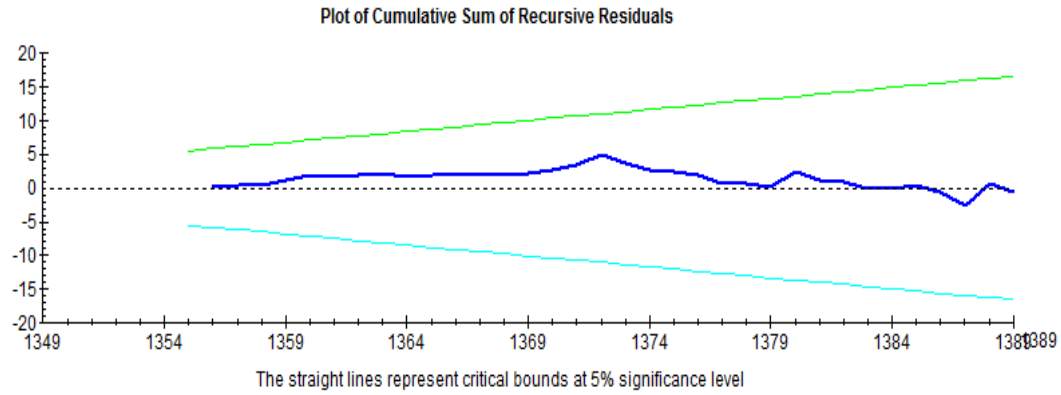
با توجه به این که یکی از راه‌های ایجاد اشتغال بالا بردن ظرفیت‌های شغلی در یک جامعه از طریق تشکیل سرمایه‌های جدید است و نظر به این که سرمایه‌گذاری خارجی در ایجاد و رشد سرمایه‌های فیزیکی و انسانی، برقراری پیوند و ارتباط با اقتصاد بین‌المللی از طریق توسعه بازارهای صادراتی و پیشرفت در زمینه‌های تحقیق و توسعهٔ کشور میزبان مؤثر می‌باشد، می‌تواند زمینه‌های ایجاد فرصت‌های جدید شغلی را نیز فراهم سازد.

1. Banerjee
2. Dolado
3. Mestre (1992)

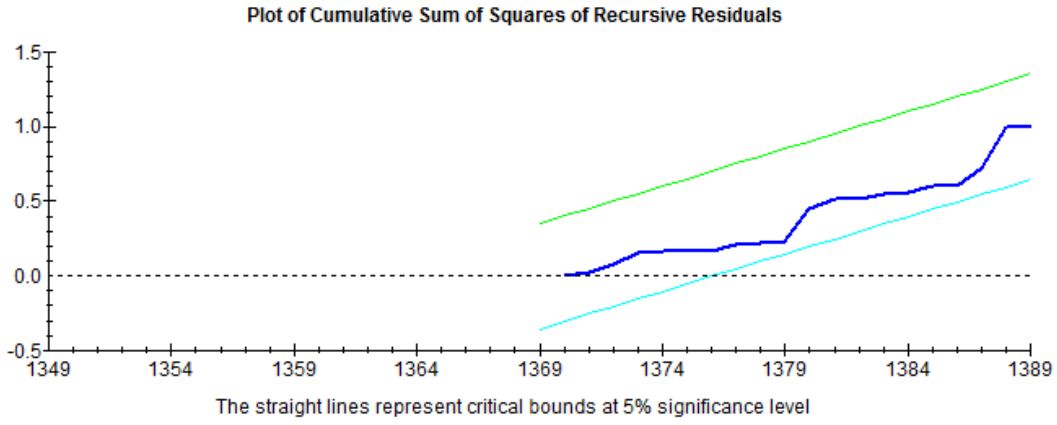
جدول (۲): نتایج مدل پویای **ARDL(1,0,0,0,0)**

ARDL(1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion Dependent variable is LL,41observations used for estimation from 1349 to 1389			
Regressor	**Coefficient**	**Standard Error**	**T-Ratio[Prob]**
LL(-1)	.90133	.01994	12.5195[.000]
LGDP	.11584	.10865	1.0662[.294]
LDI	-.046831	.053846	-.86973[.390]
FDI	.9625E-4	.8558E-5	1.1247[.268]
LX	.0037122	.020943	.17726[.860]
C	.0058233	.48327	.012050[.990]
R-Squared = .98926		Schwarz Bayesian Criterion=67.8282	
Serial Correlation*CHSQ(1)= 2.8901[.089]		Ramsey's RESET test* CHSQ(1)= 4.5408[.033]	

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار (۱): مجموع انباشت پسماندهای عطفی **CUSUM** در مورد ثبات مدل



نمودار (۲): مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی **CUSUMQ** در مورد ثبات مدل

جدول (۳): نتایج تخمین بلند مدت ضرایب معادله با روش **ARDL** (متغیر وابسته = سطح اشتغال **ΔLL**)

Regressor	**Coefficient**	**Standard Error**	**T-Ratio[Prob]**
LGDP	.18184	1.2193	2.14913[.882]
LDI	-.15842	.51784	-3.30593[.762]
FDI	.1261E-3	.1207E-3	2.0446[.304]
LX	.11935	.22182	3.53805[.594]
C	7.7942	10.1719	1.76628[.346]

ARDL(1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion Dependent variable is LL,41observations used for estimation from 1349 to 1389

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (٤): نتایج تخمین معادله تصحیح – خطا (ECM)(متغیر وابسته = سطح اشتغال dLL)

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob]
dLGDP	.018543	.13319	.13923[.890]
dLDI	-.016155	.058843	-.27455[.785]
dFDI	.1286E-4	.8881E-5	1.4480[.157]
dLX	.012171	.021864	.55666[.581]
dC	.79482	.79502	.99977[.324]
ECM(-1)	-.10198	.071486	-1.4265[.990]

Ecm = LL + 0.18184*LGDP + 0.15842*LDI – 0.1261E-3*FDI – 0.11935*LX – 7.7942*C

منبع: یافته‌های تحقیق

در این مقاله تلاش گردید در چارچوب یک الگوی نظری – تجربی اقتصادی به تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح اشتغال در ایران پرداخته شود، تا بتوان به این سؤال مطرح در صحنهٔ اقتصاد ایران پاسخ داد که در آن جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ابعاد مختلف اقتصادی از لحاظ انتقال تکنولوژی، ایجاد فرصت‌های شغلی در رشد اقتصادی (کوتاه مدت و بلندمدت) تا چه میزان تاثیرگذار است. مقاله حاضر با هدف تحلیل اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح اشتغال کشور از داده‌های آماری دورهٔ ۱۳۸۹-۱۳٤۹ استفاده نموده است تا رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال را در یک چارچوب نظری و تجربی اقتصادی مورد مطالعه قرار دهد. همچنین با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرهای موجود برآورد و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. چارچوب این مطالعه نشان می‌دهد که پس از بیان مقدمه، بخش دوم این مقاله، به ادبیات نظری اشتغال و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اختصاص یافته و تجربیات و مطالعات سایر کشورها در این خصوص مورد ارزیابی قرار گرفت. سپس یک چارچوب نظری و عملی در بخش سوم پی‌ریزی شده تا رابطه ارگانیک بین FDI، اشتغال و سایر متغیرها را شناسایی کند. بخش چهارم نیز به تخمین مدل و تحلیل نتایج بدست آمده پرداخته است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هر دو دوره کوتاه‌مدت (۰/۱۲۸٦) و بلندمدت (۰/۱۲٦۱) به طور مستقیم و معنی‌داری بر سطح اشتغال تأثیرگذار بوده، به طوری که جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فرایند ایجاد اشتغال را بهبود بخشده است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) بدست آمده در این مدل، نشان می‌دهد که در هر دوره ۱۰/۲ درصد از عدم تعادل در اشتغال تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک شده است.

بر اساس یافته‌های این مطالعه می‌توان به اختصار پیشنهادهای زیررا مطرح کرد:

۱- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان عاملی مؤثر بر رشد و اشتغال در کشور می‌باشد و با وجود ضریب پایینی که در این مدل دارد، منطقی است که توجه بیشتر به این متغیر و شرایط جذب آن برای افزایش اشتغال در کشور بشود.

۲- توجه به سرمایه‌گذاری داخلی به عنوان متغیر مکمل با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق سیاست‌های تشویق و اعطای وام‌های طویل‌المدت به سرمایه‌گذاران موفق، می‌تواند منابع خارجی را به عنوان تکمیل کننده منابع داخلی برای سرمایه‌گذاری در داخل کشور، تجهیز کند.

۳- از آن جائی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق معادلهٔ رشد یک ارتباط سیستماتیک با متغیرهایی همچون: مصرف، صادرات، سرمایه‌گذاری داخلی و... برقرار می‌کند اتخاذ سیاست‌هایی که بتواند با این ارتباط سیستماتیک همسو شود، باعث می‌شود که کل متغیرهای اقتصادی مهم در کشور شاهد تحولی مثبت باشند؛

٤ - اصلاح و تصحیح قوانین و مقررات مربوط به سرمایه‌گذاری خارجی و رفع نقاط ضعف آن جهت رفع هر گونه ابهام برای سرمایه‌گذاران خارجی ضروری به نظر می‌رسد.

منابع:

Aghazadeh, R. (1998) , "Comparative Study of the Role of Foreign Investment and Economic Growth in Selected Countries", MSc Thesis in Economics, School of Economics and Finance.

Azerbaijani – Karim; Shahidi, A. and Mohammadi, F. (2009) , " The Relationship Between Foreign Direct Investment, Trade and Growth in the Framework of a Model to Explain the Massive Lag (ARDL) ". Research on Sustainable Development (Economic Research), Year IX, No. 2.

Bajio , R. and Simon,s. (1994). " An Econometric Analysis of FDI in Spain, 1964 –89" , Southern & Economic Journal , No.1 , Vol. 61.

Biniyaz, Ali. (2011), "Recent Developments in the Middle East and Iran Sanctions". Foreign Policy Quarterly, Year 25, No. 3.

Classens, S. (1993), "Alternative Forms of External Finance", World Bank Research Observation, ISS1, Vol.8, PP. 86-102.

Gwenhamo, Farayi (2009), "Foreign Direct Investment in Zimbabwe: The Role of Institutional Factors", School of Economics, University of Cape Town, Working Paper Number 144.

HojhabrKayani, K. and Sabzi, K. (2006), "Estimated Supply Function of Foreign Direct Investment", Economic Journal, No. 22

Hunya, G., (1998). "Relationship Between FDI, Privatisation and Structural Change in CEECs", paper prepared for the Conference on Privatisation, Corporate Governance and the Emergence of Markets in Central-Eastern Europe, FIT, Berlin, May 22-23, mimeo.

Jafari Harandi , Z. (2000), " Non-oil Exports and Employment. Master Thesis in Economics", School of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University.

Kazerooni, A.R. (2000), " Barriers Inhibiting Iffects of Foreign Direct Investment in Iran", Proceedings of the Thirteenth Annual Conference, Institute for Monetary and Banking Studies.

Khan – Ashfaque , H. (1997) , "Employment Creation Effects of Pakestan Exports". The pakestan Development Review, 30:4, P.865-877.

Lankes, H.P. and Venables, A.J. (1997) , "Foreign Direct Investment in Economic Transition: the changing pattern of investments", Economics of Transition.

Masih, A. Mansur M. and Rumi Masih. (2002) , " Propagative Causal Price Transmission Among International Stock Markets: Evidence from the Pre- and Post Globalization Period", Global Finance Journal, 13, 63-91.

Mickiewicz ,Tomasz; Radosevic, Slavo and Varblane, Urmas. (2000). "The Value of Diversity: Foreign Direct Investment and Employment in Central Europe During Economic Recovery", ESRC One Europe or Several? Programme, Working Paper 05/00, http://www.inti.gov.ar/cadenasdevalor/documentacion/WP5.pdf

Mickiewicz, T. and Bell, J., (2000). "Unemployment in Transition. Restructuring and Labour Markets in Central Europe", Amsterdam, Harwood Academic Publishers, in print.

Mirza, H.,(1998). "Transitional Corporations as Agents for the Transition of Business Culture to Host Countries", in: Privatization, Enterprise Development and Economic Reform. Experiences of Developing and transitional Economies, Cook, R., C. Kirkpatrick and F. Nixson (eds.), Cheltenham, Edward Elgar, pp. 33 – 62.

Motiei, M. (2011), "Spillover effects of FDI on innovation in Developing Countries", Quarterly Journal of Economic Growth and Development, 1(2), pp. 41-70.

Najarzadeh, Reza, Maleki, M. (2005) , "The Effect of FDI on Economic Growth with an Emphasis on Oil Exporting Countries". Iranian Economic Research, Summer, No. 23.

Nazifi, F.(1995) , "Effect of FDI on Economic Growth of Developing Countries During the years 1973 – 1993". MSc Thesis, University of Allameh Tabatabai.

Nesabiyan, Shahriar. (2006) , "The Role of Foreign Direct Investment on Employment", Economic Journal, 6 (3 (22)) :97-122.

Ouattara, B. (2004) , "Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal", Mimeo University of Manchester.

Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", Journal of Applied Econometrics, 16, 289-326

Salimian, K., (1997) , "Employment

Development of Export Industries and Compare it with User Import Substitution Industries". Master Thesis, University of Mazandaran.

Sayed Noorani, M., (1994) , "Estimate the Supply Function of Foreign Direct Investment, and the Effects of FDI on Macroeconomic Variables (1342-1354) ", Journal of Economics and Management Research, No. 21 and 20 pages 55 to 37.

Shahbaz Akmal, M. (2007) , "Stock Returns and Inflation: An ARDL Econometric Investigation Utilizing Pakistani Data", Pakistan Economic and Social Review, Volume 45, No.1, PP.89-105.

Shahrestani, H. (1984), "The Impact of U.S. Foreign Direct Investment On Canadian Economy", University of Cincinati.

سنجش اثر اینترنت بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب: رهیافت همجمعی پانل

Measuring the Impact of Internet on Economic Growth in Selected Countries: the Panel Cointegration Approach

دکتر رضا نجارزاده [*]، فرزاد رحیم‌زاده [**]

Reza Najarzadeh (Ph.D.)[*], Farzad Rahimzadeh[**]

دریافت: ۱۳۹۱/٦/٥ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۱/۱٦

Received: 26/Aug/2012 Accepted: 4/Feb/2013

چکیده:

بی‌شک اینترنت در تعاملات مالی و اقتصادی هر کشور نقش تاثیرگذار دارد. در این مقاله سعی شده است که اثر اینترنت بر رشد اقتصادی مطالعه شود. برای این کار، داده‌های ۱٤۰ کشور جهان در دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۰ مورد بررسی قرار گرفته و بعد از بررسی مانایی[1] داده‌ها و همجمع بودن آنها با آزمون همجمعی پدرونی[2]، مدل ارائه شده بصورت پانل دیتا برآورد شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که میزان دسترسی به اینترنت، موجودی سرمایه، نیروی کار، میزان باز بودن اقتصاد یک کشور و مخارج سرانه آموزشی بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و معنادار داشته و تورم و هزینه‌های مصرفی دولت بر آن تاثیر منفی دارد.

کلمات کلیدی: اینترنت، رشد اقتصادی، آزمون همجمعی پدرونی، پانل دیتا.

طبقه‌بندی JEL: L86, O47, C23, C15.

Abstract:

Undoubtedly, the Internet has affected the country's economic and financial interactions. Therefore, in this paper, the effect of Internet on economic growth has been studied. To this end, data of 140 countries collected in the period 1995 to 2010 and after review of data stationary and their cointegration with Pedroni Cointegration test, model is estimated by panel data approach. The model estimation results show that the rate of Internet access, capital stock, labor force, trade openness and per capita spending on education have positive and significant effects and inflation and government consumption spending have the negative impact on per capita GDP growth.

Keywords: Internet, Economic Growth, Pedroni Panel Cointegration Test, Panel Data**.**

JEL: C15, C23, O47, L86.

* استادیار و عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تربیت مدرس

Email: najarzar@modares.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)

Email: rahimzadeh@modares.ac.ir

1. Stationary
2. Pedroni

* Assistant Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University,Tehran, Iran.
Email: najarzar@modares.ac.ir

** Ph.D Student in Economics, Tarbiat modares University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: rahimzadeh@modares.ac.ir

۱- مقدمه

امروزه اغلب افراد در سرتاسر جهان، در فعالیت‌های اقتصادی و در زندگی اجتماعی خود از اینترنت استفاده می‌کنند. براساس جدیدترین آمار بانک جهانی، در سال ۲۰۱۰، تعداد کاربران اینترنت ۲۰۳۸٦۲۵۹۵۱ بوده و در این سال، از هر ۱۰۰ نفر، ۳۰,۱۵ نفر در سطح جهان از اینترنت استفاده کرده‌اند. استفاده از اینترنت در مناطق مختلف جهان متفاوت بوده بطوریکه به لحاظ شاخص کاربران اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر، مناطق آمریکای شمالی، اروپا و آسیای مرکزی و اتحادیه اروپا وضعیت قابل قبولی داشته و مقدار این شاخص در هر یک از این مناطق بترتیب ۷۵، ۵۸ و ۷۱ بوده است (جدول یک). براساس این آمار، میزان کاربران اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر تنها در دو منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا[1] و آفریقای زیر صحرا[2] پایین‌تر از سطح متوسط جهانی است.

جدول(۱): کاربران اینترنت در مناطق مختلف جهان در سال‌های ۲۰۰۹ و ۲۰۱۰

منطقه	کاربران اینترنت		کاربران اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر	
	۲۰۰۹	۲۰۱۰	۲۰۰۹	۲۰۱۰
آسیای شرقی و پاسیفیک	٦٥١١٦٩٧٩١	٧٤٩٠٤٥٩٩٤	٢٩,٧٦	٣٥,١٨
اروپا و آسیای مرکزی	٤٥٥٢١١٤١٨	٥١٢٣٧١٩١٧	٥١,٧٣	٥٧,٦٣
اتحادیه اروپا	٣٣٥٩٤٨٠٠١	٣٥٥٥٤٦٥١٧	٦٧	٧٠,٧
آمریکای لاتین و کارائیب	١٧٩٧٨٤٠٥٧	٢٠٠٨٢٧٢٠٢	٣٠,٨٩	٣٤,١٣
خاورمیانه و شمال آفریقا	٨١٨٤٠٦٧٦	٩٦٦٢٥٢٧٤	٢١,٩	٢٥,٢٥
آمریکای شمالی	٢٤٥٥٥٢٩١٠	٢٥٧٤٩٦٣٤٨	٧٢,١	٧٤,٩٥
آفریقای زیر صحرا	٧٣٧٥١٥٦٦	٨٩٤٥٨٩٩٨	٩,٣٨	١١,٢٥
جهان	١٧٨٥٥٩٨٢٤٥	٢٠٣٨٦٢٥٩٥١	٢٦,٤١	٣٠,١٥

Source: World Bank Database, 2012

1. Middle East and North Africa
2. Sub Saharan Africa

اینترنت فعالیت‌های اقتصادی را بیش از پیش کاراتر و ارزان‌تر کرده و ضمن تسریع آنها، تعاملات اجتماعی را نیز گسترده‌تر می‌کند. این امر همچنین با ارتقای بازدهی در کسب و کار، که در اثر استفاده از شبکه‌های آنلاین ایجاد می‌شود، به اشکال مختلف منافعی را ایجاد خواهد کرد. اینترنت می‌تواند با کاهش قیمت وگسترش دامنه انتخاب مصرف‌کنندگان و با بهبود بهره‌وری و کارایی و ارتقای سطح نوآوری بترتیب برای مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان مفید واقع شود. از دیدگاه کلان اقتصاد نیز، اینترنت و تکنولوژی‌های مربوط به آن هزینه ارسال و دریافت اطلاعات را کاهش داده و لذا می‌توانند سطح محصول کل و بازدهی کل اقتصاد را افزایش دهند.

از این رو، در یک اقتصاد دانش محور، گسترش میزان استفاده از اینترنت به عنوان یک اصل ضروری و زیرساختی در توسعه اقتصادی کشورها مطرح شده و بیشتر تحلیلگران اقتصادی و عرصه ارتباطات بر توانایی و لزوم افزایش میزان دسترسی به اینترنت به عنوان یکی از ویژگی‌های اقتصاد مدرن، توافق کلی و جامع دارند (چهاربند و مومنی، ۱۳۹۰: ص ۹۱-۸۹). طی دهه‌های اخیر با گسترش تکنولوژی‌های موجود اینترنت و افزایش شبکه‌های پهن باند[3]، نقش و تأثیر شبکه‌های پهن باند نیز در تغییر ساختار اقتصادی و اجتماعی افزایش یافته و تاثیرات مستقیم آن از طریق سرمایه‌گذاری در تکنولوژی و زیرساخت‌ها و تاثیرات غیرمستقیم آن از طریق تاثیر پهنای باند بر محرک‌های رشد اقتصادی از قبیل نوآوری، کارآیی بنگاه‌ها، رقابت و غیره مشهود بوده است. شواهد و مطالعات تجربی نیز حاکی از آن است که اینترنت، اثرات سرریز و منافع گسترده اقتصادی و اجتماعی در پی داشته است. کته و همکاران[4] (۲۰۰۵) و چوی و یی (۲۰۰۹)[5] عقیده دارند که افزایش استفاده از اینترنت، تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. علاوه بر این، چوی (۲۰۰۳) نتیجه می‌گیرد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

3. Broadband
4. Cette et al. (2005)
5. Choi and Yi (2009)

نیز با افزایش دسترسی به اینترنت افزایش می‌یابد (چوی، ۲۰۰۳: ص٤)[1].

اما به لحاظ تئوریکی، رابطه بین اینترنت و رشد اقتصادی مبهم بوده و به حوزه مورد مطالعه (محلی، کشوری و یا در سطح جهانی) بستگی دارد (کلکو،۲۰۱۲:ص۳)[2]. از این رو، مطالعه و تحلیل اثرات اینترنت و استفاده از آن بر رشد اقتصادی به عنوان یکی از چالش‌های پیش روی اقتصاددانان تبدیل شده و مطالعات بیشتر و جامع‌تری را می‌طلبد. سوالی که مطرح می‌شود این است که"در دامنه وسیعی از کشورها، اینترنت چگونه بر رشد اقتصادی تاثیرگذار خواهد بود؟". بدین منظور در این مقاله، ۱٤۰ کشور در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۵ انتخاب شده و تاثیر اینترنت بر رشد اقتصادی در آنها مطالعه شده است.

۲- مبانی نظری تحقیق

در ادبیات رشد اقتصادی، مدل‌ها و نظریات مختلفی ارائه شده است که رشد اقتصادی را به متغیرهای متعددی مانند سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، موجودی سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات، نیروی کار و سایر موارد نسبت می‌دهند. اما در این مقاله، با توجه به عنوان آن، مدل‌های رشدی ارائه خواهد شد که بتوان اینترنت و فناوری اطلاعات و ارتباطات را نیز بعنوان عامل دخیل در رشد اقتصادی وارد تحلیل و مدل کرد.

۲-۱- مدل رشد اقتصادی با در نظر گرفتن فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا)

به لحاظ تئوریکی، می‌توان سه کانال اصلی برای تاثیرگذاری مثبت فاوا بر رشد اقتصادی را تعیین کرد. این سه کانال عبارتند از تسریع در نوآوری و انتشار تکنولوژی، بهبود کارایی در تخصیص منابع و کاهش قیمت محصولات و افزایش تقاضا و سرمایه‌گذاری. رومر(۱۹۹۰)[3]، گروسمن و هلپمن(۱۹۹۱)[4] و آقیون و هویت(۱۹۹۸)[5] مدل‌هایی را ارائه کردند که فعالیت‌های های تحقیق و توسعه[6] در آن به عنوان موتور رشد اقتصادی در بلندمدت مطرح شده بود. کوزنتس(۱۹٦٦)[7] نیز به اهمیت تبدیل دانش به رشد اقتصادی اشاره کرده است. وی عقیده دارد که "مساله در این نیست که نوآوری در کجا اتفاق می‌افتد. رشد اقتصادی هر کشور بستگی به این دارد که چگونه از این تکنولوژی استفاده خواهد کرد".

بارو و سالایی مارتین(۱۹۹۵)[8] مدل ساده رهبر- پیرو[9] را مطرح کردند تا نشان دهند که چگونه نوآوری و تکنولوژی بر نرخ رشد اقتصادی تاثیر می‌گذارد. در این مدل، رشد اقتصادی کشور رهبر بستگی به نوآوری‌های ارائه شده در آن دارد، در حالی که رشد اقتصادی کشور پیرو به استفاده و تقلید از تکنولوژی‌هایی دارد که در کشور رهبر ارائه شده است. این مدل نشان می‌دهد که نفوذ و رواج فاوا می‌تواند رشد اقتصادی را در هر دو کشور ارتقا دهد. همچنین انقلاب در فاوا بنگاه‌ها را قادر می‌سازد تا بدلیل پایین آمدن هزینه ارتباطات و دسترسی بهتر به بازار قیمت محصولات خود را پایین بیاورند. از این رو، انتظار بر این خواهد بود تا منحنی عرضه کل به سمت راست و بالا منتقل شود. در نتیجه بنگاه‌ها مخارج انجام شده روی محصولات و خدمات خود را بالا می‌برند که شامل سرمایه‌گذاری در دارایی‌های فاوا نیز می‌شود. تابع تولید کل زیر را در نظر بگیرید (جالاوا و پاجولا، ۲۰۰۷: ص۳-۷)[10].

(۱)

$$Y(t)=Y(Y_{ICT}(t),Y_O(t))=A(t)F(K_{ICT}(t),K_O(t),L(t))$$

که در آن به ازای هر زمان مشخص مانند t، فرض می‌شود که ارزش افزوده کل از تولید کالاها و خدمات فاوا Y_{ICT} و سایر

1 .Choi (2003)
2. Kolko (2012)

3. Rommer (1990)
4. Grossman and Helpman (1991)
5. Aghion and Howitt (1998)
6. Research and Development (R&D)
7. Kuznets (1966)
8. Barro and Sala-i-Martin (1995)
9. Leader-Follower
10. Jalava & Pajola (2007)

تولیدات Y_O تشکیل شده است. این نوع تولیدات با استفاده از کل عوامل تولید متشکل از خدمات سرمایه‌ای فاوا K_{ICT}، سایر خدمات سرمایه‌ای K_O و خدمات مربوط به نیروی کار L صورت می‌گیرد. تکنولوژی نیز بصورت هیکسی خنثی فرض شده و توسط پارامتر A ارائه می‌گردد.

با فرض اینکه بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در تابع تولید برقرار بوده و بازار محصولات و نهاده‌ها رقابتی باشند، می‌توان با استفاده از روش حسابداری رشد، رشد وزنی محصول در کل اقتصاد را به مجموع سهم رشد وزنی نهاده‌ها و رشد بازدهی چندعاملی[1] نسبت داد. بدین صورت که:

(۲)

$$dLnY = \bar{\omega}_{ICT} dLnY_{ICT} + \bar{\omega}_O dLnY_O = \bar{v}_{ICT} dLnK_{ICT} + \bar{v}_O dLnK_O + \bar{v}_L dLnL + dLnA$$

در این معادله $\bar{\omega}_{ICT}, \bar{\omega}_O$ بترتیب سهم محصولات غیرفاوا و فاوا از ارزش افزوده اسمی است که مجموع آنها برابر با یک می‌باشد. $\bar{v}_{ICT}, \bar{v}_O, \bar{v}_L$ نیز بترتیب سهم نیروی کار، سرمایه غیرفاوا و سرمایه فاوا از درآمد اسمی است که مجموع آنها نیز برابر با یک است. معادله فوق سه کانال مهم برای اثرگذاری فاوا بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. اولین کانال و واضح‌ترین آنها به کل ارزش افزوده ایجاد شده برمی‌گردد که از تولید خدمات و کالاهای فاوا سرچشمه می‌گیرد ($\bar{\omega}_{ICT} dLnY_{ICT}$)، یعنی حاصل‌ضرب سهم اسمی ارزش افزوده فاوا در نرخ رشد حجم تولیدات آن. عامل دوم، مشارکت و نقش خدمات سرمایه‌ای فاوا بعنوان نهاده در فرایند تولید است که با حاصل‌ضرب سهم اسمی فاوا در نرخ رشد سرمایه فاوا نشان داده می‌شود ($\bar{v}_{ICT} dLnK_{ICT}$). سومین کانال اثرگذاری فاوا بر رشد اقتصادی از طریق اثر تولیدات فاوا بر بهره‌وری چندعاملی است. یعنی

$$dLnA = \bar{u}_{ICT} dLnA_{ICT} + \bar{u}_O dLnA_O \qquad (۳)$$

که در آن $\bar{u}_{ICT} dLnA_{ICT}$ و $\bar{u}_O dLnA_O$ بترتیب مشارکت محصولات فاوا و تولیدات غیرفاوا در رشد بازدهی چند عاملی کل می باشد (جالاوا و پاجولا، ۲۰۰۷: ص۳-۷).

۲-۲- مدل رشد پایه با در نظر گرفتن اینترنت

از آنجا که تکنولوژی‌های جدید به سادگی برای تمام کشورها در دسترس نبوده و یا در صورت دسترسی، کشورها نمی‌توانند بطور کامل از آن استفاده کنند، لذا سطح تکنولوژی و استفاده از دانش در بین کشورها متفاوت بوده و این امر نیز به نوبه خود باعث نرخ‌های رشد متفاوت خواهد شد. بارو (۱۹۹۱) و بارو و سالایی مارتین[2] (۱۹۹۱) بیان می‌کنند که امکان دارد سطوح رشد کشورها در حالت یکنواخت[3] بسته به پتانسیل‌های تکنولوژیکی کشورها متفاوت باشد. با این مقدمه، می‌توان مدل رشد تعمیم یافته را بصورت زیر در نظر گرفت.

$$\hat{y}_{i,t} = \alpha + \sum_{l} \bar{x}'_{i,t-l} \bar{\beta}^{(l)} + V_{i,t} \qquad (٤)$$

که در آن $V_{i,t} = \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t}$ بوده و $\hat{y}$ نیز نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه کشور i در زمان t است. $\bar{x}_{i,t}$ بردار متغیرهای توضیحی و کنترل بوده و $\bar{\beta}^{-l}$ نیز بردار ضرایب می‌باشد. $V_{i,t}$ نیز جمله خطاست که شامل اثرات مربوط به کشورها(μ_i)، اثرات زمانی(γ_t) و جمله اخلال($\varepsilon_{i,t}$) است. بخش اصلی معادله رشد ارائه شده، انتخاب متغیرهای توضیحی و کنترل در مدل می‌باشد. این متغیرها در ادبیات استاندارد رشد اقتصادی، شامل سطح با وقفه GDP، سرمایه‌گذاری (بصورت درصدی از GDP)، متغیرهای مربوط به سرمایه انسانی، امید به زندگی و میزان جمعیت، مخارج دولت و میزان باز بودن اقتصاد کشور بعنوان متغیر توضیحی است (بارو، ۱۹۹۱: ص٤٠٩-٤٢٩).

انتظار بر این است که مقدار با وقفه GDP منعکس‌کننده فرضیه همگرایی بوده و فرض می‌شود که کشورهای با سطح درآمد پایین، با دستیابی به نرخ رشد بالاتر، به سمت کشورهای

1. Multifactor Productivity

2. Barro and Sala-i-Martin (1991)
3. Steady State

با درآمد بالا حرکت خواهند کرد. از این رو، متغیر مقدار باوقفه GDP در این معادله علامت منفی خواهد داشت. بالا بودن میزان سرمایه‌گذاری (بصورت درصدی از تولید ناخالص داخلی) نیز اثر مثبت بر رشد GDP سرانه خواهد داشت. زیرا بالا بودن این نسبت، میزان تولید سرانه در وضعیت یکنواخت را افزایش داده و در نتیجه کشور نرخ رشد اقتصادی بالاتری را تجربه خواهد کرد. همچنین سرمایه‌گذاری می‌تواند شامل تکنولوژی‌های جدید باشد که به نوبه خود منجر به نرخ رشد اقتصادی بالاتر خواهد شد.

مخارج دولت نیز که در اینجا مدنظر قرار می‌گیرد، مخارج غیرتولیدی دولت بوده و انتظار بر این است که این مخارج اثر منفی بر رشد GDP سرانه داشته باشد. متغیر باز بودن تجاری نیز که از تقسیم مجموع صادرات و واردات بر GDP بدست می‌آید، اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته و بنابراین انتظار بر این است که علامت آن در این معادله مثبت باشد. زیرا باز بودن تجاری باعث دسترسی طرف‌های تجاری به دانش و تکنولوژی‌های جدید خواهد شد. بعبارت دیگر باز بودن تجاری باعث دسترسی به بازارهای خارجی شده و امکان دارد که اندازه بازار را ارتقا دهد. این امر به کشورهای کوچک نیز کمک خواهد کرد تا در اثر تجارت بین‌الملل، اندازه بازار را ارتقا داده و در نتیجه نرخ رشد بالاتری را تجربه کنند. بالا بودن سطح سرمایه انسانی نیز فرایندهای تولیدی را کاراتر کرده و در وضعیت یکنواخت، سطوح GDP سرانه بالاتری را نتیجه داده و توانایی تطبیق و استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته‌تر را در کشور فراهم کرده و در نتیجه اثر مثبتی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. نرخ تورم هم بعنوان معیاری از ثبات اقتصاد کلان مطرح بوده و انتظار بر این است که تاثیرات منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه داشته باشد.

حال می‌توان برای بررسی اثر اینترنت بر رشد اقتصادی، متغیر دیگری را بعنوان شاخص دسترسی به اینترنت به مدل مذکور اضافه کرد. این امر در اغلب مطالعات (چوی و یی،۲۰۰۹ و نو و یو،۲۰۰۸[1]) با اضافه کردن متغیر نسبت تعداد کاربران اینترنت به کل جمعیت کشور انجام شده است و براساس مطالبی که عنوان شد، انتظار بر این است که اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته باشد.

۳- سابقه تحقیق

تاکنون مطالعات زیادی، چه در داخل و چه در خارج، در مورد اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی انجام شده است. در اکثر این مطالعات، سرمایه به سه شکل سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات و ارتباطات(بعنوان نمادی از شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات) در تابع تولید قرار گرفته است. در سال‌های اخیر تمایل بیشتر به این سمت بوده است که با توجه به اهمیت اینترنت در بخش‌های مختلف اقتصادی، اثر اینترنت بر رشد اقتصادی مطالعه شود. اما تاکنون در مطالعات داخلی اثر اینترنت بر رشد اقتصادی و بهره‌وری بررسی نشده است. مطالعاتی که در ایران در مورد اینترنت و در حوزه اقتصاد انجام شده، به تخمین تابع تقاضای اینترنت در تهران پرداخته و اثر اینترنت بر تورم را بررسی کرده است. قبل از اینکه اینترنت بصورت گسترده مورد استفاده قرار گیرد، اثرات استفاده از کامپیوتر بر متغیرهای اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گرفت. برای مثال کروگر[2] (۱۹۹۳) اثرات استفاده از کامپیوتر را بر ساختار دستمزد بررسی کرده و به این نتیجه رسیده است که کارگرانی که از کامپیوتر استفاده می‌کنند، درآمد و دریافتی بیشتری دارند.

کراندال، لهر و لیتان (۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های ایالات متحده آمریکا، برآوردهایی از اثر اینترنت پهن باند بر تولید و اشتغال، هم در کل اقتصاد و هم بصورت بخشی در بین ایالت‌های آن کشور را ارائه کرده‌اند. این مطالعه با استفاده از

1. Noh and Yoo (2008)
2. Krueger (1993)

تکنیک پانل دیتا و برای ایالت‌های مختلف آمریکا در دوره ۲۰۰۳-۲۰۰۵ انجام شده و به این نتیجه رسیده است که اشتغال و تولید در بخش‌های غیرکشاورزی و در صنایع مورد بررسی بطور مستقیم با متغیر استفاده از اینترنت پهن باند همبسته بوده است (کراندال، لهر و لیتان،۲۰۰۷:ص ۱۱-۱۹)[1].

چوی و یی (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۰۷ کشور و در طول دوره ۱۹۹۱-۲۰۰۰ و با استفاده از تکنیک پانل دیتا اقدام به تعیین اثر اینترنت بر رشد اقتصادی در نمونه مورد نظر کرده‌اند. مدلی که آنها در مطالعه خود از آن استفاده کرده‌اند، بصورت زیر است.

(۵)

$$Growth_{it} = \beta_0 + \beta_1 Internet_{it} + \beta_2 Investment_{it} + \beta_3 Government_{it} + \beta_4 Inflation_{it} + u_{it}$$

که در آن رشد تولید ناخالص داخلی سرانه تابعی است از اینترنت، سرمایه‌گذاری، مخارج مصرفی دولت و نرخ تورم. در این مدل، $Growth_{it}$ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه کشور iام در دوره t، Internet نسبت کاربران اینترنت به کل جمعیت، Investment سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی، Government نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی و Inflation نرخ تورم می‌باشد. u_{it} نیز جمله خطاست و شامل اثرات مربوط به کشورها(η_i)، اثرات زمانی(v_t) و جمله اخلال معادله رگرسیونی(ε_{it}) است.آنها با برآورد مدل به این نتیجه رسیدند که اینترنت تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه داشته و سرمایه‌گذاری نیز براساس انتظار تاثیر مثبتی بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. تورم و مخارج مصرفی دولت نیز تاثیر منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته است. ایراد اصلی مدل فوق این است که در آن، سایر متغیرهای تاثیرگذار بر رشد اقتصادی مانند نیروی کار و سرمایه انسانی از مدل بیرون مانده است که می‌تواند نشان‌دهنده عدم تصریح صحیح مدل باشد. در مقاله حاضر، این امر با ورود متغیرهای مرتبط و جدید به مدل تعدیل شده است (چوی و یی،۲۰۰۹: ص ۱-۲)[2].

نو و یو (۲۰۰۸) در مقاله خود با عنوان اینترنت، نابرابری و رشد، با استفاده از داده‌های مربوط به ۶۰ کشور و در دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۲ و با بکارگیری روش پانل دیتا درصدد تعیین اثر اینترنت و نابرابری بر رشد اقتصادی در نمونه مورد نظر بودند. آنها برای این منظور مدل زیر را برآورد کردند.

(۶)

$$Growth_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta INTERNET_{i,t} + \beta_2 GINI_{i,t-1} + \beta_{12}(GINI_{i,t-1} \times \Delta INTERNET_{i,t}) + \beta_3 \ln Y_{i,t} + Z_{i,t}\gamma + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن $Growth_{it}$ نرخ رشد GDP ، $\Delta Internet_{it}$ تغییر در تعداد کاربران اینترنت بین دو سال مورد بررسی، $Gini_{it}$ ضریب جینی، $Gini_{it} \times \Delta Internet_{it}$ جمله تعاملی بین نابرابری درآمد و استفاده از اینترنت، LnY_{it} سطح ابتدایی درآمد(لگاریتم GDP حقیقی سرانه برای کشور i ام در طی دوره t-1) و Z_{it} بردار متغیرهای کنترل لحاظ شده در مدل می‌باشد. این مطالعه اشاره می‌کند که در کل، اینترنت لزوماً اثر مثبتی بر رشد اقتصادی نخواهد داشت و نابرابری درآمد اثر مثبت اینترنت بر رشد اقتصادی را تضعیف خواهد کرد. بدین دلیل که، شکاف دیجیتال که در اثر نابرابری درآمد رخ می‌دهد، مانع رشد اقتصادی خواهد شد. این بدان معناست که اثرات اقتصادی اینترنت می‌تواند با سیاست‌های توزیع مجدد درآمد و کاهش نابرابری درآمدی تقویت شود(نو و یو، ۲۰۰۸: ص۸-۱۰)[3].

کاتز و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های مربوط به سه کشور آمریکای لاتین شامل شیلی، مکزیک و ونزوئلا در دوره ۲۰۰۴-۲۰۰۸، میزان تاثیر اینترنت بر رشد اقتصادی در این کشورها را بررسی کرده و مدل زیر را برآورد کرده‌اند.

(۷)

$$(GDP\ growth)_{it} = B_0 + (GDP\ per\ capita)^{i}_{2000} + (Investment/GDP)_{it} + (Tertiary\ education\ level)_{it} + (Broadband\ penetration)_{it} + U_{it}$$

1. Robert Crandall, William Lehr and Robert Litan (2007)

2. Choi & Yi (2009)

3 . Noh & Yoo (2008)

آنها با برآورد مدل به این نتیجه رسیدند که اینترنت پهن باند اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد و یک درصد افزایش در نرخ نفوذ اینترنت، رشد اقتصادی را ۰,۰۱۷۸ درصد افزایش خواهد داد(کاتز و همکاران،۲۰۱۰:ص ۷-۱۰)[1] .

کوترومپیس(۲۰۰۹) نیز براساس داده‌های ۲۲ کشور عضو OECD و در طی دوره ۲۰۰۲-۲۰۰۷ و با استفاده از سیستم معادلات همزمان به بررسی تاثیرات اینترنت پهن باند بر رشد اقتصادی کشورهای مورد نظر پرداخت. وی در این مطالعه ٤ معادله تابع تولید، تقاضا برای زیرساخت‌های اینترنت پهن باند، عرضه زیرساخت‌های اینترنت پهن باند و معادله تولید زیر ساخت‌های اینترنت پهن باند را در نظر گرفت. نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در اینترنت پهن باند بازگشت سرمایه فزاینده داشته و رابطه بین اینترنت پهن باند و رشد اقتصادی مثبت است(کوترومپیس، ۲۰۰۹: ص ۵-۱۲)[2].

اولو-لوپز و آرامندیا-مونتا (۲۰۱۲) در قالب یک نمونه متشکل از٦٧٦ بنگاه فعال در صنعت شیشه، سرامیک و سیمان (با حداقل ۱۰ نفر کارکن) از ٦۰ کشور که به روش تصادفی انتخاب شده بود، به بررسی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر نوآوری و رقابت‌پذیری پرداختند. نتیجه مطالعه آنها نشان داد که استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات بنظر می‌رسد نوآوری و رقابت پذیری در این صنایع را تحریک کرده است (اولو-لوپز و آرامندیا-مونتا، ۲۰۱۲: ص٦-۹)[3].

کونگ وو (۲۰۱۱) با استفاده از کارهای تجربی انجام شده، به بررسی ارتباط بین فاوا و رشد اقتصادی در طی دوره ۱۹۹٦-۲۰۰۵ پرداخته و به این نتیجه رسیده است که بین رشد اقتصادی و فاوا در دوره مذکور ارتباط قوی وجود دارد. نتایج همچنین مؤید این است که اثر نهایی نفوذ اینترنت بیشتر از نفوذ موبایل و نفوذ موبایل نیز بیشتر از نفوذ کامپیوترهای خانگی بوده است (کونگ وو، ۲۰۱۱: ص ٤-۸)[4].

صباغ کرمانی و نجفی(۱۳۸٤) در مقاله‌ای با عنوان "تخمین تابع تقاضای اینترنت: مطالعه موردی شهر تهران" به بررسی عوامل مؤثر بر استفاده از اینترنت توسط خانوارهای شهر تهران پرداخته و با استفاده از روش احتمالاتی لوجیت و نمونه‌ای متشکل از ۳۸۵ خانوار، نتیجه می‌گیرند که میزان تحصیلات، بعد خانوار و جنسیت مذکر داشتن و نیز سطح درآمد بر تقاضای اینترنت اثر مثبت و سن و متوسط قیمت دسترسی، بر آن تأثیر منفی دارد (صباغ کرمانی و نجفی،۱۳۸٤: ص٦٦-۷۱)[5].

معمارنژاد و دیزجی(۱۳۸۹) با استفاده از داده‌های تلفیقی در دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۸، اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) بر تورم را در کشورهای منتخب بررسی کردند. نتایج حاکی از این بوده که اثر فاوا بر تورم در کشورهای منتخب عمدتا منفی و معنی‌دار (حداقل با ۹۰ درصد اطمینان) بوده و ضریب آن در دامنه بین(٤,٦۹-) الی(۱,٥٦-) قرار دارد (معمارنژاد و دیزجی، ۱۳۸۹،ص۱۹۸-۲۰۲)[6].

محمودزاده (۱۳۸۹) با استفاده از روش داده‌های تلفیقی در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۹٥، اثرات فاوا بر بهره‌وری کل را در ۳٤ کشور همگن مطالعه کرده و نتیجه می‌گیرد که سرمایه فاوا، سرمایه انسانی، باز بودن اقتصاد و نرخ پس انداز تاثیر مثبت و معنادار بر بهره‌وری کل دارند. بطوریکه با یک درصد افزایش سرمایه فاوا نسبت به کل سرمایه، بهره‌وری کل ۰,۱٥ درصد افزایش یافته است. فاوا از نظر زیرساخت، کاربری و سرریز داخلی نیز بر بهره‌وری کل تاثیر مثبت داشته و در مجموع یک درصد بهبود زیرساخت و کاربری می‌تواند بهره‌وری کل را بیش از ۰,۰۹ درصد افزایش دهد (محمودزاده، ۱۳۸۹: ص٥۳-٥۸)[7].

سپهردوست و خدایی(۱۳۸۸) در طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۰۹ و با استفاده از تابع تولید با کشش جانشینی ثابت و روش داده‌های تلفیقی، اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال در

1 .Katz et al. (2010)
2. Koutroumpis (2009)
3. Andrea Ollo-Lopez and Elena Aramendia-Muneta (2012)
4. Khuong M. Vu (2011)
5. Sabbag Kermany & Najafi (2005)
6. Memarnezhad & Dizaji (2010)
7. Mahmudzadeh (2010)

کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی را بررسی کرده و نتیجه گرفتند که فناوری اطلاعات و ارتباطات اثر مثبت و معنادار بر اشتغال در کشورهای منتخب دارد. البته میزان تاثیرگذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال در گروه کشورهای نفتی بیشتر از گروه کشورهای غیرنفتی عضو این سازمان بوده است (سپهردوست و خدایی، ۱۳۸۸:ص۲۷-۳۱)[1].

مجید محمودی و الهه محمودی (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با عنوان" تاثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات روی اشتغال بخش خدمات در ایران "، با استفاده از روش ARDL ، تاثیر ICT بر اشتغال را بررسی و برای دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰ تابع تقاضای نیروی کار را استخراج و تخمین زده‌اند. نتایج مطالعه نشان داد که ICT اثر مثبت و معنادار بر اشتغال بخش خدمات دارد (مجید و الهه محمودی، ۱۳۹۰: ص۵۶۲-۵۶۸)[2].

٤- فرضیه های تحقیق

اثرات اقتصادی اینترنت بصورت تئوریکی و در مطالعات تجربی مختلف ارائه شد. اکنون می‌توان مطالعه‌ای را برای تایید یا رد نتایج این مطالعات و تئوری‌ها انجام داد. از این رو، این مطالعه با استفاده از جدیدترین داده‌ها و با بکارگیری روش پانل دیتا سعی دارد این فرضیه را آزمون کند که اینترنت اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارد.

٥- روش انجام پژوهش

٥-١- تصریح مدل

در این بخش با توجه به مطالب بیان شده، برای مطالعه اثر اینترنت بر رشد اقتصادی فرم تبعی زیر در نظر گرفته شده است.

$$GDPGrowth = f(\overset{+}{K},\overset{+}{L},\overset{+}{EDU},\overset{+}{INT},\overset{-}{INF},\overset{-}{GGC},\overset{+}{TO},\overset{-}{GDP}(-1)) \qquad (٨)$$

که در آن علامت‌های مثبت و منفی، اثرات مورد انتظار متغیرها بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه قبل از برآورد مدل می‌باشد. در این مدل، رشد تولید ناخالص داخلی کشور iام در سال t، تابعی از سطح سرمایه فیزیکیK ، نیروی کار L، سرمایه انسانیH (متغیر آموزشEDU)، سطح تورمINF، میزان دسترسی به اینترنتINT ، مخارج مصرفی دولتGGC و میزان باز بودن تجاریTO کشور می باشد.

می‌توان فرم تبعی معادله (۸) را خطی کرد. از آنجا که از داده‌های پانل برای برآورد مدل استفاده می‌شود، لذا مدل خطی بصورت زیر خواهد بود.

(۹)

$$GDP\ \ Growth_{it} = \alpha + \beta_1 K_{it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 GGC_{it} + \beta_4 INT_{it} + \beta_5 INF_{it} + \beta_6 TO_{it} + \beta_7 GDP_{i,t-1} + \vartheta_{it}$$

٥-٢- متغیرها و روش تحقیق

در این مقاله، از داده‌های بین کشوری۱٤۰ کشور در طی دوره ۲۰۱۰- ۱۹۹۵ استفاده شده و در ادامه مدل مورد نظر با استفاده از تکنیک پانل دیتا و نرم افزار Eviews.7 برآورد شده است. کشورهای مدنظر در این مدل بر این اساس انتخاب شده‌اند که در دوره مورد مطالعه، داده‌ها و آمار مربوط به مدل در مورد آنها موجود بوده است. اطلاعات و داده‌های مربوط به تمامی متغیرها از پایگاه آماری بانک جهانی(۲۰۱۲)[3] استخراج شده است. در مدل برآورد شده متغیرها بصورت زیر تعریف شده‌اند.

$GDPGrowth_{it}$: رشد تولید ناخالص داخلی سرانه کشور i ام در زمان t.

K_{it} : موجودی سرمایه کشور iام در زمان t که با تشکیل سرمایه ناخالص (بعنوان درصدی از GDP) اندازه‌گیری شده است.

L_{it} : متغیر نیروی کارکشور iام در زمان t(برحسب میلیون

1. Sepehrdust & Khodayi (2009)
2. Mahmudi & Mahmudi (2011)
3. World Bank Database

نفر)

EDU_{it}: مخارج آموزشی سرانه کشور iام در زمان t

INT_{it}: تعداد کاربران اینترنت کشور iام در زمان t(بصورت سرانه)

INF_{it}: نرخ تورم کشور iام در زمان t(براساس شاخص قیمتی مصرف‌کننده)

TO_{it}: درجه باز بودن تجاری کشور iام در زمان t که از تقسیم مجموع حجم تجارت (صادرات و واردات) به GDP بدست آمده است.

$GDP_{i,t-1}$: مقدار با وقفه تولید ناخالص داخلی سرانه کشور i ام در زمان t

اندیس i مربوط به کشورها بوده($i=1,2,3,...,140$) و t نیز بعد زمانی داده‌هاست($t=1995-2010$). ϑ_{it} هم جمله خطاست که شامل اثرات مربوط به کشورها(η_i)، اثرات زمانی(μ_t) و جمله اخلال معادله(ε_{it})می‌باشد.

٦- برآورد مدل

قبل از برآورد مدل، برای جلوگیری ازکاذب (ساختگی) بودن رگرسیون برآوردی ابتدا آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی یا نامانایی متغیرهای مدل انجام می‌شود. برای این کار، آزمون‌های متعددی در نرم افزار Eviews تعبیه شده است. در این بخش، آزمون ریشه واحد برای تمامی متغیرهای لحاظ شده در مدل اعمال شده و نتایج آن در جدول(۲) گزارش شده است.

می‌توان مشاهده کرد که مقدار با وقفه تولید ناخالص داخلی سرانه، تعداد کاربران اینترنت، درجه باز بودن تجاری و نیروی کار در سطح متغیرها نامانا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. بعبارت دیگر متغیرهای ذکر شده ریشه واحد دارند. لذا در ادامه بایستی از همجمع بودن[1] متغیرهای مدل اطمینان حاصل کنیم. زیرا در صورت همجمع نبودن متغیرهای مدل، رابطه بدست آمده بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مدل جعلی و ساختگی خواهد بود.

جدول (۲): بررسی مانایی یا نامانایی متغیرهای مدل

تفاضل مرتبه اول	سطح متغیر	متغیر	وضعیت
–	مانا	رشد تولید ناخالص داخلی سرانه	بدون عرض از مبدأ و روند
–	مانا	موجودی سرمایه	با عرض از مبدأ
مانا	نامانا	نیروی کار	با عرض از مبدأ
–	مانا	امید به زندگی	با عرض از مبدأ
مانا	نامانا	درجه باز بودن تجاری	با عرض از مبدأ
–	مانا	مخارج آموزشی	با عرض از مبدأ
مانا	نامانا	کاربران اینترنت	بدون عرض از مبدأ و روند
–	مانا	تورم	با عرض از مبدأ
مانا	نامانا	مقدار باوقفه تولید ناخالص داخلی سرانه	بدون عرض از مبدأ و روند
–	مانا	مخارج مصرفی دولت	با عرض از مبدأ

منبع: یافته‌های پژوهش

در این مطالعه، برای اطمینان از همجمع بودن متغیرها، از آزمون همجمعی پانل دیتای پدرونی[2](۱۹۹۹و۱۹۹۷) استفاده می‌شود. پدرونی آماره‌های متعددی را براساس پسماندهای رگرسیون همجمعی انگل و گرنجر(۱۹۸۷) ارائه کرده است. آزمون‌های پیشنهاد شده توسط وی طوری هستند که ناهمگنی‌های موجود بین مقاطع را در نظر می‌گیرند. با فرض وجود N مقطع که هر کدام از آنها M رگرسور و T مشاهده دارند، می‌توان مدل بلندمدت را بصورت زیر نوشت:

(۱۰)

$$Y_{it}=\alpha_i+\lambda_i t+\beta_{1i}X_{1,it}+\beta_{2i}X_{2,it}+\ldots+\beta_{mi}X_{m,it}+\varepsilon_{it}$$
$$t=1,\ldots,T \quad i=1,\ldots N$$

معادله بالایی نشان می‌دهد که کلیه ضرایب و به تبع آن بردارهای همجمعی در بین مقاطع تغییر می‌کند و از این رو،

1. Cointegration

2. Pedroni Panel Cointegration Test

مدل ناهمگنی[1] بین مقاطع را در نظر می‌گیرد . فرضیه صفر در این آزمون بیان می‌کند که در هر مقطع، متغیرهای آن همجمع نیستند. فرضیه مقابل فرضیه صفر نیز اشاره به این دارد که برای هر مقطع، یک بردار همجمعی وجود دارد. یکی از خصوصیات خوب این آزمون این است که لزومی ندارد این بردارها برای تمام مقاطع یکسان باشند. زیرا بردارهای همجمعی اکیداً همگن نیستند. پدرونی هفت آماره همجمعی پانل را ارائه کرده است که چهار نوع از این آماره‌ها، آماره‌های همجمعی پانل[2] بوده و سه نوع دیگر آن نیز آماره‌های همجمعی پانل میانگین گروهی[3] هستند. این هفت آماره عبارتند از:

۱- آماره v پانل(Z_v)

(۱۱)

$$Z_v = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1}$$

۲- آماره ρ پانل(Z_ρ)

(۱۲)

$$Z_\rho = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1} \times \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right)$$

۳- آماره t ناپارامتریک پانل(PP)یا (Z_{pp})

(۱۳)

$$Z_{pp} = \left(\sigma^2 \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1/2} \times \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right)$$

٤- آماره t پارامتریک پانل(ADF) یا(Z_t)

(۱٤)

$$Z_t = \left(\hat{S}^{*2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*} \Delta \hat{e}_{i,t}^{*}$$

۵- آماره ρ گروهی($\tilde{Z}_\rho$)

(۱۵)

$$\tilde{Z}_\rho = \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \hat{e}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1} \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right)$$

٦- آماره t ناپارامتریک گروهی(PP) یا ($\tilde{Z}_{pp}$)

(۱٦)

$$\tilde{Z}_{pp} = \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{\sigma}^2 \sum_{t=1}^{T} \hat{e}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right)$$

۷- آماره t پارامتریک گروهی(ADF) یا ($\tilde{Z}_t$)

(۱۷)

$$\tilde{Z}_t = \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \hat{S}_i^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^{T} \hat{e}_{i,t-1}^{*} \Delta \hat{e}_{i,t}^{*}$$

آماره‌های آزمون پدرونی(۱۹۹۹،۲۰۰٤) بطور مجانبی توزیع نرمال استاندارد دارند. در بین این آزمون‌ها، تنها آزمون نسبت واریانس(Z_v) آزمون یک طرفه و دامنه راست بوده و سایر آزمون‌ها نیز یک طرفه دامنه چپ می باشند. از این رو، برای تمامی آنها، با فرض سطح اطمینان ۵ درصد، مقدار بحرانی(۱،٦٤-) است. به استثنای آماره نسبت واریانس که در سطح اطمینان ۵ درصد مقدار بحرانی ۱،٦٤ خواهد داشت. بعبارت دیگر، اگر آماره آزمون کمتر از ۱،٦٤- (یا برای آماره نسبت واریانس بیشتر از ۱،٦٤) باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی رد خواهد شد. پدرونی نشان داده است که به لحاظ توان آزمون، آزمون ADF گروهی توان بیشتری داشته و بعد از آن آزمون ADF پانل بیشترین توان را داراست. برای مدل‌های مورد برآورد، آزمون همجمعی پدرونی انجام شده و نتایج آن در جدول(۳) ارائه شده است.

1. Heterogeneity
2. Panel Cointegration Statistics
3. Mean Group Panel Cointegration Statistics

جدول (۳): نتایج آزمون همجمعی پانل پدرونی

	مدل شماره یک		مدل شماره دو		مدل شماره سه	
	Panel	Group	Panel	Group	Panel	Group
Variance ratio	*-٦,٦٩	-	*-٦,٥		*-٧	-
Rho statistic	*١٦,٩	*٢١,٩	*١٣,٩٦	*٢٠	*١٦,٣٦	*٢٢,١٩
PP statistic	*-١٤,١٦	*-٢٥	*-١٩,١٧	*٢٧,٢٥	*-١١,٧	*-٢٢,٢٥
ADF statistic	*-١,٨٩	*-١,٨٩٧	*-٥	*٤,٧٧	٠,٠٥٨	*٢,٢

*: فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی در سطح معناداری ۵ درصد رد می‌شود.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (٤): نتایج برآورد مدل

متغیر	مدل یک	مدل دو	مدل سه	مدل چهار
عرض از مبدا	٨,٨٣ (٨,٣١) *	٨,٥٣ (٧,٤٤) *	٤,٥٩ (٤,٠١) *	٨,٢ (٧,٢٩) *
موجودی سرمایه	٠,٢١٩ (١١,٦٣) *	٠,٢١ (١٠,٨) *	٠,١٧٦ (٩,٢١) *	٠,١٩٦ (١٠,٣١) *
نیروی کار		٠,٠٢٩٦ (١,٥٨) **		٠,٠٣٣ (١,٨٩) **
کاربران اینترنت	٢,٨ (٣,٢٢) *	٢,٦٥ (٣) *	١,٣٢ (١,٥١) **	١,٦٢ (١,٨٨) **
تورم	-٠,٠٠٨٨ (-٢,٦٢)*	-٠,٠٠٨٩٢ (-٢,٦٤) *	-٠,٠١٠ (-٣,١٤٢) *	-٠,٠٠٩٦٩ (- ٢,٩٩) *
مخارج مصرفی دولت	-٠,٣٢ (-٧,٣٩) *	-٠,٣٣٥ (-٧,٤١) *	-٠,٣١٣ (-٧,٢٧) *	-٠,٣٨٢ (-٨,٤٢) *
درجه باز بودن تجاری			٠,٠٦٤ (٩,١٣) *	
مقدار باوقفه تولید ناخالص داخلی سرانه	-٠,٠٠٠٨٧٤ (-٨,٦٢) *	-٠,٠٠٠٨٥٤ (-٨,٤١) *	-٠,٠٠٠٩٢ (-٩,٢٣) *	-٠,٠٠٠٩٢٣ (-٨,٤٤) *
مخارج آموزشی				٠,٠٠٠٠٥٣٧ (٤,٠٦) *
ضریب تعیین ضریب تعیین تعدیل شده	٠,٣٨ ٠,٣٣	٠,٣٨٥ ٠,٣٣٥	٠,٤١ ٠,٣٦	٠,٣٧٢ ٠,٣٢١
آماره F لیمر آماره هاسمن	***(٠,٠٠٠)٤,٤٩٥ ***(٠,٠٠٠)١٠٨,١٥	***(٠,٠٠٠)٤,٥٦ ***(٠,٠٠٠)١٠٧,٩٦	***(٠,٠٠٠) ٥,٢١ ***(٠,٠٠٠)١٧١,٧٤	***(٠,٠٠٠)٤,٢٥ ***(٠,٠٠٠)٩٩,٤٨

*: اعداد داخل پرانتز ، آماره t مربوط به ضریب هر متغیر بوده و معنادار بودن آنها را نشان می‌دهد

**: این ضرایب در سطح اطمینان ۱۰ درصد، معنادار می‌باشند

***: اعداد بیرون و داخل پرانتز بترتیب مقدار آماره آزمون و Prob مربوط به آن را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های پژوهش

اکنون می‌توان با استفاده از سطح متغیرها، مدل مدنظر را برآورد کرد. در این بخش، با توجه به اینکه چه متغیرهایی در مدل قرار گیرند، چهار مدل برآورد خواهد شد. مدل‌های مورد مطالعه را می‌توان بصورت Pooled یا Panel تخمین زد، لذا برای تشخیص این امر از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون تخمین مدل بصورت Pooled می‌باشد. برای انجام این آزمون، ابتدا مدل را بصورت اثرات ثابت تخمین زده و بعد از آن آزمون زاید بودن اثرات ثابت را انجام می‌دهیم. این آزمون در نرم افزار Eviews انجام شده و نتایج آن در جدول(٤) آورده شده است. نتایج آزمون حاکی از آن است که می‌توان فرضیه صفر را رد کرده و مدل را بصورت پانل دیتا تخمین زد.

اکنون در گام دوم بایستی تعیین شود که کدام روش (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) برای تخمینPanel مناسب می‌باشد. برای این کار نیز از آزمون هاسمن(۱۹۸۰)[1] استفاده می‌شود. در آزمون هاسمن فرضیه صفر به معنای این است که بین جزء اخلال معادله و متغیرهای توضیحی هیچ ارتباطی وجود ندارد و در واقع مستقل از یکدیگر می‌باشند. این در حالی است که فرضیه مقابل به این معنی است که بین جزء اخلال و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد. با توجه به اینکه در هنگام وجود همبستگی بین جزء اخلال و متغیرهای توضیحی، ضرایب تورش‌دار و ناسازگار می‌شوند. پس در صورت رد فرضیه صفر بهتر است که از روش اثرات ثابت استفاده شود. نتایج این آزمون نیز به همراه نتایج برآورد هر یک از مدل‌ها در جدول (٤) آورده شده است.

نتایج ارائه شده در مدل شماره یک، یافته‌های مطالعه چوی و یی (۲۰۰۹) را تایید می‌کند. همانطور که مشاهده می‌شود، با ثابت بودن سایر عوامل، دسترسی به اینترنت در دوره زمانی ۱۹۹۵- ۲۰۱۰ بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب تاثیر مثبت دارد. تورم و مخارج مصرفی دولت نیز بدلیل بی ثبات جلوه دادن اقتصاد و منحرف کردن مخارج دولتی به سمت اهداف غیرتولیدی، اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین در این مدل علامت مربوط به متغیر با وقفه تولید ناخالص داخلی سرانه منفی بوده و بدین ترتیب فرضیه همگرایی را تایید می‌کند. موجودی سرمایه نیز نقش مثبت و به لحاظ آماری معنادار بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. میزان آماره F لیمر نشان می‌دهد که بایستی مدل بصورت پانل تخمین زده شود. همچنین آماره آزمون هاسمن نیز بیان می‌کند که بایستی روش برآورد اثرات تصادفی رد شده و مدل بصورت اثرات ثابت برآورد شود.

در مدل شماره دو، متغیر نیروی کار (برحسب میلیون نفر) به تحلیل اضافه شده است. در اینجا نیز با ثابت بودن سایر عوامل، اینترنت تاثیر مثبت و معناداری بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. ضریب مربوط به نیروی کار هم مثبت بوده و در سطح اطمینان ۱۰ درصد، معنادار می باشد. ضریب مربوط به سایر متغیرهای ملحوظ در مدل، در سطح اطمینان ۵ درصد معنادار هستند. بطوریکه تورم، موجودی سرمایه و مخارج مصرفی دولت بترتیب بر رشد اقتصادی تاثیر منفی، مثبت و منفی دارند. براساس آماره F لیمر و آماره آزمون هاسمن نیز مدل بصورت پانل و اثرات ثابت برآورد شده است.

در مدل شماره سه، اثر باز بودن تجاری یک کشور بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه آن، در کنار اینترنت و سایر متغیرها، بررسی شده است. همانطور که از نتایج جدول مشخص است، باز بودن تجاری یک کشور تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی آن دارد. در این مدل، اینترنت نیز با ثابت بودن سایر عوامل، تاثیر مثبت بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه داشته که در سطح اطمینان۱۰ درصد معنادار است. ضرایب مربوط به تورم، موجودی سرمایه و مخارج مصرفی دولت نیز علایم مورد انتظار را دارا هستند. همچنین براساس آماره آزمون F لیمر و آماره آزمون هاسمن، فرضیه صفر در هر دو آزمون پذیرفته نشده و مدل بصورت پانل دیتا با اثرات ثابت برآورد شده است.

1. Hausman (1980)

در مدل شماره (٤)، مخارج آموزشی سرانه نیز بعنوان متغیر توضیحی در مدل لحاظ شده است. نتایج برآورد مدل در این شرایط نشان می‌دهد که مخارج سرانه آموزش تاثیر مثبت (هرچند اندک) و معنادار بر رشد اقتصادی داشته و اینترنت نیز در دوره مدنظر و با ثابت بودن سایر عوامل، بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه این کشورها تاثیر مثبت و معنادار (در سطح اطمینان ۱۰ درصد) دارد.

۷- نتیجه‌گیری

در این مقاله اثر اینترنت بر رشد اقتصادی مطالعه شده است. برای این کار، داده‌های مربوط به ۱٤۰ کشور در بازه زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۰ جمع آوری شده و مدل بصورت پانل دیتا برآورد شده است. قبل از برآورد مدل، آزمون ریشه واحد و آزمون همجمعی پدرونی برای متغیرهای مدل انجام شده است. برای برآورد تمامی مدل‌ها نیز، آزمون F لیمر و آزمون هاسمن انجام شده و براساس آنها، تمامی مدل‌ها بصورت پانل و با اثرات ثابت تخمین زده شده است. نتایج برآورد مدل ضمن تایید یافته‌های مطالعه چوی و یی(۲۰۰۹)، نشان می‌دهد که دسترسی به اینترنت در کشورهای منتخب و با ثابت بودن سایر عوامل در دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۰، بر رشد اقتصادی تاثیر مثبت دارد. زیرا اینترنت می تواند با کاراتر کردن فرایندهای اقتصادی و مالی، ضمن ارتقای بهره‌وری، سطح تولید کل اقتصاد را بالا برده و منجر به رشد اقتصادی شود. تورم نیز بعنوان نمادی از وضع نابسامان اقتصادی، بر رشد تولید اثر منفی داشته و مخارج مصرفی دولت نیز بدلیل منحرف کردن مخارج دولت به زمینه‌های غیرتولیدی و غیرمولد، اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. علاوه بر این، نتایج برآورد مدل حاکی از آن است که فرضیه همگرایی در ادبیات رشد اقتصادی در این مطالعه نیز تایید شده و علامت مربوط به متغیر باوقفه تولید ناخالص داخلی سرانه منفی است. همچنین، ضرایب مربوط به موجودی سرمایه، مخارج آموزشی و باز بودن تجاری نیز همگی مثبت بوده و به لحاظ آماری معنادار می‌باشند.

منابع:

Aghion, P. and Howitt, P. (1998), "Endogenous Growth Theory", MIT Press, Cambridge.

Barro, R. J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", The Quarterly Journal of Economics, 106(2), pp. 407-443.

Barro, R.J. (1995),"Inflation and Economic Growth", NBER Working Paper, No. 5326.

Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X. (1995), "Economic Growth", New York, McGraw-Hill.

Cette, G., Mairesse, J. and Kocoglu, Y. (2005), "ICT Diffusion and Potential Output Growth", Economic Letters 87, PP. 231–234.

Chaharband, F. and Momeni, F. (2011), "Challenges and Perspectives in knowledge Based Development in Iran: Basic Education Approach", Quarterly Journal of Economic Growth and Development, 1(4), 75-116.

Choi, C. (2003), "Does the Internet Stimulate Inward FDI?", Journal of Policy Modeling, 25, pp. 319–326.

Choi, C. (2003), "The effect of the Internet on Service Trade", Economic Letters, 109, pp. 102–104.

Choi, C. and Yi, M.H. (2009), "The Effect of the Internet on Economic Growth: Evidence from Cross-Country Panel Data", Economic Letters, 105, pp. 39–41.

Clarke, R.G. (2008), "Has the Internet Increased Exports for Firms from Low and Middle-Income Countries?", Information Economics and Policy, 20, pp. 16–37.

Fornefeld, M. Delaunay, G. and Elixmann, D. (2008), "The Impact of Broadband on Growth and Productivity", A study on behalf of the European Commission (DG Information Society and Media).

Freund, C. and Weinhold, D. (2002), "The Internet and International Trade in Services", American Economic Review, 14, pp. 236– 240.

Freund, C.L. and Weinhold, D. (2004), "The Effect of the Internet on International Trade", Journal of International Economics, 62, pp.171–189.

Grossman, G.M. and Helpman, E. (1991), "Quality Ladders in the Theory of Growth", The

Review of Economic Studies, 58(1), PP. 43-61.

Jalava, J. and Pohjola, M. (2007), "ICT as a Source of Output and Productivity Growth in Finland", Telecommunications Policy, 31, pp. 463–472.

Katz, R.L. and Avila, G. (2010), "The Impact of Broadband Policy on Economy", Proceedings of the 4th ACORN-REDECOM Conference, Brasilia.

Katz, R.L., Vaterlaus. S., Zenhausern, P. and Suter, S. (2010),"The Impact of Broadband on Jobs and the German Economy", Intereconomics 45(1), pp. 45-62.

Kolko, J. (2012), "Broadband and Local Growth", Journal of Urban Economics, 71, pp. 100–113.

Koutroumpis, A. (2009), "The Economic Impact of Broadband on Growth: A Simultaneous Approach", Telecommunications Policy, pp. 471-485.

Krueger, A.B. (1993), "How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Micro Data 1984–1989", Quarterly Journal of Economics, 108, pp. 33–60.

Kuznets, S. (1966), "Modern Economic Growth: Rate, Structure, and Spread", New Haven, Yale University Press.

Litan, R.E. and Rilvin, A.M. (2001), "Projecting the Economic Impact of the Internet", American Economic Review, 91, pp. 313–317.

Mahmudi, M. and Mahmudi, E. (2011), "Impact of Information and Communication Technology on Service Sector Employment in Iran", Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 19 (58), PP.213-236.

Mahmudzadeh, M. (2010), "The Efects of Information and Communication Technology on Total Factor Productivity in Selected Developing Countries", Trade Studies, 15(57), PP. 29-64.

Memarnezhad, A. and Dizaji, M. (2010), "Impact of Information and Communication Technology on Inflation in Selected Countries, Journal of beyond Management, 4(14), PP.183-209.

Michael, D., Ruan, F., Tsang, A. and Yin, W. (2011), "How the Internet Is Transforming Hong Kong's Economy", The Boston Consulting Group.

Noh, Y. and Yoo, K. (2008), "Internet, Inequality and Growth", Journal of Policy Modeling, 30(6), pp. 1005-1016.

Ollo-Lopez, A. and Aramendia-Muneta, M.E. (2012), "ICT Impact on Competitiveness, Innovation and Environment", Telematics and Informatics, 29, PP. 204–210.

Pedroni, P. (1997), "Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an application to the PPP hypothesis: new Results, Indiana University, Working Paper in Economics.

Pedroni, P. (1999), "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels, Advances in Econometrica, 57, 1361-1401.

Romer, P.M. (1990), "Endogenous Technological Change", The Journal of Political Economy, 98(5), PP. S71-S102.

Sabbagh Kermany, M. and Najafi, N. (2005), "Estimation of Internet Demand: the Case of Tehran", Journal of Trade Studies, 9(36), PP.53-74.

Sepehrdust, H. and Khodayi, H. (2009), "The Effects of Information and Communication Technology on Employment in Selected OIC Countries", Journal of New Economics and Commerce, 5(19-20), PP. 17-35.

Shideler, D., Badasyan, N. and Taylor, L. (2007), "The Economic Impact of Broadband Deployment in Kentucky", Federal Reserve Bank of St. Louis, Regional Economic Development, 3(2), pp. 88-118.

Vu, K.M. (2011), "ICT as a Source of Economic Growth in the Information Age: Empirical Evidence from the 1996 to 2005 Period", Telecommunications Policy, 35, PP. 357–372.

بررسی و پیش‌بینی بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی ایران با رویکرد شبکه عصبی GMDH

Instability of Export and Economic Growth in Iran: Estimation and Predication from the Perspective of GMDH Neural Network

دکتر جهانگیر بیابانی [*]، دکتر اصغر ابوالحسنی هستیانی [**]، دکتر بیتا شایگانی [***]، مهدی حقگو [****]

دریافت: ۱۳۹۱/۶/۱۵ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۱/۳۰

چکیده:

اهمیت و نقش صادرات در رشد و توسعه اقتصادی و تأثیر آن بر بخش‌های اقتصادی مسئله بسیار مهم و گسترده‌ای است که در حال حاضر مورد توجه بسیاری از اندیشمندان اقتصادی واقع شده و در سایر حوزه‌های علوم نیز گسترش قابل ملاحظه‌ای داشته است. در این راستا کشورهای در حال توسعه به دلیل بهره‌مندی از مزیت‌های نسبی و فراوانی نهاده‌ها و منابع اولیه تولید، از تخصص‌های اولیه اقتصادی برخوردار بوده و تخصص گرایی بین‌المللی در کالا برای این کشورها منجر به وابستگی شدید اقتصاد آن کشور به درآمدهای صادراتی آن کالا می‌شود که به دلیل غیر قابل پیش‌بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی نوسانات شدید آن منجر به نوسان و بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی شده که خود دارای اثر منفی و گاهی مثبت بر کل اقتصاد خواهد بود و نتیجه آن در بی‌ثباتی درآمد ملی و رشد اقتصادی متبلور می‌شود. به همین منظور در این مطالعه رابطه بی ثباتی درآمدهای حاصل از صادرات و رشد اقتصادی در ایران بررسی می‌شود زیرا، با شناخت و درک صحیح از ماهیت و علل بی‌ثباتی می‌توان در جهت رفع و یا هدایت آن به بخش‌هایی که اثرات جانبی کمتری به همراه دارد اقدام و از پیامدهای آن بر کل اقتصاد جلوگیری و یا محدود نمود. لذا با بهره‌گیری از مدل رشد سنت لوئیس اطلاعات سری زمانی سالهای ۱۳۸۹-۱۳۵۵ و با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی گسترده (ARDL)، ضمن بررسی اثرات حاصل از بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی مدلی را برای پیش‌بینی بی‌ثباتی صادرات از طریق شبکه عصبی مصنوعی ارائه می‌دهد. نتایج این مطالعه مبین قدرت بالای تشخیص پیش‌بینی بی‌ثباتی صادرات از طریق شبکه‌های عصبی مصنوعی و اثر کاهشی آن برای رشد اقتصادی بوده است.

کلمات کلیدی: بی‌ثباتی صادرات، رشد اقتصادی، شبکه عصبی GMDH و شاخص بی‌ثباتی.

طبقه‌بندی JEL: O40, F43, E23.

* استادیار دانشگاه پیام نور مرکز تهران
Email: jbiabani2000@yahoo.com

** استادیار دانشگاه پیام نور مرکز تهران
Email: abolhasani2003@yahoo.com

*** استادیار دانشگاه پیام نور مرکز تهران
Email: pnu.shayegani@yahoo.com

**** دانشجوی دکتری دانشگاه پیام نور مرکز تهران
Email: m_haghgou2009@yahoo.com

*Jahangir Biyabani (Ph.D.)[*], Asghar Abolhassani Hastiyani (Ph.D.)[**], Bita Shayegani [***], Mahdi Haghgou [****]

Received: 5/Sep/2012 Accepted: 18/Feb/2013

Abstract:

The important role of export in economic growth and development and its impact on different economic sectors constitute a broad and significant issue upon which a large number of economists have been concentrating their minds, and has even branched out extensively into other scientific fields. In this regard, developing countries benefit from potential endowments due to relative advantages and huge amount of resources and have expertise in raw materials production and international specialization has led these countries to be dependent on raw materials export earnings. Likewise, considering that export's commodity prices are unpredictable, their fluctuations lead to export earnings be violated. Consequently, the economy as a whole would negatively or positively be affected and these result in instability of economic growth. For this purpose, this study aims at investigation of relationship between export earnings' volatilities and economic growth. Therefore, using estimation of St. Louis growth model over period 1976-2010, and Auto-Regression Distributed Lags (ARDL), effects of export earnings' volatilities on economic growth was evaluated. The findings of this study indicate significant negative impact of export earnings' volatilities on economic growth.

Keywords: Export Instability, Economic Growth, GMDH, Ieural Network, Instability Index.

JEL: E23, F43, O40.

* Assistant Professor, Tehran Payam Noor University, Tehran, Iran. Email: jbiabani2000@yahoo.com

** Assistant Professor, Tehran Payam Noor University, Tehran, Iran. Email: abolhasani2003@yahoo.com

*** Assistant Professor, Tehran Payam Noor University, Tehran, Iran. Email: pnu.shayegani@yahoo.com

**** Ph.D. Student in Economics, Tehran Payam Noor University, Tehran, Iran.Email: m_haghgou2009@yahoo.com

۱- مقدمه

بررسی و مطالعه صادرات در اقتصاد ایران و تأثیر آن بر بخش‌های اقتصادی مسئله‌ای بسیار مهم می‌باشد که حتی گسترش آن در حوزه‌های دیگر مانند جامعه شناسی، علوم سیاسی و حتی مسایل فنی بسط قابل ملاحظه‌ای داشته است. طبق نظریه بالاسا (۱۹۸۵)[1] مواردی نظیر مدیریت مؤثر، بهبود در تکنولوژی تولید و تخصص در رقابت همراه با گسترش صادرات، موجب سرعت بخشیدن به رشد اقتصادی می‌شوند. درآمد ناشی از صادرات به ویژه در کشورهای نفت‌خیز نظیر ایران سهم قابل ملاحظه‌ای در وضعیت اقتصادی کشور دارد (کمیجانی و حاجی، ۱۳۹۱: ص ۱۱-۱۰). این درآمدها از سویی سهم عمده‌ای از نیازهای ارزی کشور را تأمین می‌نماید و از سوی دیگر تأمین کننده اصلی مخارج دولت است. اصولاً در چنین کشورهایی برنامه‌ریزی رشد نیاز شدید به چنین درآمدهایی دارد. تحقق نیافتن درآمدهای پیش‌بینی شده می‌تواند قسمتی از برنامه‌های رشد را تعطیل نماید و در عمل مانع دستیابی اقتصاد به نرخ رشد مورد انتظار گردد. در چنین شرایطی است که بی‌ثباتی صادرات با رشد اقتصادی رابطه منفی پیدا می‌کند. از سوی دیگر ممکن است در شرایطی رابطه یاد شده مثبت گردد، به این صورت که هرگاه عامل بی‌ثباتی به یک شرط نااطمینانی منجر گردد که سبب کاهش مصرف و در مقابل افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری شود، نتیجه آن رشد اقتصادی است. افزایش درآمدهای صادراتی بیش از مقادیر پیش‌بینی شده (که روند با ثبات تعریف می‌گردد) نیز ممکن است نتایج متفاوتی را به دنبال داشته باشد. مازاد درآمدهای ایجاد شده می‌تواند به افزایش توان اقتصادی کشور منجر گردد و به طرح و برنامه‌هایی اختصاص پیدا کند که به رشد بیشتر کشور بیانجامد و از سویی دیگر ممکن است کشور را در دام برنامه‌های بلندپروازانه گرفتار نماید و سبب شود که عدم تعادل‌های اقتصادی نظیر کسری بودجه، کسری تراز پرداخت‌ها، کسری بازرگانی خارجی و حتی شکاف سرمایه‌گذاری- پس‌انداز بیشتر گردد.

هدف اصلی این تحقیق یافتن تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی می‌باشد زیرا با درک صحیح و شناخت درست ماهیت و عمل بی‌ثباتی می توان در جهت رفع و یا هدایت آن به بخش‌هایی که اثرات جانبی کمتری به بار می‌آورد اقدام و از پیامدهای آن بر کل اقتصاد جلوگیری کرده و یا آنها را محدود نمود. لذا تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران با استفاده ار مدل خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی[2] ومقایسه آن با شبکه عصبی مصنوعی با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۵ مورد بررسی قرار خواهد گرفت و به موجب آن تعیین خواهد شد که:

- آیا بی‌ثباتی صادرات تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی در کشور ایران دارد؟
- آیا تأثیر این بی‌ثباتی‌ها در بلند مدت متفاوت از اثرات آن در کوتاه‌مدت است؟
- آیا پیش‌بینی شبکه‌های عصبی دقیق‌تر از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی می‌باشد؟

در ادامه به بررسی برخی از مطالعات صورت گرفته در حوزه تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی و همچنین برخی مطالعات پیرامون کاربرد شبکه های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی تغییرات اقتصادی می‌پردازیم.

ابراهام[3] (۲۰۰٤) در مطالعه‌ای تحت عنوان "بی‌ثباتی صادرات و رشد اقتصادی در اتیوپی" رابطه یاد شده را طی دوره ۲۰۰۲-۱۹٦٦ با استفاده از داده‌های سری زمانی مورد بررسی قرار داده است. وی در این تحقیق با استفاده از فرم ساختاری معادله رشد درون زا و بهره‌گیری از شاخص بی‌ثباتی صادرات که از طریق تکنیک همگرائی حاصل می‌شود، تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی را در دو مقطع کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد آزمون قرار داده است. نتایج حاصل نشان‌دهنده تأثیر منفی بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی بوده به طوریکه این تأثیر در کوتاه‌مدت همواره بیشتر از تأثیر آن در بلندمدت

1. Balasa (1985)

2. Auto Regressive Distributed Lags (ARDL)
3. Abraham (2004)

بوده است.

مرزبان و همکاران[1] (۲۰۰٤) در مطالعه خود مدل‌های اقتصادسنجی ساختاری را با شبکه‌های عصبی مصنوعی جهت پیش‌بینی نرخ ارز در ایران مورد قیاس و آزمون قرارداده‌اند و نتایج نشان‌دهنده عملکرد مطلوب شبکه‌های عصبی مصنوعی و ارجحیت این روش بر سایر مدلهای به کار گرفته شده در این مطالعه بوده است.

هادیان و پارسا (۲۰۰٦) به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر روند تعدادی از متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها و سطح اشتغال برای دوره ۱۳۸٤-۱۳٤۰ در ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که تکانه‌های قیمتی نفت یکی از علل نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی در ایران است و بیست درصد از نوسانات تولید ناخالص داخلی ناشی از نوسانات قیمت نفت است.

سینها[2] (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان "اثرات بی‌ثباتی صادرات در فیلیپین و تایلند" به بررسی تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی دو کشور آسیایی فیلیپین و تایلند طی دوره اول۱۹٦۰ تا دوره سوم ۲۰۰۵ پرداخته است. وی با بهره‌گیری از مفهوم ایستائی[3] و با استفاده از آزمون kpss[4]ایستایی مدل را مورد آزمون قرار داده است. از آنجا که در این مقاله واریانس جملات اختلال ثابت نیستند و گاهی اوقات تغییر پیدا می‌کنند (از کوچک به بزرگ و سپس مجدداً کوچک می شوند)، در این حالت یکی از مفروضات کلاسیک مدل رگرسیون خطی نقض می‌گردد و به این دلیل است که از حالت عمومی اتو رگرسیو واریانس ناهمسانی شرطی[5] در حالت خود همبستگی جملات اختلال جهت مطالعه بی ثباتی استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که در هر دو کشور فیلیپین و تایلند شوک نوسانات رشد صادرات به صورت دائمی است و علاوه بر این، نوسانات گذشته سهم عمده‌ای در برآورد یا پیش بینی نوسانات آینده خواهد داشت. پس از برآورد معادله رشد نئوکلاسیک با رشد صادرات و بی‌ثباتی صادرات مشخص گردید که بی ثباتی صادرات تأثیر منفی و معنی‌داری بر نرخ رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه داشته است.

احراری و همکاران[6] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان "پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت با استفاده از شبکه عصبی" به ارایه الگویی برای پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت پرداخته‌اند. به این منظور آنها بی‌ثباتی قیمت نفت خام برنت و وست تگزاس اینترمدیت را پیش‌بینی کرده و از اطلاعات مربوط به قیمت‌های روزانه ی نفت برنت و وست تگزاس اینترمدیت در دوره ۱۹۹۰/۱۲/۵ تا ۲۰۱۰/۲/۲ بهره برده‌اند که از پایگاه اینترنتی وزارت انرژی ایالات متحده، آژانس اطلاعات انرژی استخراج شده است. آنها به منظور سنجش قدرت پیش‌بینی الگوهای مختلف از معیارهای جذر میانگین مربع خطای پیش‌بینی و میانگین قدرمطلق خطای پیش‌بینی استفاده کرده‌اند. مقایسه نتایج حاصل ازچهار الگوی مورد بررسی شامل الگوی اقتصاد سنجی GARCH ، دو نوع الگوی مبتنی بر شبکه عصبیGMDH[7]و الگوی ترکیبی شبکه عصبی GMDH و GARCH نشان می‌دهد که الگوهای ترکیبی و شبکه‌های عصبی بر مبنای معیار جذر میانگین مربع خطای پیش‌بینی برای هر دو سری، پیش‌بینی بهتری را نسبت به الگوی اقتصادسنجی GARCH ارایه می‌دهند.

۲- مبانی نظری:

۲-۱- آثار خرد و کلان بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی:

در این قسمت رویکرد تئوری اثرات خرد و کلان بی‌ثباتی صادرات را بر رشداقتصادی بررسی می‌کنیم.

الف) آثار کلان بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی:

1. Marzban et al. (2005)
2. Sinha (2007)
3. Stationary
٤. یک نوع آزمون ایستایی که در سال ۱۹۹۲ توسط KwaitKowski, Philips, Schmidt, Shimkps مطرح شده است.
5. General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)
6. Ahrari et al. (2011)
7. Group Method of Data Handling (GMDH)

براساس تئوری‌های تجارت بین‌الملل، کشورهای درحال توسعه به علت برخورداری از مزیتهای نسبی و فراوانی نهاده‌های تولیدی از تخصص‌های اولیه اقتصادی منتفع می‌گردند. با این حال برخی اقتصاددانان تخصص‌گرایی بین‌المللی را به دلیل وابستگی شدید اقتصاد به کالاهای صادراتی مورد انتقاد قرار می‌دهند. آنها اعتقاد دارند تخصص‌گرایی بین‌المللی در کالا برای یک کشور موجب وابستگی شدید آن کشور به درآمدهای صادراتی شده اما به دلیل برونزا بودن قیمت کالاهای صادراتی درصورت نوسان شدید در قیمت منجر به بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی شده و این مورد اثر منفی بر اقتصاد خواهد گذاشت. از آنجا که سهم عمده‌ای از واردات کشورهای در حال توسعه را واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای تشکیل می‌دهد و منبع تامین مالی این نوع واردات، درآمدهای صادراتی است لذا بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی موجب اختلال در واردات کالاهای یاد شده می‌گردد و به تبع رشد اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (سینها[1]، ۱۹۹۹ و فدر[2]، ۱۹۸۲).

در نظریه‌های سنتی توسعه اقتصادی بر پیامدهای منفی بی‌ثباتی کلان اقتصادی تاکید فراوانی کرده‌اند. براساس نظریه میردال (۱۹۵۸) [3] بی‌ثباتی قیمت محصولات صادراتی در شرایطی که قیمت به سمت پایین چسبنده باشد، منجر به تورم در اقتصاد می‌شود .در این شرایط، کسری بودجه چرخه متقابلی از خود نشان می‌دهد که واکنش بهینه در جهت تعادل اقتصادی است که به دلیل وجود اثر چرخ دنده ای[4]، میان کسری بودجه و بی‌ثباتی درآمد های صادراتی رابطه مثبتی مشاهده می‌شود.

براساس نظریه نرکس (۱۹۶۲)[5] و قبل از آن کینز (۱۹۳۸)[6] (۱۹۳۸)[6] بی‌ثباتی کلان اقتصادی موجب نااطمینانی[7] در اقتصاد اقتصاد شده که این امر، اثرات منفی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و پیشرفت‌های تکنولوژیکی خواهد گذاشت. در این رابطه کینز معتقد است نااطمینانی زمانی اتفاق می‌افتد که هیچ پایه علمی برای پیش‌بینی نوسانات احتمالی وجود نداشته باشد، البته پیشرفت‌های اخیر در ادبیات ریسک این امکان را فراهم آورده تا از محاسبات ریسک در این رابطه استفاده شود. چنین تفکراتی در مطالعات بعدی از سوی هیرشمن (۱۹۵۸)[8] و و فریدمن (۵۷-۱۹۵٤)[9] مبتنی بر رویکردهای مختلف به شدت مورد استفاده قرارگرفت. هیرشمن مشاهده کرد نوسانات درآمدهای صادراتی در کوتاه مدت به طور قابل توجهی واردات کالاهای ساخته شده را کاهش می‌دهد و این به نفع صنایع تولید داخلی خواهد بود. این منفعت، ناشی از اثرات پیامدهای مثبت استراتژی جانشین واردات[10] بر رشد اقتصادی است. فریدمن در این رابطه اشاره می‌کند براساس نظریه درآمد دایمی، بی‌ثباتی درآمدی منجر به افزایش نرخ پس‌انداز می‌شود. لذا آزاد سازی بازار کالاهای اولیه سهم درآمدهای صادراتی را از بنگاه‌های دولتی به بخش خصوصی منتقل می‌کند. به همین دلیل است که فرضیه درآمد دایمی فریدمن یکی از محورهای اصلی در مباحث مدیریت ریسک محسوب می‌شود.

ب) آثار خرد بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی:

در اینجا اولین پرسش این است که آیا بی‌ثباتی قیمت موجب بی‌ثباتی درآمد نیز می‌گردد؟ پاسخ این سوال در کشورهای گیرنده قیمت مثبت است. هرچند که منابع بی‌ثباتی قیمت (تکانه‌های عرضه و تقاضا)، در بی‌ثباتی قیمتها و مقادیر کالاها نقش متفاوتی ایفا می‌کنند اما در مجموع به بی‌ثباتی درآمد تولیدکنندگان منجر می‌شود. در کشورهای گیرنده قیمت در هر حالتی که صادر کننده کالای تجاری و یا غیر تجاری باشند بی‌ثباتی قیمت در دو شرایط مختلف صورت می‌گیرد یکی هنگام بی‌ثباتی تقاضا و دیگری در زمان بی‌ثباتی عرضه. در

1. Sinha (1999)
2. Feder (1982)
3. Myrdal (1958)
4. Ratchet Effect
5. Nurkes (1962)
6. Keynes (1938)
7. Uncertainty
8. Hirschman (1958)
9. Friedmam (1954)
10. Import Substitution Strategy

شرایط بی‌ثباتی تقاضا قیمتها و مقادیر دارای رابطه مستقیم با همدیگر هستند لذا بی‌ثباتی قیمت به نفع بی‌ثباتی درآمدی است. به بیان دیگر در این حالت بی‌ثباتی موجب افزایش درآمد می‌شود. در هنگام بی‌ثباتی عرضه محتمل‌ترین حالت این است که بی‌ثباتی قیمت می‌تواند منجر به تثبیت درآمد تولیدکنندگان شود. بی‌ثباتی قیمت به ازای بعضی مقادیر کشش‌های قیمتی تقاضا تولیدکنندگان را منتفع می‌سازد.

پرسش دوم در این نوع تجزیه و تحلیل، چگونگی تأثیر بی‌ثباتی بر رفاه تولیدکنندگان است؟ مطالعات گذشته در پاسخ به پرسش یاد شده از مفهوم سنتی مازاد کالای مارشال استفاده کرده‌اند. در ادبیات اقتصادی اخیر از تجزیه و تحلیل هزینه فایده استفاده شده است. به این ترتیب، در این حالت هزینه ریسک به عنوان میزانی که تولیدکنندگان جهت اجتناب از بی‌ثباتی از طریق طرح بیمه (جهت پوشش پرمیوم ریسک) تمایل به پرداخت دارند، تعریف می‌شود. هزینه ریسک نیز به نحوه رفتار و نگرش بنگاه به ریسک بستگی دارد. به عنوان مثال چنانچه بنگاه ریسک گریز باشد، هزینه ریسک دارای همبستگی مثبت با آن است. اما وجود هزینه بالای ریسک به این معنا که می‌بایست فرآیند تثبیت به لحاظ روند چنین هزینه‌هایی هم در سطح ملی و هم در سطح بین‌المللی اجرا گردد، نمی‌باشد.

۲-۲- بررسی تأثیر صادرات بر رشد اقتصادی:

براساس شواهدی که نشان می‌دهد بنگاه‌های صادراتی نسبت به بنگاه‌های غیرصادراتی خلاقیت و بهره‌وری بالاتری دارند، بسیاری از اقتصاددانان معتقدند مشارکت در بازارهای صادراتی منافعی را برای بنگاه‌ها به همراه دارد (بلالوک و گرتلر، ۲۰۰٤: ۳۹۷). بنگاه‌های صادراتی به ویژه در اقتصادهای درحال توسعه می‌توانند از تخصص‌های فنی خریداران خارجی خود بهره ببرند اما بنگاه‌های غیرصادراتی از دسترسی به چنین دانش تخصصی بی‌بهره‌اند (او و همکاران، ۲۰۰۰: ٦۷). معمولاً ارتباط بین بنگاه‌های صادرکننده و خریداران خارجی بسیار فراتر از معامله و انجام قرارداد است. خریداران خارجی محصولات با کیفیت بهتر و هزینه کم‌تر از صادرکنندگان می‌خواهند، برای رسیدن به این هدف آن‌ها انگیزه‌های قوی برای انتقال دانش به صادرکنندگان دارند (بانک جهانی،۱۹۹۳: ۳۲۰). خریداران خارجی جدیدترین طرح‌های کالاها، اطلاعات در مورد روش‌های جدید تولید و همکاری‌های فنی جهت بهبود فرآیند تولید (از طریق ارسال مهندسان یا دیگر کارکنان فنی برای بازدید از کارخانه‌ها یا حتی رفتن به خطوط تولید و آموزش چگونگی انجام کار به کارگران) را به صورت رایگان در اختیار صادرکنندگان قرار می‌دهند. بنگاه‌های صادراتی با دستیابی به چنین دانش و اطلاعاتی می‌توانند به بهره‌وری بالاتری نسبت به همتایان خود که تنها در بازار داخلی فعالیت می‌کنند، برسند (او و همکاران، ۲۰۰۰: ص ٦۵).

۲-۳- شاخص‌های بی‌ثباتی صادرات:

بطور کلی بی‌ثباتی را می‌توان از طریق شاخص‌های متعددی بدست آورد که ذیلاً به چندین مورد از آن اشاره می‌شود که عمدتاً در کشورهای در حال توسعه مورد استفاده قرار گرفته است:

الف) انحراف معیار ضریب متغیر زمان در رگرسیون لگاریتم صادرات بر زمان :

$$Ln\ \ X_t = a + bt + e_t$$

X_t: صادرات در زمان t

ب) رگرسیون ضریب تغییرات درآمدهای صادراتی :

$$LogX = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + v_t$$

انحراف معیار روند صادرات/میانگین:

$$Inst = c_0 v$$

ج) میانگین قدر مطلق تفاوت بین درآمدهای صادراتی واقعی از روند:

$$Inst = \frac{1}{n}.\sum_{t=1}^{n} \frac{X_t - \bar{X}_t}{\bar{X}_t} \ , \ t= 1, 2,..., n$$

N تعداد سالهای مورد مطالعه است؛

X_t درآمد واقعی صادرات؛

$\bar{X}_t$ روند درآمد صادراتی.

د) میانگین حسابی قدر مطلق مقادیر تغییرات یک سری زمانی نسبت به روند زمانی آن متغیر :

$$Inst = \frac{100}{\bar{X}} . \frac{\sum_{t=1}^{n} \left| X_t - X_{t-1} - b \right|}{n-1}$$

b ضریب متغیر روند است که می توان آن را از طریق رابطه زیر محاسبه نماییم.

$$X_t = a + bt$$

ه) قدرمطلق انحراف صادرات از میانگین متحرک پنج ساله .

$$Inst = \frac{\sum \left(X_t - \bar{X}_t \right)}{\left(\bar{X}_t \right)^2}$$

X_t ارزش صادرات

$\bar{X}_t$ متوسط ارزش صادرات طی تحلیل سری زمانی

در این تحقیق با توجه به ساختار اقتصادی ایران و مطالعات صورت گرفته، همانند تحلیل سری زمانی کاندسن و پارمز (۱۹۷۵) از این شاخص جهت تعیین بی‌ثباتی صادرات طی دوره مورد مطالعه استفاده شده است.این شاخص اولین بار توسط لاو (۱۹۹۲) برای تحلیل سری‌های زمانی پیشنهاد شد.

دلیل استفاده از این شاخص این است که دیگر شاخص‌ها غالباً جهت مطالعات مقطعی طراحی شده‌اند. هم چنین در اغلب موارد در محاسبه شاخص‌های بی‌ثباتی فرض شده است که مقادیر درآمدهای صادراتی دارای روند قطعی بوده و لذا تفاوت میان روند قطعی و مقادیر واقعی درآمدهای صادراتی به عنوان معیاری برای بی‌ثباتی استفاده شده است.

۲-٤- الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی گسترده (ARDL):

جهت ارائه مدل تحقیق از تکنیک معرفی شده توسط پسران و پسران[1] (۱۹۹۷) پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱) که به آزمون «خود همبستگی» با وقفه های توزیعی گسترده » (ARDL) معروف می‌باشد استفاده شده است. این روش نسبت به تکنیکهای سنتی همجمعی همانند انگل گرنجر و یوهانسن از مزایای عمده‌ای برخوردار است. بطوریکه روش انگل گرنجر تنها برای بررسی روابط همجمعی میان دو متغیر کاربرد دارد. همچنین در این روش متغیرها می‌بایستی انباشته از یک درجه باشند و برای دو یا چند متغیر کاربرد دارد. بدین ترتیب مزایای زیر جهت روش ARDL مترتب می‌باشد.

۱- روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) می‌تواند تأثیر متغیرهای مدل را از نظر معنی‌داری در نمونه‌های کوچک به وضوح تعیین نماید در حالیکه سایر روش‌ها به عنوان مثال روش یوهانسن از نظر آماری به نمونه‌های بزرگتری نیاز دارد.

۲- وجود همبستگی یکسان (درجه یکسان انباشتگی) در سایر روشهای همجمعی الزامی بوده در حالیکه در روش همجمعی (ARDL) صرف نظر از درجه همبستگی یکسان، بین متغیرهای مدل می‌توان ترکیبی از متغیرهای I(0), I(1) را نیز متصور بود و این امر ما را قادر می‌سازد تا لزومی به انجام آزمون اولیه ریشه واحد برای متغیرهای مدل نداشته باشیم. به عبارت دیگر نتایج تجربی نشان می‌دهد که ممکن است فرضیه صفر وجود ریشه واحد در تعدادی از متغیرهای مورد بررسی با لحاظ نمودن شکست ساختاری و بکارگیری روش لامسدین و پاپل[3] (۱۹۹۷) رد شود. بنابراین به علت وجود تردید و عدم اطمینان در مورد خواص مانایی داده‌ها می‌توان از این روش با اطمینان خاطر بالاتری استفاده نمود. از طرف دیگر مطالعات بهمن اسکوئی[4] و نصیر نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن آزمون مانایی به عنوان اولین قدم در هر آزمون همجمعی و بهره‌گیری از روشهای مختلف از قبیل آزمونهای ADF که فرض عدم وجود شکست ساختاری در متغیرهای مدل را در نظر می‌گیرد ممکن است به نتایج متفاوتی منجر شود بطوری

1. Pesaran and Pesaran (1997)
2. Pesaran et al. (2001)
3. Lumsdaine, R. L., D.H. Papell (1997)
4. Bahmani-Oskoee & Nasir (2004)

که یک سری زمانی دارای ریشه واحد شود در حالی که سری مورد نظر ممکن است در طول یک شکست ساختاری مانا شود. بدین ترتیب بکارگیری روش ARDL ابهامات آزمونهای مختلف را مرتفع نموده و کاربرد بسیار مناسبی حتی برای داده های مختلط I(0) و I(1) را در برخواهد داشت.

۳- تکنیک مورد تحقیق در رابطه با تعداد متغیرهای درونزا و یا برونزا که باید در الگو لحاظ شود و یا تعیین وقفه‌های بهینه و لحاظ نمودن متغیر روند و عرض از مبدأ محقق را یاری نموده و نتیجه بررسی به انتخاب بهینه موارد ذکر شده منجر میشود. در حالیکه در روش یوهانسن تصمیم‌گیری در رابطه با این موارد بعهده محقق است.

به طورکلی بر اساس نظریه پسران و پسران، فرآیندARDL توسط روابط زیر تعیین و ارائه می‌شود.

(۱)

$$\varnothing(L,P)y_t = \sum_{i=1}^{k} B_i(L,q_i)x_{it} + S'w_t + U_t$$

که در آن Yt متغیر وابسته و Xit متغیرهای مستقل هستند عبارت«L» عملکرد وقفه و Wt برداری SX1 است که نمایانگر متغیرهای از پیش تعیین شده در الگو شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برونزا است. طول وقفه بهینه معمولاً به وسیله مقدار حداقل معیار اطلاعاتی آکائیکی (AIC) و یا معیار دشوارتز بیزین (SBC) تعیین می‌شود. با استفاده از الگوی (ARDL) ضرائب بلند مدت و انحراف معیارهای آنها را می‌توان محاسبه کرد. کشش‌های بلند مدت ازرابطه زیر قابل برآورد می‌باشد.

$$\forall = 1,2,...,K \quad \hat{\theta}_i \frac{\hat{B}_{io} + \hat{B}_{i1} + ... + \hat{B}_{ori}}{1 - \hat{\varnothing}_i - \hat{\varnothing}_t - ... - \hat{\varnothing}_p} \qquad (۲)$$

بردار همجمعی بلند مدت نیز به وسیله رابطه زیر تعیین می‌شود که:

$$\forall = 1,2,...,n \qquad (۳)$$

$$y_t - \hat{\theta}_\circ - \hat{\theta}_i x_{it} - \hat{\theta}_2 x_{2t} ..... - \hat{\theta}_k x_{kt} = E_t$$

دراین رابطه جمله ثابت برابر است با:

$$\hat{\theta}_\circ = \frac{\hat{B}_\circ}{1 - \hat{\varnothing}_1 - \hat{\varnothing}_2 ..... \hat{\varnothing}_p} \qquad (٤)$$

اکنون می‌توان رابطه (۱) را بر اساس وقفه و تفاضل مرتبه اول متغیرهای Xit و Yt، Xkt و .... وXtt ونیزWt بازنویسی کرده و رابطه کوتاه مدت ARDL رابه صورت زیر نشان داد:

$$\Delta y_t = \varnothing(1,\hat{p})EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} B_{io}\Delta x_{1t} + - S'\Delta W_t$$

$$\sum_{j=1}^{\hat{p}-1} \varnothing y_{t-j} \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k\hat{q}_i - 1} B_{ij}^{*} \Delta x_{i,t-j}$$

و در نهایت جمله تصحیح خطا به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$EC_t = y_t - \sum_{i=1}^{k} \hat{\theta} x_{it} - \Psi' w_t \qquad (۵)$$

آزمون همجمعی کرانه‌های پسران جهت تعیین روابط بلند مدت بین متغیرها (Boamt test)

در این رابطه با تصریح خطای نافذ را به صورت زیر وبا آزمون فرضیه صفر و قبول یا عدم قبول آن همواره می‌توان به روابط بلندمدت بین متغیرهای مدل پی برد. در این راستا براساس مطالعات پسران و همکاران (۲۰۰۱) و بهمنی‌اسکوئی و نصیر (۲۰۰٤) الگوی تصحیح خطای الگویARDL به صورت زیر می‌باشد.

(٦)

$$dy_t = a_\circ + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i dy_{t-i} + \sum_{t=0}^{n} B_i dy_{t-i} + \sum_{t=\circ}^{n} \Upsilon_i dz_{t-i} + d_1 y_{t-1}$$

$$t...._z x_{t-x} + \lambda_3 2_{t-1} + ... + Du + \varepsilon_t$$

$$H_\circ = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = ... = 0$$

$$H_1 = \lambda_1 \neq \circ \; or \lambda_2 \neq \circ \; or \; \lambda_3 \neq \circ$$

دراین مرحله فرضیهH0 مبنی برعدم وجود رابطه بلندمدت و فرضیهH1 که خلاف H0 می‌باشد مورد آزمون قرار خواهد گرفت. معادله (٦) را ازطریق روش OLS تخمین زده سپس با استفاده از آزمون F مورد بررسی قرار می‌دهیم. به عبارتی آماره F با مقدار بحرانی جدول بندی پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقایسه می‌شود. این مقدار بحرانی برای رگرسیون‌های مختلف در حالتی که الگو دارای عرض از مبدأ و یا روند باشد محاسبه شده‌اند. درحقیقت این مقداربحرانی کلیه

طبقه‌بندی‌های احتمال متغیرها را بر اساس I(0) و I(1) را دربرمیگیرد، اگرآماره F محاسبه شده ازمقدار حد بالائی جدول بزرگتر باشد فرضیه صفر نبود همجمعی رد می‌شود و اگر آماره F محاسبات از حد پایین کمتر باشد دراین صورت فرضیه صفر نبود همجمعی را نمیتوان رد کرد و در نهایت در حالتی که مقدار F محاسباتی بین دو حد بالائی و پایینی قرار گیرد نتیجه مبهم است و در این حالت یک روش مناسب برای همجمعی استفاده از الگوی تصحیح خطای (ECM) الگویARDL است.

۲-۵ شبکه‌های عصبی مصنوعی:

یک شبکه عصبی از ترکیبی از چند نرون حاصل می‌شود. در شبکه‌های عصبی تک لایه، به جای هر ورودی از یک نرون استفاده می‌شود و وزنها نقش اتصال هر نرون به نرون خروجی را ایفا میکنند. در علم اقتصاد برای آموزش شبکه‌های عصبی مصنوعی عموماً از نیروی آموزش با نظارت استفاده میشود. در این نوع یادگیری ورودیهای مورد نظر را به شبکه قسمت بررسی اعمال کرده و در چرخه، خروجی بدست آمده را با خروجی مطلوب مقایسه می‌کند. مراحل فوق جهت حداقل‌سازی فضای بدست آمده چندین بار تکرار می‌شود تا بهترین مقادیر وزنها حاصل شود. پس از آموزش مناسب شبکه عصبی سیستم، می‌توان از آنها جهت پیش‌بینی متغیرهای مورد نظر توسط اعمال داده‌هایی که سیستم تا کنون آنها را مشاهده نکرده استفاده کرد.

در شبکه‌های پرسپترون چندلایه، از الگوریتم پسماند خطا برای یادگیری شبکه استفاده می‌شود که با فرض داشتن تابع خطا در شبکه پرسپترون چند لایه بصورت زیر می‌باشد:

$$\varepsilon_{(t)} = 1/2e^2$$

تعمیم یافته های قانون دلتا به شرح زیر می‌باشد:

$$W_{(t+1)} = W_t + \Delta W_t$$

که مقدار خطای تصحیح نشده در زمان t عبارتند از:

$$\Delta w_t = \eta e_k P_{kj}$$

درنهایت مقدار خطای مورد نظر برابر است با:

$$e_k = d_k - a_k$$

که در آن dk مقدار خروجی مطلوب نرخ یادگیری، ak مقدار خروجی بدست آمده، ek خطای مشاهده شده، w وزن مربوطه و Pkj ورودی به نرون k و خروجی از نرون j است .

در شبکه عصبی چند لایه‌ای مورد استفاده در این مقاله برای افزایش سرعت یادگیری الگوریتم، از الگوریتم (LM) به صورت زیر استفاده شده است.

$$W_{k+1} = W_k - [J_k' J_k + \mu]^{-1} J_k' e_k$$

که در آن w بردار وزن، J ماتریس ژاکوبین ، μ یک عدد ثابت، e بردار خطا و I ماتریس واحد می‌باشد.

۳- متدولوژی تحقیق

در این تحقیق به بررسی و پیش‌بینی تأثیرات بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی با استفاده از دو الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده و نیز شبکه عصبی مصنوعی می‌پردازیم. داده‌های مورد استفاده در این مدل از سالنامه آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی سالهای ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۹ می‌باشد. از بین داده‌های مورد استفاده آمارهای سالهای ۱۳۵۵ تا ۱۳۸٤ جهت آزمون معنی‌داری تئوری انتخاب شده است. با استفاده از داده‌های فوق برای آزمون مدل شبکه عصبی مصنوعی از داده‌های سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ برای پیش‌بینی و آزمون عملکرد سیستم استفاده شده است. هم اکنون، در این بخش به ارائه مدل پیشنهادی جهت پیش‌بینی اثر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی می‌پردازیم.

از آنجایی که شبکه‌های عصبی مصنوعی تک لایه قادر به انجام پیش‌بینی با توان مناسب نیستند، در اینجا از شبکه‌های عصبی مصنوعی چند لایه با توابع غیرخطی در لایه‌های میانی برای انجام دقیق پیش‌بینی مورد نظر استفاده نموده‌ایم.

ورودی‌های مدل پیشنهادی عبارتند از بی‌ثباتی صادرات، سرمایه‌گذاری، حجم پول، مخارج دولت و صادرات و خروجی مدل شبکه عصبی مصنوعی نیز رشد اقتصادی

می‌باشد. در این حالت سیستم با توجه به ورودیهای ذکر شده میزان رشد اقتصادی را به عنوان نتیجه پیش‌بینی تعیین خواهد نمود.

شبیه‌سازی مدل شبکه عصبی مصنوعی با استفاده از نرم افزار متلب ۲۰۱۰ انجام شده است. مدل شبکه از ۱۰ لایه مخفی تشکیل شده است که از تابع انتقال غیرخطی در ورودیها و از تابع انتقال خطی برای خروجیها استفاده شده است. از آنجایی که فرمول‌ها و روش‌های ارائه شده برای تعیین تعداد لایه‌ها و وزن‌های شبکه‌های عصبی مصنوعی عموماً از کلیت خاصی برخوردار نیستند، برای تعیین تعداد نرون‌های لایه‌های میانی و خروجی از روش‌های سعی و خطا استفاده می‌شود و با مقایسه ریشه میانگین مربعات خطا[1] و میانگین خطای مطلق[2] نتایج، هر کدام که مقدار کمتر ریشه میانگین مربعات خطا داشته باشد انتخاب می‌شود. معیار ریشه میانگین مربعات خطا و میانگین خطای مطلق عبارتند از:

$$RMSE=\frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(\hat{y}_i-y_i)^2}}{n} \quad , \quad MAE=\frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(\hat{y}_i-y_i)}}{n}$$

بدین ترتیب مدل اصلی مورد استفاده در این تحقیق به صورت زیر می‌باشد:

$$Y=\beta 0+\beta_1\chi+\beta_2 I+\beta_3 M+\beta_4 G+\beta_5 V_l$$

به طوری که:

Y:تولید ناخالص ملی

X: صادرات

I: سرمایه‌گذاری

M: حجم پول

G: مخارج دولت

V_l: بی‌ثباتی صادرات

در برآورد مدل فوق از رابطه لگاریتمی به جهت موزون نمودن داده‌ها و مرتفع نمودن مشکلات ناشی از ناهمسانی واریانس‌ها و هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی استفاده شده است و برای تخمین مدل خود رگرسیون با وقفه توزیعی نیز از نرم افزار Microfit 4 استفاده می‌گردد.

٤- نتایج تجربی

الف- نتایج الگوی ARDL:

تجزیه و تحلیل از روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی مبتنی بر تفسیر معادلات پویا و بلند مدت و تصحیح خطا است که از طریق معیار شوارتز برای تعیین مقدار بهینه استفاده شده است. نتایج حاصل از معادله پویا (معادله ای که در آن متغیر وابسته به شکل با وقفه در سمت راست معادله ظاهر می شود) مبین وجود رابطه بلند مدت در مدل می‌باشد و همچنین درستی تصریح شده مدل و عدم وجود خود همبستگی و وجود توزیع نرمال در جملات پسماند از ویژگی‌های عمده مدل می‌باشد.

جدول (۱): تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt (احتمال)
Y(-1)	0.172	0.073	2.355(0.027)
I	0.172	0.022	7.767(0.000)
G	0.235	0.066	3.561(0.002)
G(-1)	0.226	0.091	2.488(0.020)
G(-2)	-0.123	0.053	-2.327(0.028)
M	-0.049	0.084	-0.589(0.561)
M(-1)	-0.075	0.127	-0.592(0.559)
M(-2)	0.208	0.079	2.654(0.014)
X	0.107	0.018	6.033(0.000)
V_1	-0.011	0.005	-2.386(0.025)
C	2.807	0.385	7.446(0.000)
R-Squared	0.997	R-Bar-Squared	0.996
F (10, 25)	874.784 (0.000)		

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، آماره F معنی‌داری کلیه ضرایب برآورد شده مدل را رد نمی‌کند و ضریب تعیین مدل هم از مقدار بالای ۰,۹۹ برخوردار می‌باشد. در مورد معنی داری ضرایب، نتایج نشان می‌دهد که متغیر بی‌ثباتی صادرات تأثیر معنادار و منفی بر رشد اقتصادی دارد. اثر متغیرهای سرمایه‌گذاری، هزینه‌های دولت و وقفه اول

1. Root Mean Squared Error.(RMSE)
2. Mean Absolute Error. (MAE)

هزینه‌های دولت بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار می‌باشد اما وقفه دوم متغیر هزینه‌های دولت تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد. اثر متغیر حجم پول و وقفه اول آن بر رشد اقتصادی معنادار نمی‌باشد اما وقفه دوم آن اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. تأثیر متغیر صادرات نیز بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار می‌باشد.

جدول (۲): برآورد رابطه بلند مدت با استفاده از روش ARDL

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t (احتمال)
I	0.208	0.026	7.873(0.000)
G	0.408	0.039	10.260(0.000)
M	0.101	0.003	30.680(0.000)
X	0.129	0.019	6.580(0.000)
V_1	-0.013	0.005	-2.405(0.024)
C	3.464	0.378	9.156(0.000)

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۲) نتایج برآورد بلند مدت این الگو نشان می دهد که ضریب متغیر سرمایه‌گذاری اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که سرمایه و رشد اقتصادی دو عامل مکمل هستند و هنگامی که موجودی سرمایه در اقتصاد ایران در حال افزایش است، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. از طرف دیگر، همین نتیجه را نیز می‌توان در رابطه با تأثیر مخارج دولت، حجم پول و عواید ناشی از صادرات کالا و خدمات نیز مشاهده نمود این در حالی است که متغیر بی‌ثباتی صادرات بر روی رشد اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری دارد و مقدار آن ۰,۰۱۳ می باشد. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش در تغییرات بی‌ثباتی صادرات، رشد اقتصادی را ۱,۳ درصد کاهش خواهد داد.

جدول (۳): برآورد رابطه کوتاه مدت (ECM)

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t (احتمال)
dI	0.172	0.022	7.76 (0.000)
dG	0.235	0.066	3.56 (0.001)
dM	0.049	0.083	-0.58 (0.58)
dX	0.107	0.017	6.03 (0.000)
dV_1	-0.01	0.004	-2.38 (0.020)
C	-0.828	0.072	-11.34 (0.000)
ECM	-0.828	0.075	-11.139 (0.000)

منبع: یافته‌های تحقیق

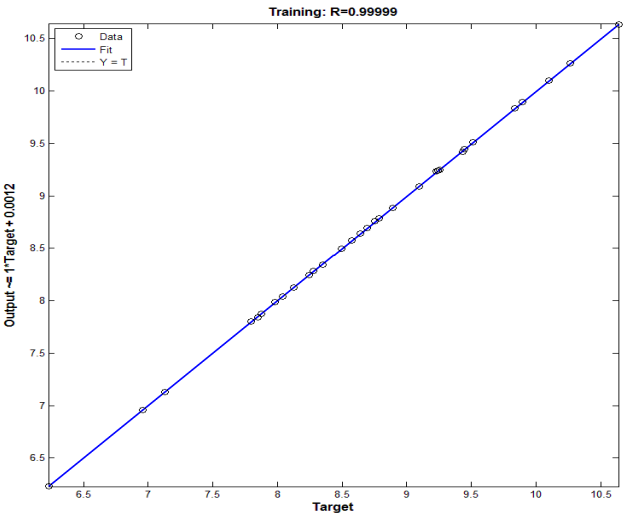
با توجه به جدول (۳) با بررسی ضریب جمله تصحیح خطا می‌توان اظهار داشت که اگر یک شوک، رشد اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار دهد در هر دوره کوتاه مدت تقریباً ۸۳٪ از انحراف از رابطه تعادلی بلند مدت تصحیح می‌شود. همچنین معنادار بودن ضریب جزء تصحیح خطا نشان‌دهنده درون زایی متغیر وابسته می‌باشد. بررسی دیگر ضرایب کوتاه مدت الگوی تأثیر صادرات بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که در کوتاه مدت نیز ضریب بی‌ثباتی صادرات دارای علامت منفی و معنی‌دار است و مقدار آن برابر با ۰,۰۱- است. به عبارت دیگر، ده درصد افزایش در تغییرات بی‌ثباتی صادرات در کوتاه‌مدت نیز رشد اقتصادی را یک درصد کاهش خواهد داد و در این راستا ملاحظه می‌شود که جهت تغییر تأثیرات بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت نیز منطبق بر تأثیرات بلندمدت مدل می‌باشد. در ادامه ملاحظه می‌گردد نتیجه تأثیر تغییرات سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و صادرات نیز منطبق بر تأثیر این متغیرها در بلند مدت بر رشد اقتصادی بوده و همگی دارای تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت بوده است لیکن در رابطه با متغیر حجم پول ملاحظه می‌شود در کوتاه مدت این متغیر دارای تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی نمی‌باشد.

ب - نتایج شبکه عصبی مصنوعی:

در این قسمت کارآیی شبکه عصبی مصنوعی چندلایه‌ای برای پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی در مقابل روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی مورد بررسی قرار می‌گیرد. قانون کلی برای آموزش و پیش‌بینی در شبکه‌های عصبی انتخاب درصدی از داده‌ها برای آموزش و درصدی برای پیش‌بینی است که می‌بایست این درصد برای آموزش به مراتب بیشتر از پیش‌بینی باشد و عموما بسته به مسئله تحت بررسی متفاوت می‌باشد و از طریق سعی و خطا به دست می‌آید. برای مثال همان گونه که درقسمت ۵-۲ اشاره شده است، از ۷۰٪ داده‌ها برای آموزش شبکه عصبی و از ۳۰٪ برای پیش‌بینی استفاده می‌شود. برای شبکه عصبی استفاده شده دراین قسمت، تقریبا از ۸۰٪ داده‌ها

برای آموزش و از ۲۰٪ برای پیش‌بینی استفاده شده است که این مقدار براساس سعی و خطا بدست آمده است. برای بررسی دقت شبکه از دو معیار ریشه میانگین مربعات خطا ومیانگین خطای مطلق استفاده می‌شود.

در شکل یک، میزان تمایز نرخ رشد واقعی و نرخ رشد پیش‌بینی شده در شبکه عصبی به صورت خط رگرسیون نشان داده شده است.



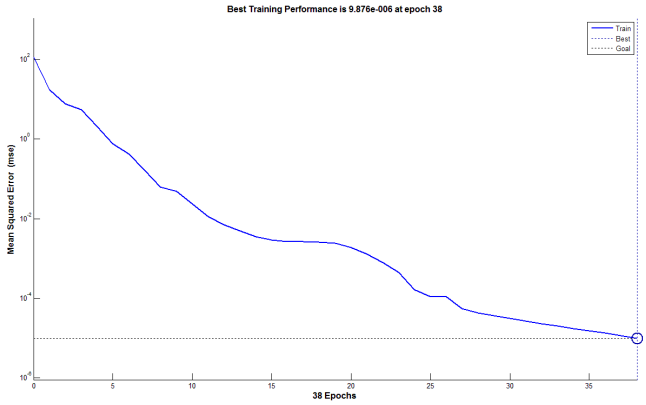
شکل (۱): تمایز نرخ رشد واقعی و نرخ رشد پیش بینی شده در شبکه عصبی

همانطوری که در این شکل مشاهده می‌شود میزان بهره‌وری شبکه آموزش اجرا شده تقریباً ۹۹٪ می‌باشد که نشان دهنده کارآیی بالای سیستم برای پیش بینی نرخ رشد اقتصادی است.

در شکل (۲) با توجه به معیار میانگین مربعات خطا[1] که طبق رابطه زیر:

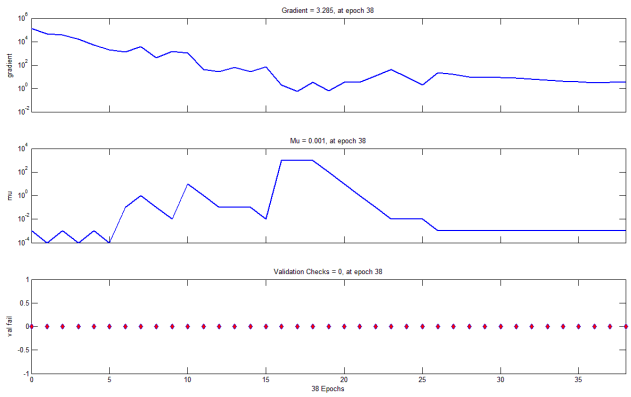
$$MSE = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{m}(\hat{y}_i - y_i)^2}}{n}$$

تعریف می شود کارایی شبکه نشان داده شده است. همانطوریکه مشاهده می‌شود یادگیری شبکه در دوره‌های اولیه با خطای میانگین مربعات خطا بالایی مواجه است اما هرچه تعداد دوره‌ها افزایش پیدا می‌کند و به سمت تعداد سالهای مورد بررسی (۳۸ دوره) حرکت می‌کند میزان خطا به شدت کاهش یافته به نحوی که در دوره‌های ۳۸ ام تقریباً به $۹/۸۷ \times ۱۰^{-۶}$ می‌رسد.



شکل (۲): کارآیی شبکه عصبی

با توجه به توضیحات داده شده در قسمت دوم مروری بر شبکه‌های عصبی مصنوعی برای الگوریتم LM، در شکل (۳) میزان μ سیستم گرادیان کارآیی الگوریتم lu و اعتباربخشی شبکه چند لایه عصبی مصنوعی نشان داده شده است.



شکل (۳): اعتباربخشی شبکه چند لایه عصبی مصنوعی

نتایج نشان می‌دهد که میزان گرادیان در مرحله ۳۸ ام برابر ۳,۲۸۵ و میزان μ در مرحله ۳۸ ام برابر ۰,۰۰۱و میزان اعتبارسنجی شبکه صفر است. نتایج فوق به خوبی نشان دهنده کارآیی و مطلوبیت شبکه‌های عصبی مصنوعی چند لایه‌ای جهت پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی است.

1. Mean Square Error.

جدول (٤): مقایسه پیش‌بینی رشد اقتصادی با دو روش ARDL و شبکه عصبی

سال	مقادیر واقعی	مقادیر پیش بینی شده	
		روش ARDL	روش شبکه عصبی
1385	13.0560	13.0201	13.0471
1386	13.1205	13.1037	13.1186
1387	13.1871	13.1208	13.1532
1388	13.2520	13.1928	13.2313
1389	13.3169	13.2687	13.3019

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به جدول (٤) مشخص می‌شود پیش‌بینی‌های حاصل از رویکرد شبکه عصبی در مقایسه با روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی به واقعیت نزدیک‌تر می‌باشد.

جدول (٥): مقادیر معیارهای ارزیابی عملکرد در روش های مختلف

روش پیش بینی	RMSE	MSE	MAE	MAPE
شبکه عصبی	0.02016	0.00041	0.0174	0.00134
ARDL	0.15063	0.02269	0.0436	0.00287

منبع : یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاد:

یافته‌های این تحقیق بر اساس روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی در دوره زمانی ۱۳۸۹– ۱۳۵۵ نشان می‌دهد که اثر بی‌ثباتی صادرات روی رشد اقتصادی منفی است که البته این اثر در کوتاه مدت متفاوت از اثر آن در بلندمدت است به طوریکه تأثیرپذیری آن در بلندمدت همواره بیشتر از کوتاه‌مدت است. در ادامه این مطالعه مشخص گردید که پیش‌بینی رشد اقتصادی از طریق شبکه عصبی GMDH همواره نسبت به روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی از برتری بیشتری برخوردار است. بدین‌ترتیب با توجه به مطالب ذکر شده و ساختار اقتصادی ایران پشنهاد می‌گردد:

۱- با توجه به تأثیر منفی بی‌ثباتی صادرات روی رشد اقتصادی، رفع عوامل سبب‌ساز در ایجاد آن ضروری است. یکی از این عوامل فضای نامساعد مبادلات بازرگانی و سرمایه‌گذاری در ایران می‌باشد که با بهبود شاخص‌های مطروحه توسط بانک جهانی از قبیل حمایت از سرمایه‌گذاران، تسهیل در امر صدور مجوز و تثبیت نرخ ارز می‌توان فضای مبادلات بازرگانی را بهبود بخشید. علاوه بر این افزایش ثبات سیاسی و اقتصادی و افزایش سرمایه‌گذاری داخلی و کنترل تورم نیز از عوامل مهم در امر ایجاد ثبات در مبادلات بازرگانی می باشد.

۲- از آن جا که بسیاری از موانع و مشکلات ایجاد شده در امر صادرات ناشی از نامساعد بودن قوانین و مقررات پیچیده و مراحل اجرایی آن می‌باشد، لذا با برطرف نمودن موانع قانون تجارت و حذف مراحل زاید و بهره‌مندی از تجربیات سایر کشورها می‌توان بخشی از مشکلات بازار فروش خارجی را برطرف نمود.

با توجه به پیامد مثبت آزاد سازی تجاری و حرکت از اقتصاد بسته به سمت اقتصاد باز فعالیت در زمینه رقابتی شدن صنایع داخل و استفاده از مزیت‌های نسبی موجود با هدف بهره‌گیری از تجربیات کشورهای موفق در زمینه جهانی شدن می‌تواند قدم عمده‌ای در راستای ثبات سیاست مبادلات بازرگانی و صادرات باشد.

منابع:

Abrishami, H. and et al. (2012),"The Effect of Globalization on Total Label Demand, Skilled and Unskilled Labor in Iran", No.58, pp.107-142.

Abrishami, H., Ahrari, M., Mehrara, M. and Mirghasemi, S. (2009), "The Modeling and Forecasting of Iran's Economic Growth from the Perspective of GMDH Neural Network", Journal of Economic Researches, 88, pp. 1-24.

Abraham, G. (2004), "Export Instability and Economic Growth in Ethiopia", African Institute for Economic Development and Planning (IDEP), Working paper.

Abrishami, H. (2008), "The Modeling and Forecasting of Petroleum Price by GMDH Neural Network", Quarterly Journal of Iranian Economic Studies, 36, pp. 14-25.

Ahrari, H. (2011), "Oil Price Instability Forecasting Using Neural Networks GMDH", Journal of Energy Economic Studies, 25, pp.89-112.

Aminnaseri, M. and Esfahanian, M. (2008), "Presenting a Neural Network Model in order to Predict the Short Term Price of Oil", The International Journal of Iranian Science and Technology University, 1, pp. 27-35.

Aw, B., Chung, S. and Roberts, M. (2000), "Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-Level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan (China)", The World Bank Economic Review, 14(1), pp. 65-90.

Bahmani-Oskoee, M. and Nasir, A. (2004), "ARDL Approach To Test The Productivity Bias Hypothesis," Review of Development Economics, 8(3), pp. 483-88

Biesebroeck, J. (2005), "Exporting Raises Productivity in Sub-Sahara African Manufacturing Firms", Journal of International Economics, 67, pp. 373-391.

Blalok, G. (2002), "Technology Adoption from Foreign Direct Investment and Exporting: Evidence from Indonesian Manufacturing", Ph.D Dissertation, University of California, Berekeley.

Blalok, G. and Gertler, P. (2004), "Learning from Exporting Revisited in a Less Developed Setting", Journal of Development Economics, 75, pp.397-416.

Boshrabadi, S., Koochakzadeh, and Mehrabi, H. (2009), "Modeling and Forecasting of Agricultural Products in Iran: Application of Artificial Neural Networks", Journal of Economics and Agricultural Development, 23(1), pp. 49-58.

Cameron, N. and Moshiri, S. (2000), "Neural Network versus Econometric Models in Forecasting Inflation", Journal of Forecasting, 19, pp.201- 217.

Farzanegan, M.R. and Markwardt, G. (2009), "The Effects of Oil Price Shocks on the Iranian Econony", Energy Economics, 31, pp. 134- 151.

Feder, G. (1982) "On Exports and Economic Growth", Journal of Development Economics, 12, pp. 59-73.

Ghadimi, M. and Moshiri, S. (2002), "The Modeling and Forecasting of Iran's Economic Growth Using Artificial Neural Network (ANN)", Quarterly Journal of Iranian Economic Studies, 12, pp.56-65.

Hadian, E. and Parsa, H. (2006), "Macroeconomic Effects of Oil Price Fluctuations on the Performance in Iran", Journal of Social and Humanities Sciences, 22, pp. 111-132.

Hamid, S.A. and Iqbal, Z. (2004), "Using Neural Networks for Forecasting Volatility of S&P 500 Index Futures Prices", Journal of Business Research, 57, pp. 1116- 1125.

Haykim, S. (1999), "Neural Network: A Comprehensive Foundation", Prentice Hall.

Ince, H. and Trafalis, T.B. (2006), "A Hybrid Model for Exchange Rate Prediction", Decision Support Systems, 42, pp. 1054-1062.

Jahangard, S. (2004), "The Forecasting of Iran's Economic Growth and Its Comparison against the Objectives of the Fourth Development Program", Journal of Program and Budget, 89, pp.75-82.

Komijani, A. and Haji, G. (2012), "The Role of Exports on Productivity and Economic Growth: Some Empirical Evidence of Iran", Quarterly Journal of Economic Growth and Development, 2(7), pp. 9-20.

Lumsdaine, R.L. and Papell, D.H. (1997), "Multiple Trend Breaks and Unit Root Hypothesis", Review Of Economics and Statistics, 79(2), pp. 212-218.

Marzban, H. and Akbarian, R. (2004), "A Comparison between Structural Econometric Time Series and Neural Network Models for Predicting Exchange Rate", Journal of Economic Researches, 69, pp. 181-216.

Mehrara, M. (2010), "Oil Price Instability Forecasting Using Neural Networks GMDH", Journal of Energy Economics Studies, 25, pp.89-112.

Perron, P. (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Microeconomic Variables", Journal of Econometrics, 80(2), pp. 355-385.

Pesaran, M.H. and Pesaran, B. (1997), "Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Oxford University Press.

Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001), "Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationships", Journal Of Applied Econometrics, 16(3), pp. 289-326.

Rahmani, T. (2009), "Macroeconomics", Tehran, Baradaran Press.

Ramcharron, H. (2002), "Oil Production Responses to Price Changes: An Empirical Application of Competitive Model to OPEC and non-OPEC Countries", Energy Economics, 24, pp.97- 106.

Samadi, A.H. and Pahlavani, M. (2009) "Cointegration and Structural Breaks in Economics", Sistan & Baloochestan University Press.

Shakibaei, A. (2009), "The Prediction of Oil Supply in 11 Producing Countries Using Neural Network in Linear Regression", Knowledge and Development Journal, 27, pp. 98-118.

Sinha, D. (1999), "Export Instability, Investment and Economic Growth in Asian Countries: A Time Series Analysis", Economic Growth Center, Yale University Center Discussion Paper, 799.

Sinha, D. (2007), "Effects of Volatility of Export in The Philippines and Thailand", Munich Personal RePEc Archive (MPRA), No. 2563.

Tkacs, G. (2001), "Neural Networks in Forecasting of Canadian GDP Growth", International Journal of Forecasting, 17, pp. 57-69.

White, H. (1988), "Economic Using of Neural Networks: The Case of IBM Daily Stock Returns", Proceeding of the IEEE International Conference on Neural Networks, pp. 451-458.

دانشگاه پیام نور

فصلنامه علمی– پژوهشی

پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی

فرم اشتراک:

علاقه‌مندان به اشتراک فصلنامه علمی– پژوهشی «پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی» ، مبلغ ۸۰۰۰۰ ریال جهت اشتراک سالانه نشریه به شماره حساب ۲۱۷۸۶۰۹۰۰۱۰۰۷ نزد بانک ملی ایران، شعبه بنفشه تهران واریز کرده و فیش آن را به همراه این فرم، پس از تکمیل، به دفتر مجله ارسال کنند.

نام: .....

نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کد پستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

آدرس الکترونیکی: .....

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G. (Ph.D.)	Fallahi, M. A. (Ph.D.)	Mehrara, M. (Ph.D.)	Sadeghi, Z. (Ph.D.)
Abdolmaleki, H. (Ph.D.)	Feyzpour, M. A. (Ph.D.)	Mehregan, N.(Ph.D.)	Sahabi, B. (Ph.D.)
Abu Nuri, E. (Ph.D.)	Fotros, M.H. (Ph.D.)	Mila Elmi, Z. (Ph.D.)	Salimi far, M. (Ph.D.)
Agheli, L. (Ph.D.)	Homayuni Far, M. (Ph.D.)	Mir Bagheri Hir, M.N. (Ph.D.)	Seyf, A. (Ph.D.)
Ahmadi Shadmehri, M.T. (Ph.D.)	Hoseini Nasab, S.E. (Ph.D.)	Moayed Far, R. (Ph.D.)	Shabani, A. (Ph.D.)
Akbari Fard, H. (Ph.D.)	Imani Barandagh, M. (Ph.D.)	Mohammad Zadeh, P. (Ph.D.)	Shahabadi, A. (Ph.D.)
Akbarian, R. (Ph.D.)	Jalaei, S.A. (Ph.D.)	Momeni, F. (Ph.D.)	Shahiki Tash, M. N. (Ph.D.)
Amini milani, M. (Ph.D.)	Jafari Samimi, A. (Ph.D.)	Monsef, A. (Ph.D.)	Shahnoushi, N. (Ph.D.)
Arman. S.A. (Ph.D.)	Karimzadeh, M. (Ph.D.)	Najafi Zadeh, S. A. (Ph.D.)	Shakibaei, A. (Ph.D.)
Asgari, A. (Ph.D.)	Karimi Takanloo, Z. (Ph.D.)	Najar Zadeh, R. (Ph.D.)	Sharifi Ranani, H. (Ph.D.)
Atrkare Roshan, S. (Ph.D.)	Karshenasan, A. (Ph.D.)	Nasrollahi, K. (Ph.D.)	Soheyli, S. (Ph.D.)
Bafande Imandust, S. (Ph.D.)	Khalili Eraghi, M. (Ph.D.)	Nasrollahi, Z. (Ph.D.)	Suri, A. (Ph.D.)
Biabani J.(Ph.D.)	Khoda Bakhshi, A. (Ph.D.)	Pedram, M. (Ph.D.)	Tari, F. (Ph.D.)
Dadgar, Y. (Ph.D.)	Khoda panah, M. (Ph.D.)	Pour Faraj, A. (Ph.D.)	Vaez, M. (Ph.D.)
Delangizan, S. (Ph.D.)	Komijani, A.(Ph.D.)	Rajabi, M. (Ph.D.)	Yavari, K. (Ph.D.)
Emadzadeh, M. (Ph.D.)	Lashkari, M. (Ph.D.)	Ranjpour, R. (Ph.D.)	Zaraanezhad, M. (Ph.D.)
Erfani, A.(Ph.D.)	Makkeyan, S. N. (Ph.D.)	Rasekhi, S. (Ph.D.)	
Ezzati, M.(Ph.D.)	Manzoor, D. (Ph.D.)	Razmi, M. J. (Ph.D.)	
Falahati, A. (Ph.D.)	Mehnat Far, Y.(Ph.D.)	Sadeghi, H. (Ph.D.)	

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 0.63 (IF = 0.63) from the Islamic World Science Citation Center (ISC).

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Director: Hadi Ghaffari (Ph.D.)
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur (Ph.D.)
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	S.P. Singh (Ph.D.)	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari (Ph.D.)	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi (Ph.D.)	Associate Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani (Ph.D.)	Associate Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani (Ph.D.)	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Mohammad Hassan Fotros (Ph.D.)	Associate Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Reza Lotfali pur (Ph.D.)	Professor	Ferdowsi University
8	Mahmud Yahyazadeh Far (Ph.D.)	Associate Professor	Mazandaran University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam (Ph.D.)	Associate Professor	Imam Sadegh University
10	Mohammad Ali Molaei (Ph.D.)	Assistant Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari (Ph.D.)
English Editor: Mojgan Eivazi (Ph.D.)
Published by: Payame Noor University of Markazi Province
Address: Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 0861-2247853
Fax: 0861-4021151
Mobile: 09185288130
E-mail: egdr@pepnu.ir
Web: www.pepnu.ir

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Vol. 3 , No. 9 , March 2013